

数字经济发展对居民就业的影响效应研究

周晓光¹, 肖宇²

(1. 中国社会科学院人口与劳动经济研究所, 北京 100006;

2. 中国社会科学院亚太与全球战略研究院, 北京 100007)

摘要: 作为继工业革命之后未来社会发展方向, 数字经济对就业结构的冲击已不可避免。利用 2006—2020 年的数据, 研究发现数字经济发展整体上有利于居民就业, 但这种影响效应的大小在中国不同行业 and 不同区域存在明显异质性。当前数字经济对就业市场的负向影响, 主要是数字治理缺位和公共服务缺失所致。研究结论为健全数字时代的居民就业公共服务体系提供了参考。

关键词: 数字经济; 数字治理; 数字就业; 劳动者保护; 系统 GMM

中图分类号: F062.5 文献标识码: A 文章编号: 1005-0566(2023)05-0158-13

Research on the impact of digital economy development on residents' employment

ZHOU Xiaoguang¹, XIAO Yu²

(1. Institute of Population and Labor Economics, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100006, China;

2. National Institute of International Strategy, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100007, China)

Abstract: As the future direction of social development after the industrial revolution, the impact of digital economy on employment structure is inevitable. Using the data from 2006 to 2020, this paper finds that the development of digital economy is beneficial to residents' employment on the whole, but the size of this effect is significantly heterogeneous in different industries and regions in China. The current negative impact of digital economy on the job market is mainly caused by the absence of digital governance and public services. The research conclusion provides a reference for improving the public service system of resident employment in the digital age.

Key words: digital economy; digital governance; digital employment; labor protection; SYS-GMM

作为新一轮科技革命和产业变革新机遇的战略选择, 数字经济正在成为重组全球要素资源、重塑全球经济结构、改变全球竞争格局的关键力量^[1]。发展数字经济是建设现代化经济体系的重要引擎^[2]。作为继农业经济、工业经济之后的主要经济形态, 数字经济对国民经济的影响程度之

深前所未有。工业和信息化部数据显示, 2012—2021 年, 我国数字经济规模已经从 11 万亿元增长到超 45 万亿元, 数字经济占 GDP 的比重已经高达 39.8%。作为未来的发展方向, 数字经济以其快速的发展速度、广阔的辐射范围和深刻的影响程度, 推动了生产生活方式的深刻变革。

收稿日期: 2022-12-30 修回日期: 2023-04-25

基金项目: 中国社会科学院青年科研启动项目“双循环与中国周边经济战略体系构建”(2022YQNQD054); 国家社会科学基金后期资助暨优秀博士论文项目“数字贸易规则研究”(22FGJB013)。

作者简介: 周晓光(1982—), 男, 湖北黄冈人, 中国社会科学院人口与劳动经济研究所副研究员, 管理学博士, 研究方向为人力资本与劳动经济学。通信作者: 肖宇。

在居民就业领域,直播带货、粉丝经济、灵活就业、兼职创业等新的协同开放就业形态不断涌现,众多的传统就业岗位也随着开始发生变化。一方面,是灵活就业的市场基础和劳动者接受度日益提高。如就业者利用业余时间跑网约车增加运力和收入。又如在此次新冠病毒感染疫情期间,生鲜配送企业盒马生鲜通过和之前有业务合作的企业合作,启动“共享用工”新模式,以解决阶段性人手短缺问题。另一方面,数字技术对传统行业的渗透愈加深入。得益于产业数字化和数字产业化的飞速发展,大量劳动力开始直接从事和数字经济相关工作,中国信息通信研究院《中国数字经济发展与就业白皮书(2019年)》测算显示,2018年我国数字经济领域就业岗位达到1.91亿个,占全年总就业人数24.6%。

数字经济催生的新业态吸纳了很大一部分就业,这种新兴的就业模式也因为与数字平台企业的用工需求相匹配而得到了较为广泛的普及,推动了就业结构的深刻变化。一些劳动者可能无法适应数字时代的就业形态变化而导致失业,一个最明显的例子是网约车出现后对出租车行业的颠覆式冲击和数字购物平台出现后对传统大卖场的影响。此外,数字平台企业在发展初期一些忽视劳动者保护的缺陷也广为诟病。但面对经济数字化的大趋势,数字经济对就业带来的影响很可能是系统性的。历史经验告诉我们,技术发展范式变化带来的自动化和创新将减少传统部门的就业岗位,但同时会在横向创造更多的新部门,产生更多的就业岗位。同时,拥抱新技术范式的行业或企业可能会享受到更多的“红利”,而这种要素的“虹吸效应”可能会引发整个社会新的财富分配。面对数字经济发展的新趋势,我们需要从理论层面深刻剖析数字经济对就业效应的扩散机制并作出针对性调整。

而对于这一趋势性的变化,我国“十四五”规划也提出,要强化就业优先政策,支持和规范发展新就业形态。因此,如何厘清日益普遍的数字经济发展对居民就业的可能影响,找到与数字经济时代居民就业特征相契合的雇佣关系、劳动者保护新

模式和共同富裕等顶层设计方案,从而推动双循环新发展格局的深入发展,是本文拟解决的首要问题。

一、文献综述与研究假说

数字经济概念最早是由美国学者唐·泰普斯科特(Don Tapscott)在1996年出版的《数字经济:网络智能时代的前景与风险》一书中首次提出,其将数字经济界定为互联网对经济活动的影响。随着研究的深入,Mesenbourg^[3]认为,数字经济是由电子商务基础设施、电子商务流程和电子商务3个部分组成。OECD的数字经济发展框架显示,数字经济主要包括数字促成产业、数字中介平台、电子商务、数字内容、依赖数字中介平台的数字产业和其他数字产业6个部分。由此可以看出,虽然当前全球对数字经济尚无统一的定义,但一个广泛的共识是数字经济是基于数字技术而衍生出的经济活动。这实际上回到了弗里曼、克拉克和苏特等的新技术系统(New technology systems)和多西的技术形态(Technological styles)、技术范式(Technological paradigms)的理论范畴^[4]。对于理论界来说,阐明技术创新的发生和扩散机制,对新发展阶段的中国来说意义重大。

在劳动经济学领域,技术发展范式改变对居民就业影响效应也一直是学术界关注的热点领域。Acemoglu等^[5]对1990—2007年美国机器人与工作就业的数据研究后发现,在此期间,每千名美国工人中增加1个机器人,将会导致就业人口比下降0.2%,同时工资降低0.42%。这一发现和Graetz等^[6]的研究结论基本一致,即机器人的推广应用减少了低技能工人的就业时间。从行业大范围来看,机器人对就业的影响取决于机器人对每个行业的渗透率。一般来说,渗透率越高则对就业的影响越大。但从企业和行业的角度来说,新技术的出现可以大幅度提高劳动生产率,这对于企业和行业来说具有巨大的吸引力。值得一提的是,Borland等^[7]在对澳大利亚就业市场进行分析后发现,引入基于计算机技术后,可用的工作总量并没有减少,因此数字经济不会带来大面积的失业问题。至于居民就业的另外一个重要维度收入

问题,学术界普遍认为由于城乡“数字鸿沟”的存在,数字经济发展对城乡居民整体收入水平的影响并非是动态均衡的^[8],但黄庆华等^[9]研究发现,数字经济发展能够显著缩小我国城乡居民收入差距。至于原因,主要是由于数字化进程的深入发展,使得城乡之间的“数字鸿沟”逐渐减少并消失所致。

