

数字经济发展的就业效应

——基于三次产业的异质性分析

黄祺雨 王乃合 杨光

内容提要:数字经济与实体经济的深度融合在推动就业结构高级化和合理化时发挥至关重要的作用。在产业数字化过程中,三次产业的特性及其与数字经济发展的适配度决定劳动力在产业间的就业决策和就业流向。本文选取中国家庭追踪调查(CFPS)数据,使用广义双重差分法进行实证研究,发现数字经济发展抑制了劳动力从事第一产业,促进了劳动力从事包括第二、三产业在内的非农工作。异质性分析结果表明:(1)数字经济发展对第二产业就业的促进作用主要体现在制造业,而对第三产业就业的促进作用同时体现在传统服务业和高端服务业;(2)第二产业数字化具有技能偏向型技术进步特征,倾向于吸纳高技能劳动力;(3)第三产业的数字化转型发挥降门槛和稳就业的关键性作用,能够同时吸纳高技能和低技能劳动力进入;(4)数字经济发展主要促进中西部地区、农村地区以及年轻劳动力的非农就业。拓展性分析表明,数字经济发展能够赋能农户增收,且有助于提升非农就业质量。因此,持续深挖数字就业红利,对于新时期促进就业增长、保障就业质量、优化就业结构具有重要的现实意义。

关键词:数字经济 互联网使用 非农就业 就业结构 就业质量

中图分类号:F241.4;F264.1

文献标识码:A

文章编号:1000-7636(2023)11-0062-22

一、问题提出与文献综述

就业乃民生之本、稳定之基、发展之要。长期以来,政府将就业问题视为重中之重,相继出台一系列就业举措,旨在建立促进就业的长效机制。党的二十大报告明确提出,“强化就业优先政策,健全就业促进机制,促进高质量充分就业”。在当前百年未有之大变局及后疫情时代复杂形势的交织影响下,如何稳定就业局势、优化就业结构以及培育新的就业增长极至关重要。与此同时,伴随着5G、移动互联网、云计算、大数据、人工智能、区块链等新兴技术的发展,数字经济已然成为新型就业岗位的“孵化器”和“蓄水池”,催生出以移动支付、电子商务、平台经济、共享经济等为代表的新业态和新兴产业,为充分就业和高质量就业奠定坚实基础。

收稿日期:2023-04-08;修回日期:2023-07-03

基金项目:国家社会科学基金重大项目“基于多维视角的2020年以后我国相对贫困问题研究”(19ZDA052);国家自然科学基金面上项目“我国城乡居民多维贫困的测量及精准扶贫绩效的评估”(71874089)

作者简介:黄祺雨 南开大学经济学院博士研究生,天津,300071;

王乃合 南开大学经济学院副教授,通信作者;

杨光 南开大学经济学院副教授。

作者感谢匿名审稿人的评审意见。

近年来,以数字资源为关键要素的数字经济成为继农业经济、工业经济之后,中国最具活力和发展潜力的经济形态,涉及生产、交换、消费和分配等各个社会经济领域,逐渐成为国民经济的“稳定器”“加速器”。中国信息通信研究院发布的《中国数字经济发展报告(2022年)》显示,截至2021年,中国数字经济规模达到45.5万亿元,同比名义增长16.2%,占国内生产总值(GDP)比重高达39.8%。数字经济对国民经济的贡献日益凸显,尤其在于,数字红利的持续释放给广大劳动力就业市场注入“新动力”,给予人们更多的发展机遇和就业选择。根据《中国数字经济发展与就业白皮书(2019年)》,2018年中国数字经济领域就业岗位达到1.91亿个,占当年就业人数的24.6%,同比增长11.5%。其中,第三产业数字化转型成为吸纳就业的主渠道,其次为第二产业。与之相吻合的是,2010—2021年,中国第三产业就业人员比重迅速增长,从34.6%上升至48%,第一产业就业人员比重稳定下降至22.9%,第二产业则保持稳定(在29%上下波动),整体上形成稳定的“三二一”结构(见图1)。结合配第-克拉克定理(Petty-Clark law)揭示的劳动力伴随着经济发展将逐步转向第二产业继而转向第三产业的演变规律,探讨数字经济发展如何影响劳动力的就业决策和就业流向具有重要的理论和现实意义,也更有助于厘清中国劳动力市场所处的发展阶段。特别地,当前中国就业工作面临较多风险挑战,稳定就业存量、扩大就业增量的压力不减以及结构性矛盾凸显,发展数字经济成为保障城镇劳动力稳定就业、促进农业富余劳动力转移就业的首要选择。

作为一种全新的技术经济范式,人工智能、大数据、云计算和互联网等现代信息技术(ICT)在各类经济活动中的广泛应用对传统就业形态产生颠覆性影响^①。一方面,具有技术进步特征的数字技术可以提高资本生产效率,使单位产品所需的劳动力投入降低,企业倾向于使用更廉价的机器资本替换劳动,劳动力就业岗位逐渐消失,对劳动力就业产生替代效应(displacement effect)^[1-2]。另一方面,



图1 2010—2021年中国三次产业从业人员比重

数字技术的发展与普及也存在抑制替代效应的作用机制,企业的数字化转型能够集聚大量创新要素,促进全要素生产率提升,释放出新的就业岗位。根据现有理论研究,抑制替代效应可以划分成补偿效应(compensation effect)和创造效应(creation effect)。补偿效应表现为自动化技术在替代低端劳动力的同时,降低了该部门的生产成本,提高了生产效率,拉动尚未实现智能化岗位对劳动力的需求,在一定程度上对替代效应产生抑制作用^[3]。如果仅存在补偿效应,持续的自动化将会替代所有岗位,但现实并非如此。原因在于,数字技术对经济社会的冲击足以产生更强有力的创造效应,创造效应表现为数字技术与传统行业的有机融合,当自动化技术引入新的工作任务时,将会创造出全新的工种和岗位,吸纳广大劳动力就业^[4]。整体而言,数字经济类似一把“双刃剑”,对就业的综合影响取决于两种效应的大小,难以一概而论,针对不同产业、不同行业的影响也存在差异^[5]。

① 本文沿用《中国数字经济发展白皮书(2020年)》对数字经济的定义,将其视为以数据为关键生产要素,依靠数字技术提升经济效率和优化经济结构的新型经济形态。其中,数字技术是数字经济持续发展的核心驱动力。

在吸纳就业方面,产业数字化^①发挥的扩大就业效应占绝对主导地位^[6]。事实上,三次产业间的数字化发展呈现不平衡特征,产业内数字渗透程度的差异引致劳动力在产业间和产业内不断转移^[7]。例如,数字经济发展对非农就业具有显著的促进作用,包括制造业和服务业就业^[8-9]。王文(2020)认为,工业智能化的发展提升了服务业特别是知识和技术密集型的高端服务业就业份额,相反,工业智能化显著降低了制造业就业份额^[3]。陈建伟和苏丽锋(2021)指出,信息通信技术加速了城市就业结构从制造业向服务业的转型^[10]。部分研究认为,人工智能的应用难以替代服务业中认知类和创造类的工作,且创造出的新岗位大多集中于服务业行业^[11]。长远来看,在发展初期工业智能机器人的出现对重复性劳动为主的制造业岗位产生挤出效应,劳动力流向服务业,随着数字经济发展水平的提升,企业生产方式迎来变革,更多人机协同、程式化编程的新兴制造业就业岗位将不断涌现^[12]。

综上所述,以往文献或从替代效应和创造效应视角探究数字经济发展对就业的整体影响,或从产业内或产业间劳动力转移展开讨论,将两者纳入同一框架的研究较为匮乏。鉴于此,本文基于2014—2018年中国家庭追踪调查(CFPS)微观数据和宏观层面数字经济发展指数,深入探讨数字经济发展对劳动力在产业间就业的配置影响,进一步展开行业、地区以及个体的异质性分析和就业质量的拓展性分析,以期为推进充分就业和高质量就业提供翔实的实证参考。本文的边际贡献在于:(1)以往文献主要聚焦于数字经济发展如何推动国内产业结构升级、优化就业结构,大多集中在宏观视角,或者其中某一产业,鲜有科学客观评价数字经济发展如何影响微观个体在三次产业间就业决策的相关研究^[13-14],本文对此进行补充。(2)结合实际情况,从行业差异、地区差异以及个体差异三个方面展开异质性讨论,为推进区域数字经济协调发展、推动数字经济转向普惠共享新阶段提供相应的政策指引。(3)充分就业是实现更高质量就业的前提之一,本文进一步就农户增收以及非农就业质量提升展开讨论,更深层次探讨数字经济发展对劳动力就业的积极效应。(4)以互联网使用情况代表“数字鸿沟”作为实验组和对照组的划分条件,借助广义双重差分法缓解内生性问题,有效消除共同趋势和其他干扰因素的影响,得到更加精准的实证结果。

