

数字经济赋能服务业就业：行业异质性与空间效应

周 闯^{1,2}, 郑旭刚¹, 张抗私¹

(1.东北财经大学 经济学院, 辽宁 大连 116025; 2.东北财经大学 劳动就业与人力资本开发研究中心, 辽宁 大连 116025)

摘要: 数字经济的发展对实现高质量充分就业具有重要作用,促进服务业就业是实现高质量充分就业的重要抓手。本文基于2011—2019年的地级市面板数据分析了数字经济对服务业就业的影响,并进一步考察了该影响的行业异质性和空间效应。研究结果表明,数字经济有助于增加服务业就业,并且采用中国劳动力动态调查微观数据的分析也得出相同的结论;数字经济主要通过扩张城市人口规模,促进产业结构服务化来增加服务业就业;数字经济对服务业就业的影响存在行业异质性,对流通服务业、个人服务业和生产服务业的就业产生了正向影响,但影响程度存在明显差异,对公共服务业的就业没有产生显著影响;数字经济对服务业就业的影响产生了空间效应,并且该空间效应也存在行业异质性。

关键词: 数字经济; 服务业就业; 行业异质性; 空间溢出效应

中图分类号: F241.4 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—980X(2023)3—0167—12

一、引言

就业是最基本的民生,是推动高质量发展、实现共同富裕的重要基础,也是实现中国式现代化的重要抓手。中国进入了以服务业为主的发展阶段(江小涓和靳景,2022),国家统计局数据显示,2021年服务业增加值占国内生产总值的比重为53.3%,对经济增长的贡献率为54.9%^①。世界银行数据显示,中国服务业就业人员比重由2009年的34%上升至2019年的47%,可见,服务业在稳增长、稳就业中所发挥的作用日益增强。然而,与世界主要经济体相比^②,我国服务业体量,吸纳就业的能力和对经济拉动作用仍显不足。

数字经济促使中国经济从要素驱动转向数据驱动(杨文溥和曾会峰,2022),提高了服务业劳动生产率,必然影响服务业的就业状况。中国信通院发布的《中国数字经济发展白皮书(2022)》显示,2012年以来我国数字经济年均增速达15.9%,2021年数字经济规模已达45.5万亿元,数字经济结构更加优化,并成为稳增长的重要引擎。数字经济能够创造或毁灭服务业就业,对服务业就业表现出双向影响(赵昱名和黄少卿,2020),但已有文献表明数字经济仅略微降低了劳动力成本份额,在总体上不会替代服务业就业(Birch-Jensen et al, 2020),而是倾向发挥补偿效应和岗位创造效应,最终促进服务业就业。一方面,信息传输、软件等技术性服务业不断发展,成为服务业的重要组成部分,其创造了新的就业形态和新的就业岗位,拓宽了就业渠道;另一方面,数字经济赋能传统服务业,使其劳动生产率逐步提升,扩大其经营范围,创造了众多就业岗位。

党的二十大报告分别强调“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”和“加快发展数字经济,促进数字经济和实体经济深度融合,打造具有国际竞争力的数字产业集群”。实体经济是现代化产业体系的根基和支柱(夏杰长,2022),服务业作为实体经济的重要组成部分,数字经济能够拓展服务业发展空间,提升其发展潜力,从而壮大和发展实体经济,增强服务业吸纳就业的能力,助力实现高质量充分就业。高质量充分就业是高质量发展的重要支撑,数字经济是高质量发展的重要推动力,加快数字经济发展和促进

收稿日期:2022-12-01

基金项目: 国家社会科学基金重大项目“就业优先、稳定和扩大就业的推动机制与政策研究”(21ZDA099);东北财经大学省级科研平台研究能力提升专项“数字经济发展与农民工职业层次转变”(PT-Y202226);辽宁省教育厅基本科研项目负责人项目“农民工消费行为特征及消费潜力释放的策略研究”(LJKMR20221604)

作者简介: 周闯,博士,东北财经大学经济学院副教授,硕士研究生导师,研究方向:劳动力市场就业与工资研究;郑旭刚,东北财经大学经济学院硕士研究生,研究方向:劳动经济学;张抗私,博士,东北财经大学经济学院教授,博士研究生导师,研究方向:劳动经济学。

① 数据来自国家统计局网站,具体网址见 <https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>。

② 服务业就业人员比重日本为72%、美国为79%、英国为81%、荷兰为82%,数据来自世界银行公开数据,具体网址见 <https://data.worldbank.org.cn/indicator/SL.SRV.EMPL.ZS?locations=CN>。

高质量充分就业对实现经济高质量发展具有重要作用。若能以数字经济为抓手,稳定和扩大服务业就业,实现高质量充分就业,就是推动经济高质量发展和共同富裕的重要基础,对保障和改善民生,实现中国式现代化具有重要意义。

已有文献的分析焦点主要在数字经济对就业总量和就业结构的影响,特别是制造业和服务业之间就业结构的转变(戚聿东等,2020;杨骁等,2020;孟祺,2021;陈建伟和苏丽峰,2021),而较少将研究视角聚焦在服务业本身,尤其是服务业内部不同行业的差异和空间溢出效应上。在服务业行业多、门类广,要素密集程度不同的情况下,数字经济发展对不同服务业就业的影响是否存在异质性?此外,数字经济增强了区域内经济联系,会对其他城市的经济增长表现出空间溢出效应(胡艳等,2022),那么数字经济对服务业就业的影响是否也存在空间溢出效应?对这些问题的回答都需要将分析的视角深入服务业内部,构建完整的实证框架加以分析。基于此,本文首先基于2011—2019年地级市层面的服务业就业和数字经济数据,使用固定效应模型分析了数字经济对服务业就业的影响,并采用中国劳动力动态调查数据(China labor-force dynamics survey, CLDS)从微观视角进行了论证。此外,还基于工具变量和“智慧城市”试点政策构建双重差分模型识别其中的因果效应。随后,探讨数字经济促进服务业就业的作用机制,并将分析视角深入服务业内部,分析了数字经济对不同服务业行业就业影响的异质性。最后,使用空间杜宾模型分析了数字经济对服务业就业影响的空间溢出效应。分析结果表明,数字经济对服务业就业影响的补偿效应大于替代效应,从而促进了服务业就业。从作用机制来看,数字经济主要通过扩大城市人口规模、促使产业结构服务化,来促进服务业就业。从细分的服务业来看,数字经济能够促进流通服务业、个人服务业和生产性服务业就业的增加,但对社会服务业的就业没有显著影响。数字经济对地理周边城市的服务业就业产生了空间溢出效应,不仅能够促进本城市服务业就业,而且能够带动周边城市服务业的就业。

本文研究首先与服务业就业的文献相关,已有文献主要从以下几个方面进行研究:第一,制造业和服务业的互动关系对服务业就业的影响。陈龙和张力(2020)认为制造业和服务业的互动关系有助于增加服务业就业。罗军(2020)发现整体上,城市制造业服务化促进了服务业就业,但对批发、住宿、居民服务及文化体育等细分行业就业拉动作用不明显。由于女性在服务业就业中具有比较优势,制造业投入服务化显著提高了服务业女性就业占比(刘斌和赵晓斐,2020)。第二,探讨扩大服务业就业的影响因素。马子红和韩西成(2020)发现高铁开通提升了服务业就业水平,并有助于改善特大城市、超大城市服务业的就业结构。魏嘉辉和顾乃华(2021)发现老龄化程度提高了老年服务行业的就业占比,有利于知识密集型服务业发展,从而推动中国服务业结构性升级。陈丽娴(2021)发现服务业企业开展海外业务提高了企业就业规模。尹恒等(2021)发现社保降费有助于降低企业劳动成本,增加企业对劳动力需求,促进服务业就业。第三,数字技术对服务业就业的影响。赵昱名和黄少卿(2020)通过理论分析发现数字技术会毁灭低端制造业岗位,但会创造高技能生产性服务业、低技能生活性服务业的就业岗位。曾世宏等(2022)发现数字技术主要通过提高交易效率和增进行业分工来促进服务业就业,并且该效应具有空间外溢性。