因此,归纳现有研究发现,围绕数字经济是否有利于就业问题的判断,形成两派观点截然不同的观点。其中一方认为,数字经济对就业具有正面影响。这些正向效应体现在,数字经济提升了居民非正规就业的概率,典型成果是陈贵富等^[10]的研究,通过构建生产和家庭部门的一般均衡模型进行实证分析后,该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。也就是说,凭借劳动时间和参与劳动方式的自由化,数字经济有利于提升就业供给的配置效率,从而提升居民就业水平。并且 Wasserman 等^[11]研究发现互联网技术的出现,有助于缩小女性在就业市场的弱势地位,从而增加女性的劳动就业机会和薪资水平。更为宏观层面的研究显示,发展数字经济还有助于缩小居民收入差距。如祝志勇等^[12]利用 2013—2020 年的省级面板数据研究了数字基础设施对城乡收入差距的影响效应后发现,虽然存在人力资本、交通基础设施和城镇化水平等门槛效应,但数字基础设施通过助力农业增收和提高非农收入来缩小的城乡收入差距。而另外一方围绕数字经济发展对居民就业影响效应的研究却给出了另外一种截然不同的观点。如王震^[13]就指出,当前政府部门记录和统计存在“漏出群体”,导致部分就业人员游离在就业保护和社会保障系统外,还导致“稳就业”措施在实施中面临政策可及性差和治理能力欠缺等问题。这个研究指向了一个问题,即由于数字治理的相对滞后,使得数字经济发展步伐与劳动者就业保护出现了不协调不匹配的情况。至于这种事实对劳动者的伤害,丁述磊等^[14]从非标准就业健康差异的角度展开了分析,发现标准就业健康状况优于非标准就业。也就是说,非标准就业人群的健康状况明显不及标准就业。

不难看出,围绕数字经济发展对居民就业问题的研究实际上基本遵循了这条主线,即数字经济的发展究竟是否有利于居民就业。在进一步对原因、影响因素和解决策略的探究中,赵新宇等^[15]认为,数字经济对劳动力非正规就业的影响存在人力资本异质性,数字经济主要提升了能够熟练使用互联网、高学历以及拥有专业技能的劳动力非正规就业的概率。这一研究和郭东杰等^[16]的结论基本相似,在对中国 2011—2019 年的省级面板数据进行统计后发现,虽然数字经济有利于提升就业水平,但数字经济只能提高高学历劳动力的就业占比,不利于低学历劳动力就业。而至于数字经济发展过程中劳动者保护的缺位问题,王延川等^[17]认为,解决这一问题,需要就业者和数字平台应增强自身权责意识、人社部门应健全就业者社会保障制度、政府部门应构建多部门参与的数字平台就业关系监管体系、司法部门应加强对就业者权益的司法保护,此外还应探索建立就业者维权公益组织,以加大数字平台就业者权益保障的力度。值得一提的是,虽然不少观点认为数字经济发展过程中存在劳动者保护缺位的现象,但戚聿东等^[18]通过构建中国就业质量评价指标体系进行研究后发现,数字经济发展有助于优化劳动结果,促使劳动报酬和劳动保护进一步提升,也能够促进就业环境改善,为高质量就业提供了新契机。

梳理这些国内外研究不难发现,数字经济对居民就业的影响明显具有长期性、系统性和结构性,在产业数字化和数字产业蓬勃发展的大环境面前,厘清数字经发展对居民就业的影响,分析其作用机制、存在问题和解决策略,具有极强的理论意义和现实价值。

从技术演进的视角来看,分析数字经济发展对居民就业的影响效应,离不开技术范式变化对三次产业生产范式的变化和对劳动者就业冲击这一基本的框架。从历史维度来看,人类历史上每次技术范式的重大变化,都必然会给就业结构带来一定冲击。新技术出现之后,新的机器和新的业态,对传统就业群体的影响是必然的。如在历

史上,装备蒸汽机的轮船出现后,大量内河运输的帆船从业者不得不走向失业。而以内燃气驱动的汽车的出现,又大大推动了马车退出历史舞台的步伐。在数字时代,大量新技术的出现使得经济业态涌现出一些全新的就业形态,灵活就业开始普及,“触网上云”变得日益普遍,大量低技能的劳动者不可避免遭受影响。如就城市居民买菜而言,数字外卖平台的出现,分流了一部分消费者,这就使得菜市场 and 流动“摊贩”的生计不可避免受

到冲击,部分消费者更愿意接受手机 APP 下单从而享受快捷透明的服务。但是,这种服务需求又催生了外卖小哥、闪送、小区团购等全新的就业形态。也就是说,在数字经济发展范式下,旧岗位在不断消失的同时,新的工作岗位和全新的职业也开始涌现,居民失业和新就业并存的状态,正在成为数字时代就业市场的显著特征。

其理论基础和实践检验的逻辑框架如图 1 所示。

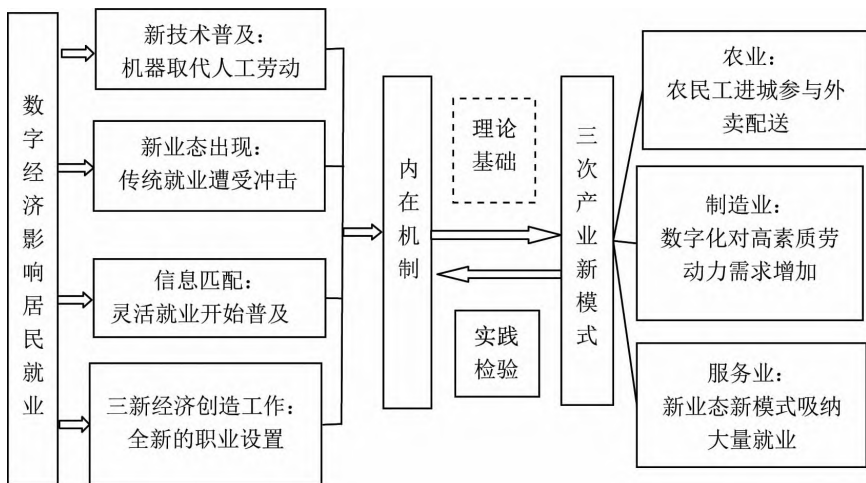


图 1 数字经济影响居民就业的内在机制

在实体经济部门,数字技术出现之后,推动了数字经济新业态的蓬勃发展,以三新经济(新产业、新业态和新模式)为代表的经济形态通过创新的商业模式,对部分传统的经济形态带来了颠覆性的冲击。如商业零售领域,数字经济的典型代表互联网电商通过优化运力和仓储,大大提升了对消费者需求的响应速度,从而挤占了传统卖场的生存空间。而在制造业领域,借助于产业数字化转型,产品从设计制造到批发零售和售后服务的环节被高效压缩,“柔性制造”和定制化生产变得日益普遍,这在很大程度上缓解厂商和消费者之间的信息不对称程度,使得在过去依赖中间商赚差价的从业者生存空间被无情压缩。在交通服务领域,一个典型案例是近年来备受关注的出租车行业。数字出行平台通过算法设计,把出租车和用车者在一定的时空交集中进行高效和精准的供需撮合,推动了整个行业供需平衡曲线的上移,而透明的价格和便捷优质的服务,也必然带来消

