

制造业服务化的就业效应:空间关联、影响机制与异质性

吕越 于喆宁 陈泳昌 董康银

内容提要:本文基于省级层面投入产出表测算得到的制造业服务化数据,与中国工业企业数据库匹配合并,得到2000—2013年省份—行业层面面板数据,采用动态空间杜宾模型实证探讨制造业服务化对中国制造业行业就业规模的影响效应。研究发现:制造业服务化会显著提升本区域的制造业就业规模,但对于空间关联区域的劳动力市场将产生“虹吸效应”,即降低空间关联区域的就业规模。机制分析发现,制造业服务化主要通过产品创新和市场规模两条渠道来影响制造业就业。异质性分析发现,对于东部地区以及非劳动密集型行业而言,制造业服务化对就业规模的扩大作用与负向空间溢出效应并存;对于中部地区以及劳动密集型行业而言,制造业服务化只存在负向的空间溢出效应;而对于西部地区来说,制造业服务化带来的就业效应尚未显现。拓展性分析发现,服务业集聚水平的提升以及服务业的不断开放,均能显著增强制造业服务化对本区域就业带来的提升效应,同时弱化对空间关联区域劳动力市场的虹吸效应。

关键词:制造业服务化 就业 产品创新 市场规模 虹吸效应

中图分类号:F426;F249.21

文献标识码:A

文章编号:1000-7636(2023)01-0093-18

一、问题提出与文献综述

就业是民生之本,是发展之基。第四次全国经济普查数据显示,2013—2018年,中国第二产业从业人员净减少2 005万人,减幅10.4%。为有效提升制造业就业规模,党的二十大报告中强调要“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”。制造业服务化是制造业与现代服务业融合发展的新模式和新趋势。伴随大量技术密集型、知识密集型服务要素的应用渗透,制造业的生产效率和市场规模将会显著

收稿日期:2022-06-21;修回日期:2022-12-17

基金项目:国家社会科学基金重大项目“新发展格局下中国产业链供应链安全稳定战略研究”(21&ZD098);国家自然科学基金面上项目“全球疫情大流行下国际国内价值链重构对中国的影响和应对策略”(72073025);国家自然科学基金面上项目“全球价值链、创新驱动与制造业‘低端锁定’破局:成因、机制及应对策略”(71873031);对外经济贸易大学杰出青年学者资助项目(20JQ02)

作者简介:吕越 对外经济贸易大学国家对外开放研究院教授、博士生导师,通讯作者,北京,100029;

于喆宁 对外经济贸易大学中国WTO研究院博士研究生;

陈泳昌 对外经济贸易大学中国WTO研究院博士研究生;

董康银 对外经济贸易大学国际经济贸易学院副教授。

作者感谢匿名审稿人的评审意见。

提升,这对于稳定和扩大制造业就业规模至关重要^[1]。当前服务业已经成为拉动经济增长的主导性产业,国家统计局发布的党的十八大以来经济社会发展成就系列报告显示,2021年,中国服务业对经济增长的贡献率达到54.9%。为此,本文重点分析制造业服务化对制造业行业的就业效应及其内在机制,以期为中国高质量就业提供有益建议,同时也将从产业融合视角为加快制造业转型升级提供经验证据。

范德梅韦和拉达(Vandermerwe & Rada,1988)较早提出“服务化”的概念,他们认为越来越多的制造业企业从开始仅仅销售产品到销售“产品+服务”的组合,提供以客户为中心的商品和服务将会显著提升产品附加值,增强企业的竞争优势^[2]。现有文献中,制造业服务化的影响研究主要侧重于价值链升级、企业生产率与出口等方面。一部分研究认为制造业服务化存在正向效应,能够显著提升中国贸易网络地位^[3],以及企业的价值链参与度及其分工地位^[4],通过规模经济、专业化分工等提高企业生产率^[5],推动中国企业出口由“量变”向“质变”的转变进程^[6]。洛德福尔克(Lodefalk,2014)利用2000—2007年瑞士制造业企业数据发现,企业大量使用服务要素,会有助于提升其在国际上的竞争力^[7]。同样地,吕云龙和吕越(2017)从制造业出口服务化角度切入,研究发现出口服务化会显著提高制造业行业的国际竞争力^[8]。另一部分研究发现制造业服务化的负面效应,认为目前中国国内制造业服务化转型滞缓^[9],尤其是国内服务化总体上呈现低端化,并不能为企业创造技术进步^[10],而且,服务化与服务贸易壁垒的共同作用对其价值链分工会产生很大的负向冲击^[11]。除此之外,祝树金等(2021)从服务要素投入的角度切入,研究发现制造业服务化和资源配置效率之间存在明显的倒U型曲线关系,而不是单纯的线性关系^[12]。

已有研究探讨了影响就业的多层面因素。从政策实施方面来看,县级分权体制能有效提升就业效应^[13],但以大规模基础设施建设为特征的财政政策扩张以及退休年龄的延迟反而会减少雇佣人数,无益于就业状况的改善^[14-15],在一定程度上,政府应减少对经济发展的过度干预以提高就业吸纳能力^[16]。而关于最低工资标准对就业的影响,大家观点不一,传统劳动经济学认为最低工资标准会导致就业减少^[17-18],但卡德和克鲁格(Card & Krueger,2000)利用自然实验分析发现最低工资的提升并不会给就业市场带来威胁,应鼓励政府推行最低工资政策^[19]。随着大数据、人工智能等数字经济蓬勃发展,企业如何调整数字化和雇佣劳动力之间的平衡,现有研究对此看法不一。何勤等(2020)发现人工智能技术的广泛应用会负向冲击就业市场^[20]。夏皮罗和曼德尔曼(Shapiro & Mandelman,2021)基于发展中国家的样本数据,研究发现企业在应用数字技术时,对数字化采用率的提升会显著降低自主创业率^[21]。但李磊等(2021)认为机器人应用的溢出效应超越了其就业替代效应,能显著提升企业对劳动力的需求^[22]。

为数不多但日益增加的研究开始探讨制造业生产中的服务应用带来的就业效应,但究竟服务投入会带来制造业就业的增加还是减少,已有研究并无定论。一方面,部分研究认为制造业中服务要素的投入使用会带来正向的就业效应。刘斌和赵晓斐(2020)发现制造业投入服务化通过创造效应以及促使女性工作者从农业、工业部门转移至服务部门的转移效应共同促进了服务业女性就业规模^[23]。杜传忠和金文翰(2020)认为制造业中服务要素比例的增加能显著扩大制造业行业的就业市场^[24]。另一方面,也有研究认为服务要素在制造业生产中的应用会负向冲击劳动力市场。铁瑛和崔杰(2020)研究发现服务化的快速提升不利于制造业行业企业的雇佣结构升级^[25]。

尽管已有文献已经给出了服务化影响就业规模的部分证据,但考虑到劳动力本身具有充分的流动性,一个地区或行业的劳动力就业规模不仅会受到自身制造业服务化的影响,还可能会受到其他地区或行业制造业服务化水平的影响。现有研究缺乏从空间角度给出进一步分析,这为本文研究留下了进一步拓展的空间。与现有文献相比,本文的边际贡献主要体现在以下几个方面:(1)在研究数据上,已有研究多运用国别

层面的投入产出表构建制造业服务化指标,简单将各省份同一行业的服务化程度认定为同一水平,显然这一处理方式严重忽视了不同省份间异质性的服务化特征^[12]。因此,本文根据 2002 年、2007 年和 2012 年中国各省份的投入产出表,运用完全消耗系数法手动测算年份-省份-行业维度的制造业服务化数据,以进一步捕捉省份间差异化的制造业服务化特征,提升了本文研究结论的有效性和可信性。(2)在研究方法上,由于劳动力流动性的存在,不可忽视其空间效应,因此本文采用能够同时控制就业规模时间滞后项、空间滞后项、时空滞后项以及遗漏变量导致的内生性问题的动态空间面板杜宾模型,从时间和空间双重角度探究制造业服务化的就业效应,为得到的研究理论提供稳健的经验证据。(3)在研究内容上,首先,本文不仅探究制造业服务化对制造业就业的影响效应,还进一步剖析了其中的主要机制。其次,本文从区域以及行业要素密集度的视角开展异质性分析。最后,本文将研究视角扩展至服务业集聚与服务市场开放,逐一讨论这两方面因素对制造业服务化的就业效应带来的交互影响。