二、理论分析与研究假设

(一)数字经济发展对三次产业就业的影响效应

延续技术范式影响三次产业生产范式继而影响就业的基本框架,具有渗透性、替代性和协同性数字技术能够嵌入各类实体经济的生产活动中,通过数据要素起到创造性破坏作用,不断改变和重组原有生产、消费、流动和分配环节的结构和过程,提升各部门要素投入的协同程度,改善资源配置效率,促进产业转型升级和经济高质量发展^[15]。劳动力作为一种生产要素,产业结构调整将引起劳动力在不同产业间的结构调整。基于配第-克拉克定理可知,随着经济发展、产业结构演变和人均收入水平提升,劳动力会逐渐由第一产业向第二产业,再向第三产业转移。特别是在数字化浪潮中,技术进步推动劳动力在三次产业间的转移呈现出加速演变的态势。

具体而言,产业间数字化渗透率具有不同特征,数字经济与实体经济融合呈现三二一产业逆向渗透趋势。根据《中国数字经济发展研究报告(2023年)》,2022年中国农业数字化渗透率仅为10.4%,远低于工业的24.0%和服务业的44.7%,呈现出第三产业高于第二产业、第二产业高于第一产业的典型特征。结合中

^① 中国信息通信研究院提出的“四化”框架将数字经济划分成数字产业化、产业数字化、数字化治理、数据价值化四个部分。

国三次产业就业结构的现实基础,数字技术的融合应用将推动数字产业化和产业数字化发展,引致产业间差异化的就业替代效应和就业创造效应,最终影响效果取决于两种效应在某一产业内的占优情况。例如,有研究表明,相比于服务业,农业和制造业就业受到自动化的影响更大,就业被替代的可能性更大^[16]。王军和常红(2021)则认为,当前全球范围内的人工智能等数字技术的发展处于初级阶段,智能化机器人的使用成本依然较高,导致对农业劳动力的替代作用有限^[17]。而针对普通劳动力聚集的制造业等行业,机器主要替代简单和程式化任务的就业岗位,同时创造出更多关于研发、维护和管理的专业岗位,吸纳高技能劳动力就业^[18]。在广义服务业表征的第三产业,数字技术的深入发展有效满足服务需求的快速增长,创造出新兴就业岗位,增加服务业就业的机会,促使农业部门和工业部门劳动力向服务业转移,以期实现再就业。综上所述,三次产业的特性及其与数字经济发展的适配度引致劳动力在产业间的就业决策和就业流动,这一影响机制存在多维度的影响,需要展开讨论。

(二) 第一产业数字化的就业效应

数字农业是数字经济在第一产业领域的重要实践,也是推动农业现代化和乡村振兴的系统性工程之一。在中国农村,以中小型农场、合作社和家庭农场为代表的小型经济主体成为从事农业生产的主力军,数字技术在其中扮演赋能的角色,使得农户成为操作机器的群体,以畜禽养殖、田间管理、机械装备为代表的农业生产环节逐渐转向自动化和智能化,过去低效率、高风险、重复性的工作将交由智能无人机器承担。无人化农业的发展使得传统农业的手工劳动模式逐渐被取代,传统农业经营模式“小规模、兼业化”造成人工成本过高的问题得到缓解,农业生产效率得以提升。但在“机器换人”的过程中,传统农业劳动力被替代的风险难以避免^[19]。类似地,远程监控、信息化管理、大数据平台等数字经济新模式和新工具可以广泛应用于林业、畜牧业以及渔业等,逐步形成“互联网+”的管理体系,实现就业人员精细化管控。然而,从现实情况来看,当前中国农业数字化转型仍相对滞后,数字农业发展缺乏顶层设计、农村物流和网络基础设施建设薄弱、数字农业发展成本较高、农业配套设施落后等问题尚存,就业替代效应并未进一步扩大。但随着人工智能技术的持续推进,智能化机器在农业生产经营活动的渗透率将不断提升,未来人工智能对农业部门劳动力的冲击将被不断放大^[17]。国内外的研究也达成共识,在从传统农业向现代农业的过渡期间,第一产业劳动力数量长期下降符合农业发展要求,是产业结构演变的必然规律。

在数字农业引领推动农业农村现代化的同时,新型城镇化也成为国家现代化的必由之路。数字经济与新型城镇化在发展目标和内在要求上有着高度的契合性、统一性和一致性,完全具备融合发展的可能。城镇化的快速推进和人口红利驱动消费互联网的快速发展,促使数字经济在城市中开始起步,极大地丰富数字技术在智慧城市发展中的应用场景,不断创造出新的劳动力需求和提供大量数字就业岗位,伴随而来的是数以万计的农村劳动力有序向城镇地区转移。由此可见,城镇化与数字化重塑了传统的小农格局,非农部门的数字化发展对农村富余劳动力产生明显的虹吸效应^[8],导致农业就业人口不断下降。基于上述分析,提出假设1。

假设1:数字经济发展对劳动力从事第一产业产生抑制作用。

(三) 第二产业数字化的就业效应

以制造业为表征的第二产业是实体经济的基础,也是未来经济高质量发展的关键。党的十九大报告强调“加快发展先进制造业,推动互联网、大数据、人工智能和实体经济深度融合”,“十四五”规划纲要也明确提出要深入实施制造强国战略。在制造业进行数字化改革过程中,机器的自动化兼具效率高和成本低的优点。随着机器自动化渗透程度的加深,传统制造业中的标准化、流水线式体力劳动将逐步被取代,导致低

技能劳动力的结构性失业^[20-21]。与之相反,传统制造业在智能化、数字化驱动的转型升级过程中存在“技能偏向型技术进步”,衍生出人工智能研发、智能化产品制造等适用于中高技能型劳动力的高质量岗位^[22]。根据《制造业人才发展规划指南》,预计到2025年,中国制造业10大重点领域人才缺口接近3000万人,“高、精、尖”数字化专业技能的人才将逐步流向制造业。此外,数字技术的就业挤出效应能够倒逼低技能劳动力通过“再教育”或“干中学”提升自身技能和素养,在实现人力资本高级化的同时,劳动力与就业岗位的匹配程度同样得到强化,就业创造和就业替代效应共同推动低端技能劳动力向中高端转变^[23]。相关研究也表明,就业替代与转移的现象主要集中在制造业^[7],短期内表现为替代效应,长期为创造效应,对就业的净效应取决于两种力量的博弈^[24]。基于上述分析,提出假设2。

假设2a:数字经济发展对劳动力从事第二产业产生促进作用。

假设2b:数字经济发展对劳动力从事第二产业产生抑制作用。

(四) 第三产业数字化的就业效应

服务业是国民经济发展的第一大产业,数字化改革带来的服务业转型升级成为新常态下经济增长的一大亮点。国际经验和现实情况均表明,高交易费用、低固定资产占比、低技术密集度的第三产业进行数字化改造难度远低于第二产业,在短期内可以催生出大量的新兴生活性服务业和高端服务业岗位。新兴行业成为拓宽就业新渠道、培育发展新动能的重要力量,助力劳动力从第一、二产业向第三产业转移。其中,服务业的数字化转型兼具创新性和包容性特征,例如平台经济、共享经济的蓬勃发展能够充分吸收下岗待业者(如原本从事制造业的失业群体)和农村转移人口等群体,帮助其从事外卖骑手、网约车司机、快递配送员、直播带货员等全新就业岗位,数字经济发挥降门槛和稳就业的关键性作用。在“互联网+”背景下,辅以精准的就业信息匹配算法,数字和信息技术的普遍运用降低了求职成本,减少了搜索时间,使得大量劳动力实现灵活就业。包括网络平台就业、短期兼职、远程工作在内的新就业形态不断涌现,不断加速职业体系的重构。在更加专业化、效率化的高端服务业,数字技术与信息、金融、物流和商务等知识密集型服务业的发展高度契合,极大地提高了竞争力和生产效率,吸纳更多“高、精、尖”数字化专业技能人才进入。数字技术对服务业全方位、全角度和全链条的改造也有助于打破行业壁垒,连接多个产业融合发展,形成服务业行业的产业生态圈,孵化出更多的就业机会。

虽然以人工智能为代表的“机器换人”现象在服务业领域难以避免,但区别于农业、制造业等行业,服务业强调以服务至上为宗旨,其创造性思维、大框架识别意识及复杂性沟通在某种程度上具有不可替代的特征。数字技术媒介既不能替代需要会意性交流的工作岗位,也无法创造富有感情且具有差异化的客户体验^[25]。因此,服务业数字化发展难以大规模替代服务业从业人员。本文提出假设3。