费者的“用脚投票”,对于不愿接受这种出行方式变革的服务提供者来说,在消费者分流的大趋势下,固守传统的服务方式,势必会给自己的就业带来冲击。

综合来看,数字经济在三次产业中的发展实践显示,这样的变革不胜枚举。考虑到新业态出现之后对传统发展范式的冲击,有一种观点认为数字经济出现之后,会降低居民就业程度。这种观点的拥趸者之逻辑无非有两个支撑。一是认为数字技术出现之后,大量的人工智能技术出现会挤占就业者的生存空间,低技能劳动者,可能会面临失业的风险。二是数字经济所带来的要素“虹吸效应”,以及“数字鸿沟”的存在,可能会加大贫富差距。但实际上,人工智能背后,其实是成千上万次海量的试验。如当前比较火热的人工智能识别软件,其算法的核心就是大量重复性的机器识别动作,以此来提高机器识别的精准度,这本身就在创造一些新的岗位。如人工智能操作员,在数

字技术出现之前,这样的岗位并不存在。然而,数字素养相对较低的体力劳动者,在数字时代也并非全部没有生存空间,因为数字经济只是改变了劳动者就业的形式,并非彻底推动了体力劳动的消亡。这方面的典型例子也非常多,如家政服务、家电维修和零工经济,这些岗位并没有消失,只是获取工作机会的渠道发生了变化。并且由于多种新业态的发展,数字经济出现之后提高了信息匹配的效率,大量的灵活就业反而提高了就业率,最终推动居民收入的增长,有助于共同富裕的实现。

实际上,当前理论界对数字经济与居民就业的一些负面观点也并非没有道理。毕竟作为一个新生事物,我们对数字经济与居民就业之间关系的认识还有待深化。而且,由于数字经济蓬勃发展的速度惊人,这导致我们的数字治理水平还没有完全跟上数字经济发展的步伐,所以才导致这一全新的经济发展范式的正向效应没有得到完全发挥。这并非是数字经济本身的问题,如果做好相应的政策设计和治理配套,那么这一全新的经济发展新范式对居民就业的影响可能将是正面的。在此之前,数字经济对不同行业的影响可能存在异质性。经济直觉告诉我们,数字经济集中的行业,可能因为具有更高的生产效率,所以数字经济对其积极效应的发挥可能会更加明显。相比之下,某些传统行业可能并没有享受到数字经济发展所带来的红利,继而导致不同个体之间存在差异。新古典增长理论告诉我们,要素流动的速度取决于部门之间的技术增长率差异。所以考虑到当前我国数字产业化和产业数字化的水平尚处于提升区间,因此数字经济对居民收入的影响效应可能存在一些群体差异,也就是说并非所有的就业者都能享受到数字经济发展所带来的收入增长福利。

因此,结合以上分析,本文得出假说 H1: 数字经济发展整体有助于推动居民就业,但考虑到不同部门的技术差异,这种正向效应的发挥目前可能主要集中在对居民的就业增长上,对居民收入的影响可能存在较大的个体异质性。

从数字经济发展的核心技术来看,由于数字经济的底层支撑是互联网宽带、大数据、算法和人工智能,对劳动者技能具有更高的要求。但作为一个新生事物,数字经济在发展过程中,往往面临着治理水平相对滞后的短板,突出表现在劳动者保护制度的有待完善和数字化程度不同部门的收入差距有扩大趋势。因此,数字经济对居民就业积极效应的发挥,需要相应的教育人才配套和健全并且与时俱进的就业保护制度。

据此,本文提出假说 H2: 数字经济促进居民就业正向效应的发挥,需要相应的教育人才配套和健全的社会保障制度等配套政策做支撑。

但一个不容否认的事实是,考虑到不同地区的经济基础和发展水平,以及事实上存在的城乡“数字鸿沟”,这种影响可能存在一些异质性。东部地区由于经济发达和教育水平较高,劳动者的数字素养较好,数字经济在东部沿海地区对就业的影响效应,可能要大于中西部地区。据此,本文提出假说 H3: 虽然数字经济发展有利于提升居民就业,但从中国的区域分布来看,这种影响可能存在区域差异,东部的影响效应可能大于中西部。

二、实证设计

基于理论分析和研究假设,对数字经济影响居民就业的内在机理进行了分析,发现从整体上来看,数字经济有利于提升居民就业。但由于不同部门之间的技术差异,可能导致收入增长效应不及就业增长效应,且数字经济对居民就业正向效应的发挥,需要健全的政策配套做支撑。本文将构建计量模型,对提出的理论假说进行检验。

(一) 计量模型设定

为检验数字经济发展对居民就业的影响效应,本文在参考肖宇^[19]和赵涛等^[20]模型设定的基础上,构建如下回归模型:

$$EMP_{t,p} = \alpha_0 + \alpha_1 DG_{t,p} + \alpha_2 LA_{t,p} + \alpha_3 TR_{t,p} + \alpha_4 IP_{t,p} + \alpha_5 PU_{t,p} + \varepsilon_{t,p} \quad (1)$$

式(1)中,t表示时间;p表示省(自治区、直辖市); $EMP_{t,p}$ 表示p省份的就业率; $DG_{t,p}$ 为本文重点关注的数字经济发展变量; $LA_{t,p}$ 为劳动力素质指

标; $TR_{t,p}$ 为对外贸易情况; $IP_{t,p}$ 为知识产权保护情况; $PU_{t,p}$ 为社会保障服务水平; $\varepsilon_{t,p}$ 为误差项。

同时,考虑模型可能存在的内生性问题,本文在模型(1)的基础上进一步构建广义矩估计模型进行回归:

$$EMP_{t,p} = \alpha_0 + \alpha_1 EMP_{t-1,p} + \alpha_2 DG_{t,p} + \alpha_3 LA_{t,p} + \alpha_4 TR_{t,p} + \alpha_5 IP_{t,p} + \alpha_6 PU_{t,p} + \varepsilon_{t,p} \quad (2)$$

式(2)中, $EMP_{t-1,p}$ 表示滞后一期的就业率数据,其他变量含义同模型(1)。

(二) 变量选择依据

被解释变量 $EMP_{t,p}$ 表示居民就业指标。在参考方观富等^[21]研究的基础上,本文结合样本特征,根据国家统计局公布的城镇登记失业率数据,用100减去失业率得到了就业数据。在具体处理过程中,由于西藏自治区2001年、2003年、2006—2008年的数据缺失,在综合其他变量的数据时间区间之后,本文在回归模型中删除了西藏自治区的样本。之所以将其纳入模型,和本文理论分析部分的逻辑一致,理论分析和大量的事实说明,数字经济发展可能会带来一部分劳动者的失业或者是工作岗位调整,但同时作为新的经济范式,其可能会创造新的工作岗位。如以数字经济在商业银行体系为例,大量的算法和高通量互联的智能设备出现之后,银行物理网点的柜员人数的需求会大大降低,这可能带来一部分柜员的失业。但同时,也对后台软件开发、算力维护等岗位的需求也与日俱增。但在“一升一降”之下,数字经济对社会的整体影响究竟如何?这需要开展深入的研究。因此,研究数字经济发展对居民就业的影响,具有极其重要的理论和现实意义。

解释变量 $DG_{t,p}$ 表示数字经济指标。关于数字经济的研究,目前学术界正在开展积极的探索,有学者采用北京大学数字普惠金融指数来衡量^[22],也有研究以数字经济的表现形式平台经济的规模来替代^[23],还有研究认为数字经济实际上是人工智能、大数据和云计算为代表的数字技术与实体经济融合的产物^[24]。而徐维祥等^[25]则是构建了一个包含数字基础设施、数字产业发展、数字创新能力和数字普惠金融的多维度复合型测度