二、理论分析与假设提出

随着新一轮科技革命与产业变革的不断推进,作为实体经济主体的制造业企业不再仅仅致力于传统实物产品的生产,而是开始探索制造业与服务业的深度融合,加速对生产性服务要素的投入使用。制造业服务化会促使制造业行业加大对金融服务、技术研发、产品设计等资本、技术、知识密集型服务要素的需求,伴随大量技术密集型、知识密集型服务要素的应用渗透,制造业的生产效率和市场规模将会显著提升,这将进一步扩大制造业就业规模^[24]。同时,制造业与服务业深度融合的过程往往也会催生新岗位、新业态,新生产线的出现会扩大对劳动力的需求。但值得关注的是,要素追求高回报率的“趋利性”特征^[25],会在一定程度上导致劳动力更多地流向高需求(高工资)的省份或行业。因此,本区域制造业服务化水平的提高,或将对空间关联区域的劳动力市场产生负向的空间溢出效应。

由此,本文提出如下研究假设。

假设 1:随着制造业服务化程度的加深,制造业劳动力市场表现出就业扩张效应。

假设 2:本省份或行业制造业服务化水平的提高,会对空间关联区域的劳动力市场产生负向的空间溢出效应,即“虹吸效应”。

1. 产品创新

制造业服务化将从以下两方面促进产品创新。第一,制造业服务化会通过知识和技术溢出来促进产品创新。服务化水平的提升意味着更多的服务要素进入到企业生产的全流程中,而包括工业设计服务、供应链管理、共享或协同制造、全生命周期管理、总集成总承包或系统解决方案提供服务、信息增值或智能服务、定制化服务等均具有知识密集型和技术密集型特征,这对于传统的生产制造过程而言,是一种高级要素投入,将引致知识资本的增加,可产生直接的技术外溢^[10],从而不断催生新产品、新产业和新业态,新产品的创造正是其中重要的表现形式和测度指标。第二,制造业服务化会通过促进企业专业化分工,降低生产成本来促进产品创新。企业可以将不具有优势的环节外包给专业化服务机构,自身则专注于主营业务,从而充分发挥企业的比较优势^[26-28],以此在提高专业化生产能力的同时,降低生产成本,进行归核化生产,将更多的资源、要素和资金配置到研发创新方面,从而不断提高企业的产品创新能力^[29]。李方静(2020)采用世界投入产出数据库与 2000—2011 年中国工业企业数据库的合并数据,发现制造业投入服务化对以新产品产值和新品占比测度下的产品创新行为均有显著的积极影响^[30]。

进一步地,新产品的创造将伴随企业产品范围整体的调整。戈登堡等(Goldberg et al.,2010)发现,企业

对产品范围的调整主要表现为增加新产品而不是削减旧产品^[31]。也就是说,新产品创造往往会带来产品范围总数的提升。基于中国数据,冯笑和王永进(2019)提出,企业为满足消费者动态多样化的购买需求,会通过不断开发新产品来扩大其产品范围^[32]。此外,綦建红和张志彤(2022)在对人工智能与产品范围的研究中认为,智能化技术在促进新产品种类提升的同时,并未导致旧产品数量的等量减少,而是同样导致了旧产品的生产规模扩张^[33]。大量的前期研究表明,企业在新产品创造过程中更多带来的是总体产品范围的扩大,而非新旧产品的转换导致产品范围的缩减。那么,产品创新将如何带动就业增长呢?产品创新引导企业的分工更加细化和专业,需要企业开发新的流水线,以及与新产品相匹配的技能投入和特定工种。因此,将会创造更多的新岗位并带来就业需求^[34]。这一点也得到了已有研究的广泛证实,如莫滕森和皮萨里德斯(Mortensen & Pissarides, 1998)^[35]、维瓦雷利(Vivarelli, 2014)^[36]的研究。此外,基于中国数据,宋建和郑江淮(2021)将新产品产值作为产品创新的代理变量,研究发现企业会通过原有产品的质量升级或新产品的开发,以此带动劳动力市场的就业增长^[37]。由此,本文提出如下假设。

假设3:在其他条件不变的情况下,制造业服务化将通过新产品创造影响制造业就业。

2. 市场规模

制造业服务化将通过以下三方面扩大行业的市场规模,实现就业增长。第一,制造业服务化依赖于大量的服务要素投入,而服务投入相关的资本和劳动力配套将从整体上带来企业的规模扩张^[38]。第二,制造业投入服务化可以通过提供高级服务要素,提高企业上下游环节的管理运营效率,有助于降低企业的管理和生产成本^[39-40]。第三,从生产型制造向制造业服务化的转变还有助于改善企业总体的经营绩效^[41]。制造业企业通过提供优质产品+服务业务来获得客户的满足感,提升客户对产品的依赖度,进而获取同业竞争优势^[2],这将提升企业的市场势力并带来经营绩效的改善^[42]。总体经营绩效的改善意味着市场规模的扩张,这也势必会要求更多的劳动投入,从而带来就业的增加。值得注意的是,倘若一个省份或行业的制造业服务化能力的提高,在日趋激烈的市场竞争中能够抢占其他区域的市场份额^[43],必然会吸引周边区域劳动力的涌入。因此,本文认为在本区域制造业服务化转型升级中,会抢占空间关联区域的市场规模,从而对其劳动力市场产生“虹吸效应”。由此,本文提出如下假设。

假设4:在其他条件不变的情况下,制造业服务化将通过市场规模影响制造业就业。

三、模型构建与数据说明

(一) 模型构建

考虑到劳动力跨省份以及跨行业流动现象普遍,同时已有研究认为就业存在显著的空间相关性^[44],若忽略劳动力流动的空间溢出效应或将导致实证结果出现偏误,因此本文采用空间面板模型进行实证分析。同时,参照邵帅等(2019)^[45]的研究,考虑到就业规模可能存在时间上的路径依赖特征,以及就业规模还可能与经济增长、技术进步等要素之间存在双向因果关系而引致的内生性问题,本文纳入就业规模的滞后一期,构建如下动态空间面板模型:

$$\begin{aligned} \ln emp_{ijt} = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln emp_{ij,t-1} + \beta_1 W \times \ln emp_{ijt} + \beta_2 W \times \ln emp_{ij,t-1} + \alpha_2 ser_{ijt} + \beta_3 W \times ser_{ijt} \\ & + \alpha_3 X_{ijt} + \beta_4 W \times X_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \end{aligned} \quad (1)$$

其中, i 代表省份, j 代表行业, t 代表年份; $\ln emp_{ijt}$ 代表省份*i*行业*j*在第*t*年的制造业就业规模, $\ln emp_{ij,t-1}$ 代表滞后一期的就业规模; ser 为制造业服务化指标; X 为一组控制变量; W 为空间权重矩阵元素, ε 为随

机误差项。

(二) 指标介绍

1. 被解释变量

本文的被解释变量为就业规模($\ln emp$)。这里的就业规模是从行业层面探讨制造业服务化带来的就业效应,本文利用中国工业企业数据库,将企业的从业人数加总为省份-行业层面的就业规模数据。

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量为制造业服务化(ser)。已有关于制造业服务化问题的研究多采用经典的投入-产出模型,以消耗系数法来测度各制造行业的服务化水平^[4],这一方法包括直接消耗和完全消耗两方面。直接消耗系数法主要考虑生产当中的第一轮直接消耗,即直观地将投入产出表中某一制造业行业所消耗的服务中间品除以该行业的总产出得到;而完全消耗系数法通过对生产消耗层层剥离,更加全面地展现了一轮直接消耗背后多轮的间接消耗,即充分考虑了生产中使用的服务中间品本身,同样是经过了诸多其他服务中间品的加工嵌入而形成,相比于直接消耗系数会更全面反映制造业与服务业之间的依存关系。因此,在基准回归中,本文采用完全消耗系数法以所有服务投入构建制造业服务化指标,具体测算公式如下:

$$ser_{jm} = a_{jm} + \sum_{l=1}^n a_{ml} a_{lj} + \sum_{s=1}^n \sum_{l=1}^n a_{ms} a_{sl} a_{lj} + \dots \quad (2)$$

式(2)中, ser_{jm} 代表制造业行业 j 对服务业行业 m 的消耗程度,即制造业服务化水平。等式右侧第一项表示生产行业 j 对服务行业 m 的直接消耗量,等号右边第二项表示第一轮间接消耗,依此类推,第 $n+1$ 项为第 n 轮的间接消耗。

为准确捕捉省份间差异化的制造业服务化特征,本文根据2002年、2007年和2012年中国各省份的投入产出表,运用完全消耗系数法手动测算了年份-省份-行业维度的制造业服务化数据。这有别于已有研究利用国别层面的投入产出表构建出的制造业服务化指标,更能提升本文研究结论的有效性和可信度。