与本文相关的另一方面文献是关于数字经济对劳动力市场影响的研究。已有研究主要关注以下方面:第一,关注数字经济对就业规模的影响,Acemoglu和Restrepo(2018)发现智能化升级增加了对知识和技能劳动力的需求。何宗樾和宋旭光(2020)发现数字经济的线上优势,减少了疫情期间人员聚集,稳定了就业。然而,宋旭光和左马华青(2019)发现工业机器人的使用提高了劳动生产率,挤出了劳动力。第二,关注数字经济对就业结构的影响,孟祺(2021)发现数字经济加速了就业服务化趋势,改变了就业结构。陈建伟和苏丽峰(2021)认为通用型技术进步加速了就业结构从制造业向服务业转型,但可能会引起结构性失业。第三,关注数字经济对就业质量的影响,戚聿东等(2020)发现数字经济能提高工作效率、收入和社会保险参保率,有助于改善就业质量。郭晴等(2022)发现数字普惠金融提高了小时工资率和工作自主性,降低了工作时长,但对社会保障产生了负面影响。

已有文献分析了数字经济对就业的影响,但较少将视角聚焦于服务业本身,服务业行业多、门类广,涉及劳动、技术密集型行业,将研究视角聚焦于服务业可能发现与已有研究不同的结论。赵昱名和黄少卿(2020)仅通过理论定性分析数字技术与服务业就业的关系,曾世宏等(2022)虽然进行了实证分析,但所使用数据为省级面板数据,省级数据会掩盖各地级市之间经济变量的差距,并且数据量较小可能产生一定的估计偏误。本文分析了数字经济对服务业就业的影响,丰富了已有实证研究成果。将省级数据深入到地级市层面,并结合CLDS的微观调查数据从多个维度进行分析,提升结论的可靠性。进一步考虑到服务业行业多、门类广的

特征,从行业异质性和空间效应视角对已有研究进行拓展,丰富了已有研究的结论。与已有研究相比,本文的贡献主要体现为:第一,以数字经济发展为视角,定量研究了数字经济发展对服务业就业的影响,丰富了有关建立促进服务业就业长效路径的研究,有助于理解数字经济在实现高质量充分就业和高质量发展中所发挥的作用。第二,本文以城市层面的数据分析为基础,补充以微观数据的分析,从多个维度得到研究结论,使结论更具一般性和稳健性。在内生性方面,分别使用工具变量法和交叠双重差分解决内生性,并使用 Goodman-Bacon(2021)提出的 Bacon 分解法识别异质性处理效应的程度,使用 Gardner(2021)提出的两阶段估计量提供稳健性估计结果,使因果效应的识别更加稳健。第三,本文考虑了服务业内部行业间的特征,对细分行业展开研究,确定了数字经济对服务业就业影响具有行业异质性,进一步考虑了数字经济发展对区域内其他城市服务就业所产生的空间效应。

二、理论分析和研究假说

(一)数字经济对服务业就业的整体影响

本文参考高文书(2020)提出的产出损失折算法估算数字经济对服务业就业的整体影响。假设价格和其他影响服务业产值和就业的因素不变,服务业的就业数量可以表示为

$$L = \frac{TS}{TS/L} = \frac{TS}{P} \quad (1)$$

其中: L 为服务业就业量; TS 为服务业增加值; $P = TS/L$ 为服务业劳动生产率;下标 t_0 和 t_1 为数字经济发展前和数字经济发展后的两个时期,则数字经济带来服务业就业量的变化 ΔL ,可以表示为

$$\Delta L = L_{t_1} - L_{t_0} = \frac{TS_{t_1}}{P_{t_1}} - \frac{TS_{t_0}}{P_{t_0}} = \frac{P_{t_0}TS_{t_1} - P_{t_1}TS_{t_0}}{P_{t_1}P_{t_0}} \quad (2)$$

因为, $P_{t_1} = (1+r)P_{t_0}$,则式(2)可化简为

$$\Delta L = P_{t_0}TS_{t_1} - \frac{(1+r)P_{t_0}TS_{t_0}}{(1+r)P_{t_0}^2} = TS_{t_1} - TS_{t_0} - \frac{rTS_{t_0}}{(1+r)P_{t_0}} = \frac{\Delta TS}{(1+r)P_{t_0}} - \frac{r}{1+r}L_{t_0} \quad (3)$$

假设情境 1:服务业增加值不变,即 $\Delta TS = 0$ 。数字经济对服务业就业的影响为 $\Delta L = -rL_{t_0}/(1+r)$,劳动生产率增长率 r 越大, $r/(1+r)$ 越大, ΔL 越小,挤出的服务业就业量越多。此时,数字经济对服务业就业的影响表现为“替代效应”,即企业用更高生产效率的自动化设备替代劳动力,提升劳动力的边际产品,从而减少了服务业的就业量。

假设情境 2:服务业劳动生产率不变,即 $r = 0$ 。数字经济对服务业就业的影响为 $\Delta L = \Delta TS/P_{t_0}$,因为 P_{t_0} 不变,数字经济带来的服务业增加值的变化 ΔTS 越大, ΔL 越大,增加的就业越多。这种情境下,数字经济对服务业就业的影响表现为“补偿效应”,即企业利用“数据”要素低成本和可复制的特点,降低生产或服务的平均成本,形成规模经济,扩大生产和服务规模,从而增加了服务业的就业量。现实情况下,数字经济对服务业增加值和劳动生产率都会产生影响,使“替代效应”和“补偿效应”并存。因此对服务业就业量的影响取决于数字经济对服务业增加值的变动 ΔTS 和劳动生产率增长率 r 的影响程度。

基于此,本文提出如下假设:

如果补偿效应发挥主导作用,数字经济发展会扩大服务业就业(H1a);

如果替代效应发挥主导作用,数字经济发展会挤出服务业就业(H1b)。

(二)数字经济对服务业就业影响的作用机制

1. 城市规模效应

数字经济发展能够降低信息成本和交易成本,强化知识和技术溢出效应,有助于吸引外商投资流入(鲁玉秀和方行明,2022)。数字经济发展也会带动消费者与企业市场变革、推动产业结构高级化、促使社会多治理体系改革(马玥,2022)和提升城市创业活跃度(赵涛等,2020),最终实现经济高质量发展。因此,数字经济会吸引外商投资、促进经济高质量发展,创造更多就业机会,提升城市经济承载能力,吸引周围地区的劳动力流向本地,扩大城市人口规模。城市规模扩大会使“厚劳动力市场效应”得以发挥,即城市规模越大就业市场越好(陈靖等,2022),企业会拥有更大的市场规模和创业机会,从而对劳动力需求越大(Beaudry et al, 2018),那么城市中会存在更多的服务业就业岗位。城市规模扩大也会使“知识溢出效应”得以呈现,即城市