指标,在该指标体系中,期将数字基础设施中每万人国际互联网用户数量和移动电话用户数量作为衡量数字基础设施的替代指标。可以看出,不管采用何种口径,在数字经济内涵和外延的衍化脉络里,居于核心地位依然是网络通讯基础设施。实际上,自20世纪90年代以来,互联网的广泛接入和信息技术的突破性突破,使大数据、云计算等数字技术得到突飞猛进的发展^[26]。因此,具体处理过程中,在兼顾了省级面板数据的可得性之后,本文参考杨明月等^[27]的做法,采用了分省级互联网主要指标发展情况中的互联网宽带接入端口(万个)来作为数字经济发展的替代指标。目前这些数据已经公布的省级行政区面板数据区间为2006—2020年。之所以如此处理,主要原因在于从数字经济的底层逻辑来看,接入互联网宽带的水平是数字经济发展的最基本前提,并且这种方法能在很大程度上避免目前部分研究采用多维度指标构建法中存在的选择主观性和估计误差。

解释变量 $LA_{t,p}$ 表示劳动力素质。在具体处理过程中,本文参考陆旻^[28]的研究,采用的各省级行政单位的普通高等学校本专科授予学位人数(万人)来表示,目前国家统计局能提供的该数据区间为2005—2020年。将其纳入模型的主要考量在于,在我国城镇居民就业的影响因素中,劳动者个人的受教育程度是一个重要的基础性参考指标,一般来说,良好的教育经历有助于劳动者找到更满意的工作。所以在研究居民就业问题时,将其纳入模型具有丰富的理论支撑。

解释变量 $TR_{t,p}$ 表示对外经济贸易情况。在兼顾了省级行政区面板数据的可得性之后,本文参考肖宇等^[29]的研究,采用经营单位所在地进出口总额(千美元)来作为替代指标。原因在于,从发达国家的经验和中国改革开放40余年的实践来看,发挥比较优势,积极参与国际分工,切入全球价值链分工体系,是一个经济体解决就业和发展经济的重要举措。所以在研究就业问题时,将该指标纳入模型具有一定的合理性。

解释变量 $IP_{t,p}$ 为知识产权保护情况。本文借

鉴杨上广等^[30]的研究,采用的是各省级行政区的国内专利申请授权量(项)来表示,其包含 3 个细项,即国内发明专利申请授权量、国内实用新型专利申请授权量和国内外外观设计专利申请授权量。之所以将其纳入模型,一个重要原因是知识产权保护是“大众创业万众创新”的重要保证,而中国的中小企业和民营企业,又是解决居民就业的重要蓄水池,因此健全的知识产权保护和居民就业之间的显然存在着某种逻辑联系,将其纳入模型具有清晰和明确的逻辑链条作支撑。

解释变量 $PU_{i,p}$ 为各省级行政区的社会保障服务水平。一般来说,城乡居民养老保险,应该是社会保障服务水平的重要参考。而且健全的社会保障是居民就业的重要支撑,若社会保障制度不健全,则居民就业无法得到足够的保障,因此二者具有相辅相成的关系。但从我国社保制度的改革进程来看,2012 年 8 月开始,新型农村社会养老保险和城镇居民社会养老保险制度全覆盖工作全面启动,合并为城乡居民社会养老保险,因此城乡居民社会养老保险只有 2012 年之后的数据。故在综合考虑了与研究主题的关系和数据的可得性之后,本文参考王翠琴等^[31]的研究,采用的是基本养老保险基金支出(万元)来作为替代指标,主要原因在于基本养老保险基金支出的很大一部分来源是在职员工的缴纳。因此,将其纳入指标,很容易观察社会保障服务水平对居民就业的影响。

(三) 数据来源说明

本文数据皆来自于国家统计局和各省级行政区的历年统计年鉴,样本区间为 2006—2020 年,为平缓数据波动,本文对解释变量都进行了对数化处理。各变量的描述性统计如表 1 所示。

表 1 变量的描述性统计

变量	涵义	样本量	均值	标准误	最小值	最大值
$EMP_{i,p}$	居民就业水平	450	0.965 8	0.006 6	0.949	0.988
$DG_{i,p}$	数字经济发展水平	450	6.690 8	1.239 8	2.734 4	9.065 7
$LA_{i,p}$	劳动力素质	450	2.008 1	0.918 4	-1.347 1	3.402 9
$TR_{i,p}$	对外经济贸易情况	450	17.407 6	1.638 9	12.715 3	20.810 9
$IP_{i,p}$	知识产权保护	450	9.584 9	1.619 3	4.574 7	13.472 6
$PU_{i,p}$	社会保障水平	450	15.355 2	1.077 5	12.221 6	17.442 9

三、实证结果及分析

(一) 基准回归

如表 2 所示,从第一列回归结果来看,若只讲表示数字经济发展的指标纳入模型,那么其与居民就业之间的回归系数是 0.002 6,并且在 1% 的水平上显著,也就是说,若数字经济发展水平没提高一个百分点,那么将会促进居民就业 0.26 个百分点。这个回归系数虽然较小,但也可以初步印证本文的理论分析。从回归系数的第一行结果来看,不管加入何种解释变量,数字经济发展都与居民就业水平呈正相关关系,在将所有变量纳入模型后,其回归系数为 0.001 9,同样具有较高的显著性。至此,理论假说 1 初步得证。

再看表示劳动力素质的解释变量,如表 1 中第二行回归结果,在逐渐加入解释变量的过程中,虽然回归系数较小,但其与居民就业之间的回归系数都为正,这说明和前文的分析逻辑基本一致,即提高劳动者素质,有利于解决就业问题。但值得一提的是,这个回归的显著性并不强,这说明即使存在影响,但这种影响的效应并不强。造成这种现象的主要原因,可能是指标选择的问题,劳动力素质指标,本文选用的是中国本专科授予学位的人数,即使近年来我国劳动力素质大幅度提升,但与规模较大的人口基数相比,劳动者中具有本科学位的劳动者数量可能还相对不高所致。但提出了一个方向性的信号,即提高就业水平,需要加强劳动者技能培训。

其他 3 个解释变量的回归系数分别见表 1 中的第 3~5 行。从中可以看到,表示对外经济贸易情况的变量与居民就业水平呈正相关关系,说明发展对外贸易有利于提升居民就业水平。而表示知识产权保护的指标与居民就业水平呈负相关关系,这说明知识产权保护并不是促进居民就业的主要因素。而表示社会保障水平的指标,与居民就业水平的影响系数为正。这说明除了知识产权保护水平外,对外贸易和社会保障水平的提升,都是促进居民就业的关键因素。

造成知识产权保护与居民就业水平的回归系数负相关的主要原因,可能跟知识产权保护跟多

是一种科技研发和创业行为有关。一方面,无论是发明专利申请授权量,还是国内实用新型专利申请授权量,抑或是国内外观设计专利申请授权量,都是一种创新性极高的工作,这并非所有劳动者都能参与。另一方面,拥有知识产权的个体劳动者,在获得专利保护之后,可能更多会从事创业事物。所以在这两项原因的综合作用下,该项指标与居民就业水平之间呈现出了负向的关系。当然,如果放在更长的时间周期,这种创新行为和创业行为,也有可能给就业带来正向的影响,但这种影响可能还存在更长的逻辑链,不在本文的分析范围。

