

数字经济发展如何影响了服务业就业？

——来自微观层面的经验证据

袁冬梅 吕书杰 龙 瑞*

内容提要 数字经济是推动产业变革和要素重新配置的重要引擎。本文从理论层面剖析了数字经济发展对服务业就业的影响机理，并利用2014年和2016年中国劳动力动态调查数据进行实证检验。研究发现，数字经济发展对服务业就业产生了“倒U型”影响，且在女性劳动力、高中及以下学历劳动力以及经济发达地区的影响更为明显。从服务业细分行业来看，批发和零售贸易、餐饮业、金融保险业以及社会服务业的“倒U型”关系更为显著；基于细分行业与个体受教育程度的双重视角发现，数字经济发展增加了高学历劳动力进入交通运输、仓储及邮电通信业与卫生、体育和社会福利业的就业概率，并提升了低学历劳动力进入社会服务业、卫生、体育和社会福利业以及教育、文化艺术和广播电影电视业的就业概率。鉴于“倒U型”影响和当前数字经济促进服务业就业的现实，中国在积极发展数字经济的同时应大力发展新兴服务业和加强劳动力职业技能培训，科学协调服务业细分行业数字化转型，以缓解社会就业压力。

关键词 数字经济发展 服务业就业 “倒U型”影响 职业技能培训

一 引言

数字经济作为新的经济形态正成为推动各国经济发展的新引擎。继《中华人民共

* 袁冬梅，湖南师范大学商学院，电子邮箱：ydmmy123@126.com；吕书杰（通讯作者），湖南师范大学商学院，电子邮箱：lvshujie1022@163.com；龙瑞，湖南师范大学商学院，电子邮箱：lrlrlr111@126.com。本文得到国家社会科学基金一般项目“产业结构转型升级与稳就业协同推进的实现机制与支撑政策研究”（项目编号：20BJL141）的资助。

和《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和 2035 年远景目标纲要》(简称《“十四五”规划纲要》)将打造数字经济新优势视为战略重点和主要任务之后,2022 年 1 月国务院印发了《“十四五”数字经济发展规划》,党的二十大报告也将“数字中国”建设作为中国推动高质量发展的核心内容之一。在遭受了新冠疫情冲击和全球经济格局重塑的大背景下,数字经济发展是推动中国产业转型升级和实现更高质量更充分就业目标的强有力支撑。

在政府的大力推动下,当前中国数字经济规模已位居世界第二,2021 年数字经济规模增速超出同期 GDP 名义增速 3.40 个百分点,为当年经济稳增长做出了巨大贡献。数字经济的快速发展在催生新业态和新的商业模式、改造传统产业的过程中深刻影响了劳动力市场,既创造了大量新的就业岗位与就业机会,也产生了替代和破坏传统就业岗位的风险(袁冬梅等,2021)。《中国数字经济发展与就业白皮书(2019)》显示,2018 年中国数字经济领域就业岗位达到 1.91 亿个,同比增长 11.5%。值得注意的是,过去几年服务业数字化转型就业岗位在三大产业中占比提升最快,对优化就业结构的作用最为明显。据中国信息通信研究院的数据,2020 年中国三大产业服务业、工业和农业数字经济渗透率分别达到了 40.7%、21.0% 和 8.9%。作为数字经济渗透率最高的产业,服务业与数字技术的深度融合在提升就业规模、优化就业结构方面的作用将更加突出,就业服务化趋势也日益加快。

随着数字技术的不断推进和广泛应用,服务业就业规模是否会持续受到数字经济发展的正向影响?数字经济发展对服务业就业是否会因劳动力的性别差异、受教育程度差异和不同地区经济发展水平差异而产生不同的影响?鉴于服务业细分行业具有不同的发展特点、要素密集度和技能偏好,数字经济发展对不同受教育程度的劳动力进入各细分行业就业的影响是否存在异质性?本文将深入研究数字经济发展影响服务业就业的机理并进行系统的实证检验,以期回答上述问题,为实现经济高质量发展和更高质量更充分就业双重目标提供理论依据和经验参考。

随着以互联网、大数据、人工智能、云计算为代表的数字技术快速发展并渗透到各大产业,数字经济发展对劳动力就业的影响成为关注的焦点。国内外关于数字经济影响就业规模的研究较为丰富。Acemoglu & Restrepo (2020) 通过分析工业机器人使用量增加对美国劳动力市场的影响,发现每千名工人增加一个机器人,就业人数占比就会下降 0.18 ~ 0.34 个百分点。David (2017) 研究发现计算机可能替代大约 55% 的工作。但部分研究表明二者的关系并没有那么悲观,Arntz et al. (2016) 的研究表明只有 9% 的工作可能被替代。孟祺 (2021) 利用中国省级面板数据研究发现由于替代效应和

抑制替代效应同时存在，数字经济对就业规模的影响并不显著。同时，数字经济的发展也改变了就业结构。Akerman et al. (2015) 认为宽带网络的广泛使用使得具有高人力资本的劳动力群体能够获得更好的就业机会，而对高中以下学历的劳动力有着不利影响。Graetz & Michaels (2018) 研究发现机器人的应用没有显著减少总就业，但它降低了低技能劳动力的就业份额。也有研究认为数字经济发展导致了就业的“两极化”趋势，即高、低技能劳动力就业增加，而中等技能劳动力就业比重下降 (Michaels et al., 2014; 蔡跃洲、陈楠, 2019)。

目前国内外针对数字经济和服务业就业关系的研究相对较少，主要聚焦于以下两个方面：第一，大多数研究均认为数字经济发展促进了服务业就业。Ndubuisi et al. (2021) 研究发现，数字基础设施对服务业就业做出了积极贡献，并且这种影响往往有利于教育水平低的国家。戚聿东等 (2020) 利用省级面板数据研究发现，互联网和电信业、软件业、电商零售业、科学技术业等四个能够反映数字经济发展情况的行业均显著促进了第三产业就业。王文 (2020) 同样利用省级面板数据验证了工业智能化对服务业就业有积极影响。第二，数字经济对服务业就业的影响存在技能结构差异或行业差异。Autor & Dorn (2013) 研究发现，美国就业极化现象主要体现在服务业低技能劳动力就业的增加。孙伟增和郭冬梅 (2021) 认为，信息基础设施建设的增加会使得服务业企业增加对低教育水平劳动力的需求，而对高教育水平的劳动力需求并无显著变化。

综合来看，现有文献多聚焦于整个产业层面或制造业层面探究数字经济与就业的关系，对数字经济如何影响服务业就业的作用机理没有充分深入的剖析，且国内的文献大多运用省级数据构建数字经济综合指标，忽视了城市数字经济发展差异及微观劳动力个体就业受数字经济影响的异质性表现。