规模越大,其人力资本外部性程度越高,劳动者通过日常交流能够实现人力资本提升,有助于劳动者从事知识、技术密集型服务业,从而扩大服务业就业。

2. 产业结构服务化效应

数字技术能够促进服务业效率提升、创新服务业产业组织形态,提升服务业规模效率、贸易效率和分工效率(江小涓和靳景,2022),从而增强服务业对经济增长的贡献率,扩大服务业规模,推动产业结构服务化,增强服务业吸纳就业的能力。随着数字经济发展,知识、技术密集型服务业的生产率不断提升,有助于拓宽其行业规模,增强其吸纳就业的能力,并创造了数字化管理师、人工智能人才等高新技术服务岗位,发挥了岗位创造效应。数字经济凭借其强大的渗透力赋能传统服务业,改善服务业经济效益,增强竞争力,创造出更多服务业岗位(李晓华,2022)。数字经济与传统服务业结合,形成了新业态和新模式,如线上线下结合的新零售模式,其拓宽了传统零售的服务空间,节约了交易成本、打破了时空限制并提升服务质量,增强其吸纳就业的能力。此外,数字经济使企业组织网络化、扁平化,用工模式逐渐多元化和弹性化,创造出诸如网络营销师、配送员等服务行业的灵活用工,增强了服务业吸纳就业的能力。

基于上述分析,本文提出假设2:

数字经济通过扩大城市规模、推动产业结构服务化促进服务业就业(H2)。

(三)数字经济对服务业就业影响的异质性

依托网络的服务业呈现出三个重要特点,即规模经济、范围经济和长尾经济,这改变了服务业的基本性质(江小涓,2017)。从规模经济来看,数据作为数字经济的关键要素,具有可复制和边际成本低的特点,可以加速实现规模经济,降低成本,增加利润。从范围经济来看,作为数字经济发展重要形式的在线平台,不仅能够连接大量买家和卖家,销售多种产品和服务,降低不同主体间的合作成本,而且能够使不同产业链间相互融合渗透,创造新的产品和服务,增强企业的盈利能力。从长尾经济来看,数字技术的采用增强了生产者和消费者信息共享的能力,生产者能够依据消费者特定的需求提供更加个性化的商品和服务,消费者也愿意为特定需求的满足支付更高的价格。成本的降低和盈利能力的提升会使企业扩大生产,增加行业规模,从而使数字经济的补偿效应发挥作用,吸纳更多的劳动力就业。但不同行业要素密集度、产品链长度、商品种类和差异化需求不同,规模经济、范围经济和长尾经济的程度不同,造成补偿效应的发挥存在行业差异。此外,数据要素参与生产提升了各要素间匹配效率,降低了摩擦成本,提高要素利用效率。企业为更充分享受规模经济、范围经济和长尾经济所带来的收益,也会不断优化要素配置效率,使用智能化和自动化设备替代程式化生产过程中的人工劳动,提高劳动生产率,对服务业的就业产生挤出,使替代效应发挥作用。同样,不同行业的特征差异也会使替代效应存在差异。

基于以上分析,本文提出假说3:

数字经济对不同类型服务业就业的影响存在异质性(H3)。

(四)数字经济对服务业就业影响的空间溢出效应

数字经济增强了区域内的经济联系,使经济增长具有溢出效应(胡艳等,2022)。因此,数字经济对服务业就业的影响也可能存在溢出效应。首先,新经济地理学认为消费者和中间投入品的多样性需求能够引发规模报酬递增,降低生产成本,从而促进空间集聚。数字化水平的加强会提高人均收入水平(Allen et al, 2016),刺激消费者的多样性需求,同时数字经济所具有的开放、跨时空和共享性的特征,减少了资源和信息壁垒,使服务业企业获取中间投入品更为便捷。因此,数字经济会使服务业实现规模报酬递增,形成区域内集聚,促使区域内不同城市的服务业都能更好地发挥补偿效应。其次,新经济地理学认为资本外部性的规模和劳动力迁移成本决定了经济活动的空间整合程度。数字经济的发展增强了劳动力的信息获取能力,降低了劳动力的迁移成本,使劳动力能够更加自由地在区域内的不同城市间进行转移。这种情况下,一个城市的服务业发展模式能够较容易在区域内另外一个城市,特别是地理位置相毗邻的城市得到复制,带动区域内不同城市服务业的协同发展,形成城市间服务业就业的正向溢出效应。最后,新经济地理学的“中心-外围模型”指出规模效应和运输成本的节约会吸引企业选择市场规模较大的区域集聚,同时企业集聚会丰富区域商品种类和数量,进一步强化集聚,集聚地区吸引各种要素资源汇聚形成“中心”,其他区域因损失资源发展较慢形成“外围”,外围发展依附于中心,区域发展表现为不平衡的竞争关系。数字经济发展对服务业影响较大的城市会对区域内其他城市服务业的发展产生“虹吸效应”(李梦雨等,2021),从而形成城市间服务业就业的负向溢出效应。

基于此,本文提出假说4:

数字经济会影响周边城市服务业的就业,但溢出效应的方向无法确定(H4)。

三、数据、变量和计量模型

(一)数据、变量选取与描述性统计

本文使用2011—2019年279个地级市的统计数据进行分析,数据来自《中国城市统计年鉴》和中经网数据库。由于2020年城市统计年鉴中缺少服务业就业数据,故本文最新数据使用到2019年,并以2011年为基期运用GDP平减指数对城市的相应变量进行平减,以剔除价格变化产生的影响。

1. 被解释变量和核心解释变量

本文的被解释变量为服务业就业量($\ln e3$),采用第三产业就业人数(万人)的对数值。为增强结论的稳健性,参考董艳梅和朱英明(2016)的方法构造了服务业就业密度($Me3$),采用由第三产业就业人数(万人)与行政区土地面积(公顷)的比值得到。核心解释变量为数字经济(d),参考赵涛等(2020)的研究,将电信业务收入、移动电话用户数、信息传输计算机服务和软件业人数、互联网宽带接入用户数及北大数字普惠金融指数五个变量进行标准化处理,使用变异系数法计算每个变量的变异程度得到权重系数,加权合成得到。

2. 中介变量

本文中介变量为城市规模和产业结构服务化。城市规模($\ln n$)采用城市年末总人口数的对数衡量。产业结构服务化($structure$)采用第三产业增加值与第二产业增加值的比重衡量。

3. 控制变量

为使结果更具因果解释力,回归中需要对既影响数字经济又影响服务业就业的混淆因素予以控制,具体包括经济发展水平($\ln gdp$)、就业结构(pe)、产业结构(is)、科技水平($\ln kj$)和人力资本水平($\ln edu$)。经济发展水平用地区生产总值的对数表示,经济状况会影响数字经济发展,并且根据奥肯定律,经济发展也会影响服务业的就业;就业结构采用服务业就业量与总就业量的比值表示,就业结构体现了城市整体的劳动者技能水平,既影响数字经济发展,也会影响服务业的就业;产业结构采用城市的第三产业增加值与生产总值的比值表示,产业结构的改变会影响数字化进程,也必然会影响服务业的就业;科技水平用政府预算的科技支出表示,政府的科技支出体现了地区的科技水平,会影响数字经济的发展,同时也会通过影响服务业的资本劳动比对服务业的就业产生影响;人力资本水平用政府预算的教育支出表示,政府对教育的投资反映该地区的整体教育水平,影响当地人力资本存量,人力资本充裕城市的技术创新活跃度高,数字经济发展也较快,同时人力资本充裕城市的高技能劳动者比重较大也会影响到服务业的就业。表1给出了变量的描述性统计。