从回归系数的显著性来看,在逐渐加入解释变量的过程中,这些回归系数都为正。以表2中的第5列回归结果为例,对外贸易水平每提高一个百分点,将推动居民就业提高0.15个百分点,而社会保障水平每提高一个百分点,将推动就业提高0.14个百分点。至此,理论假说H2也初步得证。

表2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$DC_{t,p}$	0.002 6*** (0.000)	0.002 2*** (0.000)	0.001 9*** (0.000)	0.002 8*** (0.000)	0.001 9** (0.025)
$LA_{t,p}$	—	0.001 4 (0.227)	0.000 4 (0.714)	0.000 (0.457)	0.001 0 (0.383)
$TR_{t,p}$	—	—	0.001 4*** (0.003)	0.001 4*** (0.002)	0.001 5** (0.002)
$IP_{t,p}$	—	—	—	-0.001 2** (0.029)	-0.001 5** (0.010)
$PU_{t,p}$	—	—	—	—	0.001 4** (0.011)
常数项	0.948 2*** (0.000)	0.948 6*** (0.000)	0.928 2*** (0.000)	0.931 6*** (0.000)	0.918 2*** (0.000)
R^2	0.426 9	0.428 9	0.440 8	0.447 1	0.450 5
F 值	312.17 (0.000)	156.99 (0.000)	109.55 (0.000)	84.11 (0.000)	68.05 (0.000)
样本量	450	450	450	450	450

注:括号内为p值;***、**分别表示回归系数在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 上有统计学意义。

(二) 稳健性检验

为了对上文回归结果进行稳健性分析,接下来本文用城镇单位在岗职工平均实际工资指数(上年=100)替换被解释变量进行回归分析。之所以如此设计,主要原因在于一是收入也是衡量居民就业的一个重要维度,由于不同部门的数字化水平可能存在差异,因此数字经济发展对居民的收入影响可能存在差异,全面评估数字经济对居民就业的影响,不能忽略这一事实。二是在数字经济蓬勃发展的大趋势下,居民自雇就业、非正

规就业、灵活就业等全新的就业形态层出不穷,就业市场的供需匹配效率大大提升,这无疑为居民收入提升打开了一个新的渠道,但对整个居民收入的影响究竟如何,还需要加以系统评估。因此在研究数字经济对居民就业影响效应的过程中,将居民收入作为替代指标进行稳健性检验,具有一定合理性。

回归结果如表3所示,数字经济变量对居民就业的影响效应为负,说明虽然数字经济虽然能够提升居民的就业率,但对于居民收入增长来说却并不是积极变量。造成这一现象的主要原因,一是跟我们的数据选择有关,本文用到的主要是城镇单位在岗职工的工资,这可能忽略了大量的农民工等灵活就业人员的收入。二是可能和数字经济业态目前还较为集中,数字经济在居民收入增长方面的红利还没有惠及到所有劳动参与者有关。所以,数字经济对居民就业和收入影响的这种异质性充分说明,以共同富裕为根本遵循,做好数字经济对居民就业影响的顶层设计和配套政策,是数字经济对居民就业正向效应全面发挥的关键前提和根本保障。

此外,我们关注的另外两个关键核心变量劳动力素质和社会保障水平,对居民收入的影响也都为正。至此,理论假说H1和假说H2基本得证。

表3 替换被解释变量回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$DC_{t,p}$	-0.013 2* (0.082)	-0.012 9*** (0.016)	-0.011 1** (0.015)	-0.009 7** (0.023)	-0.011 3** (0.018)
$LA_{t,p}$	—	0.000 18 (0.704)	0.000 29** (0.038)	0.000 31 (0.362)	0.000 33 (0.340)
$TR_{t,p}$	—	—	-0.004 9*** (0.029)	-0.004 7** (0.032)	-0.005 0*** (0.028)
$IP_{t,p}$	—	—	—	-0.003 2* (0.056)	-0.003 4* (0.053)
$PU_{t,p}$	—	—	—	—	0.008 1** (0.050)
常数项	2.082 1*** (0.000)	2.080 9*** (0.000)	2.116 9*** (0.000)	2.146 *** (0.000)	2.079 2*** (0.000)
地区	固定	固定	固定	固定	固定
年份	固定	固定	固定	固定	固定
R^2	0.494 5	0.495 0	0.496 3	0.496 8	0.497 3
样本量	450	450	450	450	450

注:括号内为p值;***、**、*分别表示回归系数在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 和 $p < 0.10$ 上有统计学意义。

(三) 内生性问题

1. 工具变量法

为了克服回归模型中可能存在的内生性问题,本文将中国各省级行政区人均拥有的公共图

图书馆藏册(册/人)作为工具变量。需要说明的是,国家统计局公布的省级行政区该数据的样本区间为 2011—2020 年,并且西藏自治区的数据也是完整的。所以在进行工具变量回归时,我们采用的是包含了西藏样本的 2011—2020 年数据。

具体回归结果如表 4 所示,可以看出,和表 2 的回归结果基本一致,在加入工具变量后,数字经济对居民就业的影响效应都为正。以回归结果的第(5)列为例,数字经济发展水平没提高 1 个百分点,将推动居民就业率提升 0.86 个百分点,这充分说明数字经济发展有利于居民就业。

而本文最关心的另外两个核心变量劳动力素质和社会保障水平,对居民就业的影响系数分别是 0.000 04 和 0.006 2,这也再次印证了前文的分析,即数字经济对居民就业影响正向效应的发挥,需要相应的政策配套做支撑。至此,理论假说 H1 和假说 H2 亦再次得证。

表 4 工具变量法回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$DG_{t,p}$	0.007 ** (0.028)	0.007 4 ** (0.022)	0.008 9 *** (0.006)	0.010 7 *** (0.002)	0.008 6 ** (0.018)
$LA_{t,p}$	—	0.000 2 (0.178)	0.000 02 (0.920)	0.000 01 (0.944)	0.000 04 (0.993)
$TR_{t,p}$	—	—	0.004 6 *** (0.007)	0.004 2 *** (0.014)	0.004 8 *** (0.006)
$IP_{t,p}$	—	—	—	-0.003 3 (0.106)	-0.004 3 ** (0.042)
$PU_{t,p}$	—	—	—	—	0.006 2* (0.068)
常数项	0.943 5 *** (0.000)	0.939 9 *** (0.000)	0.895 2 *** (0.000)	0.909 6 *** (0.000)	0.875 7 *** (0.000)
地区	固定	固定	固定	固定	固定
年份	固定	固定	固定	固定	固定
R^2	0.808 6	0.809 8	0.814 9	0.816 7	0.819 0
样本量	310	310	310	310	310

注:括号内为 p 值;***、**、* 分别表示回归系数在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 和 $p < 0.10$ 上有统计学意义。

2. 系统 GMM 回归

延续前文的分析思路,为了避免模型设计可能存在的内生性等问题,本文接下来采用系统 GMM 的方式继续进行回归分析。目前学术界一个普遍的做法是,认为广义矩估计能够避免普通最小二乘法、工具变量法和极大似然估计法的固有缺陷。由于广义矩估计允许存在系列相关和异方差,可以得到更有效的参数估计值。