为此，在现有研究的基础上，本文拟在以下方面进行拓展与深化：第一，基于服务业行业特征，本文深入剖析了数字经济发展影响服务业就业的机理，阐明了数字经济发展通过“就业创造”、“就业补偿”、“产业间就业转移”和“就业挤出”四种效应对中国服务业就业产生了“倒U型”非线性影响，从而丰富了现有关于数字经济影响服务业就业的研究。第二，本文由中国劳动力动态调查数据 (China Labor-force Dynamic Survey, 以下简称 CLDS) 获得了劳动力个体及家庭层面的微观数据，并借鉴柏培文和张云 (2021) 的方法测算各城市数字经济综合发展指数，然后将二者匹配构造非平衡面板数据进行实证检验，以探析数字经济发展影响服务业就业的微观证据。第三，基于个体劳动力性别、受教育程度和城市经济发展水平视角考察数字经济对服

务业劳动力就业的异质性影响，并基于细分行业与受教育程度双重视角，探讨了数字经济发展对不同受教育程度劳动力进入服务业各细分行业就业的差异性影响，以明晰数字经济蓬勃发展背景下服务业行业就业的真实特征。

二 理论分析与假说提出

（一）数字经济发展与服务业就业规模

技术的发展主要经历从低智能到高智能的过程：从自动执行重复任务到处理信息以解决问题并从中进行学习，到具有创造性思维和能够适应新情况，到识别、理解他人情绪并做出适当情绪反应（Huang & Rust, 2018），这意味着技术并不是发展到某一阶段的稳定状态，而是会随着环境的变化而不断变化和调整（孙雪等，2022）。在这一过程中，数字经济主要通过“就业创造”、“就业补偿”、“产业间就业转移”的正向效应和“就业挤出”的负向效应来影响服务业就业。短期来看，中国的数字经济发展还处于加快建设并推动传统产业数字化转型的阶段（米嘉伟、屈小娥，2022），人工智能、云计算、区块链等数字技术也处于起步阶段（沈奎，2021），数字技术赋能的新产业、新业态和新商业模式蓬勃发展，由此形成的“就业创造”、“就业补偿”和“产业间就业转移”效应占主导地位，促进了大量劳动力进入服务业就业。

数字经济的促进就业效应源于下述事实：首先，服务业本身具有低固定资产占比、低技术密集度从而数字化转型相对容易等特点。劳动力只需通过一定的数字化技能培训就可实现就业转换（孙璇、吴肇光，2021），如传统的出租车司机只需通过特定技能培训即可成为网约车司机；同时数字技术对劳动力的替代主要集中于程序化、规范化的工作任务，而服务业中许多工作具有面对面交流的特点，要求从业者具备一定的抽象思维能力和灵活自主性（路玮孝、孟夏，2021），因而数字技术很难实现替代，即使使用数字机器替代人工进行工作成本也很昂贵（李晓华，2022）。

其次，数字经济的就业创造、就业补偿和产业间就业转移效应在促进服务业就业上发挥了重要作用。具体表现在：第一，技术创新产生的就业创造效应。历史经验表明重大技术变革往往会创造出一批新的就业岗位和就业机会，数字化变革本身可以创造出数据分析、研发设计、软件和信息技术服务等服务业岗位；同时，数据要素与传统服务业的深度融合会加速产业链分化和重组，促进社会分工细化进而产生大量就业岗位（丁述磊、张抗私，2021），如物流、营销、售后服务等。此外，数字技术所催生的平台经济、共享经济等新业态和新商业模式产生了平台就业、灵活就业等新就业形

式，而这些岗位往往具有成本低、门槛低的特点，有助于吸纳弱势群体和被技术挤出的劳动力就业。第二，企业生产率提高和居民收入增加产生的就业补偿效应。数字经济发展有利于提高服务业企业生产效率，从而降低企业生产成本，一方面直接刺激企业主动扩大生产规模，创造新的就业机会；另一方面生产成本的下降使得企业产品和服务价格下降，间接提高消费者实际收入水平，促进社会总消费支出增加（Acemoglu & Restrepo, 2018），进而促进生产规模的扩大和劳动力需求的扩张。同时，数字经济发展带动了整个社会的进步和经济发展，提高了居民收入水平。由广义恩格尔效应可知，当收入水平大于一定门槛值之后，消费需求结构由制造产品向服务产品转换，服务消费占比提升并带动服务供给增加，从而带动劳动力向服务业转移（徐朝阳、张斌，2020）。第三，产业间就业转移效应。由于制造业具有技术密集度高且固定资产占比较高特点，数字技术的嵌入会挤出从事常规性、程序性工作的劳动力（Huang & Rust, 2018），被挤出的劳动力很大程度上转向与制造业相关的服务业或电商平台、外卖骑手等新兴服务业（戚聿东等，2020），显著提升服务业就业规模。

但随着数字技术的升级以及在不同领域的广泛运用，数字经济发展所产生的“就业挤出效应”逐渐显现并占据主导地位，具体原因在于数字技术的持续进步、劳动力工资水平的提高以及数字化机器边际使用成本的不断下降，将使得数字经济挤出大量劳动力成为可能。在数字经济发展初期，吸纳大量劳动力的批发和零售等传统劳动密集型服务业随着时间推移，就业吸纳空间将日趋饱和（刘玉荣等，2016），且与数字经济发展更为密切的生产性服务业或高端服务业呈现明显的高技能劳动力偏好，吸纳劳动力就业的边际作用下降，因此在数字经济发展后期，服务业的就业吸纳能力将呈现下降趋势。同时，随着数字技术的创新，数字化机器将在模式识别、复杂沟通和其他人性化服务领域呈现出较大发展空间（王君等，2017），劳动力在诸多领域的比较优势将随时间的推移而逐渐减弱。一旦数字技术在相关领域的适用程度接近人类思维，那么其在对程序化的认知类和体力类工作产生替代的同时，可能会进一步对非程序化的认知类和体力类工作造成冲击，即数字经济发展后期将对服务业就业产生不利影响。

此外，数字经济发展初期为服务业创造的就业岗位大多来自它所催生的新业态和新商业模式，但随着数字技术的持续发展，“无人配送”、“无人超市”、“无人货架”等无人服务业态将应用于更多的生活场景中，进而对服务业就业产生负向效应。因此，随着数字经济的进一步发展，更多的服务业就业岗位将面临被挤出的风险。结合以上分析，本文提出第一个假说：

H1：数字经济发展水平较低时能够显著促进服务业就业；但当数字经济发展到较

高水平并越过一定阈值时,数字经济对服务业就业的负向效应将会逐渐凸显并可能超过正向效应,即数字经济发展对服务业就业可能存在先促进后抑制的“倒U型”非线性影响。

(二) 数字经济发展影响服务业就业的异质性分析

数字经济发展对服务业就业的“倒U型”非线性影响,可能因劳动者性别、受教育程度以及城市经济发展水平不同而存在显著差异。基于性别视角,相较于男性劳动力,女性劳动力需要权衡家庭和就业的时间分配,并且可能把更多时间放置于家庭活动上,在一定程度上致使女性就业歧视现象的存在。而在数字经济背景下,电子商务、平台经济等线上就业模式给女性提供了灵活的就业形式,同时在微商、网络直播、网店等职业上女性劳动力更具竞争优势(张景娜、朱俊丰,2020),适合女性发展的第三产业就业需求正在扩大(宋月萍,2021)。但相较于男性劳动力,女性劳动力在社会资源、教育、就业机会等方面仍处于不利地位,致使其数字技能和工资议价能力较低(李实、宋锦,2010),故随着数字经济的持续发展,女性劳动力的技能劣势逐渐凸显,进一步对女性劳动力进入服务业就业产生显著的挤出效应。