表1 变量的描述性统计

| 变量类型 | 符号 | 变量 | 观测值 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|-------|-------------|-----------|------|--------|--------|--------|--------|
| 被解释变量 | $\ln e3$ | 服务业就业人数对数 | 2511 | 12.177 | 0.809 | 9.532 | 15.714 |
| | $Me3$ | 服务业就业密度 | 2511 | 0.075 | 0.361 | 0.000 | 11.540 |
| 解释变量 | d | 数字经济水平 | 2511 | 0.000 | 0.870 | -0.556 | 11.540 |
| 中介变量 | $\ln n$ | 城市人口规模 | 2511 | 5.887 | 0.701 | 2.970 | 8.136 |
| | $structure$ | 产业结构服务化 | 2235 | 0.966 | 0.550 | 0.114 | 5.168 |
| 控制变量 | $\ln gdp$ | 地区生产总值对数 | 2511 | 16.570 | 0.932 | 9.878 | 19.759 |
| | pe | 就业结构 | 2511 | 50.664 | 13.841 | 7.430 | 94.820 |
| | is | 产业结构 | 2511 | 40.056 | 9.814 | 10.150 | 80.980 |
| | $\ln kj$ | 科技支出对数 | 2511 | 10.375 | 1.384 | 6.624 | 15.529 |
| | $\ln edu$ | 教育支出对数 | 2511 | 13.110 | 0.785 | 9.241 | 16.245 |

(二)计量模型构建

为分析数字经济对服务业就业总量的影响及对不同服务业就业量影响的异质性,本文构建如下回归模型:

$$\ln e3_{it} = \beta_0 + \beta_1 d_{it} + \beta_2 \sum Control_{it} + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中: $\ln e3_{it}$ 为城市*i*在*t*时期的服务业就业量的对数; d_{it} 为城市*i*在*t*时期的数字经济水平; $Control_{it}$ 为控制变量; μ_i 和 τ_t 分别为城市和年份固定效应; ε_{it} 为随机干扰项; β_0 为截距项; β_1 和 β_2 分别为各变量估计系数,当分析服务业行业异质性时,将被解释变量替换为相应服务业的就业量。

为明确数字经济如何影响服务业就业,本文采用中介效应模型进行分析。具体程序如下:首先,进行式(4)的回归,根据系数 β_1 的显著性判断数字经济对服务业就业的影响。其次,根据式(5)系数 γ_1 分析数字经济对中介变量 M_{it} 的影响。最后,将中介变量和数字经济同时放入回归模型,通过系数 α_1 和 α_2 判断两者对

服务业就业的影响。在系数 β_1 显著下,若 γ_1 和 α_2 均显著且 α_1 系数小于 β_1 则表明存在部分中介效应,若 α_1 不显著则表明存在完全中介效应,若 γ_1 和 α_2 存在不显著,则需进行Sobel检验确定中介效应。

$$M_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 d_{it} + \gamma_2 Control_{it} + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$\ln e3_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 d_{it} + \alpha_2 M_{it} + \alpha_3 Control_{it} + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

为分析可能存在的空间溢出效应,在式(4)的基础上构造广义嵌套空间模型(GNS):

$$\ln e3_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{it} + \rho \sum_{j=1, j \neq i}^N W_{ij} \ln e3_{jt} + \theta \sum_{j=1, j \neq i}^N W_{ij} X_{ijt} + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$\varepsilon_{it} = \psi \sum_{j=1, j \neq i}^N W_{ij} \varepsilon_{jt} + \mu_{it} \quad (8)$$

其中: ρ 和 ψ 分别为空间自回归系数和空间自相关系数; W_{ij} 为空间权重矩阵; X_{it} 为包括数字经济和控制变量在内的自变量向量; $W_{ij} \ln e3_{jt}$ 和 $W_{ij} X_{ijt}$ 分别为服务业就业量对数、数字经济及控制变量的空间滞后项。当 $\rho \neq 0$ 、 $\theta \neq 0$ 且 $\psi = 0$ 时,退化为空间杜宾模型,当 $\rho \neq 0$ 、 $\theta = 0$ 且 $\psi = 0$ 时,退化为空间自回归模型。此外,数字经济具有覆盖性广和渗透性强的特点,可以突破地理和空间距离的限制,实现跨区域合作,产生外溢效应。因此,本文基于地理距离构造逆距离矩阵 W_{ij} ,当 $i \neq j$ 时, $W_{ij} = 1/d_{ij}^2$,其中 d_{ij} 为城市 i 和城市 j 之间的地理距离,否则为0。地理矩阵只从地理空间上反映了区域内相关关系,实际上不同城市间相关关系可能会受到地理和经济两方面的综合影响。由此,本文构建经济地理复合权重矩阵。

$$W_{ij} = \begin{cases} (\overline{E}_i \times \overline{E}_j) / d_{ij}^2, & i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases} \quad (9)$$

其中: \overline{E}_i 和 \overline{E}_j 为两个城市2011—2019年经济变量均值,该权重同时考虑到不同空间单元受到地理距离和经济状况的影响。为保证结果的稳健性,本文经济变量分别使用人均GDP和年末常驻人口数构造经济地理复合权重矩阵,分别记为 W_2 和 W_3 。

四、数字经济发展对服务业就业的影响

(一)基本结果分析

表2给出了数字经济对服务业就业总量影响的回归结果。(1)列仅包含数字经济指标和城市固定效应,(2)列加入了城市经济其他指标,(3)列进一步加入了时间固定效应,可以发现,数字经济促进了服务业就业的增长,有助于服务业更好发挥“就业稳定器”作用。数字经济的发展提高了人均收入,有助于增加居民的消费需求,提升了服务业的增加值,扩大了就业水平。此外,数字经济衍生出新的产品和服务,带来了新的增加值,创造了新的就业岗位,并且使部分工作环境较差或枯燥的环节被数字化和智能化,改善了工作环境,吸引劳动力就业。尽管数字经济的发展在一定程度上会提升服务业的劳动生产率,对劳动力产生了替代,但从回归结果来看,这种替代效应还要明显小于补偿效应,补偿效应占据主导地位。基本回归结果验证了假设1,即数字经济对服务业就业的影响中补偿效应占主导,能够促进服务业就业。

(二)内生性问题

尽管在基本结果的分析中已经尽可能控制了既影响数字经济发展又影响服务业就业的因素,但依然存在着遗漏变量的可能性,同时,服务业就业总量的增加也可能会促进数字经济的发展。因此需要进一步考虑数字经济的内生性问题。本文采用两种策略,一种是工具变量方法,另一种是将“智慧城市”试点政策作为准自然实验,通过交叠双重差分方法识别数字经济对服务业就业的因果效应。

1. 工具变量方法

借鉴黄群慧等(2019)的研究,将上一年互联网宽带接入用户数分别与1984年邮电业务总量和电话机数

表2 基本回归结果

| 变量名称 | (1) | (2) | (3) |
|--------------|------------------|------------------|------------------|
| | $\ln e3$ | $\ln e3$ | $\ln e3$ |
| d | 0.300*** (0.049) | 0.196*** (0.047) | 0.154*** (0.050) |
| $\ln gdp$ | | 0.087*** (0.027) | 0.058*** (0.012) |
| pe | | -0.001 (0.002) | 0.001 (0.002) |
| is | | 0.002** (0.001) | -0.000 (0.001) |
| $\ln gkj$ | | 0.023*** (0.008) | 0.021** (0.008) |
| $\ln gedu$ | | 0.057*** (0.021) | 0.008 (0.019) |
| 城市固定效应 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 否 | 否 | 是 |
| 观测值 | 2511 | 2511 | 2511 |
| Within R^2 | 0.235 | 0.324 | 0.384 |

注:括号内为稳健标准误;*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著性。

进行交互,并把两个交互项分别作为工具变量进行两阶段最小二乘回归。互联网最初源于电话机的普及,电话普及率高的地区更可能互联网普及率也高,而互联网与数字经济密切相关。邮电业务总量反映该地区对信息和交流的需求和使用习惯,会影响数字经济发展,但1984年数据已较为久远,同时邮电业务对服务业就业的影响已逐渐消失,符合相关性和外生性假定。此外,为防止上述两个工具变量可信度的不足,进一步使用Lewbel(2012)提出的基于随机干扰项异方差情形下的工具变量构造方法进行分析,三种估计结果见表3的(1)~(3)列,在考虑了数字经济发展的内生性后,数字经济仍对服务业的就业总量具有显著的正向影响,证明了本文基准回归结果的稳健性。