假设3:数字经济发展对劳动力从事第三产业产生促进作用。

基于上述分析,提出数字经济发展从多维度影响三次产业就业的影响路径(见图2)。

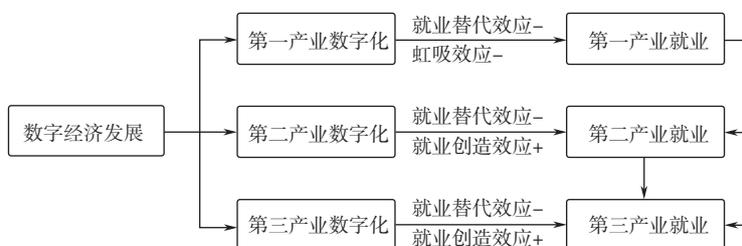


图2 数字经济发展影响三次产业就业的路径

三、研究设计

(一) 模型构建

数字经济正以广泛且强大的覆盖率和渗透率改变居民的生活和生产方式,但受限于经济发展、网络基础设施以及地理位置等方面的差异,地区间的数字化程度依然呈现东高西低的分布特点,而且东部地区的就业结构本就优于西部地区,直接使用普通最小二乘(OLS)法可能影响估计结果的一致性,最终导致结果有偏。本文借鉴宋弘和罗长远(2021)^[26]的研究,应用广义双重差分(generalized difference-in-differences, GDID)的计量方法处理内生性问题。具体而言,数字经济发展影响就业的差异源于两个方面。第一重差异是地区数字经济发展的差异,将其视为政策冲击,研究对象或多或少受到“政策干预”。第二重差异是劳动力是否使用互联网的差异,可称之为“数字鸿沟”^[8]。作为接触数字时代的必要条件,互联网的使用与否是重要的信息获取渠道,对劳动力寻求就业机会、拓宽就业渠道具有积极影响。因此,将广义双重差分模型的设定如下。

$$Industry_{ipt} = \alpha_0 + \alpha_1 Digit_{pt} \times Int_{ipt} + \alpha_2 Digit_{pt} + \alpha_3 Int_{ipt} + \alpha_4 X_{ipt} + \lambda_p + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{ipt} \quad (1)$$

式(1)中,被解释变量 $Industry_{ipt}$ 表示在省份 p 、时间 t 的个体 i 是否从事某产业(或行业), $Digit_{pt}$ 表示数字经济发展指数,用于吸收不同地区间数字经济发展的差异, Int_{ipt} 表示个体是否使用互联网,用于吸收个体之间数字化程度的差异,是则赋值为1,反之为0。本文重点关注两个核心解释变量的交互项系数 α_1 , 用于估计数字经济发展中互联网用户(实验组)相较于非互联网用户(对照组)的就业平均差异。 X_{ipt} 表示一系列个体、家庭、省份层面的控制变量; λ_p 表示地区(省份)固定效应, μ_i 表示个体固定效应, δ_t 表示时间固定效应, ε_{ipt} 为误差项,采用省份层面的聚类稳健标准误。

(二) 变量说明

1. 被解释变量

被解释变量 $Industry_{ipt}$ 为“是否从事某产业(或行业)”,其中包括第一产业($Industry_1$)、第二产业($Industry_2$)以及第三产业($Industry_3$)^①。在行业异质性分析中,借鉴宣烨等(2019)^[27]的思路,将服务业(泛指第三产业)划分成高端服务业和传统服务业,其中,高端服务业包括“信息传输、软件和信息技术服务业”“金融业”“租赁和商务服务业”以及“科学研究和技术服务业”,传统服务业包括“批发和零售业”“住宿和餐饮业”“交通运输、仓储和邮政业”。

2. 核心解释变量

数字经济的内涵、范畴以及测算方法在学术界尚未形成统一的标准。巴克特和希克斯(Bukht & Heeks, 2017)通过三个逐级递进的层次将数字经济划分成核心层(数字产业化部分,包括硬件或软件智能制造、IT咨询、信息与电信服务业)、狭义层(产业数字化部分,包括电子商务、数字服务、平台经济)以及广义层(产业数字化部分,主要涉及电子商业、工业4.0、精准农业与算法经济)^[28]。鉴于数据的可量化性与可获得性,本

① 根据《国民经济行业分类》(GB/T 4754-2017),第一产业包含农、林、牧、渔业;第二产业包含采矿业、制造业、电力、热力、燃气及水生产和供应业、建筑业;第三产业包含批发和零售业、交通运输、仓储和邮政业、住宿和餐饮业、信息传输、软件和信息技术服务业、金融业、房地产业、租赁和商务服务业、科学研究和技术服务业、水利、环境和公共设施管理业、居民服务、修理和其他服务业、教育、卫生和社会工作、文化、体育和娱乐业、公共管理、社会保障和社会组织、国际组织。基于需求视角,经济体系划分为农业、工业和服务业;基于供给视角(或最终产出特征),经济体系划分为第一、第二和第三产业。

文参考王军等(2021)^[29]、潘为华等(2021)^[30]的测算方法,从产业数字化、数字产业化^①、数字基础设施、数字化治理等4个维度(共25个变量)对数字发展水平进行衡量。将这些不同指标进行正规化处理后,利用主成分分析法计算省级层面数字经济发展综合指数(Digit)^②,数值越大,说明该地区的数字经济发展水平越高,反之亦然。具体的测度指标见表1。

表1 数字经济发展指数测度体系

一级指标	二级指标	三级指标	单位
产业数字化	农业数字化	开通互联网宽带业务的行政村比重	%
		农村宽带接入用户	万户
	工业数字化	工业企业每百人使用计算机台数	
		工业企业电子商务交易额	亿元
服务业数字化	电子商务交易额	电子商务交易额	亿元
		快递量	万件
	数字普惠金融指数		
数字产业化	产业规模	电信业务总量	亿元
		软件产品收入规模	亿元
		信息服务收入规模	亿元
	产业种类	数字产业工业总产值	亿元
		互联网百强企业数量	个
		电子信息产业制造业企业数量	个
数字基础设施	传统基础设施	互联网宽带接入端口数	万
		互联网宽带接入用户数	万
		每千人拥有域名数	万
		每千人拥有网站数	万
	新型数字基础设施	电子信息产业固定资产投资	亿元
		移动电话基站数	万
		IPv4/IPv6 地址数	万
数字化治理	创新环境	研发(R&D)经费投入强度	%
		专利申请授权数量	件
		软件研发人员就业人数	
	治理环境	人均受教育年限	年
		数字经济企业数量	个

注:数字产业工业总产值使用通信设备、计算机及其他电子设备制造业工业总产值进行衡量。R&D经费投入强度使用R&D经费内部支出与国内生产总值之比进行衡量。专利申请授权数量包括发明、实用新型和外观3种专利授权数量。人均受教育年限=(文盲人数×1+小学学历人数×6+初中学历人数×9+高中和中专学历人数×12+大专及本科以上学历人数×16)/6岁以上人口总数。数字经济企业数量使用信息传输、计算机服务和软件业法人单位数进行衡量。

① 数字产业化本质上是信息技术进行产业化所形成的产业,例如电子信息制造业、信息通信业、软件服务业、互联网业等,旨在更好地赋能传统行业,推动数字技术与产业融合。数字产业化部分对应《国民经济行业分类》中的26个大类、68个中类、126个小类,在一定意义上可以将其视为产业数字化的一部分。

② 上述4个维度数字经济指标的抽样适合性检验(KMO)值为0.67,巴特利特(Bartlett)检验对应的P值显著小于0.01,满足主成分分析的必要条件。针对样本中存在的缺失数据,采取插值法或类推法补齐。

3. 控制变量

个体和家庭层面的控制变量包括:年龄(*Age*)、户籍(*Urban*)、受教育年限(*Edu*)、婚姻状况(*Marriage*)、政治身份(*Party*)、民族(*Nation*)、健康状况(*Health*)、家庭规模(*Famsize*)、家庭人均收入(*Famincome*)。省份层面的控制变量包括:人均地区生产总值(*PerGDP*)、失业率(*Unrate*)、第一产业占国内生产总值比重(*Structure1*)、第二产业占国内生产总值比重(*Structure2*)、第三产业占国内生产总值比重(*Structure3*)。

(三) 数据说明

本文的微观数据源于2014—2018年中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies, CFPS)数据,该调查始于2010年,每两年开展一次,覆盖全国25个省份,其中包括个体、家庭、社会三个层次的数据,具有较好的代表性。宏观层面的数据源于国家统计局、工业和信息化部、《中国统计年鉴》《中国电子信息产业统计年鉴》、万得数据库、国泰安数据库以及北京大学数字普惠金融指数^①。将微观数据中个体与宏观数据进行匹配,得到非平衡面板数据。考虑到本文将研究对象聚焦于劳动力群体,将男性样本年龄限定在16~60岁,女性样本限定在16~55岁,剔除失业人群,最终得到44 028个观测值。