基于受教育程度视角,数字经济发展初期,新业态以及数字经济发展通过提高居民收入水平所带来的就业补偿效应,派生了一批对技能水平要求不高且不易被技术替代的服务业岗位,吸纳了大量低学历劳动力,并在一定程度上弥补了技术进步对低学历劳动力的挤出;同时制造业受技术嵌入影响而释放的一批低学历劳动力也会向服务业转移。但随着数字经济的不断发展,数字技术对劳动力技能要求不断提高,低学历劳动力难以满足数字经济时代下高质量人才需求,进而难以在新一轮技术进步下获得就业机会。故随着数字技术渗透程度的提高,数字经济对低学历劳动力的就业挤出效应将不断凸显。

基于城市经济发展水平视角,经济发展水平不同的城市在数字基础设施条件和技术水平上存在显著的差异。一般来说,相对于经济欠发达地区,经济发达地区拥有较为完备的数字基础设施,网络环境更加完善,在数字经济发展方面具有更多的资源禀赋,故对服务业就业的影响更为显著。

基于以上分析,本文提出第二个假设:

H2: 数字经济发展对服务业就业的“倒U型”非线性影响在女性劳动力、低学历劳动力以及经济发达地区中更显著。

三 数据来源、模型构建与变量选取

(一) 数据来源

本文微观数据主要来自于中国劳动力动态调查数据，该数据库每两年进行一次追踪调查，覆盖了29个省市的样本。目前该数据库已公布了2018年的数据，但没有公布相应的城市编码，无法与本文城市层面的数字经济发展指标进行匹配，故本文主要使用2014年与2016年中国劳动力动态调查数据库的个体及家庭层面数据构造非平衡面板数据。个体数据主要涵盖了受访个体所在地区、性别、婚姻状况、宗教信仰、健康水平、教育经历、工作经历等指标，家庭数据主要涵盖了家庭人口、家庭经济水平、家庭消费、住房信息等指标。其他宏观数据来自于《中国城市统计年鉴》、《中国统计年鉴》、《企研数据——数字经济产业专题数据库》、《CNNIC中国互联网络信息中心》、《北京大学数字普惠金融指数》。基于实证分析需要，本文进行如下数据处理：剔除没有工作的个体数据，只保留处于就业状态的受访者个体数据；剔除关键变量存在不适用情况及缺失值的个体数据，最终获得15838个受访者样本数据。

(二) 模型构建与变量选取

为检验数字经济发展对服务业就业的非线性影响，本文借鉴宋锦和李曦晨（2019）、石郑（2022）的思路，建立如下行业就业概率模型：

$$P'(J_k = 1) = \beta + \alpha digit_{kt} + \gamma digit_{kt}^2 + \theta X_{kt} + \mu_{kt} \quad (1)$$

其中 $J_k = 1$ 代表个体劳动力在 k 地区服务业处于就业状态， P' 表示其概率，解释变量为 $digit_{kt}$ ，代表 t 时期 k 地区的数字经济发展水平， $digit_{kt}^2$ 代表数字经济发展水平的平方项， X 代表一系列控制变量，包括个体特征、家庭特征和地区特征变量， μ_{kt} 代表随机扰动项。

1. 被解释变量

以个体劳动力是否从事服务业工作作为被解释变量，是取1，否则取0。本文基于2014年和2016年的CLDS数据库，以《国民经济行业分类》（GB/T 4754—2017）为分类标准，将问卷项目“行业类型”中提到的以下行业归类为服务业：交通运输、仓储及邮电通信业；卫生、体育和社会福利业；国家机关、党政机关和社会团体；地质勘查业、水利管理业；房地产业；批发和零售贸易、餐饮业；教育、文化艺术和广播电影电视业；社会服务业；科学研究和综合技术服务业；金融保险业。

2. 解释变量

本文的核心解释变量为数字经济发展水平。针对数字经济定义，目前研究普遍采

用 2016 年中国杭州 G20 峰会和《中国数字经济发展报告（2022）》提出的数字经济定义，即数字经济是以数字化的知识和信息为生产要素，以信息网络平台为重要载体，以数字技术为动力来源并与实体经济深度融合推动产业数字化和智能化，加速重构经济结构与效率提升的新型经济形态。根据该定义，本文借鉴柏培文和张云（2021）的做法，从数字产业活跃度、数字创新活跃度、数字用户活跃度、数字平台活跃度等 4 个方面来构建数字经济综合发展指数。具体如表 1 所示，将这 4 个维度的指标进行主成分分析（KMO 值大于 0.8，Bartlett’s 球形检验 P 值为 0.000），得到数字经济综合发展指数，记为 *digit*，数值越大，表明数字经济发展水平越高。

表 1 数字经济发展水平指标体系

| 数字经济综合发展指数 | 变量名 |
|------------|------------------------------|
| 数字产业 | 信息传输、计算机服务和软件业就业人数占比 |
| | 软件业务收入对数 |
| | 信息传输、计算机服务和软件业固定资产占全社会固定资产比重 |
| 数字创新 | 5G 产业专利授权数对数 |
| | 工业互联网专利授权数对数 |
| | 电子商务专利授权数对数 |
| 数字用户 | 移动电话普及率 |
| | 电信业务总量对数 |
| | 人均互联网宽带接入用户数 |
| | 电子商务销售额对数 |
| 数字平台 | 域名数对数 |
| | 网民数对数 |
| | 网站数对数 |

资料来源：根据《中国城市统计年鉴》、《中国统计年鉴》、《企研数据—数字经济产业专题数据库》和《CNNIC 中国互联网络信息中心》整理得到。

3. 控制变量

为准确考察数字经济发展与服务业就业的关系，本文需对影响劳动力进入服务业就业的一系列个体、家庭、地区层面变量进行控制。借鉴以往研究（宋锦、李曦晨，2019；石郑，2022），本文选取的个体特征变量包括劳动力性别、婚姻、政治面貌、宗教信仰、健康水平，其中将婚姻状况中“初婚”和“再婚”均视为“已婚”，赋值为 1，“未婚”、“离婚”、“丧偶”和“同居”均视为“未婚”，赋值为 0；家庭特征变量包括家庭规模和家庭经济水平；地区特征变量包括人口规模、经济发展水平、固定资

产投资、政府财政支出。变量含义及描述性统计如表 2 所示，数字经济综合发展指数 (*digit*) 的最大值为 5.049，最小值为 -3.507，均值为 0.001，标准差为 1.780，说明不同城市之间数字经济发展水平差异较大。