2. 交叠双重差分方法

本文将“智慧城市”试点战略作为准自然实验,识别数字经济对服务业就业的因果关系。“智慧城市”战略在2012年、2013年和2014年分三批进行了试点,旨在通过建设数字和信息基础设施,实现对城市资源精细和动态管理,这为数字经济奠定了坚实的基础。因此可以将其视为数字经济的外生冲击。构建的交叠双重差分模型如下:

$$\ln e_{3it} = \beta_0 + \beta_1 Zcity_{it} + \beta_2 Control_{it} + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

其中: $Zcity_{it}$ 为城市*i*是否入选“智慧城市”试点的虚拟变量,若*i*城市在*t*年入选试点城市,则 $Zcity_{it}$ 在*t*年后所有取值都为1,否则为0;系数 β_1 反映了该政策对服务业就业的影响。

表3的(4)列给出了交叠双重差分的回归结果。“智慧城市”战略使试点城市的服务业就业量相比非试点城市提升约3.8%。“智慧城市”政策的实施提升了入选城市的数字信息基础设施建设,互联网应用能力,加速其数字经济赋能服务业的进程,扩大服务业的经营范围,提升服务质量,带动服务业发展,增加服务业就业。

运用双重差分法要求入选城市和未入选城市的服务业就业具有相同的变动趋势,即需要满足平行趋势假设。图1给出了平行趋势检验的结果。将试点实施前一年作为基期,可以发现实施前两年和前三年的政策效应不显著且接近于零,即平行趋势假设得到满足。从动态效应来看,“智慧城市”试点政策对服务业就业的影响具有持续性的效果,“智慧城市”政策的实施使城市建设更多的数字信息基础设施,提升了创新活跃度,刺激多样化消费需求,推动服务业发展,拉动服务业就业。

交叠双重差分时组别和时间维度的异质性可能产生负权重问题,从而交叠双重差分法得到的平均处理效应会产生偏误(Goodman-Bacon, 2021)。本文使用Goodman-Bacon(2021)提出的Bacon分解法,发现估计结果中73%变化来自处理组与从未处理组差异的结果,而不同处理时间带来的差异占总效应的26.6%,同组内的差异占0.3%,可知不同时间组进行差分时产生的负权重可能会对本文结果产生干扰。为证明结论的稳健性,使用Gardner(2021)提出的两阶段估计量重新进行估计,其思想是在第一步,用还未处理的观测样本来识别反事实结果,拟合处理组样本未接受处理结果下的预测值,然后将处理结果下的观测值与这个预测值进行差分,得到个体水平的处理效应,并在第二步中加总得到平均处理效应。表3的(5)列给出了两阶段双重差分的估计结果,*d*的系数与交叠双重差分的结果基本相同,表明结果具有较好的稳健性。

(三)其他稳健性检验

1. 替换被解释变量

由于辖区面积大的城市通常人口密度较高,而人口密度高的城市服务业就业量和数字经济发展水平通常较高。因此,参考董艳梅和朱英明(2016)的方法,用第三产业就业人数(万人)与行政区土地面积(公顷)的

表3 工具变量和双重差分的估计结果

| 变量名称 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|-----------------------|---------------------|---------------------|--------------------|--------------------|---------------------|
| | 2SLS | | Lewbel | 交叠DID | 两阶段DID |
| <i>d</i> | 0.111*** (0.027) | 0.064*** (0.016) | 0.043** (0.022) | 0.038** (0.018) | 0.039*** (0.017) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 城市固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 2117 | 2117 | 2511 | 2511 | 2511 |
| Within R ² | | | | 0.348 | |
| 第一阶段F值 | 13.687 | 12.888 | 418.015 | | |

注:括号内为稳健标准误;*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著性。

注:括号内为稳健标准误;*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著性。

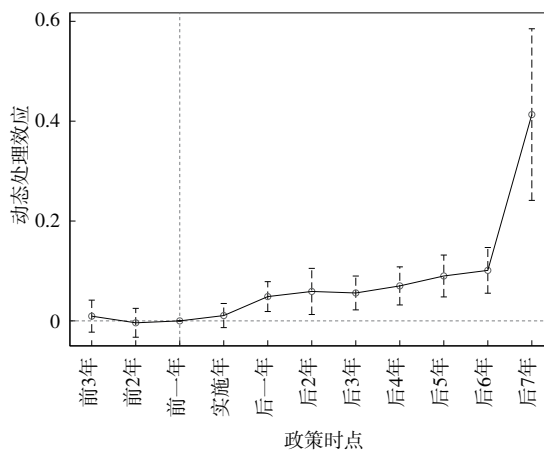


图1 平行趋势检验结果

比值构造服务业就业密度($Me3$)指标,将其作为被解释变量重新进行分析,结果见表4的(1)列,可知数字经济增加服务业就业的效应较为稳健。

2. 更换权重设计方法

基准回归中数字经济指标的构建使用了变异系数法设计权重,考虑到权重设计方法的不同会导致数字经济指标的差异,进而可能影响到估计结果,本文借鉴赵涛等(2020)的方法进一步使用主成分分析法设计权重构造数字经济指标。

主成分分析法下得到的 Kaiser-Meyer-Olkin(KMO)值为 0.752,说明适合进行指标的构造。结果见表4的(2)列,更换权重设计方法后,数字经济仍具有增加服务业就业的效应。

3. 排除部分样本

基准回归中包含北京、上海、广州、深圳等经济水平较高的城市,其数字经济发展状况、服务业发展程度都与其他一般城市存在显著差异,为检验结果对异常值的敏感程度,剔除上述城市重新进行分析。结果见表4的(3)列,可知数字经济促进服务业就业总量增加的结论并不受特殊城市的影响。

4. 采用微观调查数据的分析

本文将 2018 年中国劳动力动态调查数据(CLDS)与城市数据匹配,从微观视角考察数字经济发展对服务业就业的影响。在样本范围上,将未工作和信息缺失的个体剔除,得到 12940 个观测值。在被解释变量的设定上,当个体就业的行业为服务业(包含住宿餐饮业、教育业和金融保险业等行业),被解释变量的取值设定为 1,其他行业时设定为 0。由于使用单年截面数据,故无法控制城市固定效应,将标准误聚类到城市层面后,回归结果见表4的(4)列,可以发现,在控制了性别和户口等个体特征和城市层面的控制变量后,数字经济会提高个体劳动者从事服务业就业的概率,从而为数字经济促进服务业就业增加的结论提供了微观证据。

五、进一步讨论

(一)数字经济对服务业就业影响的作用机制

本文进行中介效应分析,表5给出了回归结果。首先,表2的(3)列给出了数字经济对服务业就业的基本影响,其系数显著为 0.154。其次,表5的(1)、(2)列给出了城市规模效应的机制,可知数字经济能够显著扩大城市人口规模,从而创造更多就业岗位,增加服务业就业。在将数字经济和城市规模变量同时加入回归方程后,数字经济变量系数相对变小,表明城市规模效应作用机制存在。表5的(4)、(5)列给出了产业结构服务化的机制,可知数字经济能够显著促进产业结构服务化,扩大服务业就业规模,增强其吸纳就业的能力。同理,将产业结构服务化和数字经济变量同时纳入回归方程,数字经济变量系数变小也表明产业结构服务化作用机制存在。此外,为增强作用机制分析的稳健性,由于引入中介变量,可能会带来内生性问题造成估计偏误,本文参考江艇(2022)的建议进行如下机制分析,使用工具变量解决数字经济对中介变量的内生性问题,并使用已有结论证明中介变量对服务业就业的影响。表5的(3)、(6)列分别给出了以上一年互联网宽带接入用户数与 1984 年邮电业务总量的交互项作为工具变量后的两阶段最小二乘法回归结果,可知,考虑内生性问题后,数字经济仍能显著扩大城市人口规模,促进产业结构服务化。基于此,结合本文理论分析部分的论述,假设 2 得到检验,数字经济能够通过扩大城市人口规模、推动产业结构服务化来促进服务业就业。