3. 控制变量

(1)行业附加值率(val):借鉴郭旭等(2021)^[46],以工业增加值占工业总产值的比重来表示,该指标衡量的是行业自身的盈利能力和经济效益。(2)出口比重(exp):从事出口贸易往往是高生产率、高生产规模的企业,这将显著影响对劳动力的雇佣规模,因此本文采用出口交货值占销售产值的比重作为其代理指标。此外,为了控制地区间发展水平可能带来的潜在影响,本文进一步纳入省份层面的一系列控制变量,具体包括以下指标。(3)经济发展水平($\ln pgdp$):经济发展水平往往是影响就业的直接因素,本文采用各省份人均生产总值(GDP)的自然对数来表示。(4)外商投资占比(fdi):引资规模会影响行业竞争,进而对劳动力就业市场产生一定程度的影响,这里采用外商直接投资占GDP的比重来衡量。(5)财政支出比重($secu$):社会保障、教育、医疗等民生性财政支出是影响就业的重要因素,本文采用各省份用于社会保障、教育和医疗的支出占GDP的比重来表示。(6)人力资本(edu):个人受教育水平越高,经济地位就越高,会在一定程度上影响劳动力就业市场,本文将各省份受教育年限的自然对数作为人力资本的代理指标。(7)城镇化(urb):城镇化能够影响人口转移,是影响就业规模的重要力量,本文将各省份的城镇人口在总人口中所占的比例作为衡量城镇化的代理指标。

各变量的描述性统计汇报于表1。

表1 描述性统计

变量名	符号	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
就业规模	lnemp	9 870	7.778 4	1.647 3	0.182 3	12.758 1
制造业服务化	ser	9 870	0.400 1	0.149 8	0	1.728 4
行业附加值率	val	9 870	0.305 7	0.143 1	0.012 8	2.998 4
出口比重	exp	9 870	0.127 8	0.170 5	0	1
经济发展水平	lnpgdp	9 870	9.647 0	0.736 1	7.922 6	11.536 7
外商投资占比	fdi	9 870	0.031 5	0.027 5	0.000 7	0.163 5
财政支出比重	secu	9 870	0.065 5	0.030 2	0.022 1	0.286 9
人力资本	edu	9 870	2.174 0	0.133 0	1.806 5	2.589 4
城镇化	urb	9 870	0.483 0	0.156 5	0.232 0	0.896 0

(三) 典型事实

根据各省份的制造业服务化指数,本文在图1中呈现了不同省份在样本期间(2000—2013年)的制造业服务化平均水平的表现。其中,天津、上海、北京的服务化水平较高,山西、甘肃、吉林则较低。此外,制造业服务化水平较高的省份多集中于东部地区,而制造业服务化程度较低的省份往往在中西部地区。基于以上典型事实,本文将在后续的实证分析中,从地域视角进行相应的异质性分析。

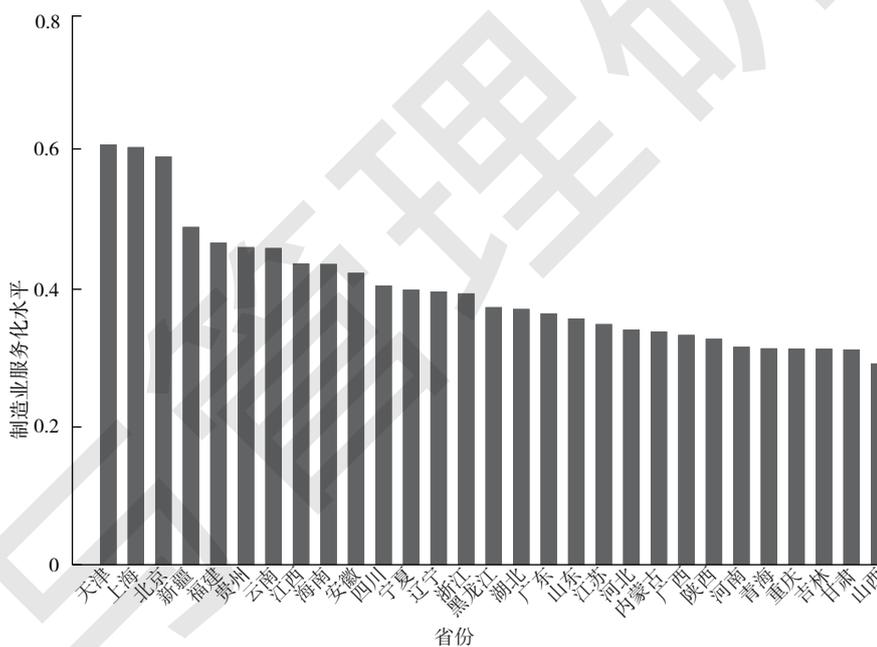


图1 2000—2013年各省份制造业服务化平均水平

(四) 数据处理与说明

本文数据主要来源于各省份投入产出表、《中国工业企业数据库》、各省份统计年鉴,样本期为2000—2013年。参考余淼杰等(2018)^[47]的研究,本文对《中国工业企业数据库》的原始数据进行如下处理:(1)删除核心指标缺失或为负的样本,如工业总产值、工业增加值、从业人员、工资总额、固定资产净值年平均余额等;(2)删除存在明显错误的样本,如外商资本大于实收资本的样本;(3)删除从业人员小于8的企业样本。由于《中国工业企业数据库》工业增加值指标在2008—2010年存在缺失值,本文参照吕越和邓利静(2020)^[48],对缺失年份的增加值予以补充。此外,本文的研究对象是中国30个省份、29个行业,最终形成705个省份-行业^①样本数据。由于省份层面投入产出表每5年公布一次,参照苏丹妮等(2019)^[49]的方法,

① 部分省份-行业层面数据缺失,而空间计量要求构建平衡面板数据,因此本文对部分省份-行业样本进行剔除,最终形成705个省份-行业样本数据。

按照年份就近原则,将2000—2004年、2005—2009年、2010—2013年三个时间段的制造业服务化数据分别采用2002年、2007年和2012年的投入产出表。此外,本文价值变量以2000年相应的价格指数进行了平减。

四、实证结果分析

(一) 就业规模的空间溢出效应检验

鉴于劳动力要素的流动性特征,本文采用地理与经济嵌套矩阵,地理距离采用省会城市的地理坐标计算任意两个省会城市之间的欧氏距离,经济因素采用各行业的增加值,以此构建省份-行业维度的地理与经济嵌套矩阵。此外,本文还对权重矩阵进行标准化,以使各行元素之和为1。

为对就业规模的空间溢出效应进行全面考察,本文采用就业规模的局域空间相关性指数进行检验。图2报告了2000年、2007年和2013年省份-行业就业规模莫兰散点图,横轴表示标准化的就业规模,纵轴为就业规模的空间滞后值。可以发现,大部分省份-行业都位于第一、第三象限的空间正相关区域,这意味着就业规模存在显著的正向空间溢出效应。就2013年而言,广东-电气机械及器械制造业等位于高-高型集聚的第一象限,吉林-黑色金属冶炼及压延加工业等位于低-低集聚型的第三象限。