回归结果如表 5 所示,在第一行回归系数中,滞后一期的居民就业水平与被解释变量的回归系

数都显著为正,并且系数较大,这说明上一期的居民就业会对当期的居民就业产生影响,这完全符合经济直觉,一方面居民就业具有较强的连续性,而另一方面,由于我国劳动者保护制度的日益健全,以及经济发展水平的不断提高,劳动者与就业单位形成了一种相对稳定的经济联系。表示数字经济发展水平的指标,在解释变量纳入模型的过程中,其回归系数一直为正,并且具有较高的显著性。在将所有变量纳入回归模型后,数字经济对居民就业的回归系数为 0.008 5,这说明数字经济发展水平每提高 1 个百分点,将推动居民就业提高 0.85 个百分点。至此,本文的理论假说 H1 完全得证。

再看其他变量的回归结果,以表 4 回归结果的最后一列为例,在将所有变量纳入模型之后。劳动力素质对居民就业的影响系数为 0.009 5 并且显著,而对外经济贸易的回归系数为 0.011 1,知识产权保护的回归系数为 -0.005 8,社会保障水平的回归系数为 0.009 7。这说明,除了知识产权保护外,无论是劳动力素质,还是发展对外贸易,以及推动完善社会保障制度,都是推动居民就业的关键因素。

至此,本文的理论假说 H1、假说 H2 得证。

表 5 系统 GMM 回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$EMP_{t-1,p}$	0.900 7 *** (0.000)	0.908 9 *** (0.000)	0.903 4 *** (0.000)	0.903 6 *** (0.000)	0.903 8 (0.000)	0.904 3 *** (0.000)
$DG_{t,p}$	—	0.004 2 ** (0.030)	0.005 9 ** (0.033)	0.009 1 ** (0.028)	0.009 0* (0.087)	0.008 5 ** (0.037)
$LA_{t,p}$	—	—	0.006 3 *** (0.001)	0.007 2 ** (0.020)	0.007 9 ** (0.047)	0.009 5* (0.070)
$TR_{t,p}$	—	—	—	0.007 4* (0.101)	0.010 7 ** (0.008)	0.011 1* (0.081)
$IP_{t,p}$	—	—	—	—	-0.005 3* (0.092)	-0.005 8* (0.010)
$PU_{t,p}$	—	—	—	—	—	0.009 7 ** (0.002)
AR(1)	-3.681 1 (0.000)	-3.612 0 (0.000)	-3.982 2 (0.000)	-3.680 0 (0.000)	-3.885 6 (0.000)	-3.957 5 (0.000)
AR(2)	0.781 0 (0.751)	0.701 1 (0.760)	0.777 9 (0.755)	0.812 2 (0.482)	0.790 7 (0.544)	0.799 1 (0.717)
Sargan test	0.999	0.999	0.999	0.998	0.999	1.000
样本量	420	420	420	420	420	420

注:括号内为 p 值;***、**、* 分别表示回归系数在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 和 $p < 0.10$ 上有统计学意义。

(四) 区域异质性分析

不同区域之间存在生产要素禀赋的差异,为科学反映我国不同区域的社会经济发展状况,为党中央、国务院制定区域发展政策提供依据,国家统计局将我国的经济区域划分为东部、中部、西部

和东北四大地区^①。

在本文的分析中,为了识别数字经济发展对中国四大经济区的不同影响,本文进行了分区域回归,结果如表6所示。从表6可以看出,无论是在东部还是在中西部,表示数字经济发展水平的变量,其与居民就业之间的回归系数都显著为正,这充分说明数字经济发展是推动居民就业的重要力量。而表示社会保障水平的指标,在不同区域之间的回归系数虽然大小和显著性有别,但其对居民就业的影响效应也都显著为正。这充分说明提高社会保障水平,有利于解决居民就业。这一发现,也再次呼应了前往文的理论假说H1和假说H2,与表2的回归结果一致,对外贸易水平是推动居民就业的关键力量,而知识产权保护在中国的不同区域,虽然显著性有所差异但都不是促进居民就业的关键因素。

值得强调的是,就数字经济发展水平而言,无论是单独看其与居民就业的关系,还是在将所有变量纳入回归模型,东部和中部的回归系数,要明显高于西部和东北地区。就系数大小而言,东部大于中部,中部又大于西部和东北。在所有区域的对比中,数字经济发展对居民就业影响效应最大的是我国的东部地区,而东北地区影响效应最弱。至此,本文的理论假说H3基本得证。

值得强调的是,和表2的回归结果有些细微不同的是,劳动力素质指标在东部地区的回归系数

显著为正,在东北地区为正但不显著,在中部和西部出现了系数为负并且显著的情况。当然,解释这种现象的一个口径,可能是我国东部和西部存在较为普遍的人才流失现象,大量年轻的高素质劳动者往往会到东部沿海地区工作求职,以追求更高的收入。这也说明,要想让数字经济发展推动居民就业,需要有相应的教育和人才等社会配套措施。至此,本文的理论假说H3再次得证。

此外,区域影响的差异还体现在对外经济贸易指标、知识产权保护和社会保障水平上,从分区域回归结果来看,对外贸易有效促进了东部和中部的就业,而对西部和东北地区的就业虽然也存在正向效应,但回归系数并不显著。知识产权保护和表2的回归结果相似,不管在我国的那个区域,都不是推动居民就业的积极因素。社会保障水平,在东部、中部和西部,都有效地促进了居民就业,回归系数也具有较高的显著性。在东北地区,虽然社会保障水平也能促进居民就业,但回归系数并不显著,造成这一现象的主要原因,可能是由于东北地区作为老工业基地,大量的国企职工和一定的社保基金缺口等问题所致。相同变量在不同区域的回归呈现出的异质性,也再次说明本文回归设计的科学性。这提示我们,出台推动居民的就业政策,只有考虑不同区域的差异才能达到想要的效果。

表6 中国四大经济区回归结果对比

变量	东部		中部		西部		东北	
$DG_{t,p}$	0.004 5*** (0.000)	0.003 7** (0.024)	0.003 3*** (0.000)	0.003 0** (0.073)	0.003 1*** (0.000)	0.002 4** (0.070)	0.002 2*** (0.000)	0.000 5* (0.089)
$LA_{t,p}$	—	0.004 1*** (0.010)	—	-0.012 2*** (0.003)	—	-0.001 4** (0.043)	—	0.011 7 (0.289)
$TR_{t,p}$	—	0.006 1*** (0.000)	—	0.003 5** (0.025)	—	0.000 1 (0.805)	—	0.001 3 (0.573)
$IP_{t,p}$	—	-0.002 1*** (0.010)	—	-0.002 6* (0.065)	—	-0.000 9 (0.346)	—	-0.004 3 (0.157)
$PU_{t,p}$	—	0.001 8*** (0.000)	—	0.004 1* (0.066)	—	0.002 5* (0.100)	—	0.001 8 (0.710)
常数项	0.9565*** (0.000)	0.847 7*** (0.000)	0.944 7*** (0.000)	0.865 8*** (0.000)	0.945 7*** (0.000)	0.924 7*** (0.000)	0.946 1*** (0.000)	0.920 2*** (0.000)
R^2	0.247 0	0.481 6	0.432 4	0.540 7	0.575 7	0.585 8	0.300 5	0.373 3
F 值	45.60 (0.000)	25.09 (0.000)	63.23 (0.000)	18.60 (0.000)	207.63 (0.000)	42.15 (0.000)	17.62 (0.000)	24.41 (0.003)
样本量	150	150	90	90	165	165	45	45

注:括号内为 p 值;***、**、*分别表示回归系数在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 和 $p < 0.10$ 上有统计学意义。

① 国家统计局《东西中部和东北地区划分方法》。http://www.stats.gov.cn/zjczthd/sjtjr/dejtjkfr/tjqp/201106/t20110613_71947.htm.