表 4 稳健性检验结果

| 变量名称 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|--------------|---------------------|--------------------|---------------------|---------------------|
| | 替换被解释变量 | 更换权重方法 | 排除部分样本 | 微观数据 |
| d | 0.323*** (0.096) | 0.115** (0.057) | 0.261*** (0.031) | 0.014*** (0.003) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 城市固定效应 | 是 | 是 | 是 | 否 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 否 |
| 观测值 | 2511 | 2511 | 2448 | 12940 |
| Within R^2 | 0.446 | 0.362 | 0.404 | 0.103 |

注:括号内为稳健标准误;*、**、***分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著性。

表 5 作用机制估计结果

| 变量名称 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|--------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | lnn | lne3 | lnn | is | lne3 | is |
| d | 0.041*** (0.016) | 0.147*** (0.049) | 0.547*** (0.226) | 0.103*** (0.027) | 0.150*** (0.050) | 0.190*** (0.056) |
| lnn | | 0.158** (0.079) | | | | |
| is | | | | | 0.018*** (0.005) | |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 城市固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 2511 | 2511 | 2117 | 2235 | 2235 | 1884 |
| Within R^2 | 0.081 | 0.389 | | 0.646 | 0.409 | |
| 第一阶段 F 值 | | | 14.367 | | | 12.889 |

注:括号内为稳健标准误;*、**、***分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著性。

(二)数字经济对服务业就业影响的异质性

服务业内部行业多,行业间要素密集度不同,吸纳就业能力也不尽相同。数字经济促进了职业专业化,加深了社会分工,不断催生出新业态和新模式,扩大了行业间要素密集度的差异。因此对服务业就业的影响产生行业异质性。根据《中国城市统计年鉴》对服务业的划分,本文选择住宿和餐饮业,教育业,文化体育和娱乐业,信息传输、计算机服务和软件业,科学研究、技术服务和地质勘察业,公共管理和社会组织6个代表性行业,并基于Singelmann(1978)的方法,将住宿和餐饮业归为流通服务业,将教育、文化体育和娱乐服务业归为个人服务业,将信息传输、计算机服务和软件业,科学研究、技术服务和地质勘察业归为生产服务业,将公共管理和社会组织作为公共服务业。这四类服务业中,流通服务业和个人服务业体现了产业数字化进程,生产服务业体现数字产业化进程,社会服务业体现数字化治理进程。因此分析数字经济对四类服务业就业的影响也能够一定程度上理解数字经济的“三化”对服务业就业的影响。

由表6可知,数字经济对不同服务业就业的影响程度明显不同,存在行业异质性,即验证了假设3。由(1)列结果可知,数字经济对流通服务业的就业产生了正向影响。流通服务业使用“数据”要素参与生产,能够降低生产和服务成本,扩大经营范围和行业规模,产生规模经济,从而使补偿效应发挥更大的作用,增加了就业量。由(2)、(3)列的结果可知,数字经济对个人服务业的就业也产生了正向影响。信息技术的发展为满足居民日益增长的精神需求提供了技术支持,能够激发居民追求自身发展和精神享受,推动了动漫游戏和视频直播等新业态的发展,从而使补偿效应发挥作用,增加了行业的就业量。由(4)、(5)列可知,数字经济对生产性服务业就业的影响为正向。数据要素降低了信息成本和服务价格,有助于延长产业链,促进创新活动,加快了人工智能和数字技术等应用场景化,形成规模经济和范围经济,补偿效应的作用超过了替代效应。由(6)列结果可知,数字经济对公共服务业具有不显著的负向影响。数字经济的发展提升了公共服务部门的运作效率,替代效应发挥主要作用,但其承担了包括稳定就业在内的社会责任。因此呈现出了不显著的结果。

此外,考虑到数字经济对服务业各行业就业的影响仍可能存在内生性问题,从而造成基本结论可能存在估计偏误。为证明行业异质性基本结论的稳健性,本文仍使用上一年互联网宽带接入用户数与1984年邮电业务总量的交互项作为工具变量进行两阶段最小二乘法估计,表7给出了估计结果,可知,与表6行业异质性的基本结论大致相同。

(三)数字经济对服务业就业影响的空间溢出效应

为判断数字经济指标和服务业就业量是否存在空间相关性,计算其各年度的Moran' I 指数。表8可知,各年度的莫兰指数都大于0且显著,表明存在正的空间相关性,表现为空间上的集聚现象。根据Elhorst(2014)的方法,通过“具体到一般”和“一般到具体”的思路,最终确定使用时空双重固定效应的SDM模型进行分析,表9给出了估计结果。空间自回归系数均显著,空间滞后项除在经济地理权重矩阵下不显著外,在其他两种权重矩阵下均显著为正。空间计量模型的系数不能根据点估计直接进行解释,应根据变量变化的偏微分解释空间溢出效应。从溢出效应的结果来看,在三种空间权重矩阵下,数字经济对周边城市的服务业就业都具有正向的溢出效应,说明数字经济不仅会促进本地服务业就业的增长,还会带动周边地区服务业就业的增长。数字经济打破了时空束缚,产生“示范效应”,一个城市数字技术的使用会提高整个区域内的生产

表6 行业异质性估计结果

| 变量名称 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|--------------|--------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|-------------------|
| | 住宿餐饮 | 教育 | 文化娱乐 | 信息软件 | 科学研究 | 公共管理 |
| d | 0.217** (0.099) | 0.063*** (0.021) | 0.125*** (0.048) | 0.497*** (0.131) | 0.145*** (0.046) | -0.026 (0.017) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 城市固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 2509 | 2508 | 2508 | 2509 | 2508 | 2508 |
| Within R^2 | 0.130 | 0.102 | 0.052 | 0.248 | 0.162 | 0.330 |

注:括号内为稳健标准误;*,**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著性。

表7 考虑内生性时的行业异质性估计结果

| 变量名称 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|------------|--------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|-------------------|
| | 住宿餐饮 | 教育 | 文化娱乐 | 信息软件 | 科学研究 | 公共管理 |
| d | 0.672** (0.284) | 0.531*** (0.164) | 0.464*** (0.173) | 0.936*** (0.339) | 0.727*** (0.195) | -0.836 (0.556) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 城市固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 2116 | 2116 | 2115 | 2116 | 2115 | 2115 |
| 第一阶段 F 值 | 12.889 | 17.669 | 18.326 | 17.669 | 16.534 | 13.759 |

注:括号内为稳健标准误;*,**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著性。

和资源配置效率,带动了周边城市数字经济的发展,形成协同发展城市群。劳动力迁移成本的下降,使要素资源能够在区域内自由流动,促进充分开放的全国统一大市场的实现,从而形成经济资源的空间整合,加快了服务业的空间集聚,对周转地区的服务业就业产生正向溢出效应。