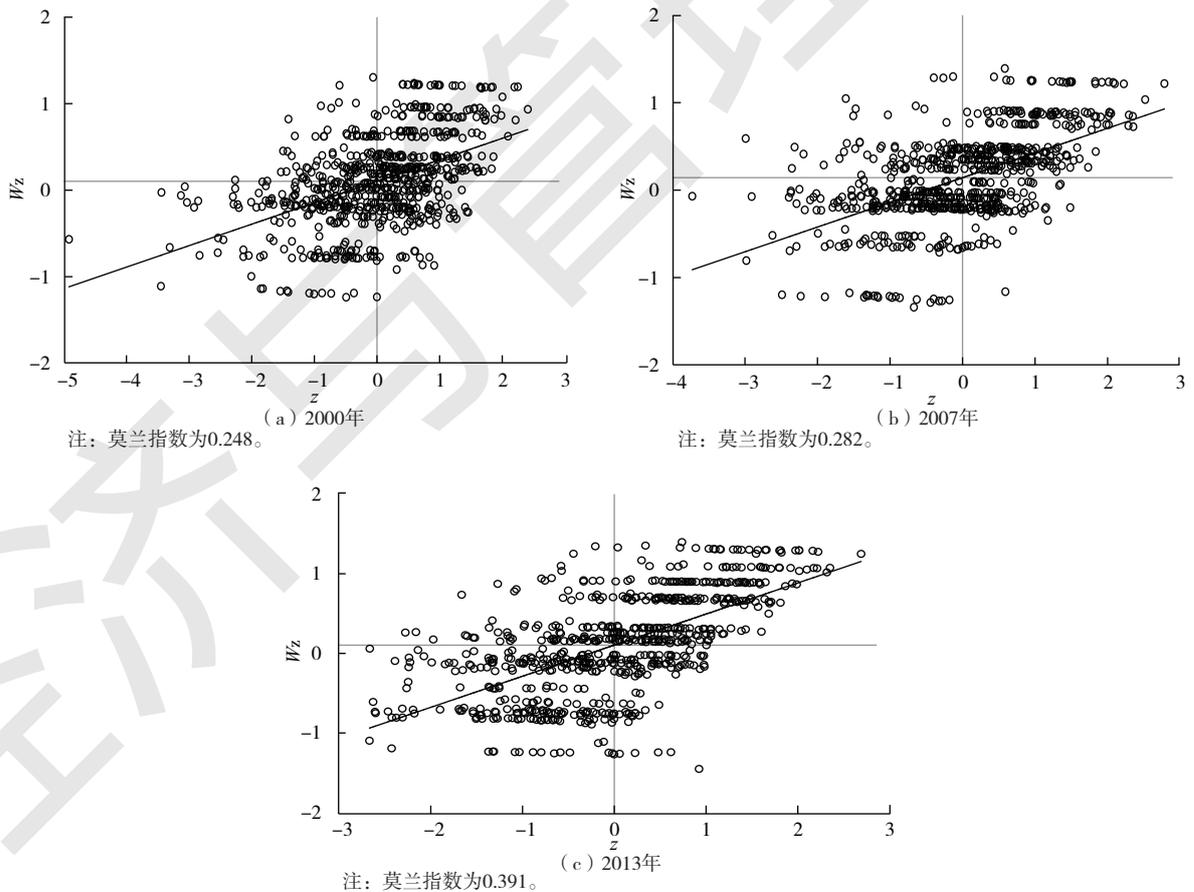


图2 权重矩阵下部分年份省份-行业就业规模莫兰散点图

为了确定动态空间计量模型的估计形式,本文首先对基于普通最小二乘法(OLS)估计结果的残差进行空间相关性检验。表2可以明显看出不仅莫兰指数在5%的水平上显著,空间自相关误差模型和空间自回

归滞后模型的稳健性检验结果(R-LM-error和R-LM-lag)也均在至少5%的水平上显著,这更加充分地说明就业规模存在显著的空间相关性,也说明本文选择更具一般意义的空间杜宾模型(SDM)是合适的。其次,本文对模型进行沃尔德(Wald)检验,结果显示空间杜宾模型并不会退化为空间滞后模型(SAR)或空间误差模型(SEM)。因此,本文采用动态空间面板杜宾模型具有合理性。动态空间杜宾模型可以有效解决被解释变量时间滞后项、空间滞后项、时空滞后项以及遗漏变量导致的内生性问题^[50]。此外,模型采用时间和空间双重固定效应以估计结果。

表2 空间模型估计形式的相关检验

莫兰指数	R-LM-error	R-LM-lag	Wald-SAR	Wald-SEM
2.524	6.045	11.480	5 003.200	2 959.220
(0.012)	(0.014)	(0.001)	(0.000)	(0.000)

注:括号内数值为P值。

(二) 基准回归分析

勒萨热和佩斯(LeSage & Pace, 2009)指出空间杜宾模型或动态空间杜宾模型本身的点估计结果并不能代表解释变量对被解释变量的边际影响及其空间溢出效应^[51]。因此,本文根据上文中动态空间杜宾模型的设定,进一步估计制造业服务化对制造业行业就业规模的直接效应和间接效应。由于动态空间杜宾模型包括制造业就业规模的时间滞后项,因此直接和间接效应还进一步包含长短期之分。表3报告了制造业服务化对制造业就业规模的短期直接、短期间接、长期直接和长期间接的估计结果。可以看出,制造业服务化对就业规模的直接效应均在1%水平上显著为正,说明制造业服务化程度提升有利于改善本区域制造业行业的劳动力就业规模,这验证了假设1。在实体经济整个生产过程中,从前期的研究与开发到后期的售后与服务等新环节的增加,以及新能源汽车、3D打印机等新业态的拓展,无疑增加了制造业行业的就业水平。此外,制造业服务化对就业规模的长期效应大于短期效应,意味着制造业服务化在长期内对劳动力市场就业规模的影响程度更大、效果也更为明显。随着时间的推移,制造业与服务业得到更深层次的融合发展,制造业服务化水平提升,对劳动力市场的作用强度更加明显,这意味着制造业服务化对劳动力就业市场的影响是一个长期累积的过程,随着制造业与服务业的融合发展,应该动态地考量服务化对就业规模的影响效应。这也说明了各地区、各行业仍需不断提升自身的制造业服务化水平,且可作为长期目标来规划。

表3 基准回归结果

变量	短期直接效应	短期间接效应	长期直接效应	长期间接效应
<i>ser</i>	0.417 2*** (0.073 8)	-0.693 2*** (0.113 1)	0.990 5*** (0.176 3)	-1.244 4*** (0.188 8)
<i>val</i>	0.269 4*** (0.071 2)	-1.171 2*** (0.096 2)	0.625 1*** (0.166 0)	-1.454 6*** (0.169 1)
<i>exp</i>	1.106 7*** (0.062 1)	-2.390 9*** (0.193 4)	2.616 5*** (0.134 3)	-3.797 8*** (0.211 4)
<i>lnpgdp</i>	-2.307 3*** (0.323 1)	1.460 6*** (0.288 6)	-5.522 1*** (0.771 2)	4.743 2*** (0.732 0)

表3(续)

变量	短期直接效应	短期间接效应	长期直接效应	长期间接效应
<i>fdi</i>	-7.780 9*** (1.746 5)	-4.108 2** (1.622 0)	-18.792 1*** (4.172 1)	7.855 9** (4.003 7)
<i>secu</i>	-34.076 2*** (2.043 7)	11.683 3*** (1.774 9)	-81.741 2*** (4.864 7)	61.143 0*** (4.486 1)
<i>edu</i>	-3.635 5*** (0.853 8)	3.947 1*** (0.775 9)	-8.670 7*** (2.038 4)	8.957 4*** (1.947 8)
<i>urb</i>	-3.271 8** (1.339 0)	-1.500 1 (1.189 8)	-7.899 3** (3.195 4)	3.509 9 (3.021 4)
样本量	9 165	9 165	9 165	9 165
<i>R</i> ²	0.054 2	0.054 2	0.054 2	0.054 2

注:***、**、*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著;括号内数值为标准误。模型采用时间和空间(省份-行业)双重固定效应。后表同。

对于间接效应而言,制造业服务化对制造业行业的就业规模影响显著为负,这意味着对空间关联区域的劳动力市场产生了明显的负向空间外溢效应。随着本区域制造业和服务业融合程度的加深,边际成本的降低扩大了市场规模,也催生了一系列新业务,这相比于空间关联区域具有独特的竞争优势,新职位和高需求能吸纳足够多的劳动力,这在一定程度上造成空间关联区域制造业优势锐减、劳动力流失,从而产生了劳动力的“虹吸效应”。同时,这种负向溢出效应从长期来看影响更大、程度更深,会对空间关联区域的制造业劳动力市场产生较大冲击。

(三)影响机制检验

基准分析显示,制造业服务化显著扩大了本区域的就业规模,对空间关联区域的劳动力市场产生了明显的负向空间外溢效应。本文将基于假设3和假设4,检验制造业服务化影响省份-行业层面劳动力就业的可能渠道,即制造业服务化可能会通过影响产品创新和市场规模,来进一步影响对劳动力的需求。因此,本文将产品创新和市场规模作为制造业服务化影响就业规模的渠道变量,并构建如下计量模型:

$$Z_{ijt} = \gamma_0 + \gamma_1 Z_{ij,t-1} + \delta_1 W \times Z_{ijt} + \delta_2 W \times Z_{ij,t-1} + \gamma_2 ser_{ijt} + \delta_3 W \times ser_{ijt} + \gamma_3 X_{ijt} + \delta_4 W \times X_{ijt} + \zeta_{ijt} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} \ln emp_{ijt} = & \eta_0 + \eta_1 \ln emp_{ij,t-1} + \theta_1 W \times \ln emp_{ijt} + \theta_2 W \times \ln emp_{ij,t-1} + \eta_2 ser_{ijt} + \theta_3 W \times ser_{ijt} + \\ & \eta_3 Z_{ijt} + \theta_4 W \times Z_{ijt} + \eta_4 X_{ijt} + \theta_5 W \times X_{ijt} + \xi_{ijt} \end{aligned} \quad (4)$$