表2为描述性统计,将互联网用户与非互联网用户进行区分,从均值可以看出,以互联网用户为代表的实验组样本更倾向于从事第二、三产业,而对照组中的样本较多从事第一产业,这为后续实证研究提供初步依据。

表2 变量描述性统计

变量	含义	互联网用户				非互联网用户			
		均值	标准差	最小值	最大值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Industry_1</i>	是否从事第一产业	0.297	0.457	0	1	0.646	0.478	0	1
<i>Industry_2</i>	是否从事第二产业	0.264	0.441	0	1	0.175	0.380	0	1
<i>Industry_3</i>	是否从事第三产业	0.439	0.496	0	1	0.179	0.383	0	1
<i>Digit</i>	数字经济发展指数	0.614	0.054	0.553	0.832	0.601	0.040	0.553	0.832
<i>Int</i>	是否使用互联网	1	0	1	1	0	0	0	0
<i>Age</i>	年龄	33.005	11.120	16	60	46.113	10.419	16	60
<i>Urban</i>	户籍	0.538	0.499	0	1	0.366	0.482	0	1
<i>Edu</i>	受教育年限	10.805	3.546	0	22	6.277	4.261	0	19
<i>Marriage</i>	婚姻状况	0.664	0.472	0	1	0.875	0.331	0	1
<i>Party</i>	政治身份	0.082	0.274	0	1	0.042	0.201	0	1
<i>Nation</i>	民族	0.949	0.221	0	1	0.958	0.200	0	1
<i>Health</i>	健康程度	3.375	1.08	1	5	2.943	1.271	1	5
<i>Famsize</i>	家庭规模	4.497	1.888	1	17	4.555	2.000	1	21
<i>Famincome</i>	家庭人均收入	9.344	1.204	0	14.407	8.814	1.257	0	14.210
<i>PerGDP</i>	人均地区生产总值	10.826	0.415	10.182	11.851	10.709	0.375	10.182	11.851
<i>Unrate</i>	失业率	3.178	0.592	1.300	4.500	3.201	0.618	1.300	4.500

^① 该指数在蚂蚁金服的交易账户大数据基础上,由北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服集团共同编制^[31]。

表2(续)

变量	含义	互联网用户				非互联网用户			
		均值	标准差	最小值	最大值	均值	标准差	最小值	最大值
Structure1	第一产所占比重	8.926	4.144	0.320	18.340	10.061	3.850	0.320	18.340
Structure2	第二产所占比重	42.272	6.381	18.630	54.100	43.475	6.044	18.630	54.100
Structure3	第三产所占比重	48.803	7.849	35.400	80.980	46.464	6.723	35.400	80.980

注:户籍1为城镇,0为农村;婚姻状况1为在婚,0为其他;政治身份1为中共党员,0为其他;民族1为汉族,0为其他;健康程度赋值1—5,数值越高自评健康程度越高;家庭人均收入、人均地区生产总值作对数化处理。互联网用户样本量为22 445,非互联网用户样本量为21 583。

四、基准回归分析

(一) 平行趋势检验

在使用广义双重差分进行基准回归分析前,需进行平行趋势检验。借鉴已有研究^[32-33]的方法,将数字经济发展指数依据等分位点划分为10份,构建各分位点的虚拟变量与处理组虚拟变量的交互项,设定模型如下。

$$Industry_{ipt} = \rho_0 + \rho_m \sum_{m=1}^{10} \theta_m \times Int_{ipt} + \rho_{11} X_{ipt} + \lambda_p + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{ipt} \quad (2)$$

式(3)中, θ_m 表示为数字经济发展指数从1至10分位的划分, ρ_m 为重点关注的系数,其他变量与基准回归模型设定保持一致。由图3可知, θ_1 和 θ_2 的回归结果均不显著,但在 θ_3 及之后,系数保持显著(除第二产业在 θ_3 处不显著),说明在突破门槛值后,互联网用户与非互联网用户在三次产业就业方面呈现明显的差异,样本通过了平行趋势检验。

(二) 基准回归

根据基础回归式(1)的设定,表3汇报了数字经济发展如何影响三次产业就业配置的基准回归结果。

其中,回归结果的前三列为仅控制地区固定效应、个体固定效应以及时间固定效应的核心变量回归结果,后三列纳入个体、家庭以及省份层面控制变量。倒数第三列结果显示,数字经济发展指数与互联网使用的交互项系数为-0.143,在1%水平上显著,相较于尚未接触互联网的劳动力,数字经济发展对使用互联网的劳动力从事第一产业产生负向影响。结果充分表明,在农业数字化的就业替代效应和非农部门数字化的虹吸效应的双重作用下,农村劳动力倾向于从事非农工作。后两列的结果显示,数字经济发展对使用互联网的劳动力从事第二、第三产业产生正向影响,系数分别达到0.049和0.095,结果与田鸽和张勋(2022)^[9]的研究相吻合。一方面,凭借着高创新性、强渗透性、广覆盖性,第二产业数字化转型能够提高企业生产效率、

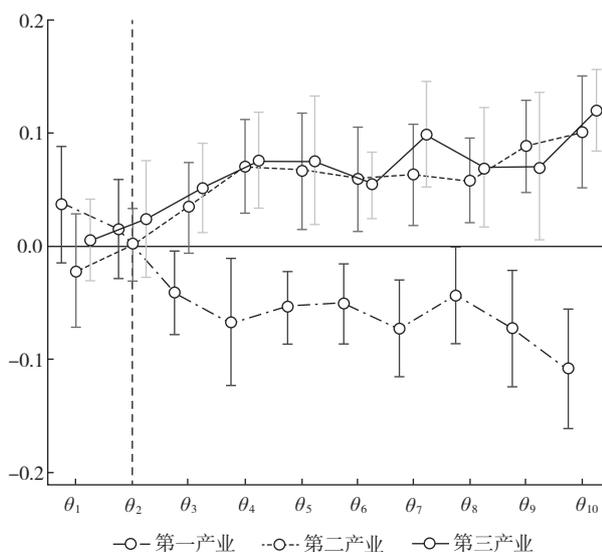


图3 平行趋势检验

注:在每一个分组(θ)上,从左到右分别为第一产业、第二产业、第三产业;模型选择置信水平为95%的置信区间。

拓展产业链组织分工边界,进而带动企业扩大生产规模,增加劳动力需求,其发挥的就业创造效应大于就业替代效应;另一方面,作为吸纳就业能力最大的产业,第三产业与数字技术的深度融合不断激发稳就业和扩就业潜力,进而产生新的社会分工。特别是目前以美国、德国、日本、韩国为首的发达经济体中服务业就业比重普遍达到70%以上,而中国服务业就业比重尚未达到50%,数字化转型将成为一个契机,助力追赶发达国家水平。至此,假设1、假设2a和假设3得证。

表3 基准回归

变量	仅控制固定效应			纳入控制变量		
	Industry_1	Industry_2	Industry_3	Industry_1	Industry_2	Industry_3
<i>Digit</i> × <i>Int</i>	-0.340*** (0.022)	0.098*** (0.017)	0.242*** (0.017)	-0.143*** (0.015)	0.049*** (0.013)	0.095*** (0.017)
<i>Digit</i>	-0.365** (0.154)	0.202 (0.259)	0.565** (0.256)	0.231* (0.131)	0.599*** (0.209)	0.369*** (0.137)
<i>Int</i>	-0.208*** (0.011)	0.061*** (0.010)	0.147*** (0.009)	-0.091*** (0.008)	0.032*** (0.008)	0.059*** (0.008)
<i>Age</i>				0.006*** (0.001)	-0.002*** (0.001)	-0.004*** (0.000)
<i>Urban</i>				-0.108*** (0.018)	0.035** (0.015)	0.073*** (0.018)
<i>Edu</i>				-0.016*** (0.002)	0.004** (0.002)	0.012*** (0.001)
<i>Marriage</i>				-0.177*** (0.019)	0.114*** (0.011)	0.063*** (0.017)
<i>Party</i>				-0.037*** (0.013)	-0.004 (0.015)	0.041** (0.016)
<i>Nation</i>				0.062*** (0.014)	-0.041*** (0.013)	-0.022* (0.012)
<i>Health</i>				-0.011*** (0.003)	0.016*** (0.002)	-0.005** (0.002)
<i>Famsize</i>				0.018*** (0.002)	-0.014*** (0.002)	-0.004* (0.002)
<i>Famincome</i>				-0.034*** (0.003)	0.023*** (0.003)	0.011*** (0.003)
<i>PerGDP</i>				0.110** (0.041)	-0.078* (0.040)	-0.031 (0.041)
<i>Unrate</i>				0.024 (0.015)	0.006 (0.012)	-0.031*** (0.011)