表 2 描述性统计

| 变量 | 变量含义 | 样本量 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|------------|--|-------|--------|-------|--------|--------|
| 服务业就业 | 是否从事服务业(是 = 1, 否 = 0) | 15838 | 0.350 | 0.477 | 0 | 1 |
| 数字经济综合发展指数 | 数字经济发展水平 | 15838 | 0.001 | 1.780 | -3.507 | 5.049 |
| 性别 | 男性 = 1, 女性 = 0 | 15838 | 0.544 | 0.498 | 0 | 1 |
| 婚姻 | 已婚 = 1, 未婚 = 0 | 15838 | 0.866 | 0.341 | 0 | 1 |
| 政治面貌 | 党员 = 1, 非党员 = 0 | 15838 | 0.092 | 0.289 | 0 | 1 |
| 宗教信仰 | 无宗教信仰 = 1, 有宗教信仰 = 0 | 15838 | 0.892 | 0.310 | 0 | 1 |
| 健康水平 | 非常健康 = 5, 健康 = 4, 一般 = 3, 比较不健康 = 2, 非常不健康 = 1 | 15838 | 3.782 | 0.929 | 1 | 5 |
| 家庭规模 | 同住家庭成员数 | 15838 | 4.019 | 1.910 | 1 | 17 |
| 家庭经济水平 | 人均家庭收入对数值 | 15838 | 9.412 | 1.143 | 0.405 | 17.176 |
| 经济发展水平 | 人均 GDP 对数值 | 15838 | 11.040 | 0.488 | 9.636 | 11.915 |
| 人口规模 | 年末总人口对数值 | 15838 | 6.342 | 0.581 | 4.575 | 8.129 |
| 固定资产投资 | 各地固定资产投资/地区生产总值 | 15838 | 0.716 | 0.256 | 0.170 | 1.613 |
| 政府财政支出 | 各地政府财政支出/地区生产总值 | 15838 | 0.152 | 0.062 | 0.078 | 0.426 |

资料来源：根据 2014 年和 2016 年中国劳动力动态调查、《中国城市统计年鉴》、《中国统计年鉴》、《企研数据——数字经济产业专题数据库》和《CNNIC 中国互联网络信息中心》数据计算得到。

四 实证分析

(一) 基准回归分析

基于前文构建的基准模型 (1)，表 3 报告了数字经济发展影响服务业就业的估计结果。第 (1) 列至第 (4) 列依次为只考虑核心解释变量、加入个体特征、加入家庭特征和加入地区特征变量的回归结果。回归结果显示，核心解释变量数字经济综合发展指数的一次项系数显著为正，平方项系数显著为负，表明数字经济与服务业就业二者之间存在显著的“倒 U 型”关系。同时，本文借鉴 Lind & Mehlum (2010) 的方法对基准结论进行 U_{test} 检验，结果显示极值点为 1.051，且该极值点在数字经济取值范围内；同时， t 统计量为 4.17， P 值在 1% 的显著性水平下拒绝原假设， $Slope$ 区间为 $[0.280, -0.246]$ ，故进一步证实数字经济发展对服务业就业存在“倒 U 型”的非线

性影响，假说 H1 得以验证。

数字经济发展初期能够带来服务业劳动力就业概率的增加，但当数字经济发展水平超过 1.051 的水平，其将降低劳动力进入服务业的就业概率。这是由于在数字经济发展初期，数字经济所发挥的“就业创造”、“就业补偿”和“产业间就业转移”效应占主导地位，数字经济发展能够促进社会分工进一步细化，产生大量新业态和新模式，创造大量服务业岗位；同时数字经济发展能通过提高企业生产率和居民收入水平，刺激服务消费需求，进一步扩大了企业生产规模，进而拉动了服务业劳动力需求；此外，制造业受技术嵌入影响所挤出的部分劳动力也会向服务业转移。但随着数字经济的进一步发展，抑制服务业就业的“就业挤出”效应将占据主导地位，主要表现于传统服务业就业吸纳能力日趋饱和，数字技术在人性化领域的进步以及劳动力比较优势日趋减少将致使劳动力替代加速，导致数字经济的进一步发展将不利于服务业就业。

进一步考察数据特征发现，中国各城市数字经济发展水平中位数和平均数分别为 -0.193 和 0.001，离拐点处的数字经济发展水平较远，说明目前中国大部分城市的数字经济发展水平尚处拐点之前，因此应因地制宜加快地区数字经济发展，以充分发挥数字经济对服务业就业的积极作用，促进就业结构优化和化解社会就业压力；同时部分城市如北京、上海、南京、杭州、苏州等地区的数字经济发展水平已过拐点，数字经济的进一步发展将抑制该部分地区的服务业就业。

从控制变量的结果来看，个人特征变量中，党员和健康水平的回归系数均显著为正，说明个体劳动力成为党员和健康状况的提升均能提高个体劳动力进入服务业的就业概率，而婚姻和性别的回归系数显著为负，说明未婚劳动力和女性劳动力进入服务业的就业概率更大。在家庭特征变量方面，家庭规模的扩大和家庭经济水平的提升均显著提高了劳动力进入服务业的就业概率。在地区特征变量方面，经济发展水平和政府财政支出的回归系数均显著为正，说明二者从需求端增加了对劳动力的需求，进而提高劳动力就业概率；同时可以看到人口规模对劳动力进入服务业的就业概率有显著正向效应；而固定资产投资增加显著降低了劳动力进入服务业的就业概率，说明固定资产投资增加对劳动力就业产生了挤出效应。

表 3 基准回归结果

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|
| 数字经济综合发展指数 | 0.399 *** (0.017) | 0.365 *** (0.018) | 0.281 *** (0.018) | 0.065 ** (0.031) |

续表

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|-------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|
| 数字经济综合 发展指数平方项 | -0.031 *** (0.005) | -0.027 *** (0.005) | -0.025 *** (0.005) | -0.031 *** (0.006) |
| 政治面貌 | — | 0.726 *** (0.042) | 0.595 *** (0.044) | 0.587 *** (0.044) |
| 宗教信仰 | — | -0.024 (0.042) | -0.037 (0.043) | -0.044 (0.044) |
| 健康水平 | — | 0.184 *** (0.013) | 0.134 *** (0.014) | 0.140 *** (0.014) |
| 婚姻 | — | -0.143 *** (0.036) | -0.133 *** (0.037) | -0.127 *** (0.037) |
| 性别 | — | -0.159 *** (0.020) | -0.153 *** (0.021) | -0.151 *** (0.021) |
| 家庭规模 | — | — | 0.029 *** (0.008) | 0.028 *** (0.008) |
| 家庭经济水平 | — | — | 0.329 *** (0.017) | 0.320 *** (0.017) |
| 经济发展水平 | — | — | — | 0.662 *** (0.082) |
| 人口规模 | — | — | — | 0.181 *** (0.041) |
| 政府财政支出 | — | — | — | 3.455 *** (0.567) |
| 固定资产投资 | — | — | — | -0.324 *** (0.112) |
| 常数项 | -0.148 (0.150) | -0.737 *** (0.168) | -3.745 *** (0.241) | -12.175 *** (1.064) |
| 年份虚拟变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 省份虚拟变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 15838 | 15838 | 15838 | 15838 |
| 伪 R ² | 0.116 | 0.148 | 0.183 | 0.189 |

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著；括号内是估计系数的城市聚类稳健标准误。

资料来源：根据2014年和2016年中国劳动力动态调查、《中国城市统计年鉴》、《中国统计年鉴》、《企研数据——数字经济产业专题数据库》和《CNNIC中国互联网络信息中心》数据计算得到。