四、机制检验

采用 2006—2020 年全国省级行政区的面板数据,就数字经济发展对居民就业效应的影响进行了实证分析,发现数字经济能够显著促进居民的就业,但是这种积极效应的发挥,需要相应的政策配套做支撑。本节将进行机制检验,探究数字发展对居民就业的影响机制,根据前文假说,本文参考张昊等^[32]的研究,在式(1)基础上,重点构建政策支持变量,即构建社会保障水平的中介效应模型,以此来判断以社会保障水平为代表的配套政策支持,是否为数字经济与居民就业之间的中介效应。

具体回归模型设定如下:

$$EMP_{t,p} = \beta_0 + \beta_1 DG_{t,p} + \beta_2 Z_{t,p} + \mu_t + \eta_p + \varepsilon_{t,p} \quad (3)$$

$$PU_{t,p} = \gamma_0 + \gamma_1 DG_{t,p} + \gamma_2 Z_{t,p} + \mu_t + \eta_p + \varepsilon_{t,p} \quad (4)$$

$$EMP_{t,p} = \delta_0 + \delta_1 DG_{t,p} + \delta_2 PU_{t,p} + \delta_3 Z_{t,p} + \mu_t + \eta_p + \varepsilon_{t,p} \quad (5)$$

式中,主要变量的含义同式(1)。Z 分别表示劳动力素质指标、对外贸易情况、知识产权保护情况等控制变量; μ 和 η 分别表示时间固定效应和地区固定效应,表示不随时间和地区变化的未观测因素; ε 为随机扰动项。

中介效应的计算公式为:

$$med = \frac{\gamma_1 \times \delta_2}{\beta_1} \quad (6)$$

回归结果表 7 所示,式(3)为本次中介效应检验的基准模型,式(4)和式(5)用于检验政策的相关政策配套是否为数字经济促进居民就业正向效应发挥的中介效应。式(3)的回归结果显示,数字经济对居民就业的影响系数为 0.010 0,并且具有较高的显著性。这再次验证了上文的理论假说 H1,说明数字经济有利于居民就业。而式(4)的回归结果显示,数字经济的发展有助于政府政策配套的提升,这也符合我们的经济直觉,随着我国数字经济的蓬勃发展,我国政府及时的调整了相关政策以匹配这一经济范式的时代变化。回归系数显示,数字经济发展水平每提升 1 个百分点,将推

动政府的政策保障体系提高 22 个百分点。而作为衡量中介效率的式(5)回归结果显示,数字经济和政策配套都是推动居民就业的积极变量,在将所有控制变量纳入模型后,其回归系数分别为 0.007 2 和 0.008 5,并且都具有较高的显著性。

根据式(6)的计算,其中介效应值为 0.181 652,即中介效应在总效应中的占比为 18.17%。至此,理论假说 H2 也完全得证,这说明,数字经济对居民就业正向效应的发挥,需要相关的政策配套予以跟进。

表 7 机制检验分析

变量	公式(3)		公式(4)		公式(5)	
$DG_{t,p}$	0.010 0*** (0.000)	0.008 9** (0.000)	0.220 4*** (0.000)	0.190 2*** (0.000)	0.007 9*** (0.000)	0.007 2** (0.001)
$PU_{t,p}$	—	—	—	—	0.009 5*** (0.002)	0.008 5*** (0.005)
$LA_{t,p}$	—	-0.000 2** (0.017)	—	-0.001 9 (0.173)	—	-0.000 2** (0.026)
$TR_{t,p}$	—	0.004 0*** (0.000)	—	0.045 0** (0.022)	—	0.003 6*** (0.003)
$IP_{t,p}$	—	-0.001 0 (0.484)	—	0.028 3 (0.222)	—	-0.001 2 (0.381)
常数 C	0.933 0*** (0.000)	0.907 6*** (0.000)	6.033 2*** (0.000)	6.917 2*** (0.000)	0.875 5*** (0.000)	0.859 7*** (0.000)
地区	固定	固定	固定	固定	固定	固定
年份	固定	固定	固定	固定	固定	固定
R^2	0.826 7	0.832 2	0.991 0	0.991 2	0.830 8	0.835 4
样本量	450	450	450	450	450	450

注:括号内为 p 值,***、** 分别表示在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 上有统计学意义。

五、结论与政策建议

(一) 结论

首先,虽然存在结构性的区别,但数字经济发展整体来看有利于居民就业,数字经济发展水平越高,越有利于居民就业水平的提升。但这种对就业的正向影响。一是主要体现在就业率方面,对居民的收入效应存在较大的行业和个体异质性;二是这种正向效应的发挥,还需要进行相应的人力资源教育配套和与数字时代内在特征相吻合的社会保障制度做支撑。本文的研究还发现,由于事实存在的区域要素差异,数字经济促进居民就业在中国的不同区域存在影响系数大小的异质性,其中数字经济对居民就业正向效应在东部的影响系数,要明显大于我国的中部、西部和东北地区。

其次,通过梳理具体的作用机制,本文发现数字经济对就业的负向影响主要在低技能劳动者群体,数字经济发展促进居民就业的内在逻辑是通过创造新的工作岗位,降低劳动者和企业之间的信息不对称程度等渠道来实现的。消灭传统就业

岗位和创造全新的就业岗位同时并存,是数字经济时代就业市场的典型特征。但由于技术进步不可阻挡的历史趋势性,在两种效应并存之下,这种就业的创造效应会大大抵消新技术出现对传统就业结构的冲击,从而在长期推动居民就业走向新的更高水平的均衡。

最后,进一步地研究发现,虽然数字经济发展水平有利于居民就业,但这种正向效应的发挥,需要加强对劳动者技能的培养,采取措施健全劳动者保护,弥补城乡和东中西部的“数字鸿沟”,加强政策设计以应对数字时代的治理挑战,从而真正发挥好技术进步对居民就业的关键促进作用。

(二) 政策启示

第一,加强数字底层技术的研发,强化数字基础设施建设在推动数字经济发展中的关键作用,通过数字软硬件建设,补齐发展短板和弥补数字鸿沟,夯实数字经济发展的根本性基础。

第二,积极培养数字新业态,推动数字技术与三次产业和实体经济有效融合,推动制造业企业数字化转型、上云用数等发展水平,加快推动数字智慧农业和数字乡村建设,全面推进农业数字化,通过鼓励新业态发展,建立柔性边界和刚性底线,构建数字化程度较高的现代服务业体系。

第三,加强数字治理,推动建设开放、公平和非歧视的数字营商环境,构建健康发展的网络空间,完善促进创业带动就业机制,健全灵活就业人员社保制度,保障劳动者待遇和就业权益等配套政策做保障,更加注重环节结构性的就业矛盾,健全就业需求调查和失业监测预警机制,加强劳动者数字技能培育,推动建立对数字鸿沟更为友好的数字经济多元化模式,健全数字时代的就业公共服务体系,支持和规范新业态健康发展。

参考文献:

[1] 习近平. 不断做强做优做大我国数字经济[J]. 求是, 2022(2): 4-8.

[2] 国家发展和改革委员会. 大力推动我国数字经济健康发展[J]. 求是, 2022(2): 15-21.