表3(续)

变量	仅控制固定效应			纳入控制变量		
	Industry_1	Industry_2	Industry_3	Industry_1	Industry_2	Industry_3
Structure1				0.107 (0.133)	-0.095 (0.151)	-0.011 (0.122)
Structure2				0.090 (0.134)	-0.082 (0.154)	-0.007 (0.124)
Structure3				0.091 (0.134)	-0.084 (0.154)	-0.006 (0.125)
常数项	0.548 *** (0.007)	0.204 *** (0.006)	0.249 *** (0.006)	-9.699 (13.308)	9.241 (15.196)	1.333 (12.300)
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	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	51 944	51 944	51 944	44 028	44 028	44 028
R ²	0.554	0.380	0.509	0.604	0.409	0.537

注: *、**和***分别代表在10%、5%和1%水平上显著,括号内为聚类稳健标准误,后表同。

(三)再配置检验

前文验证了数字经济发展将有助于劳动力从事非农工作,但劳动力在第二产业和第三产业之间的重新配置还有待深入探究。近年来,中国以制造业为主的工业面临产能过剩的严峻问题,工业增长放缓,工业产品附加值中制造环节的占比越来越低;而研发设计、物流配送、产品营销、电子商务、金融服务、战略咨询等专业化生产服务和中介服务的占比不断提高,服务业发展快于制造业等行业,促使就业状况发生改变,大量劳动力从第二产业流向第三产业。

为验证这一情况,本文重新构造被解释变量。如果个人在上期从事第二产业(包括采矿业、制造业、电力、热力、燃气及水的生产和供应业、建筑业),本期转变成从事第三产业,对上期该被解释变量赋值为0,本期赋值为1。若两期均从事第二产业(暂不考虑第二产业内部的行业变更),则赋值为0。根据表4工业流向服务业的结果,数字经济发展对劳动力从第二产业流向第三产业的整体影响并不显著,但在具体行业中,发现数字经济发展有助于劳动力从制造业流向第三产业(即服务业)。这说明,在数字经济对制造业需求产生就业替代效应时,劳动力可能从技能要求较低的加工制造业转入服务业中同样技能要求较低的快递、外卖、滴滴司机等相对灵活的新兴行业^①。

表4 再配置检验

变量	工业流向服务业	采矿业流向服务业	制造业流向服务业	电力业流向服务业	建筑业流向服务业
Digit×Int	-0.217 (0.277)	3.307 (2.932)	3.877 ** (1.569)	-0.129 (0.287)	-0.060 (0.832)

① 本文同样对数字经济发展是否促进劳动力从第三产业流向第二产业进行检验,结果均不显著,限于篇幅未汇报。

表4(续)

变量	工业流向服务业	采矿业流向服务业	制造业流向服务业	电力业流向服务业	建筑业流向服务业
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	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	7 485	331	6 419	250	1 830
R^2	0.420	0.600	0.532	0.374	0.444

注:电力业为电力、热力、燃气及水生产和供应业的简称。

(四) 内生性检验

在探究数字经济发展的就业效应时,可能存在遗漏变量等内生性问题,导致回归系数有所偏差。本文尝试寻找工具变量缓解内生性问题,借鉴黄群慧等(2019)^[34]的研究,以1984年每百万人邮局数量和每百人固定电话数量作为工具变量。一方面,以往传统通信设施的使用可以延续到当今社会中,比如过去固定电话拨号所需的基础设施均由当地邮局进行差异化铺设,为当前光纤宽带技术的发展奠定基础,且两者满足相关性的要求。另一方面,近年来固定电话的使用者越来越少,可以认为固定电话的使用与就业无直接联系,满足排他性的要求。由于本文使用的数据为面板数据,两个工具变量均不随时间变化,参考已有研究^[35]关于双维度工具变量的处理方式,以上述两个指标与滞后一期全国互联网普及率(随时间变动)的交互项(分别称之为IV1和IV2)作为最终的外生工具变量。表5汇报了两类工具变量的两阶段最小二乘法估计结果,回归结果显示不存在弱工具变量,不可识别检验结果也证实工具变量与解释变量之间存在相关性。数字经济发展指数与互联网使用的交互项的估计系数均显著,回归结果与基准回归结果保持一致,说明在考虑内生性问题后,本文的结果具有稳健性。

表5 内生性检验

变量	IV1			IV2		
	Industry_1	Industry_2	Industry_3	Industry_1	Industry_2	Industry_3
<i>Digit×Int</i>	-0.506** (0.204)	0.029* (0.015)	0.526** (0.210)	-0.646*** (0.192)	0.264* (0.152)	0.377** (0.190)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	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	44 028	44 028	44 028	44 028	44 028	44 028
R^2	0.080	0.019	0.040	0.041	0.016	0.029
<i>F</i>	69.04 [16.38]	69.04 [16.38]	69.04 [16.38]	81.36 [16.38]	81.36 [16.38]	81.36 [16.38]

表5(续)

变量	IV1			IV2		
	Industry_1	Industry_2	Industry_3	Industry_1	Industry_2	Industry_3
LM	83.61	83.61	83.61	98.70	98.70	98.70
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)

注:(1)限于篇幅,第一阶段回归结果并未展示;(2)弱工具变量检验使用 Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量,中括号内为 Stock-Yogo 检验 10%水平下的临界值,原假设为该工具变量是弱工具变量;(3)不可识别检验使用 Kleibergen-Paap rk LM 统计量,括号内为 P 值,原假设为工具变量识别不足。

(五) 稳健性检验

1. 熵权法的再测算

主成分分析法通过较少的变量充分反映原有信息,在赋权过程中难免存在主观性。因此,本文使用熵权法对数字经济发展指数进行重新测算。熵权法通过指标离散程度的大小确定不同维度指标权重,指标离散度越大,权重也越大,属于客观赋权方法。经过指标的标准化、权重的测算以及加权计算,得到新的数字经济发展指数(Digit2),重新与互联网使用构成交互项后纳入回归中。表6的结果显示,以熵权法测度的结果与基准回归保持一致。

2. 分层线性模型

考虑到数字经济发展指数属于宏观层面变量,而个体的就业情况属于微观层面变量,使用“宏观-微观”的跨层数据进行回归可能存在逻辑链条过长的问题,导致回归结果存在偏误^[36]。本文借鉴已有研究^[37],利用分层线性模型(hierarchical linear model, HLM)考察数字经济发展对个体就业的影响。该模型巧妙地处理嵌套结构的非独立数据,通过构造不同水平的层次结构,有效区分残差的组内效应和组间效应。首先,建立零模型,计算组内相关系数(ICC)检验 HLM 模型使用的合理性^①。检验结果显示,在以三次产业就业为被解释变量的零模型中,ICC 系数分别达到 0.155、0.138、0.146,LR 检验结果表明 P 值均为 0.000^②,根据柯恩(Cohen, 1988)^[38]的判断准则可知,ICC 超过 0.138 属于高关联强度,说明使用 HLM 模型是合理的。表6中使用 HLM 模型的回归结果表明,数字经济发展指数的回归系数均显著,说明在利用 HLM 模型解决数据的跨层次问题后,基准回归的研究结论依旧成立。

3. 多项 Logit 模型

就业决策是一个多元选择问题,传统评定(Logit)或概率单位(Probit)模型只能用于解决二元离散问题。就本文的研究而言,包含第一产业就业、第二产业就业和第三产业就业共3种非次序的离散类别,因此使用多项 Logit 模型(multinomial Logit model)可以满足研究需求。模型的估计以第一产业就业为基准组,表6后两列分别汇报了第二产业就业相对于第一产业的就业概率比(Industry_12)、第三产业就业相对于第一产业就业的概率比(Industry_13)。回归系数均显著为正,且对第三产业就业相对概率的影响系数更大,说明随着数字经济发展水平的提升,相比于从事第一产业,劳动力从事第二、三产业的概率更高。基准回归结果的结论再次得到验证。

① 零模型的特点是在不加入任何解释变量的情况下对被解释变量的方差按照“层次”分解为组内方差与组间方差两部分,主要目的在于对回归结果的随机效应进行方差分析。具体的计算公式为:ICC=组间方差/(组内方差+组间方差)。

② 根据分层线性模型的一般范式需要依次构建零模型、随机回归模型、截距模型以及斜率模型进行研究,限于篇幅未汇报。

表 6 稳健性检验

变量	熵权法			分层线性模型			多项 Logit 模型	
	Industry_1	Industry_2	Industry_3	Industry_1	Industry_2	Industry_3	Industry_12	Industry_13
<i>Digit2×Int</i>	-0.798 *** (0.206)	0.235 *** (0.056)	0.562 *** (0.174)					
<i>Digit</i>				-0.695 *** (0.144)	0.083 * (0.046)	0.600 *** (0.155)		
<i>Digit×Int</i>							2.585 *** (0.146)	3.974 *** (0.218)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	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	控制	控制
样本量	44 028	44 028	44 028	44 028	44 028	44 028	44 028	44 028
<i>R</i> ²	0.552	0.386	0.503				0.201	0.201