(二) 稳健性检验

1. 内生性问题

上述验证的结论可能因存在内生性问题而产生偏误：一方面，由于服务业就业变化可能会对数字经济发展产生影响，带来反向因果问题；另一方面，影响服务业就业的不可观测因素较多，无法完全包含于回归模型内，因而可能存在遗漏变量问题。针

对这两种可能出现的问题,本文借鉴黄群慧等(2019)的方法,用1992年每万人电话机数量作为数字经济综合发展指数的工具变量进行工具变量回归。历史上固定电话普及率高的地区很大可能是互联网普及率高的地区,满足工具变量的相关性条件;而随着技术进步和互联网的发展,固定电话数量对服务业就业的影响微乎其微,满足工具变量的外生性条件。但由于1992年每万人电话机数量是截面数据,而本文使用的是面板数据,因此借鉴袁淳等(2021)的方法,用1992年各地级市电话机数量与滞后一期互联网使用人数的交互项作为当期数字经济综合发展指数的工具变量进行回归。工具变量回归结果如表4第(1)列所示,在考虑内生性问题之后,与基准回归的结论一致。此外,在弱工具变量检验中,AR、Wald的P值均在1%的水平上显著,排除了所选工具变量为弱工具变量的可能。

2. 替换核心解释变量

本文借鉴赵涛等(2020)的做法,采用互联网普及率、互联网相关从业人员数、互联网相关产出、移动互联网用户数和数字金融普惠发展等指标来衡量数字经济发展水平,对应指标内容分别为:百人中互联网宽带接入用户数、信息传输、计算机服务和软件业就业人数占比、人均电信业务总量、百人中移动电话用户数,数字普惠金融指数。将这5类指标数据进行主成分分析,标准化后降维处理,得到新的数字经济综合发展指数并带入基准模型进行回归,结果如表4第(2)列所示。结果显示,数字经济综合发展指数的一次项系数为0.072,平方项系数为-0.009,均通过了1%水平下的显著性检验,基准回归结论得到了进一步支持。

3. 剔除直辖市

由于直辖市在经济、资源、文化、技术上的优势和特殊地位,对劳动力个体具有较强“虹吸效应”,特别是高技能劳动力。因此本文将北京市、上海市、天津市及重庆市的样本进行剔除,重新进行回归分析,得出的结果如表4第(3)列所示,结果仍然稳健。

4. 更换模型

由于Logit模型也适用于二元回归分析,为了进一步验证基准回归结果的稳健性,本文采用Logit模型对原始样本进行回归。Logit模型估计结果如表4第(4)列所示,得出的结论与基准结论保持一致。

5. 缩尾处理

考虑到样本中的极端值和异常值会对研究结论造成影响,因此本文对连续变量进行1%的双侧缩尾处理。回归结果见表4第(5)列,数字经济发展对服务业就业的“倒U型”非线性影响的结论依然成立。

表 4 稳健性检验

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|----------------------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | 工具变量法 | 替换解释变量 | 剔除直辖市 | 更换模型 | 缩尾处理 |
| 数字经济 综合发展指数 | 0.353 *** (0.061) | 0.072 *** (0.015) | 0.066 ** (0.032) | 0.105 ** (0.053) | 0.069 ** (0.031) |
| 数字经济综合 发展指数平方项 | -0.012 ** (0.006) | -0.009 *** (0.001) | -0.030 *** (0.006) | -0.056 *** (0.010) | -0.031 *** (0.006) |
| 常数项 | -7.569 *** (1.554) | -11.396 *** (0.965) | -12.454 *** (1.108) | -20.966 *** (1.793) | -12.213 *** (1.061) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份虚拟变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 省份虚拟变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 15125 | 15838 | 14812 | 15838 | 15838 |
| R ² /伪 R ² | 0.953 | 0.192 | 0.177 | 0.190 | 0.190 |

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著；括号内是估计系数的城市聚类稳健标准误。

资料来源：根据2014年和2016年中国劳动力动态调查、《中国城市统计年鉴》、《中国统计年鉴》、《企研数据——数字经济产业专题数据库》、《CNNIC中国互联网络信息中心》和《北京大学数字普惠金融指数》数据计算得到。

（三）异质性分析

前文验证了数字经济发展对服务业就业带来显著的“倒U型”非线性影响。然而，数字经济发展对服务业就业的影响效应可能因劳动力个体自身存在的某些“属性”差异而不同，例如个体性别和受教育程度差异，也可能因城市经济发展水平不同而产生差异性影响。结合理论分析，本部分将基于劳动者个体性别、受教育程度以及地区经济发展水平视角，检验数字经济对服务业就业的异质性影响。

1. 性别异质性

本文按个体性别对实证样本进行分组回归，结果如表5第（1）列和第（2）列所示。数字经济综合发展指数的平方项系数均在1%的水平下显著为负，这说明在男性劳动力样本和女性劳动力样本中均存在数字经济发展对服务业就业的“倒U型”非线性影响，且从系数大小来看，数字经济对女性劳动力进入服务业就业的影响更大，由此验证了H2的性别异质性。同时可以发现，在男性劳动力样本中，拐点值为0.450，在女性劳动力样本中，拐点值为1.682，男性劳动力样本的拐点出现得更早。这可能是因为在就业市场上，相对于女性劳动力，男性劳动力大多从事体力劳动，因此数字经济

的快速发展在一定程度上扩大了对男性劳动力就业的负面影响。

2. 受教育程度异质性

为考察数字经济发展对不同受教育程度劳动力进入服务业就业的差异性影响，本文根据个体劳动力受教育程度，将实证样本分为本科及以上、大专、高中及以下三组，然后进行分组回归，结果如表 5 第 (3) 列至第 (5) 列所示。从第 (4) 列可以看出，数字经济综合发展指数的一次项系数显著为负，平方项系数不显著，说明数字经济发展降低了大专学历的劳动力进入服务业的就业概率，这可能是因为大专学历的劳动力大多从事一些可替代性较强的认知类程序化工作，如银行柜员、文员、会计、销售等，而数字技术在服务业的渗透会挤出这部分劳动力，进而降低其就业概率。在第 (5) 列中，数字经济综合发展指数的一次项系数显著为正、平方项系数显著为负，即数字经济发展对服务业就业的“倒 U 型”非线性影响在高中及以下学历的劳动力中更加凸显，表明在数字经济发展初期低学历劳动力“乘发展东风”进入服务业就业的可能性更大，但随着数字经济不断发展，其在新一轮技术进步下获得就业机会的难度加大，进而出现就业概率逐渐下降的情形。验证了 H2 的受教育程度异质性假说。

3. 经济发展水平异质性

本文按照人均 GDP 来划分不同经济发展水平的城市，该指标小于中位数的城市定义为经济欠发达地区，反之，定义为经济发达地区，然后进行分组回归。分组回归结果见表 5 第 (6) 列和第 (7) 列。在第 (6) 列中数字经济综合发展指数的平方项系数在 1% 的水平下显著为正，这可能是因为在经济欠发达地区，基础设施和产业结构较为滞后，就业空间较为有限，劳动力大多从事一些程序化较强的工作，随着数字经济的进一步发展，新业态和新商业模式涌现，就业潜力被进一步挖掘，带动了大量劳动力进入服务业就业。而在第 (7) 列中数字经济综合发展指数的一次项系数显著为正，平方项系数显著为负，说明数字经济发展对服务业就业的“倒 U 型”非线性影响在经济发达地区更加凸显，由此验证了 H2 的经济发展水平异质性假说。