其中,*Z*为渠道变量,即产品创新和市场规模。首先,对式(3)进行回归,检验制造业服务化对渠道变量的影响是否显著;其次,对式(4)进行实证检验。需要强调的是,在对上述两个模型进行实证回归的基础上,本文进一步估计制造业服务化对相应被解释变量的短期和长期的直接效应、间接效应。

1. 产品创新(lnnewpro)

制造业服务化有助于催生一系列新产品、新产业和新业态,宋建和郑江淮(2021)认为企业会通过原有产品的质量升级或新产品的开发,以此带动劳动力市场的就业增长^[37]。本文参照此思路,将新产品产值作为产品创新的代理变量,相关回归结果呈现于表4列(1)、列(2)。从列(1)结果可以看出,制造业服务化对产品创新的直接效应在10%水平上显著为正,间接效应在1%水平上显著为负,这说明制造业服务化不仅对本区域产品创新表现出显著的正向影响,还对空间关联区域的产品创新产生了负向的空间外溢效应。根据表4列(2)结果,一方面,新产品规模的扩大增加了对与新产品相匹配的技能投入和特定工种,扩大了本区域的劳动力需求,同时还可能吸引周边地区的工人向该地区流动,从而不利于空间关联区域的劳动力就业

市场。另一方面,制造业服务化对就业规模的短期和长期直接效应至少在 10% 水平上显著为正,短期和长期间接效应均在 1% 水平上显著为负,而且影响参数要明显小于模型(1),从而说明制造业服务化能够通过新产品创造,对本区域劳动力市场产生积极作用,对空间关联区域的劳动力雇佣规模产生负向的空间溢出效应,即产品创新是制造业服务化对就业规模的影响渠道。

2. 市场规模(lnmarket)

阿西莫格鲁(Acemoglu,2002)认为企业采用新技术的关键动因是技术进步所带来的市场规模效应^[52]。本文以省份-行业层面的销售产值来衡量市场规模。表4列(3)结果显示,制造业服务化对市场规模的系数均在 1% 水平上显著,这意味着制造业服务化既显著提高了本区域的市场规模,同时也与空间关联区域的市场规模之间表现出显著的负相关关系。从列(4)可以发现,一方面,市场规模的短期和长期直接效应均在 1% 水平上对就业规模产生正向影响,短期和长期间接效应均在 1% 水平上对劳动力的雇佣规模产生负向的影响。另一方面,制造业服务化对就业规模的短期和长期直接效应、间接效应系数均在 1% 水平上显著,表明制造业服务化促进了本区域制造业的就业规模,而对空间关联区域的劳动力市场产生了“虹吸效应”,即负向的空间溢出效应。同时,制造业服务化以及市场规模对劳动力雇佣规模的长期作用效果要大于短期作用效果。除此之外,模型(4)中制造业服务化对就业规模的影响参数要明显小于模型(1),这说明了在制造业服务化影响就业规模的过程中,市场规模起到明显的部分中介效应的作用。因此,市场规模是制造业服务化对就业规模的影响渠道。

表4 机制检验

变量	效应类型	(1)	(2)	(3)	(4)
Z	短期直接效应		0.001 2*		0.206 1***
			(0.000 7)		(0.042 1)
	短期间接效应		-0.013 8***		-0.326 5**
			(0.001 1)		(0.149 8)
ser	长期直接效应		0.003 4*		0.293 5***
			(0.001 8)		(0.059 6)
	长期间接效应		-0.014 1***		-0.402 9***
			(0.001 9)		(0.144 6)
ser	短期直接效应	0.932 8*	0.142 9*	0.274 3***	0.289 6***
		(0.529 1)	(0.086 1)	(0.045 8)	(0.032 1)
	短期间接效应	-3.372 0***	-0.267 0***	-1.399 1***	-0.601 3***
		(1.194 7)	(0.043 9)	(0.055 7)	(0.178 4)
ser	长期直接效应	1.102 6*	0.160 0***	0.839 5***	0.415 1***
		(0.612 0)	(0.043 4)	(0.121 4)	(0.045 2)
	长期间接效应	-3.731 0***	-0.493 1***	-2.289 1***	-0.789 6***
		(1.362 5)	(0.087 2)	(0.127 8)	(0.201 8)
控制变量		控制	控制	控制	控制
样本量		7 050	7 050	9 165	9 165
R ²		0.001 1	0.043 3	0.621 4	0.882 7

注:列(1)为制造业服务化对产品创新的回归结果,对应模型(3);列(2)为加入产品创新作为渠道变量的回归结果,对应模型(4);列(3)为制造业服务化对市场规模的回归结果,对应模型(3);列(4)为加入市场规模作为渠道变量的回归结果,对应模型(4)。由于篇幅限制,未报告各控制变量的估计结果,后表同。

(四) 稳健性检验

1. 替换空间权重矩阵

本文在基准回归中使用增加值作为经济因素来构建地理与经济嵌套矩阵,为验证估计结果的稳健性,构建以人均总产值为经济因素的地理与经济嵌套矩阵,估计结果汇报于表5。可以明显看出,制造业服务化对劳动力就业规模的短期直接、短期间接、长期直接、长期间接效应均在1%水平上显著。两种空间权重矩阵估计结果的一致性,进一步验证了本文估计结果。

2. 替换核心解释变量

基准回归采用完全消耗系数法以所有服务投入构建了制造业服务化指标,这里进一步聚焦采用直接消耗系数法以及生产性服务投入重新构建替代性指标,结果分别汇报于表5。基于直接消耗系数法以及生产性服务业得到的制造业服务化依然会显著带动本区域劳动力需求扩张,同时,对空间关联区域存在显著为负的空间溢出效应,与基准回归结果估计一致。说明制造业服务化的代理指标,对就业规模估计的结果仍稳健。

3. 缩尾处理

为了降低极端值的影响,本文对就业规模进行1%的缩尾处理,然后对缩尾后的变量重新进行回归,结果汇报于表5。可以看出,制造业服务化对就业规模的短期和长期直接效应、间接效应均在至少10%水平上显著。因此,在利用缩尾处理消除极端值的影响后,制造业服务化对劳动力市场就业规模的影响仍然是稳健的、可靠的。

表5 稳健性检验 1

效应类型	替换空间权重矩阵	替换核心解释变量		缩尾处理
		直接消耗系数法	生产性服务投入	
短期直接效应	0.527 8 *** (0.073 2)	0.730 1 *** (0.148 9)	0.470 5 *** (0.081 3)	0.325 1 * (0.192 3)
短期间接效应	-2.046 0 *** (0.178 1)	-1.382 4 *** (0.175 4)	-0.831 2 *** (0.105 3)	-1.539 7 *** (0.274 5)
长期直接效应	1.331 4 *** (0.164 8)	1.975 1 *** (0.388 9)	1.362 3 *** (0.219 3)	0.764 0 *** (0.157 8)
长期间接效应	-2.329 0 *** (0.191 5)	-2.697 4 *** (0.402 7)	-1.714 8 *** (0.226 5)	-1.486 9 *** (0.189 3)
控制变量	控制	控制	控制	控制
样本量	9 165	9 165	9 165	9 165
R ²	0.000 4	0.108 9	0.014 5	0.000 5

4. 内生性处理

为进一步解决制造业服务化与就业之间潜在的内生性问题,本文参考韩峰和阳立高(2020)^[50]、王博等(2022)^[53]的研究,通过系统广义矩估计法(SYS-GMM)进行估计。首先,依据经济与地理嵌套空间权重矩阵估计得到制造业服务化的空间滞后项;然后,采用SYS-GMM进行估计。本文采用制造业服务化及其空间滞后项的滞后一期和滞后两期,以及被解释变量滞后一期作为工具变量。此外,本文在使用上述工具变量的