五、异质性分析

(一) 行业异质性分析

一方面,数字技术正日益渗入工业中研发设计、智能生产和销售管理等环节,生产率的提升引起业务量增加从而需要更多的劳动力。其中,数字经济发展对第二产业内不同行业就业影响的研究还有待深化,需要分别讨论。表 7 结果显示,数字经济发展对第二产业就业的促进作用主要体现在制造业,对采矿业,电力、热力、燃气及水生产和供应业,建筑业无显著影响。原因在于,数字经济发展产生的虹吸效应使得劳动密集型制造业在吸纳和转移农村剩余劳动力、提升工人的劳动技能等方面发挥重要作用。也有研究认为,尽管制造业本身容易受到技术进步引起的自动化影响,但与发达国家相比,数字技术在发展中国家的应用处于早期起步阶段,应用范围和使用范围相对较窄,机器目前只能替代惯例性的操作工序,无法替代具有一定知识和技能的熟练劳动者,导致劳动力替代效应不明显,完全替代劳动力还需要一定的时间^[39]。

表 7 行业异质性分析 I

变量	采矿业	制造业	电力、热力、燃气及水生产和供应业	建筑业
<i>Digit×Int</i>	0.004 (0.004)	0.049 *** (0.012)	0.004 (0.003)	-0.006 (0.005)
控制变量	控制	控制	控制	控制

表7(续)

变量	采矿业	制造业	电力、热力、燃气及水生产和供应业	建筑业
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	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	44 028	44 028	44 028	44 028
R^2	0.422	0.434	0.377	0.313

另一方面,在“数实融合”的背景下,服务业逐渐从以往单环节数字化逐步过渡到全链路的数字化,在吸纳劳动力就业方面可能呈现出差异化特征,有必要考察数字经济发展对不同层面服务业就业的影响。表8的前两列结果显示,数字经济发展同时有助于劳动力从事传统服务业和高端服务业。数字经济与传统服务业的深度融合过程孵化出电商从业者、快递员、外卖员等大量灵活就业岗位,住宿和餐饮业、批发和零售业的就业规模持续扩大。根据第四次全国经济普查数据,截至2018年末,全国批发和零售业、住宿和餐饮业企业法人单位从业人员为4714.6万人,比2013年末增长17.7%。表8后四列的结果显示,在知识与技术密集型的高端服务业中,数字经济发展有效促进劳动力从事信息传输、软件和信息技术服务业和金融业,对租赁与商务服务、科学研究和技术行业等行业的就业无影响。一方面,软件与信息服务业、互联网和相关服务业是重要的支撑产业,在数字化进程中发挥着引领技术迭代创新、群体突破的关键作用,例如软件开发、数据处理、互联网运营、网络搜索引擎等新就业岗位能够吸引众多高素质、专业化劳动力。另一方面,在同业竞争加剧、非金融机构跨界竞争等压力下,为应对诸多挑战,金融业加快数字化转型,衍生出以模式优化、线上平台建设、合规技术监管等工作为重心的新型金融科技岗位^[40]。整体而言,区别于过去服务业就业主要来源于传统服务业部门,现阶段在数字技术的助力下,高端服务业迅速吸纳劳动力就业,推动服务业就业结构持续优化。

表8 行业异质性分析II

变量	传统服务业	高端服务业	信息传输、软件和信息技术服务业	金融业	租赁与商务服务业	科学研究和技术服务业
<i>Digit×Int</i>	0.034*** (0.006)	0.065*** (0.009)	0.011*** (0.002)	0.012*** (0.002)	0.009 (0.008)	0.001 (0.001)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	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	44 028	44 028	44 028	44 028	44 028	44 028
R^2	0.340	0.433	0.323	0.370	0.269	0.289

(二) 地区异质性分析

目前数字化就业主要集中在东部地区,尤其是在环渤海、长三角、粤港澳大湾区等经济圈,但随着数字化发展不断突破地域限制和空间限制,中、西部地区迎来新的发展机遇。为深刻认识数字经济的就业新红利,有必要划分出不同区域、经济圈的区位优势。具体而言,本文按照国家统计局的划分将样本分为东部地区、中部地区、西部地区,回归结果如表9所示。首先,就第一产业就业而言,中、东部地区数字经济发展对劳动力从事第一产业的抑制作用高于西部地区,原因在于,中、东部地区的数字化水平相对更高,能够提供更多的就业岗位,且非农就业匹配搜索难度低于西部地区。其次,数字经济发展对东部地区劳动力从事第二产业的转移效应不显著,可能原因在于,在东部地区第三产业数字化的深入发展创造出更多新的就业机会,挤占了第二产业劳动资源,并且类似的就业挤出效应大多集中在低端制造业部门。最后,数字经济发展对各地区劳动力从事第三产业均产生促进作用。

表9 地区异质性分析 I

变量	东部地区			中部地区			西部地区		
	Industry_1	Industry_2	Industry_3	Industry_1	Industry_2	Industry_3	Industry_1	Industry_2	Industry_3
<i>Digit×Int</i>	-0.162*** (0.015)	0.050 (0.034)	0.071* (0.032)	-0.164*** (0.024)	0.053** (0.019)	0.115*** (0.030)	-0.123*** (0.028)	0.046*** (0.006)	0.115*** (0.014)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	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	控制	控制	控制
样本量	18 529	18 529	18 529	14 567	14 567	14 567	10 932	10 932	10 932
R^2	0.627	0.443	0.524	0.563	0.370	0.545	0.564	0.365	0.534

再将个体样本按照城镇和农村进行划分。表10的结果显示,就农村地区而言,数字经济发展对劳动力从事第二、三产业均产生促进作用;而在城镇地区,数字经济发展对城镇劳动力转向第二产业的影响不显著,但对城镇劳动力从事第三产业产生促进作用。可能的原因在于,相比于农村地区,城镇地区劳动力的人力资本水平普遍更高,导致在数字经济发展过程中,城镇地区劳动力倾向于从事知识密集型的第三产业,而农村地区劳动力的就业决策延续农业向非农行业的转换。

表10 地区异质性分析 II

变量	农村		城镇	
	Industry_2	Industry_3	Industry_2	Industry_3
<i>Digit×Int</i>	0.179*** (0.027)	0.246*** (0.014)	0.035 (0.029)	0.156*** (0.020)
控制变量	控制	控制	控制	控制

表10(续)

变量	农村		城镇	
	Industry_2	Industry_3	Industry_2	Industry_3
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	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	22 875	22 875	21 153	21 153
R ²	0.523	0.399	0.435	0.347

(三) 个体异质性分析

个体间的异质性也是影响劳动力就业的关键,本文通过广义三重差分法进行验证,结果如表 11 所示。个体受教育程度的异质性检验将学历为大专及以上学历的样本视为高学历劳动力,赋值为 1 (*Dummy* = 1),其他赋值为 0。结果显示,数字经济发展对使用互联网且拥有高学历劳动力从事第一产业产生更强的抑制作用,对从事第三产业无显著影响,但对从事第二产业产生促进作用。这一结果充分验证人工智能、工业互联网等数字技术与第二产业的融合具有明显的技能偏向型技术进步特征,创造出灵活性、创造性和抽象性的就业岗位更加偏向于受教育程度较高的群体,从而形成对高技能、多技能技术人才的需求。这也验证了在制造业等工业行业,高技能劳动力在任务执行方面更具竞争优势,被自动化机器替代的可能性较小^[41]。而服务业的数字化纵深发展兼具包容性和多样性的特点,同时吸纳低技能劳动力和高技能劳动力,两类群体间的就业情况并无差异。

对个体年龄进行异质性检验。数字经济旨在惠及更多群体,但由于中老年人的学习适应能力与社会发展不同步,以及受到身体机能退化、应用场景较少关注中老年人等影响,中老年人与年轻人之间存在明显的“数字鸿沟”^[42-43]。在数字化浪潮下,年轻人更善于捕捉数字技术带来的新商机,在探索和调整过程中的职业选择也更加灵活化、个性化和多元化。本文对此予以验证,将 16~34 岁的群体视为年轻人 (*Dummy* = 1),其余年龄段视为中老年人。结果显示,相较于中老年人,数字技术的变革与创新所带来的新型就业机会能够满足年轻人多样化的就业需求,有助于其从事第二、三产业^[44]。