表 5 异质性分析：性别、受教育程度及经济发展水平视角

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) |
|------------|------------------|---------------------|-------------------|--------------------|-------------------|---------------------|---------------------|
| | 男 | 女 | 本科及以上 | 大专 | 高中及以下 | 经济欠发达地区 | 经济发达地区 |
| 数字经济综合发展指数 | 0.027 (0.038) | 0.111*** (0.041) | -0.191 (0.139) | -0.210* (0.121) | 0.061* (0.034) | 0.174*** (0.052) | 0.159*** (0.052) |

续表

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) |
|------------------|-----------------------|-----------------------|-------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|
| | 男 | 女 | 本科及以上 | 大专 | 高中及以下 | 经济欠发达地区 | 经济发达地区 |
| 数字经济综合发展指数平方项 | -0.030*** (0.007) | -0.033*** (0.007) | -0.033 (0.023) | -0.021 (0.019) | -0.020*** (0.006) | 0.103*** (0.021) | -0.036*** (0.012) |
| 常数项 | -11.956*** (1.312) | -12.687*** (1.422) | -6.828 (4.526) | -11.235*** (3.497) | -10.790*** (1.183) | -5.410*** (0.748) | -3.997*** (0.575) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份虚拟变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 省份虚拟变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 8616 | 7222 | 1517 | 1313 | 12995 | 7888 | 7950 |
| 伪 R ² | 0.165 | 0.226 | 0.067 | 0.098 | 0.152 | 0.146 | 0.159 |

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著；括号内是估计系数的城市聚类稳健标准误。

资料来源：根据2014年和2016年中国劳动力动态调查、《中国城市统计年鉴》、《中国统计年鉴》、《企研数据——数字经济产业专题数据库》和《CNNIC中国互联网络信息中心》数据计算得到。

（四）进一步分析：考虑行业和受教育程度双重差异

由于服务业细分行业生产要素的比较优势、工作类型以及技能偏好不同，探讨数字经济发展对服务业细分行业就业规模及不同受教育程度劳动力进入服务业细分行业就业的差异性影响更具有针对性。故本文参考宋锦和李曦晨（2019）的方法，在基准模型中加入数字经济综合发展指数与不同受教育程度劳动力的交互项，构建模型如下：

$$P^i(J_{kj} = 1) = \beta_1 + \theta_1 digit_{kjt} + \theta_2 digit_{kjt}^2 + \gamma_1 H + \gamma_2 L + \delta_1 digit_{kjt} \times H + \delta_2 digit_{kjt} \times L + \sigma_1 X \quad (2)$$

其中 $J_{kj} = 1$ 表示个体劳动力在 k 地区的 j 行业处于就业状态， P^i 为其概率。其中 H 取值为1代表高学历劳动力，即本科及以上学历的劳动力，否则取值为0； L 取值为1代表低学历劳动力，即高中及以下学历的劳动力，否则取值为0；参照组为大专学历的劳动力。 $digit_{kjt} \times H$ 和 $digit_{kjt} \times L$ 分别代表数字经济综合发展指数与高学历劳动力、低学历劳动力的交互项， δ_1 和 δ_2 分别表示 t 时期数字经济发展对高学历劳动力、低学历劳动力进入 j 行业的就业概率的影响。

为使得结论更具有代表性，本文只分析了样本量在200个以上的服务业行业，回归结果如表6所示。在第（2）列至第（4）列中，数字经济综合发展指数的平方项系数均显著为负，说明数字经济发展对服务业就业的“倒U型”非线性影响在批发和零售贸易、餐饮业、金融保险业以及社会服务业中更为显著。具体原因可能是：第一，

针对以非程序化工作为主的批发和零售贸易、餐饮业以及社会服务业来说,劳动力要素在其中起主导作用,数字技术的挤出效应较小。而在数字经济发展初期,它所带来的新业态和新商业模式给这些行业创造了新的就业岗位和职业,就业机会增加;数字经济背景下,线上搜索的方式降低了消费者的搜索成本,加速了这类行业的快速扩张,进而促进就业规模增加;制造业受技术嵌入影响而释放的大量劳动力也会向这类服务业转移。因此,数字经济发展初期能够显著提高劳动力进入批发和零售贸易、餐饮业以及社会服务业的就业概率,但随着数字经济的进一步发展,受技术和资本深化影响,它将会减少就业岗位,带来就业破坏。第二,针对金融保险业来说,数字技术的应用带来了行业规模的扩大,进而增加了对劳动力的需求,但随着数字经济的持续发展,数字化机器的普及将挤出该行业的劳动力。

而从第(1)列和第(6)列可以看到,数字经济综合发展指数的一次项系数显著为负,平方项系数不显著,说明数字经济发展显著降低了劳动力进入交通运输、仓储及邮电通信业以及教育、文化艺术和广播电影电视业的就业概率,这可能是因为:第一,交通运输、仓储及邮电通信业属于资本密集型服务业(蔡宏波等,2015),对数据要素的依赖度较高,数据资本投入量较大,数字技术的应用使得服务更高效,进而促进企业以机器服务替代人工服务,导致行业就业机会的减少。第二,教育、文化艺术和广播电影电视业属于技术密集型服务业(蔡宏波等,2015),数字技术的应用一方面会直接挤出该行业的从业者,另一方面能够通过提高生产率,减少劳动力需求,降低个体劳动力进入该行业的就业概率,如在线教育的发展使得人们以较低的成本获得更多开放共享的教育资源,一堂课可以吸纳成千上万的学生参与学习,使得教育行业劳动生产率提高,从而导致该行业对劳动力的需求下降。

从数字经济发展影响不同受教育程度劳动力进入服务业细分行业就业的结果来看,从表6第(1)列和第(5)列可以看到,数字经济综合发展指数与高学历劳动力的交互项系数显著为正,说明数字经济发展显著提高了高学历劳动力进入交通运输、仓储及邮电通信业与卫生、体育和社会福利业的就业概率,具体原因可能是这些行业属于资本、技术密集型服务业(蔡宏波等,2015),数字技术的渗透使得该行业偏好技能水平较高的劳动力,进而促进高学历劳动力就业。

从表6第(4)列至第(6)列可以看到,数字经济综合发展指数与低学历劳动力的交互项系数显著为正,说明数字经济发展显著提高了低学历劳动力进入社会服务业、卫生、体育和社会福利业以及教育、文化艺术和广播电影电视业的就业概率,主要原因可能是:第一,社会服务业是为了满足人民群众多层次多样化需求而提供劳务的社