同时,还参照刘斌和王乃嘉(2016)^[6]的研究,采用印度制造业服务化作为工具变量进行估计。中国和印度是世界上最大的两个发展中国家,中国的服务业改革可能会对印度的经济社会发展以及相关政策的制定产生一定的影响^[54],而印度的服务业发展模式同样会对中国的第三产业发展产生借鉴意义。因此,中国和印度的制造业服务化发展水平具有较强的关联性^[6],同时印度的服务化水平难以影响中国的劳动力就业市场,因而这一工具变量具有较好的外生性。估计结果汇报于表6中。可以看出,萨尔甘(Sargan)检验统计量的伴随概率都大于0.05,说明接受了工具变量有效的原假设;AR(1)检验统计量的伴随概率均小于0.1,AR(2)检验统计量的伴随概率均大于0.1,说明接受不存在二阶自相关的原假设。估计结果显示,制造业服务化对就业的直接效应均显著为正,间接效应均显著为负,这与本文的基本结论相一致,再次验证了本文估计结果的稳健性。

表6 稳健性检验2

变量	时间滞后变量作为工具变量	滞后变量和外生性指标同时作为工具变量
<i>ser</i>	1.448 0** (0.676 8)	1.603 1* (0.834 7)
<i>W × ser</i>	-1.991 2* (1.148 8)	-1.926 5* (1.082 0)
控制变量	控制	控制
萨尔甘检验	13.57	17.56
AR(1)	-2.65***	-3.26***
AR(2)	1.49	1.37

(五) 异质性检验

1. 基于区域异质性的子样本分析

不同地区在经济发展、人口规模、资源禀赋、产业结构等方面存在显著差异,会导致制造业服务化的就业效应不同。本文将样本中省份划分为东部、中部和西部地区^①。

表7结果显示,东部地区的短期和长期直接效应、间接效应均至少在10%水平上显著。中部地区存在显著的间接效应,但对本区域的就业效应尚未表现出来。而对于西部地区来说,由于服务化水平过低,服务要素尚未与当地制造业实现充分融合,因此制造业服务化的就业效应还未显现。

表7 子样本分析1

效应类型	东部地区	中部地区	西部地区
短期直接效应	0.434 2*** (0.112 2)	0.175 3 (0.112 8)	-0.007 8 (0.184 3)
短期间接效应	-0.542 3* (0.286 1)	-0.575 9* (0.340 9)	0.002 2 (0.342 6)
长期直接效应	1.176 9*** (0.303 9)	0.431 7 (0.268 4)	-0.017 4 (0.396 0)
长期间接效应	-1.417 4** (0.657 3)	-1.014 6* (0.535 1)	-0.009 7 (0.942 3)
控制变量	控制	控制	控制
样本量	3 926	2 899	2 340
<i>R</i> ²	0.766 7	0.060 4	0.678 4

2. 基于要素密集度异质性的子样本分析

不同要素密集度行业其发展状况、表现形式各有差异,参照阳立高等(2018)^[55]的研究,本文将制造业细分行业划分为劳动密集型和非劳动密集型两类,估计结果见表8。对于非劳动密集型行业,制造业服务化对劳动力需求存在显著的直接效应和间接效应,且均在1%水平上显

① 根据全国人大六届四次会议提出的划分标准,东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南11个省份;中部地区包括山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南、广西10个省份;西部地区包括重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、西藏10个省份。本文样本在此划分基础上剔除海南和西藏两个省份。

著。对于劳动密集型行业,制造业服务化对本区域的就业效应尚未表现出来。存在的主要原因可能是,非劳动密集型行业主要是资本与技术密集型行业,是制造业服务化的重点行业,其服务化水平高于其他行业,对就业规模的影响效应就相对显著。对于劳动密集型行业来说,制造业服务化水平明显不足,仍主要依靠劳动力创造价值,对本区域劳动力市场的作用效果尚未显现。但是,劳动力的趋利性又决定了当其他区域制造业服务化水平较高时,会吸纳本区域的劳动力,从而产生显著的间接效应。综合而论,无论从显著性还是系数大小,非劳动密集型行业对劳动力市场的影响效应均远远大于劳动密集型行业,这也说明了制造业服务化的劳动力吸纳效应更多地体现在服务化水平较高的省份和行业。

表 8 子样本分析 2

效应类型	劳动密集型	非劳动密集型
短期直接效应	0.034 2 (0.104 0)	0.252 3 *** (0.096 2)
短期间接效应	-0.790 8 *** (0.284 1)	-1.852 9 *** (0.137 0)
长期直接效应	0.084 2 (0.264 8)	0.904 6 *** (0.245 6)
长期间接效应	-2.078 0 *** (0.786 6)	-2.698 7 *** (0.264 7)
控制变量	控制	控制
样本量	4 979	4 186
R^2	0.792 3	0.072 8

五、拓展性分析

前文异质性分析中发现相对于中部和西部地区而言,东部地区的制造业服务化对就业存在显著的本区域促进效应以及负向的空间溢出效应,其中的内在原因可能在于东部、中部和西部地区在产业聚集程度^[56]、服务业开放^[57]等方面存在差异。因此,本文进一步探讨产业集聚、服务业开放是否会作用于制造业服务化对就业的影响效应。

(一) 服务业集聚

本部分参照邵帅等(2019)^[45]的研究,采用单位面积上第三产业的增加值作为衡量服务业集聚水平的代理指标,估计结果报告于表 9。可以看出,制造业服务化与服务业集聚的交互项在直接效应上表现出显著的正向影响,这意味着,服务业集聚程度的提升能够助推服务化带来的就业促进效应。这是因为服务业集聚有助于加速制造业与服务业的深度融合,推动制造业服务化的进程,进而激发服务化对本区域就业市场的积极效应。在间接效应上,制造业服务化与集聚的交互项在 1% 水平上显著为负,说明随着服务业集聚程度的加深,会弱化本区域服务化水平对空间关联区域劳动力的“虹吸效应”。因此,服务业集聚不仅有助于制造业服务化对本区域劳动力雇佣规模带来的扩张影响,还将缓解本区域服务化的提升对空间关联区域内劳动力市场的负向空间外溢效应。

表 9 拓展性分析 1

变量	短期直接效应	短期间接效应	长期直接效应	长期间接效应
<i>ser</i>	0.180 1 *** (0.048 9)	-0.333 1 *** (0.051 2)	3.762 6 *** (0.618 3)	-3.936 1 *** (0.624 1)
<i>agg</i>	-7.075 4 *** (0.155 1)	9.373 0 *** (0.171 1)	-110.276 3 *** (2.054 6)	112.882 6 *** (2.074 1)
<i>ser</i> × <i>agg</i>	1.155 2 *** (0.173 4)	-1.371 2 *** (0.157 2)	11.342 4 *** (1.919 7)	-14.208 1 *** (1.923 8)
控制变量	控制	控制	控制	控制
样本量	9 165	9 165	9 165	9 165
R^2	0.325 8	0.325 8	0.325 8	0.325 8

(二) 服务业开放

本文继续考察服务业开放与制造业服务化的协同效应。借鉴孙浦阳等(2015)^[58]的研究,通过量化中国的外资准入政策(《外商投资产业指导目录》,以下简称《目录》),构建了一项能够反映国内上游外资自由化水平的衡量指标^[58]。由于《目录》涵盖行业广泛且内容客观,因此该指标能较好缓解研究中潜在的内生性。《目录》于1995年由原国家计划委员会等部门首次联合发布,该文件的出台旨在对中国的外资进入起到更好的规范和引导作用,促使外商投资与中国经济发展更加契合,与市场需求更为互补。《目录》的推行显著提升了外资进入管制的透明度,并为当前基于负面清单的外资准入管理模式打下了坚实基础。《目录》中包含3类外资准入管制方式,鼓励、限制和禁止。其中,鼓励类是指外资进入某一行业时不仅能依法享有中央或地方政府的既有优惠待遇,针对部分投资额大、回收期长的能源、交通基础设施建设经营等,政府还会酌情为其扩大经营范围,提供更多便利化支持举措等;而限制类即外资进入该行业时或将面临更加严格的审批程度,部分行业还会对外资持股比例进行严苛限制;禁止类行业则不准外资涉及。1995年以来,政府根据国内经济发展态势及市场需要对第一版《目录》进行了多次修订完善,这为本文基于《目录》构建时变的服务业开放指标提供了可能,且得益于日渐完善的《目录》清单,本文构建的服务业开放指标能更加全面准确地反映近年来中国外资准入的动态调整历程及国内经济的内在调整深化,这保证了本文的研究结论更加符合国内经济的客观发展状况。