[3] MESENBOURG T L. Measuring the digital economy [J]. US bureau of the census, 2001(1): 1-19.

[4] 杨虎涛. 社会—政治范式与技术—经济范式的耦合分析: 兼论数字经济时代的社会—政治范式[J]. 经济纵横, 2020(11): 1-11.

[5] ACEMOGLU D, RESTREPO P. Robots and Jobs: Evidence from US labor markets [J]. Journal of political economy, 2020, 128(6): 2188-2244.

[6] GRAETZ G, MICHAELS G. Robots at work [J]. Review of economics and statistics, 2018, 100(5): 753-768.

[7] BORLAND J, COELLI M. Are robots taking our jobs? [J]. Australian economic review, 2017, 50(4): 377-397.

[8] 杨珂, 余卫. 共同富裕进程中城乡“数字鸿沟”的检验与测度[J]. 统计与决策, 2023(7): 62-67.

[9] 黄庆华, 潘婷, 时培豪. 数字经济对城乡居民收入差距的影响及其作用机制[J]. 改革, 2023(4): 1-17.

[10] 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.

[11] WASSERMAN I M, M RICHMOND-ABBOTT. Gender and the internet: causes of variation in access, level, and scope of use” [J]. Social science quarterly, 2005, 86(1): 252-270.

[12] 祝志勇, 刘畅畅. 数字基础设施对城乡收入差距的影响及其门槛效应[J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2022(5): 126-140.

[13] 王震. 新冠肺炎疫情冲击下的就业保护与社会保障[J]. 经济纵横, 2020(3): 7-15.

[14] 丁述磊, 刘翠花. 数字经济时代标准就业与非标准就业健康差异的实证研究: 基于环境污染的视角[J]. 经济学报, 2022(3): 252-272.

[15] 赵新宇, 朱锐. 数字经济与非正规就业: 基于中国劳动力动态调查的实证研究[J]. 吉林大学社会科学学报, 2022(5): 72-83.

[16] 郭东杰, 周立宏, 陈林. 数字经济对产业升级与就业调整的影响[J]. 中国人口科学, 2022(3): 99-110.

[17] 王延川, 吴海燕. 数字劳务平台就业者权益保障体系构建[J]. 陕西师范大学学报(哲学社会科学版), 2022(4): 155-166.

[18] 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.

[19] 肖宇. 私募股权投资对中国三次产业创新增长的影响研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2022(8): 119-139.

[20] 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

(10): 65-76.

[21] 方观富, 许嘉怡. 数字普惠金融促进居民就业吗: 来自中国家庭跟踪调查的证据 [J]. 金融经济研究, 2020 (2): 75-86.

[22] 谢绚丽, 沈艳, 张皓星, 等. 数字金融能促进创业吗?: 来自中国的证据 [J]. 经济学(季刊), 2018(4): 1557-1580.

[23] 李海舰, 李燕. 对经济新形态的认识: 微观经济的视角 [J]. 中国工业经济, 2020(12): 159-177.

[24] TEECE D J. Profiting from Innovation in the digital economy: enabling technologies, standards, and licensing models in the wireless world [J]. Research policy, 2018, 47 (8): 1367-1387.

[25] 徐维祥, 周建平, 刘程军. 数字经济发展对城市碳排放影响的空间效应 [J]. 地理研究, 2022(1): 111-129.

[26] 裴长洪, 倪江飞, 李越. 数字经济的政治经济学分析 [J]. 财贸经济, 2018(9): 5-22.

[27] 杨明月, 肖宇. 数字化转型对中国教育服务业全要素生产率的影响 [J]. 清华大学教育研究, 2023(1): 76-89.

[28] 陆旻. 提升劳动力素质延长人口红利 [J]. 中国金融, 2021(11): 80-81.

[29] 肖宇, 夏杰长, 倪红福. 中国制造业全球价值链攀升路径 [J]. 数量经济技术经济研究, 2019(11): 40-59.

[30] 杨上广, 郭丰. 知识产权保护与城市绿色技术创新: 基于知识产权示范城市的准自然实验 [J]. 武汉大学学报(哲学社会科学版), 2022(4): 100-113.

[31] 王翠琴, 李林, 薛惠元. 人口年龄结构、城乡居民基本养老保险对农村居民消费率的影响: 基于 2010—2017 年中国省际面板数据的实证分析 [J]. 社会保障研究, 2020 (3): 85-93.

[32] 张昊, 刘德佳. 数字化发展对先进制造企业服务创新的影响研究: 基于企业动态能力视角 [J]. 中国软科学, 2023(3): 150-161.

(本文责编: 海 洋)

(上接第 157 页)

[16] 杨海军, 胡敏文. 基于核心—边缘网络的中国银行风险传染 [J]. 管理科学学报, 2017(10): 49-61.

[17] CRAIG B, VON PETER G. Interbank tiering and money center banks [J]. Journal of financial intermediation, 2014, 23(3): 322-347.

[18] BRUMMITT C D, KOBAYASHI T. Cascades in multiplex financial networks with debts of different seniority [J]. Physical review E, 2015, 91(6): 062813.

[19] 蒋海, 王溢凡, 吴文洋. 经济政策不确定性、网络关联性与银行业系统性风险: 基于中国上市银行的实证检验 [J]. 金融经济研究, 2021, 36(6): 3-17.

[20] 方意, 赵胜民, 黄丽灵, 等. 房地产市场与银行业系统性风险 [J]. 管理科学学报, 2021, 24(11): 26-43.

[21] 方意, 荆中博. 外部冲击下系统性金融风险的生成机制 [J]. 管理世界, 2022, 38(5): 19-35, 102, 136-146.

[22] POLEDNA S, MOLINA-BORBOA J L, MARTÍNEZ-JARAMILLO S, et al. The multi-layer network nature of systemic risk and its implications for the costs of financial crises [J]. Journal of financial stability, 2015(20): 70-81.

[23] POLEDNA S, THURNER S. Elimination of systemic risk in financial networks by means of a systemic risk transaction tax [J]. Quantitative finance, 2016, 16(10): 1599-1613.

[24] POLEDNA S, MARTÍNEZ-JARAMILLO S, CACCIOLI

F, et al. Quantification of systemic risk from overlapping portfolios in the financial system [J]. Journal of financial stability, 2021(52): 100808.

[25] ALDASORO I, GATTI D D, FAIA E. Bank networks: contagion, systemic risk and prudential policy [J]. Journal of economic behavior & organization, 2017(142): 164-188.

[26] 吴德胜, 曹渊, 汤灿, 等. 分类管控下的债务风险与风险传染网络研究 [J]. 管理世界, 2021, 37(4): 35-54.

[27] BARGIGLI L, DI IASIO G, INFANTE L, et al. The multiplex structure of interbank networks [J]. Quantitative finance, 2015, 15(4): 673-691.

[28] DING Ding, HAN Liyan, YIN Libo. Systemic risk and dynamics of contagion: a duplex inter-bank network [J]. Quantitative finance, 2017, 17(9): 1435-1445.

[29] UPPER C, WORMS A. Estimating bilateral exposures in the German interbank market: is there a danger of contagion [J]. European economic review, 2014, 48(4): 827-849.

[30] ZOU Lin, XIE Lijuan, YANG Yuanjing. A double-layer network and the contagion mechanism of China's financial systemic risk [J]. Journal of artificial societies & social simulation, 2019, 22(4): 1-9.

(本文责编: 辛 城)