会活动，数字经济发展能够通过刺激居民消费需求，创造了一批对技能要求不高且不易被技术替代的就业岗位，低学历劳动力就业机会增加，同时数字技术渗透到制造业所挤出的一部分劳动力也会向社会服务业转移。第二，卫生、体育和社会福利业存在与农村医疗卫生相关的低技能岗位，数字技术的普及所带来的行业生产率提高和生产规模扩张，创造了一批就业岗位，促进就业增加。第三，数字技术的引入刺激了教育、文化艺术和广播电影电视业规模扩张，派生出一批低技能就业岗位；同时，数字经济发展所带来的平台经济等新业态，催生了网络编辑、网络媒体、网络设计等新兴就业机会，进而带动具有相关技能的低学历劳动力就业；此外，低学历劳动力也可以通过在线学习提升相关技能水平和增加知识储备，提高自身的就业概率。

表6 数字经济发展对服务业细分行业的就业规模和不同受教育程度劳动力就业的影响

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|-----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | 交通运输、仓储及 邮电通信业 | 批发和零售 贸易、餐饮业 | 金融保险业 | 社会服务业 | 卫生、体育和 社会福利业 | 教育、文化艺术和 广播电影电视业 |
| 高学历劳动力 (是=1,否=0) | -0.334*** (0.093) | -0.407*** (0.081) | 0.080 (0.090) | -0.412*** (0.077) | -0.032 (0.082) | 0.541*** (0.070) |
| 低学历劳动力 (是=1,否=0) | -0.189*** (0.070) | 0.172*** (0.059) | -0.761*** (0.090) | -0.175*** (0.060) | -0.619*** (0.076) | -1.049*** (0.078) |
| 数字经济综合 发展指数 | -0.115* (0.059) | 0.124*** (0.046) | 0.016 (0.085) | -0.105** (0.050) | -0.091 (0.072) | -0.202*** (0.066) |
| 数字经济综合 发展指数平方项 | 0.003 (0.008) | -0.019*** (0.007) | -0.035** (0.014) | -0.021*** (0.007) | -0.004 (0.010) | 0.014 (0.011) |
| 数字经济综合发展 指数×高学历劳动力 | 0.092** (0.042) | -0.023 (0.034) | 0.001 (0.039) | 0.008 (0.034) | 0.090** (0.045) | -0.038 (0.035) |
| 数字经济综合发展 指数×低学历劳动力 | 0.047 (0.033) | 0.007 (0.027) | 0.047 (0.039) | 0.064** (0.028) | 0.131*** (0.038) | 0.203*** (0.036) |
| 常数项 | -14.893*** (1.659) | -5.337*** (1.297) | -8.224*** (2.568) | -9.325*** (1.534) | -3.587* (1.984) | -4.765** (1.882) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份虚拟变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 省份虚拟变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 15600 | 15838 | 15600 | 15838 | 15838 | 15600 |
| 伪R ² | 0.118 | 0.083 | 0.231 | 0.092 | 0.093 | 0.258 |

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著；括号内为估计系数的城市聚类稳健标准误。

资料来源：根据2014年和2016年中国劳动力动态调查、《中国城市统计年鉴》、《中国统计年鉴》、《企研数据——数字经济产业专题数据库》和《CNNIC中国互联网络信息中心》数据计算得到。

五 结论与政策建议

本文在细致剖析数字经济发展对服务业就业影响机理的基础上,基于 2014 年和 2016 年微观个体非平衡面板数据,实证分析了数字经济发展对服务业就业的影响效应。研究发现:首先,数字经济发展对服务业就业存在“倒 U 型”的非线性影响,该结论在使用工具变量法、替换核心解释变量、剔除直辖市、更换模型以及缩尾处理等一系列稳健性检验后仍然稳健。其次,数字经济发展对服务业就业的“倒 U 型”非线性影响在性别、受教育程度和经济发展水平方面存在异质性,即在女性、高中及以下学历和经济发达地区中更加显著。最后,基于细分行业视角的拓展分析表明,数字经济发展对服务业就业的“倒 U 型”非线性影响在批发和零售贸易、餐饮业、金融保险业以及社会服务业更为显著;而基于细分行业与个体受教育程度双视角的结果表明,数字经济发展增加了高学历劳动力进入交通运输、仓储及邮电通信业与卫生、体育和社会福利业的就业概率,同时增加了低学历劳动力进入社会服务业、卫生、体育和社会福利业以及教育、文化艺术和广播电影电视业的就业概率。

基于以上结论,本文提出以下政策建议:第一,目前中国数字经济发展对服务业就业的影响仍处于“倒 U 型”的上升阶段,故中国应加大对服务业数字基础设施的投入,大力发展互联网、大数据、人工智能、云计算等数字技术,加快数字技术与服务业深度融合,充分释放数字经济发展给服务业就业带来的红利优势。同时,由于数字经济发展未来会对服务业就业造成冲击,从事服务业的个体劳动力应当提高自身受教育程度,积极参加技能培训,提高技能水平;服务业各部门、各单位应当重视技术型和创新型人才培养,完善职业培训体系,制定人才培养战略,提高人才培养质量,培养既懂数字技术又懂服务经营的复合型人才;各地政府应当完善就业服务体系,加大技能培训投入,制定和实施积极就业政策,积极开展就业咨询和发放就业补助。

第二,相关部门和机构应当关注女性劳动力在就业市场的需求,减少性别歧视,增强女性劳动力工资议价能力,充分发挥数字经济所派生的新业态、新商业模式对女性就业的积极影响,加强相关技能培训,增强女性就业能力。推动数字经济与服务业深度融合,大力发展新兴服务业,充分发挥数字经济发展对低学历劳动力就业的带动作用。同时,各地区应当建立和完善职业教育体系,促进职业技术教育的普及,加强数字技能培训,提高劳动力技能水平;大专学历的劳动力应当充分发挥人际沟通、灵活性和问题解决能力等比较优势,增加知识储备和进行岗前培训,提高自身就业概率。

此外，加大对经济欠发达地区的资金和技术投入，充分刺激就业潜力，使得经济欠发达地区更好地享有数字经济所带来的红利优势。

第三，考虑到数字经济发展对服务业细分行业就业规模和不同受教育程度劳动力的影响，政府应当采取有针对性的行业发展策略。首先，现阶段各地政府应大力发展以非程序化工作为主的服务业行业，加大数字化投入，增强其就业吸纳能力，进而缓解劳动力市场压力；其次，推动数字技术与资本、技术密集型服务业行业深度融合，最大程度地发挥高质量人才的竞争优势，同时大力发展服务业，搭建低学历劳动力再就业平台，进而有效解决现阶段劳动力就业难的问题。

参考文献：

- 柏培文、张云（2021），《数字经济、人口红利下降与中低技能劳动者权益》，《经济研究》第5期，第91-108页。
- 蔡宏波、刘杜若、张明志（2015），《外商直接投资与服务业工资差距——基于中国城镇个人与行业匹配数据的实证分析》，《南开经济研究》第4期，第109-120页。
- 蔡跃洲、陈楠（2019），《新技术革命下人工智能与高质量增长、高质量就业》，《数量经济技术经济研究》第5期，第3-22页。
- 丁述磊、张抗私（2021），《数字经济时代新职业与经济循环》，《中国人口科学》第5期，第102-113页。
- 黄群慧、余泳泽、张松林（2019），《互联网发展与制造业生产率提升：内在机制与中国经验》，《中国工业经济》第8期，第5-23页。
- 李实、宋锦（2010），《中国城镇就业收入差距的扩大及其原因》，《经济学动态》第10期，第4-10页。
- 李晓华（2022），《数字技术与服务业“成本病”的克服》，《财经问题研究》第11期，第16-26页。
- 刘玉荣、查婷俊、陈东（2016），《服务业就业能力提升与经济发展“阈值效应”的国际经验——基于世界43个主要发达国家和部分发展中国家的实证分析》，《世界经济研究》第7期，第98-108页。
- 路玮孝、孟夏（2021），《工业机器人应用、就业市场结构调整与服务贸易发展》，《国际经贸探索》第9期，第4-20页。