为构建服务业开放指标,本文首先对《目录》中的多种管制内容进行对照打分,以表征服务业自身的开放指数(opening index of foreign investment in services,简称OS)。这里本文选择以国民经济行业分类标准四分位行业为分类标准开展对照,并结合不同管制方式的表现特征,将鼓励类行业打分为1,限制类打分-1,禁止类打分-2。由于不同的管制方式存在行业交叉,因此本文对存在交叉管制的行业,将其全部赋值加总来综合反映其开放水平。在对各服务行业面临的管制情况逐一量化后,进一步借鉴孙浦阳等(2015)^[58]、阿诺德等(Arnold et al.,2016)^[59],基于投入产出关联构建制造业面临的上游服务业开放指标^①。这一处理方式一方面能将上游服务业的开放情况下沉到制造业中,从而支持本文考察上游服务业发展与下游制造业生产间的互动关系,同时利用投入产出表刻画的产业关联度还能进一步凸显各制造业对上游服务的依赖异质性,为本文研究提供更多视角。至此,本文按照以下公式构建上游服务外资限制指数(opening index of upstream foreign investment in services,简称OUS):

$$OUS_{jt} = \sum OS_{jmt} \times \omega_{jmt} \quad (5)$$

其中, OS_{jmt} 表示服务行业 m 作为制造行业 j 的中间投入品在 t 年的开放水平, ω_{jmt} 是第 t 年制造行业 j 将服务行业 m 的产品作为中间投入的消耗占比。

为考察服务业开放与制造业服务化的协同效应,将服务业开放与制造业服务化的交互项引入基准回归中,实证结果见表10。可以看出,随着服务业的不断开放,会放大制造业服务化对本区域的就业促进作用。同时,服务业开放与制造业服务化交互项的间接效应均显著为负,说明服务业开放程度的不断提高还将减弱制造业服务化对空间关联区域劳动力市场的虹吸效应。

① 这里采用样本期之前即1997年的投入产出表测算投入产出权重,以增强指标外生性。

表 10 拓展性分析 2

变量	短期直接效应	短期间接效应	长期直接效应	长期间接效应
<i>ser</i>	-0.150 0 (0.163 5)	0.178 2 (0.477 5)	-0.402 2 (0.438 7)	0.471 0 (1.287 6)
<i>open</i>	0.075 2 ** (0.033 1)	-0.160 4 * (0.092 2)	0.201 7 ** (0.088 9)	-0.426 9 * (0.249 2)
<i>ser × open</i>	0.494 7 ** (0.239 7)	-0.596 5 * (0.320 6)	1.326 4 ** (0.643 1)	-1.599 2 * (0.858 2)
控制变量	控制	控制	控制	控制
样本量	9 165	9 165	9 165	9 165
R^2	0.837 4	0.837 4	0.837 4	0.837 4

六、结论与政策建议

本文将基于省级的投入产出表测算得到的制造业服务化数据,与中国工业企业数据库匹配合并,得到 2000—2013 年省份—行业层面面板数据,采用动态空间杜宾模型实证探讨制造业服务化对中国制造业行业劳动力就业市场的影响效应。研究发现:第一,制造业服务化水平对本区域劳动力需求表现出正向的提升作用,但对空间关联区域的劳动力存在显著的“虹吸效应”。第二,影响机制分析发现,制造业服务化可以通过产品创新和市场规模这两条途径进一步作用于制造业就业。第三,异质性分析发现,就东部地区而言,制造业服务化对本区域就业的扩张效应与对空间关联区域劳动力市场的“虹吸效应”二者同时存在;就中部地区而言,制造业服务化水平对就业的影响效应只存在间接效应;就西部地区而言,无论是制造业服务化对本区域的劳动力需求扩张,还是对空间关联区域的负向溢出效应,都尚未显现。从要素集中度异质性来看,制造业服务化对就业带来的促进作用以及对空间关联区域劳动力市场的“虹吸效应”都显著存在于非劳动密集型行业中,在劳动密集型行业中只存在显著的负向溢出效应。第四,拓展性分析发现,服务业集聚水平的提升以及服务业的开放,都会进一步推动本区域的就业提升效应,也弱化了对空间关联区域劳动力就业的“虹吸效应”,减缓对空间关联区域的负向冲击。

结合研究结论,本文提出如下建议。首先,应抓住新科技革命的时代先机,积极促进制造业与服务业的融合发展,注入制造业以新的元素、活力,催生制造业新的生产线,进一步增加中国制造业的就业规模。同时,应鼓励包括电子商务、数字金融、智慧物流等新业态、新服务发展,加大对相关服务产业发展的资金支持、人才引进与培养,以此持续助推企业向制造业服务化转型,稳住本地制造业就业,降低空间关联区域服务化水平的提升对本区域劳动力形成“虹吸效应”。其次,应重点关注中西部地区(尤其是西部地区)以及劳动力密集型行业的制造业服务化水平。一方面,政府应尝试打造制造业服务化企业示范基地,鼓励龙头企业、平台企业发挥引领作用,增强企业的服务化转型升级意识,加快企业的转型步伐。另一方面,政府应健全公共服务体系和现代化信息基础设施建设,在资金、人才、技术方面助力缓解制造业企业引入高级服务要素面临的融资与技术阻碍,加快实现传统制造业与服务业的深度融合,通过推动企业创

新产品、扩大市场规模来释放制造业服务化对本行业带来的就业扩张效应。最后,要进一步提升服务业集聚水平与服务业的开放水平,释放制造业服务化对本区域的就业扩张效应,同时弱化对空间关联区域的劳动力“虹吸效应”,进一步完善制造业劳动力就业市场,加速形成高质量发展与就业扩容互促共进的良性循环。

参考文献:

- [1]中国社会科学院工业经济研究所课题组.“十四五”时期中国工业发展战略研究[J].中国工业经济,2020(2):5-27.
- [2]VANDERMERWE S,RADA J. Servitization of business: adding value by adding services[J]. European Management Journal,1988,6(4):314-324.
- [3]杜运苏,彭冬冬.制造业服务化与全球增加值贸易网络地位提升——基于2000—2014年世界投入产出表[J].财贸经济,2018,39(2):102-117.
- [4]刘斌,魏倩,吕越,等.制造业服务化与价值链升级[J].经济研究,2016,51(3):151-162.
- [5]吕越,李小萌,吕云龙.全球价值链中的制造业服务化与企业全要素生产率[J].南开经济研究,2017(3):88-110.
- [6]刘斌,王乃嘉.制造业投入服务化与企业出口的二元边际——基于中国微观企业数据的经验研究[J].中国工业经济,2016(9):59-74.
- [7]LODEFALK M. The role of services for manufacturing firm exports[J]. Review of World Economics,2014,150(1):59-82.
- [8]吕云龙,吕越.制造业出口服务化与国际竞争力——基于增加值贸易的视角[J].国际贸易问题,2017(5):25-34.
- [9]彭水军,袁凯华,韦韬.贸易增加值视角下中国制造业服务化转型的事实与解释[J].数量经济技术经济研究,2017,34(9):3-20.
- [10]刘维刚,倪红福.制造业投入服务化与企业技术进步:效应及作用机制[J].财贸经济,2018,39(8):126-140.
- [11]刘斌,赵晓斐.制造业投入服务化、服务贸易壁垒与全球价值链分工[J].经济研究,2020,55(7):159-174.
- [12]祝树金,罗彦,段文静.服务型制造、加成率分布与资源配置效率[J].中国工业经济,2021(4):62-80.
- [13]高琳.分权的生产率增长效应:人力资本的作用[J].管理世界,2021,37(3):67-83,6.
- [14]郭长林.财政政策扩张、异质性企业与中国城镇就业[J].经济研究,2018,53(5):88-102.
- [15]王天宇,邱牧远,杨澄宇.延迟退休、就业与福利[J].世界经济,2016,39(8):69-93.
- [16]陆铭,欧海军.高增长与低就业:政府干预与就业弹性的经验研究[J].世界经济,2011(12):3-31.
- [17]BROWN C, GILROY C, KOHEN A. The effect of the minimum wage on employment and unemployment: a survey[Z]. NBER Working Paper No. 846,1982.
- [18]马双,张劼,朱喜.最低工资对中国就业和工资水平的影响[J].经济研究,2012,47(5):132-146.
- [19]CARD D, KRUEGER A B. Minimum wages and employment: a case study of the fast-food industry in New Jersey and Pennsylvania: reply[J]. The American Economic Review,2000,90(5):1397-1420.
- [20]何勤,李雅宁,程雅馨,等.人工智能技术应用对就业的影响及作用机制研究——来自制造业企业的微观证据[J].中国软科学,2020(S1):213-222.
- [21]SHAPIRO A F, MANDELMAN F S. Digital adoption, automation, and labor markets in developing countries[J]. Journal of Development Economics, 2021,151:102656.
- [22]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.
- [23]刘斌,赵晓斐.制造业投入服务化与女性就业[J].中南财经政法大学学报,2020(1):58-67,159-160.
- [24]杜传忠,金文翰.制造业服务化转型的就业规模效应[J].当代财经,2020(12):112-124.
- [25]铁瑛,崔杰.服务业发展“抢夺”了制造业技能吗?——来自中国微观层面的经验证据[J].财经研究,2020,46(12):19-33.
- [26]汤长安,邱佳炜,张丽家,等.要素流动、产业协同集聚对区域经济增长影响的空间计量分析——以制造业与生产性服务业为例[J].经济地理,2021,41(7):146-154.
- [27]AMITI M, WEI S J. Service offshoring and productivity: evidence from the US[J]. The World Economy,2009,32(2):203-220.