为进一步分析数字经济对服务业内部不同行业的空间溢出效应,使用式(7)将因变量替换为不同行业的就业人数分别进行空间回归,表 10 给出了估计结果。从直接效应来看,除公共服务领域外,数字经济有助于本地服务业内部不同行业就业的增长。从溢出效应来看,数字经济对流通服务业、个人服务业和生产服务业的就业都产生了正向的空间溢出效应。数字化不断赋能流通服务业,建立一系列数字化服务平台,连接了不同地区的商家并通过配送员等关键角色扩大了住宿餐饮等行业的服务范围,带动了周边地区住宿餐饮业的就业。数字化的教学设备和资源不仅促进了本地教育行业发展,而且扩大了教育的覆盖范围,带动了周边地区教育行业的发展,推动周边地区教育行业规模扩大,增加周边地区教育行业就业。数字经济发展更好地满足了当地居民的精神需求,提升了幸福感,吸引周边地区的劳动力流入本地,而周边地区为了留住劳动力也会积极发展文化娱乐产业,满足居民的精神需求。因此就业也会相应增长。公共服务业由于承担一定的社会责任,无论是本地还是周边地区,公共服务业就业都没有对数字经济表现出及时的反馈,就业改变并不明显。

表 10 服务业内部不同行业的空间异质性

| 变量名称 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|----------------|----------------------------|------------------------------|-----------------------------|------------------------------|-----------------------------|---------------------|
| | 住宿餐饮 | 教育 | 文化娱乐 | 信息软件 | 科学研究 | 公共管理 |
| d | 0.068(0.044) | 0.062 ^{**} (0.027) | 0.076 ^{**} (0.035) | 0.456 ^{***} (0.157) | 0.119 ^{**} (0.050) | -0.020(0.020) |
| $W \times d$ | 0.426 [*] (0.255) | 0.108 [*] (0.062) | 0.233 [*] (0.121) | 0.320 [*] (0.167) | 0.395 [*] (0.298) | -0.018(0.045) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 直接效应 | 0.084 [*] (0.045) | 0.066 ^{**} (0.028) | 0.083 ^{**} (0.035) | 0.463 ^{***} (0.162) | 0.134 ^{**} (0.052) | -0.019(0.021) |
| 溢出效应 | 0.618 [*] (0.355) | 0.150 [*] (0.076) | 0.304 ^{**} (0.152) | 0.345 [*] (0.157) | 0.585 [*] (0.406) | -0.025(0.053) |
| 总效应 | 0.702 [*] (0.366) | 0.216 ^{***} (0.081) | 0.388 ^{**} (0.156) | 0.808 ^{***} (0.212) | 0.720 [*] (0.418) | -0.045(0.055) |
| ρ | 0.281 ^{***} | 0.201 ^{***} | 0.190 ^{***} | 0.252 ^{***} | 0.279 ^{***} | 0.150 ^{**} |
| Log-likelihood | -1334.143 | 1796.373 | 141.238 | -248.224 | -218.348 | 1905.767 |
| 观测值 | 2475 | 2475 | 2475 | 2475 | 2475 | 2475 |
| Within R^2 | 0.005 | 0.083 | 0.030 | 0.144 | 0.078 | 0.001 |

注:由于部分城市数据缺失,剔除掉这些城市后重新构建了地理距离矩阵 W_1 ;括号内为稳健标准误;*、**、***分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著性。

六、结论及政策建议

随着服务业增加值占 GDP 比重的提升,服务业所发挥的“就业稳定器”作用越发凸显。数字经济与服务业的不断融合,对服务业的发展模式进行了重塑,必然会影响到服务业的就业总量和就业结构。本文基于 2011—2019 年的城市面板数据分析了数字经济对服务业就业的影响,并进一步考察了影响的行业异质性和空间溢出效应。研究结果表明,第一,数字经济对服务业就业产生的补偿效应大于替代效应,最终促进了服务业就业的增加。该结论在考虑了内生性、服务业就业和数字经济指标的权重设计差异后依然稳健,并且使用中国劳动力动态调查数据的分析结果也对结论给予了支持。第二,数字经济主要通过扩大城市人口规模、推动产业结构服务化,增强服务业吸纳就业的能力。第三,数字经济对服务业就业的影响存在行业异质性。

表 8 2011—2019 年全局莫兰检验

| 年份 | 服务业就业 | | 数字经济指数 | |
|------|----------------------|-------|----------------------|-------|
| | Moran' I | Z | Moran' I | Z |
| 2011 | 0.135 ^{***} | 5.272 | 0.074 ^{***} | 3.508 |
| 2012 | 0.129 ^{***} | 5.049 | 0.068 ^{***} | 3.198 |
| 2013 | 0.137 ^{***} | 5.351 | 0.053 ^{**} | 2.427 |
| 2014 | 0.127 ^{***} | 4.969 | 0.061 ^{***} | 2.789 |
| 2015 | 0.121 ^{***} | 4.753 | 0.054 ^{**} | 2.522 |
| 2016 | 0.139 ^{***} | 5.446 | 0.047 ^{**} | 2.280 |
| 2017 | 0.142 ^{***} | 5.527 | 0.056 ^{***} | 2.596 |
| 2018 | 0.135 ^{***} | 5.295 | 0.060 ^{***} | 2.687 |
| 2019 | 0.142 ^{***} | 5.559 | 0.071 ^{***} | 3.083 |

注:*、**、***分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著性。

表 9 空间 SDM 模型的估计结果

| 变量名称 | (1) | (2) | (3) |
|----------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|
| | 地理距离 | 经济地理 | 人口地理 |
| d | 0.149 ^{***} (0.051) | 0.150 ^{***} (0.051) | 0.149 ^{***} (0.050) |
| $W \times d$ | 0.151 ^{**} (0.064) | 0.175(0.109) | 0.257 ^{**} (0.130) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 |
| 直接效应 | 0.153 ^{***} (0.052) | 0.154 ^{***} (0.052) | 0.154 ^{***} (0.051) |
| 溢出效应 | 0.198 ^{**} (0.078) | 0.245 [*] (0.136) | 0.410 ^{**} (0.199) |
| 总效应 | 0.351 ^{***} (0.093) | 0.400 ^{**} (0.140) | 0.566 ^{***} (0.209) |
| ρ | 0.134 ^{***} | 0.169 ^{***} | 0.257 ^{***} |
| Log-likelihood | 1908.046 | 1899.825 | 1918.230 |
| 观测值 | 2511 | 2511 | 2511 |
| Within R^2 | 0.354 | 0.351 | 0.360 |

注:括号内为稳健标准误;*、**、***分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著性。

数字经济发展对流通服务业、个人服务业和生产服务业就业产生的补偿效应都强于替代效应,促进了就业的增长,但影响程度存在明显的差异,而对公共服务业的就业并没有产生显著的影响。第四,数字经济对服务业就业的影响产生了溢出效应,不仅影响本城市服务业的就业,而且影响周边城市的服务业就业,并且溢出效应也存在行业异质性。

为更好地发挥数字经济对服务业就业的正向作用,结合文章结论,提出以下政策建议。

第一,发展数字经济的同时要兼顾其产生的就业效应,尤其是对服务业就业的影响。继续推进服务业的产业数字化进程,通过平台经济等数字技术扩大服务业的规模,带动就业的增长;通过产业政策加快数字产业化进程,使数字产品和服务链的不断延伸,发挥规模经济、范围经济和长尾经济的作用,扩大服务业的就业容量。应发挥技能培训在数字技能人才培养中的作用,以人才为基础,利用数字经济赋能服务业,提高服务业生产效率,扩大服务业规模,为劳动者提供更大就业空间。第二,要结合数字经济对不同服务业就业影响的差异,清晰定位不同服务业的作用。对生产性服务业来说,要充分发挥其提升数据要素利用效率的能力,增强对其他服务业的渗透,增强服务业吸纳就业的能力。对个人服务业和流通服务业来说,要不断提升数据要素在生产要素中的比例,利用数字经济扩大经营范围,提升服务质量,从而更好地发挥“就业稳定器”的作用。对公共服务业来说,应更好地做出提升服务效率和吸纳就业的社会责任之间权衡。第三,发挥数字经济渗透率高的核心城市的“示范效应”,带动周边城市数字经济的发展,提升区域内服务业的整体就业水平。增加新型基础设施建设投资,增强城市间信息和交通的联系,降低迁移成本和信息获取难度,提高区域内的要素配置效率,形成协同发展的城市群,充分释放数字经济对服务业就业的空间溢出效应。