- 孟祺 (2021), 《数字经济与高质量就业: 理论与实证》, 《社会科学》第 2 期, 第 47 - 58 页。
- 米嘉伟、屈小娥 (2022), 《数字经济发展如何影响城乡收入差距》, 《现代经济探讨》第 6 期, 第 80 - 91 页。
- 戚聿东、刘翠花、丁述磊 (2020), 《数字经济发展、就业结构优化与就业质量提升》, 《经济学动态》第 11 期, 第 17 - 35 页。
- 沈奎 (2021), 《关于数字经济发展的几个理论问题》, 《南方经济》第 10 期, 第 1 - 3 页。
- 石郑 (2022), 《信息技术的应用促进了劳动力高质量就业吗》, 《科学学研究》第 11 期, 第 1947 - 1956 页。
- 宋锦、李曦晨 (2019), 《行业投资、劳动力技能偏好与产业转型升级》, 《世界经济》第 5 期, 第 145 - 167 页。
- 宋月萍 (2021), 《数字经济赋予女性就业的机遇与挑战》, 《人民论坛》第 30 期, 第 82 - 85 页。
- 孙伟增、郭冬梅 (2021), 《信息基础设施建设对企业劳动力需求的影响: 需求规模、结构变化及影响路径》, 《中国工业经济》第 11 期, 第 78 - 96 页。
- 孙璇、吴肇光 (2021), 《数字化就业的演进历程、发展瓶颈与促进数字化就业的策略研究》, 《产业经济评论》第 2 期, 第 119 - 128 页。
- 孙雪、宋宇、赵培雅 (2022), 《人工智能如何影响劳动收入——基于个人能力的微观解析与实证检验》, 《山西财经大学学报》第 8 期, 第 17 - 29 页。
- 王君、张于喆、张义博、洪群联 (2017), 《人工智能等新技术进步影响就业的机理与对策》, 《宏观经济研究》第 10 期, 第 169 - 181 页。
- 王文 (2020), 《数字经济时代下工业智能化促进了高质量就业吗》, 《经济学家》第 4 期, 第 89 - 98 页。
- 徐朝阳、张斌 (2020), 《经济结构转型期的内需扩展: 基于服务业供给抑制的视角》, 《中国社会科学》第 1 期, 第 64 - 83 页。
- 袁淳、肖土盛、耿春晓、盛誉 (2021), 《数字化转型与企业分工: 专业化还是纵向一体化》, 《中国工业经济》第 9 期, 第 137 - 155 页。
- 袁冬梅、周磊、袁礼 (2021), 《技术创新模式转变对劳动力就业结构的影响——基于制造业上市公司数据的分析》, 《中国人口科学》第 6 期, 第 81 - 95 页。
- 张景娜、朱俊丰 (2020), 《互联网使用与农村劳动力转移程度——兼论对家庭分工模

- 式的影响》，《财经科学》第1期，第93-105页。
- 赵涛、张智、梁上坤（2020），《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》，《管理世界》第10期，第65-76页。
- Acemoglu, Daron & Pascual Restrepo (2018). The Race between Man and Machine: Implications of Technology for Growth, Factor Shares, and Employment. *The American Economic Review*, 108 (6), 1488-1542.
- Acemoglu, Daron & Pascual Restrepo (2020). Robots and Jobs: Evidence from US Labor Markets. *Journal of Political Economy*, 128 (6), 2188-2244.
- Akerman, Anders, Ingvil Gaarder & Magne Mogstad (2015). The Skill Complementarity of Broadband Internet. *The Quarterly Journal of Economics*, 130 (4), 1781-1824.
- Arntz, Melanie, Terry Gregory & Ulrich Zierahn (2016). The Risk of Automation for Jobs in OECD Countries: A Comparative Analysis. *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, No. 189.
- Autor, David & David Dorn (2013). The Growth of Low-skill Service Jobs and the Polarization of the US Labor Market. *The American Economic Review*, 103 (5), 1553-1597.
- David, Benjamin (2017). Computer Technology and Probable Job Destructions in Japan: An Evaluation. *Journal of the Japanese and International Economies*, 43, 77-87.
- Graetz, Georg & Guy Michaels (2018). Robots at Work. *Review of Economics and Statistics*, 100 (5), 753-768.
- Huang, Ming-Hui & Roland Rust (2018). Artificial Intelligence in Service. *Journal of Service Research*, 21 (2), 155-172.
- Lind, Jo & Halvor Mehlum (2010). With or Without U? The Appropriate Test for a U-shaped Relationship. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 72 (1), 109-118.
- Michaels, Guy, Ashwini Natraj & John van Reenen (2014). Has ICT Polarized Skill Demand? Evidence from Eleven Countries over Twenty-five Years. *Review of Economics and Statistics*, 96 (1), 60-77.
- Ndubuisi, Gideon, Chuks Otioma & Godsway Tetteh (2021). Digital Infrastructure and Employment in Services: Evidence from Sub-saharan African Countries. *Telecommunications Policy*, 45 (8), 102153.

How the Development of the Digital Economy Affects Employment in Service Industry: Empirical Evidence from a Micro Level Analysis

Yuan Dongmei ,Lv Shujie & Long Rui

(Business School ,Hunan Normal University)

Abstract: Digital economy is an important engine driving industrial transformation and factor reallocation. This paper explores the mechanism of the digital economy development on employment in the service industry from a theoretical perspective , and then it uses the China Labor-force Dynamic Survey (CLDS) data in 2014 and 2016 to conduct empirical tests. It is found that the development of digital economy has an “inverted U-shaped” association with the employment scale in the service industry. Particularly ,the development of digital economy significant affects employment in the wholesale and retail trade , catering , finance and insurance , as well as social service industries. Also ,females ,those with high school or lower education , and those from economically developed areas ,are significantly affected by the digital economy. Based on the dual perspectives of segmented industries and individual education level , it is found that the development of digital economy increases the employment probability of highly educated labor force in transportation , storage , post and telecommunications , health , sports and social welfare industries. Meanwhile , it increases the employment probability of the low-educated labor force entering the social service industry , health , sports and social welfare industries , education , culture and art , radio , film and television industry. Given the findings , China should vigorously develop the service industry and strengthen vocational skills training in keeping pace with the surging digital economy , so as to relieve the pressure of employment.

Keywords: development of digital economy , service industry employment , “inverted U-shaped” effect , vocational skills training

JEL Classification: O33 , L80 , J21

(责任编辑: 封永刚)