表 11 个体异质性分析

变量	教育			年龄		
	Industry_1	Industry_2	Industry_3	Industry_1	Industry_2	Industry_3
<i>Digit</i> × <i>Int</i> × <i>Dummy</i>	-0.101 *** (0.030)	0.086 *** (0.021)	0.185 (0.130)	-0.231 *** (0.029)	0.052 ** (0.021)	0.179 *** (0.021)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	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

表11(续)

变量	教育			年龄		
	Industry_1	Industry_2	Industry_3	Industry_1	Industry_2	Industry_3
样本量	44 028	44 028	44 028	44 028	44 028	44 028
R^2	0.599	0.408	0.536	0.595	0.406	0.534

六、拓展性分析

(一) 数字经济发展与农户收入

如前所述,农业数字化转型正在深刻影响广大农户的生产生活方式,但农户能否从数字技术的应用和普及中受益呢?本文进一步就数字经济发展是否赋能农户增收、拓展农户增收空间展开讨论,结果见表12。首先考察数字经济发展对农地流转的影响。回归结果表明:一是互联网土地租赁交易平台突破了土地交易的地域限制,有效降低交易成本,进而促进土地流转;二是数字经济发展推动农村劳动力从事非农工作,闲置的农地将流向专业大户、家庭农场以及农民专业合作社等新型农业主体。其次,考察数字经济发展对农户农副产品收入和经营性收入的影响。系数均显著为正,表明数字技术具有明显的惠农性,能够赋能农户增收。尤其是近年来,国家高度重视将数字技术应用于农业生产领域,对加快农业农村现代化作出具体部署。数字技术在降低粮食生产成本、提升农业资源利用效率方面起到关键性作用,农业产出比的提高、农业产品质量的提升有助于农民经营性收入不断增加。同时,电子商务的蓬勃发展,特别是大数据技术的普及,为个体农户通过线上网络销售产品、开展创业活动搭建多样化平台。农村电商可突破时空限制,优化城乡间与区域要素流动和配置,重塑农产品供应链、价值链,进而实现农产品供需精准匹配,助力农民增收致富。

表12 基于农户收入的拓展性分析

变量	农地转出	农副产品收入	经营性收入
$Digit \times Int$	2.037** (0.980)	0.507** (0.219)	0.159*** (0.057)
控制变量	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
样本量	18 735	16 248	17 131
R^2	0.622	0.814	0.743

(二) 数字经济发展与非农就业质量

在就业决策的基础上,就业质量是综合反映就业状况与各方面满意程度的重要指标。基于此,本文构建微观层面多维度的就业质量指标。在指标选择方面,选用是否签订合同(是=1,否=0)、每周工作时间(单位:小时)、工资性收入(单位:元)、工作满意度(取值范围为1~5)等四个维度进行综合测算。具体而言,对

各项指标进行离差标准化处理。

$$X_{ijt}^* = \frac{(x_{ijt} - \min X_{jt})}{(\max X_{jt} - \min X_{jt})} \quad (3)$$

式(3)中, X_{ijt}^* 为标准化后的各项指标; x_{ijt} 为 t 时期 i 个体 j 维度的指标, $j = 1, 2, 3, 4$; $\min X_{jt}$ 表示各项指标的最小值; $\max X_{jt}$ 表示各项指标的最大值。当一周工作时间超过法律规定限额后, 超时工作时间与就业质量呈负相关关系, 因此对指标进行“1-”的标准化处理。最终计算就业质量指标得分。

$$EQ_{it} = \frac{1}{4} \sum_{j=1}^4 X_{ijt}^* \quad (4)$$

式(4)中, EQ_{it} 表示为就业质量得分, 四个维度权重均设定成 1/4。以就业质量为被解释变量的回归结果如表 13 所示, 数字经济发展指数与互联网使用的交互项系数均显著为正, 说明数字经济发展有效提升劳动力就业质量, 对第二产业的提升作用大于第三产业。这说明数字技术正以各种方式重塑劳动过程, 数字经济发展有利于提高社会生产效率, 增加非农收入水平和优化就业环境, 进而推动劳动力实现充分就业^[45]。在加快传统制造业转型升级方面, 数字技术已经渗透上下游行业, 生产流程不断优化、生产成本不断降低将提高相关从业人员的工作自主性。在服务业, 新业态打破了以往诸多方面的限制, 使得劳动力在一定程度上能够自由支配工作时间和空间。与传统劳动关系相对比, 现阶段服务业就业更加弹性化和灵活化。从宏观视角来看, 中国正处于劳动资源配置的调整时期, 数字经济发展带来供求关系的变化也使得部分劳动力在市场上的议价能力不断提升, 倒逼企业改善员工作环境, 提高工资待遇, 有效保障劳动力权益。

表 13 基于非农就业质量的拓展性分析

变量	Industry_2+Industry_3	Industry_2	Industry_3
<i>Digit</i> × <i>Int</i>	0.049*** (0.006)	0.052*** (0.009)	0.047*** (0.012)
控制变量	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
样本量	14 202	5 428	8 774
R^2	0.557	0.649	0.571

注: 在从事第一产业的样本中, 有关是否签订合同、每周工作时间等数据缺失严重, 因此仅从第二、第三产业就业质量展开研究。

七、结论与政策建议

近年来, 数字经济的繁荣发展对劳动力就业产生深刻的影响, 既创造出新的就业形式, 也带来旧工作岗位的破坏, 两者在产业间的差异化作用使得劳动力市场面临结构性调整。本文以此为研究出发点, 将宏观数据与中国家庭追踪调查数据进行匹配, 运用广义双重差分模型, 首先实证分析数字经济发展对于劳动力在产业间就业的配置影响。其次, 本文展开包括行业层面、地区层面和个体层面在内的异质性分析, 以探究不同情况下数字经济发展对劳动力就业的影响效应。最后, 为更全面展现数字经济发展对劳动力就业情况

的影响,本文进一步就农户收入和非农就业质量展开实证分析。本文得到以下基本结论:在第一产业数字化的就业替代效应和第二、三产业数字化的虹吸效应的双重作用下,数字经济发展抑制了劳动力从事第一产业;第二、三产业数字化的就业创造效应均大于就业替代效应,数字经济发展有助于劳动力从事第二、三产业;但随着数字化进程的深入推进,制造业的劳动力将转移至第三产业。异质性分析表明,第二产业数字化具有技能偏向型技术进步特征,更倾向于吸纳高技能劳动力;而第三产业的数字化过程起到降门槛和稳就业的关键性作用,能够同时吸纳高技能和低技能劳动力进入;同时,数字经济发展能够促进中、西部地区、农村地区以及年轻劳动力从事包括第二、三产业在内的非农工作。拓展性分析表明,一方面,以数字化引领驱动农业高质量发展可以提高农业质量效益和竞争力,有效拓展农户增收空间以及赋能农户增收;另一方面,数字经济发展有助于强化各种权益保障,实现非农就业质量的提升。

相应地,可以得到以下几点政策建议:第一,加大数字经济与三大产业的融合力度,建立人业匹配的现代产业体系。应将数字就业发展纳入就业优先战略,强化相关发展规划、公共政策和服务支持,充分发挥产业数字化转型的就业带动作用,持续优化数字就业发展环境,稳定农业就业空间,提升制造业就业和扩大服务业就业。第二,不断完善社会保障制度体系,提升劳动力就业质量。针对数字化浪潮下就业形式逐渐弹性化、多元化、灵活化等特性,就业服务和社会保障制度要及时作出调整以适应新型的劳动关系。例如,以外卖员、网约车司机等为代表的自雇者的社会福利需要得到保障,农民工群体的城市居民身份及其他社会保障问题也不容忽视,相关部门应从社会保险、收入报酬、医疗教育服务等方面给予支持和帮助,建立完善适应新型就业形势的劳动权益保障制度。第三,缩小区域、城乡的数字经济发展差距。合理的数字基础设施建设不仅为数字化人才培养提供必要条件,还创造出大量数字化就业岗位。从总体来看,中国中、西部和农村地区的数字产业基础相对薄弱,数字基础设施建设有待进一步加强,这些问题严重制约数字经济的平衡发展。因此,要加快夯实数字经济基础设施,结合当地发展实际和产业需求,适度超前、有步骤和有重点地部署5G基站、数据中心和云计算等关键基础设施的建设,形成横向打通、纵向贯通、协调有力的一体化推进格局。第四,加快构建数字经济多层次人才培养体系,全面提高劳动力数字技能水平。一是要注重产学研相结合,在高校内开展互联网、大数据、人工智能等新兴学科的教学试点工作,鼓励在专业设置、师资培养、招生规模等方面向数字人才倾斜,强化数字经济专业人才培养,实现关键技术与人才培养的自给。二是要加强数字技能类职业技能培训力度,大力推行线上线下相结合的培训方式,助力提升广大劳动群体的数字素养,弥合数字鸿沟,释放数字经济的普惠性。

参考文献:

- [1] ACEMOGLU D, RESTREPO P. Robots and jobs: evidence from US labor markets[Z]. NBER Working Paper No. 23285, 2017.
- [2] CHIACCHIO F, PETROPOULOS G, PICHLER D. The impact of industrial robots on EU employment and wages: a local labour market approach [Z]. Bruegel Working Paper No. 2, 2018.
- [3] 王文. 数字经济时代下工业智能化促进了高质量就业吗[J]. 经济学家, 2020(4): 89-98.
- [4] BORLAND J, COELLI M. Are robots taking our jobs? [J]. The Australian Economic Review, 2017, 50(4): 377-397.
- [5] AUTOR D H. Why are there still so many jobs? The history and future of workplace automation[J]. Journal of Economic Perspectives, 2015, 29(3): 3-30.
- [6] 王跃生, 张羽飞. 数字经济的双重就业效应与更高质量就业发展[J]. 新视野, 2022(3): 43-50.