- [28] 许和连,成丽红,孙天阳. 制造业投入服务化对企业出口国内增加值的提升效应——基于中国制造业微观企业的经验研究[J]. 中国工业经济,2017(10):62-80.
- [29] GLASS A J,SAGGI K. Innovation and wage effects of international outsourcing[J]. European Economic Review,2001,45(1):67-86.
- [30] 李方静. 制造业投入服务化与企业创新[J]. 科研管理,2020,41(7):61-69.
- [31] GOLDBERG P K,KHANDELWAL A K,PAVCHNIK N, et al. Imported intermediate inputs and domestic product growth:evidence from India[J]. The Quarterly Journal of Economics,2010,125(4):1727-1767.
- [32] 冯笑,王永进. 多产品企业、中间品贸易自由化与产品范围[J]. 中南财经政法大学学报,2019(5):134-144,160.
- [33] 綦建红,张志彤. 机器人应用与出口产品范围调整:效率与质量能否兼得[J]. 世界经济,2022,45(9):3-31.
- [34] HARRISON R,JAUMANDREU J,MAIRESSE J, et al. Does innovation stimulate employment? A firm-level analysis using comparable micro-data from four European countries[J]. International Journal of Industrial Organization,2014,35:29-43.
- [35] MORTENSEN D T,PISSARIDES C A. Technological progress,job creation,and job destruction[J]. Review of Economic Dynamics,1998,1(4):733-753.
- [36] VIVARELLI M. Innovation,employment and skills in advanced and developing countries:a survey of economic literature[J]. Journal of Economic Issues,2014,48(1):123-154.
- [37] 宋建,郑江淮. 中国企业创新的就业效应——“创造”还是“破坏”[J]. 南开经济研究,2021(4):169-191.
- [38] 陈丽娟,沈鸿. 制造业服务化如何影响企业绩效和要素结构——基于上市公司数据的 PSM-DID 实证分析[J]. 经济动态,2017(5):64-77.
- [39] REISKIN E D,WHITE A L,JOHNSON J K, et al. Servicizing the chemical supply chain[J]. Journal of Industrial Ecology,1999,3(2/3):19-31.
- [40] GROSSMAN G M,ROSSI-HANSBERG E. External economies and international trade redux[J]. The Quarterly Journal of Economics,2010,125(2):829-858.
- [41] BRAX S. A manufacturer becoming service provider—challenges and a paradox[J]. Managing Service Quality: An International Journal,2005,15(2):142-155.
- [42] 魏作磊,王锋波. 制造业产出服务化对企业绩效的作用机制——基于产品市场竞争的视角[J]. 产经评论,2021,12(1):115-133.
- [43] 李后建,张剑. 企业创新对产能过剩的影响机制研究[J]. 产业经济研究,2017(2):114-126.
- [44] 赵旭杰,郭庆旺. 产业结构变动与经济周期波动——基于劳动力市场视角的分析与检验[J]. 管理世界,2018,34(3):51-67.
- [45] 邵帅,张可,豆建民. 经济集聚的节能减排效应:理论与中国经验[J]. 管理世界,2019,35(1):36-60,226.
- [46] 郭旭,孙晓华,翟钰. 地区产业结构升级速度的测算及时空演变分析[J]. 数量经济技术经济研究,2021,38(9):98-116.
- [47] 余森杰,金洋,张睿. 工业企业产能利用率衡量与生产率估算[J]. 经济研究,2018,53(5):56-71.
- [48] 吕越,邓利静. 全球价值链下的中国企业“产品锁定”破局——基于产品多样性视角的经验证据[J]. 管理世界,2020,36(8):83-98.
- [49] 苏丹妮,盛斌,邵朝对. 国内价值链、市场化程度与经济增长的溢出效应[J]. 世界经济,2019,42(10):143-168.
- [50] 韩峰,阳立高. 生产性服务业集聚如何影响制造业结构升级? ——一个集聚经济与熊彼特内生增长理论的综合框架[J]. 管理世界,2020,36(2):72-94,219.
- [51] LESAGE J,PACE R K. Introduction to spatial econometrics[M]. New York:CRC Press,2009.
- [52] ACEMOGLU D. Directed technical change[J]. The Review of Economic Studies,2002,69(4):781-809.
- [53] 王博,赵森杨,罗荣华,等. 地方政府债务、空间溢出效应与区域经济增长[J]. 金融研究,2022(8):18-37.
- [54] 周念利. 中国服务业改革对制造业微观生产效率的影响测度及异质性考察——基于服务中间投入的视角[J]. 金融研究,2014(9):84-98.
- [55] 阳立高,龚世豪,王铂,等. 人力资本、技术进步与制造业升级[J]. 中国软科学,2018(1):138-148.
- [56] 邵朝对,苏丹妮. 产业集聚与企业出口国内附加值:GVC 升级的本地化路径[J]. 管理世界,2019,35(8):9-29.
- [57] 符大海,鲁成浩. 服务业开放促进贸易方式转型——企业层面的理论和中国经济[J]. 中国工业经济,2021(7):156-174.
- [58] 孙浦阳,蒋为,陈惟. 外资自由化、技术距离与中国企业出口——基于上下游产业关联视角[J]. 管理世界,2015(11):53-69.
- [59] ARNOLD J M,JAVORCIK B,LIPSCOMB M, et al. Services reform and manufacturing performance:evidence from India[J]. The Economic Journal,2016,126(590):1-39.

The Employment Effect of Manufacturing Servitization: Spatial Correlation, Influence Mechanism and Heterogeneity

LYU Yue, YU Zhening, CHEN Yongchang, DONG Kangyin
(University of International Business and Economics, Beijing 100029)

Abstract: Employment is the foundation of people's livelihood and development. This paper matches and merges the manufacturing servitization data based on provincial-level input-output tables with the Chinese industrial enterprises database to obtain the panel data at the province-industry level from 2000 to 2013. Then, it uses a dynamic spatial Durbin model to empirically explore the impact of manufacturing servitization on the labor market of Chinese manufacturing industries.

The findings are shown as follows. Firstly, the benchmark regression reveals that manufacturing servitization significantly increases the scale of manufacturing employment in the region, but reduces the scale of employment in spatially related regions. This finding is still robust after replacing the spatial weight matrix and core explanatory variables, shrinking the tail treatment, and solving the endogeneity. Secondly, the mechanism analysis discovers that manufacturing servitization mainly affects employment product innovation and market size. On the one hand, manufacturing servitization helps to generate a series of new products, industries, and business forms. Expanding the scale of new products increases the input of required skills and specific types of work, and expands the labor demand within the region. At the same time, it may attract workers from surrounding areas to the region, which is not conducive to the labor market in spatially related regions. On the other hand, manufacturing servitization significantly improves the market size of the region, and has a significant negative correlation with the market size of spatially related regions, thus affecting the employment size of their labor market. Thirdly, the heterogeneity analysis indicates that the expansion effect of manufacturing servitization on regional employment and the siphon effect on the spatially related regional labor market exist simultaneously in the eastern region. Moreover, manufacturing servitization only indirectly affects employment in the central region. Besides, neither the expansion effect of manufacturing servitization on regional employment nor the negative spillover effect on spatially related regions is apparent in the western region. Compared with the west and central regions, manufacturing servitization in the eastern regions has a significant regional promotion effect on employment and a negative spatial spillover effect. The internal reason may lie in the differences in the degree of industrial agglomeration and the opening up of the service industry. Fourthly, the expansion analysis shows that the improvement of the service industry agglomeration level and the opening up of the service industry will further enhance the employment promotion effect within the region, weaken the siphon effect of labor employment in spatially related regions, and slow down the negative impact on these regions.

Keywords: manufacturing servitization; employment; product innovation; market size; siphon effect

责任编辑:姜 莱;魏小奋