参考文献

- [1] 陈建伟,苏丽锋,2021.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,(5):32-47,126-127.
- [2] 陈靖,李惠璇,徐建国,等,2022.城市规模与就业冲击——基于新冠疫情后的网络招聘数据分析[J].经济学(季刊),22(6):2125-2146.
- [3] 陈丽娟,2021.服务业开放、海外业务与就业——基于服务业上市公司的PSM-DID研究[J].上海对外经贸大学学报,28(4):55-68.
- [4] 陈龙,张力,2020.单向促进还是双向加成——中国制造业与服务业就业互动关系研究[J].北京师范大学学报(社会科学版),(6):128-142.
- [5] 董艳梅,朱英明,2016.高铁建设能否重塑中国的经济空间布局——基于就业、工资和经济增长的区域异质性视角[J].中国工业经济,(10):92-108.
- [6] 高文书,2020.新冠肺炎疫情对中国就业的影响及其应对[J].中国社会科学院研究生院学报,(3):21-31.
- [7] 郭晴,孟世超,毛宇飞,2022.数字普惠金融发展能促进就业质量提升吗?[J].上海财经大学学报,24(1):61-75,152.
- [8] 何宗樾,宋旭光,2020.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,(5):58-68.
- [9] 胡艳,陈雨琪,李彦,2022.数字经济对长三角地区城市经济韧性的影响研究[J].华东师范大学学报(哲学社会科学版),54(1):143-154,175-176.
- [10] 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[J].中国工业经济,(8):5-23.
- [11] 江艇,2022.因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J].中国工业经济,(5):100-120.
- [12] 江小涓,2017.高度联通社会中的资源重组与服务业增长[J].经济研究,52(3):4-17.
- [13] 江小涓,靳景,2022.数字技术提升经济效率:服务分工、产业协同和数实孪生[J].管理世界,38(12):9-26.
- [14] 李梦雨,彭传旭,魏熙晔,2021.数字金融能否促进经济高质量发展——来自我国275个城市的经验证据[J].金融监管研究,(11):97-114.
- [15] 李晓华,2022.数字技术与服务业“成本病”的克服[J].财经问题研究,(11):16-26.
- [16] 刘斌,赵晓斐,2020.制造业投入服务化与女性就业[J].中南财经政法大学学报,(1):58-67,159-160.
- [17] 鲁玉秀,方行明,2022.城市数字经济发展能够影响FDI区位选择吗?[J].技术经济,41(2):119-128.
- [18] 罗军,2020.制造业服务化转型如何创造服务业就业[J].山西财经大学学报,42(9):58-69.
- [19] 马玥,2022.数字经济赋能经济高质量发展的机理、挑战及政策建议[J].求是学刊,49(6):74-83.
- [20] 马子红,韩西成,2020.高铁开通对我国城市服务业的就业效应异质性[J].产经评论,11(5):61-77.
- [21] 孟祺,2021.数字经济与高质量就业:理论与实证[J].社会科学,(2):47-58.
- [22] 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[J].经济学动态,(11):17-35.

- [23] 宋旭光, 左马华青, 2019. 工业机器人投入、劳动力供给与劳动生产率[J]. 改革, (9): 45-54.
- [24] 魏嘉辉, 顾乃华, 2021. 老龄化与中国服务业就业结构[J]. 经济经纬, 38(1): 86-95.
- [25] 夏杰长, 2022. 中国式现代化视域下实体经济的高质量发展[J]. 改革, (10): 1-11.
- [26] 杨文溥, 曾会锋, 2022. 数字经济促进全要素生产率提升的效应评价[J]. 技术经济, 41(9): 1-9.
- [27] 杨晓, 刘益志, 郭玉, 2020. 数字经济对我国就业结构的影响——基于机理与实证分析[J]. 软科学, 34(10): 25-29.
- [28] 尹恒, 张子尧, 曹斯蔚, 2021. 社会保险降费的就业促进效应——基于服务业的政策模拟[J]. 中国工业经济, (5): 57-75.
- [29] 曾世宏, 钟纯, 刘迎娣, 2022. 数字化技术吸收会减少服务就业吗——基于新兴古典经济学分工理论的分析[J]. 经济学报, 9(3): 158-187.
- [30] 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[J]. 管理世界, 36(10): 65-76.
- [31] 赵昱名, 黄少卿, 2020. 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, (11): 160-168, 180.
- [32] ACEMOGLU D, RESTREPO P, 2018. The race between man and machine: Implications of technology for growth, factor shares, and employment[J]. American Economic Review, 108(6): 1488-1542.
- [33] ALLEN F, DEMIRGUC-KUNT A, KLAPPER L, et al, 2016. The foundations of financial inclusion: Understanding ownership and use of formal accounts[J]. Journal of Financial Intermediation, 27: 1-30.
- [34] BEAUDRY P, GREEN D A, SAND B M, 2018. In search of labor demand[J]. American Economic Review, 108(9): 2714-2757.
- [35] BIRCH-JENSEN A, GREMYR I, HALLDÓRSSON Á, 2020. Digitally connected services: Improvements through customer-initiated feedback[J]. European Management Journal, 38(5): 814-825.
- [36] ELHORST J P, 2014. Matlab software for spatial panels[J]. International Regional Science Review, 37(3): 389-405.
- [37] GARDNER J, 2022. Two-stage differences in differences[R]. Shanghai: Working paper.
- [38] GOODMAN-BACON A, 2021. Difference-in-differences with variation in treatment timing[J]. Journal of Econometrics, 225(2): 254-277.
- [39] LEWBEL A, 2012. Using heteroscedasticity to identify and estimate mismeasured and endogenous regressor models[J]. Journal of Business & Economic Statistics, 30(1): 67-80.
- [40] SINGELMANN J, 1978. From agriculture to services: The transformation of industrial employment[M]. London: Sage Publications, Inc.

Empowering Service Industry Employment in Digital Economy: Industry Heterogeneity and Spatial Effect

Zhou Chuang^{1,2}, Zheng Xugang¹, Zhang Kangsi¹

(1. Economics School, Dongbei University of Finance and Economics, Dalian 116025, Liaoning, China;

2. Research Center of Labor Employment and Human Capital Development, Dongbei University of Finance and Economics, Dalian 116025, Liaoning, China)

Abstract: The development of digital economy plays an important role in achieving high-quality and full employment. Promoting the employment in the service industry is an important means to achieve high-quality and full employment. Based on the panel data of prefecture level cities from 2011 to 2019, the impact of the digital economy on service industry employment was analyzed, and further the industry heterogeneity and spatial effects of this impact was examined. The results show that the digital economy is conducive to increasing employment in the service industry, and the same conclusion is reached by using the micro data of the China Labor-force Dynamic Survey. Digital economy mainly increases employment in the service industry by expanding the size of urban population and promoting the service of industrial structure. The impact of the digital economy on the employment of the service industry has industry heterogeneity. It has a positive impact on the employment of the production, personal, and personal services industries and an insignificant effect on the employment of the public service sector. The digital economy has a spatial effect on the employment of the service industry, and the spatial effect also has industry heterogeneity.

Keywords: digital economy; services employment; industry heterogeneity; spatial spillover effect