- [7]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.
- [8]何宗樾,宋旭光.数字经济促进就业的机理与启示——疫情发生之后的思考[J].经济学家,2020(5):58-68.
- [9]田鸽,张勋.数字经济、非农就业与社会分工[J].管理世界,2022,38(5):72-84.
- [10]陈建伟,苏丽锋.通用型技术对就业结构的影响——基于“宽带中国”示范城市政策的研究[J].中国人口科学,2021(5):32-47.
- [11]DEMING D J. The growing importance of social skills in the labor market[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2017, 132(4): 1593-1640.
- [12]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,2021,32(4):1-13.
- [13]孙早,侯玉琳.工业智能化如何重塑劳动力就业结构[J].中国工业经济,2019(5):61-79.
- [14]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.
- [15]田秀娟,李睿.数字技术赋能实体经济转型发展——基于熊彼特内生增长理论的分析框架[J].管理世界,2022,38(5):56-74.
- [16] NEDELKOSKA L, QUINTINI G. Automation, skills use and training [Z]. OECD Social, Employment and Migration Working Papers No. 202, 2018.
- [17]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.
- [18]王春超,聂雅丰.数字经济对就业影响研究进展[J].经济学动态,2023(4):134-149.
- [19]钟文晶,罗必良,谢琳.数字农业发展的国际经验及其启示[J].改革,2021(5):64-75.
- [20]闫雪凌,朱博楷,马超.工业机器人使用与制造业就业:来自中国的证据[J].统计研究,2020,37(1):74-87.
- [21]韩民春,韩青江,夏蕾.工业机器人应用对制造业就业的影响——基于中国地级市数据的实证研究[J].改革,2020(3):22-39.
- [22]胡晟明,王林辉,董直庆.工业机器人应用与劳动技能溢价——理论假说与行业证据[J].产业经济研究,2021(4):69-84.
- [23]李梦娜,周云波.数字经济发展的“人力资本”结构效应研究[J].经济与管理研究,2022,43(1):23-38.
- [24]王晓娟,朱喜安,王颖.工业机器人应用对制造业就业的影响效应研究[J].数量经济技术经济研究,2022,39(4):88-106.
- [25]赵显名,黄少卿.创造抑或毁灭:数字技术对服务业就业的双向影响[J].探索与争鸣,2020(11):160-168.
- [26]宋弘,罗长远.高房价会扭曲公众的价值观吗?——基于中国家庭追踪调查(CFPS)的实证分析[J].经济学(季刊),2021,21(5):1753-1772.
- [27]宣烨,陆静,余泳泽.高铁开通对高端服务业空间集聚的影响[J].财贸经济,2019,40(9):117-131.
- [28]BUKHT R, HEEKS R. Defining, conceptualising and measuring the digital economy[Z]. Development Informatics Working Paper No. 68, 2017.
- [29]王军,朱杰,罗茜.中国数字经济发展水平及演变测度[J].数量经济技术经济研究,2021,38(7):26-42.
- [30]潘为华,贺正楚,潘红玉.中国数字经济发展的时空演化和分布动态[J].中国软科学,2021(10):137-147.
- [31]郭峰,王靖一,王芳,等.测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征[J].经济学(季刊),2020,19(4):1401-1418.
- [32]KONG N, OSBERG L, ZHOU W N. The shattered “iron rice bowl”: intergenerational effects of Chinese state-owned enterprise reform[J]. Journal of Health Economics, 2019, 67: 102220.
- [33]张铭心,谢申祥,强皓凡,等.数字普惠金融与小微企业出口:雪中送炭还是锦上添花[J].世界经济,2022,45(1):30-56.
- [34]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.
- [35]NUNN N, QIAN N. US food aid and civil conflict[J]. American Economic Review, 2014, 104(6): 1630-1666.
- [36]张广胜,王若男.数字经济发展何以赋能农民工高质量就业[J].中国农村经济,2023(1):58-76.
- [37]RAUDENBUSH S W, BRYK A S. Hierarchical linear models: applications and data analysis methods[M]. 2nd ed. Thousand Oaks, CA: Sage, 2001.
- [38]COHEN J. Statistical power analysis for the behavioral sciences[M]. 2nd ed. New York: Routledge, 1988.
- [39]李磊,王小霞,包群.机器人的就业效应:机制与中国经验[J].管理世界,2021,37(9):104-119.
- [40]李晓栋,万诗婕.数字金融对劳动力的就业结构效应:理论与检验[J].经济与管理评论,2022,38(4):113-123.
- [41]ACEMOGLU D, RESTREPO P. The race between man and machine; implications of technology for growth, factor shares, and employment[J]. American Economic Review, 2018, 108(6): 1488-1542.
- [42]尹志超,蒋佳伶,严雨.数字鸿沟影响家庭收入吗[J].财贸经济,2021,42(9):66-82.
- [43]杨碧云,王艺璇,易行健,等.“数字鸿沟”是否抑制了居民消费?——来自中国家庭金融调查的微观证据[J].南开经济研究,2023(3):95-112.
- [44]蔡跃洲,陈楠.新技术革命下人工智能与高质量增长、高质量就业[J].数量经济技术经济研究,2019,36(5):3-22.
- [45]陈富贵,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.

Employment Effect of Digital Economy Development

—Heterogeneity Analysis Based on Three Industries

HUANG Qiyu, WANG Naihe, YANG Guang

(Nankai University, Tianjin 300071)

Abstract: The profound integration of the digital economy with the real economy plays a pivotal role in facilitating the rationalization and advancement of the employment structure. Fostering the digital economy will induce inter-industry disparities according to the employment substitution effect and creation effect, thereby stimulating labor mobility within and across sectors.

Using the generalized difference-in-differences (GDID) approach with panel data from the China Family Panel Studies (CFPS), this paper reveals that the advancement of the digital economy deters labor engagement in agriculture while encouraging participation in non-agricultural sectors. Rigorous endogeneity and robustness tests corroborate the robustness of the findings. Heterogeneity analysis yields several noteworthy insights. Firstly, the positive impact of digital economy development on employment within the secondary industry primarily manifests in the manufacturing sector. Conversely, this effect is observed in the tertiary industry across both traditional and high-end service sectors. Secondly, the digitization of the secondary industry is characterized by skill-biased technical advancement and tends to attract high-skilled labor. Thirdly, digitization in the tertiary industry is pivotal in lowering employment barriers and stabilizing employment, appealing to both high-skilled and low-skilled labor. Fourthly, the evolution of the digital economy facilitates non-agricultural employment opportunities in central and western regions, rural areas, and among young laborers. Further analysis underscores that digital economy development has the potential to boost rural households' incomes and elevate the quality of non-agricultural employment.

The marginal contributions of this paper lie in the following aspects. Specifically, it evaluates the impact and heterogeneity of the digital economy on individuals' employment decisions among three industries, examines the increase in income of rural households and the improvement of non-farm employment, and takes internet usage as a proxy to divide the experimental and control groups. In light of these findings, this paper offers several pertinent insights and recommendations. Firstly, it is imperative to intensify the convergence of the digital economy with the three industries by incorporating digital employment development into the employment priority strategy. Leveraging the employment-generating potential of industrial digitization, this approach promises to optimize the milieu for digital employment development and rationalize the employment structure. Secondly, establishing and refining a labor rights protection system tailored to the contemporary employment landscape is of paramount importance, ultimately enhancing the quality of employment for flexible laborers. Thirdly, by developing critical infrastructure such as 5G base stations, data centers, and cloud computing, steps can be taken to narrow the chasm in digital economy development between regions and between urban and rural areas, thereby bridging the digital divide. Lastly, an expedited effort is warranted to institute a multi-tiered talent development system for the digital economy, with the overarching goal of comprehensively elevating labor's digital skills.

Keywords: digital economy; internet use; non-agricultural employment; employment structure; employment quality

责任编辑:姜 莱