

服务业开放阻碍制造业就业了吗： 基于行业异质性的视角

齐文浩¹, 李 颺², 邱 阳³

(1. 吉林农业大学经济管理学院, 吉林 长春 130118;
2. 郑州大学商学院, 河南 郑州 450001; 3. 兰州大学经济学院, 甘肃 兰州 730099)

摘 要: 利用 2000—2021 年中国进出口数据和制造业行业数据, 构建服务业开放水平指标, 使用 Bartik 工具变量、PSM-DID 等方法实证检验服务业开放对制造业不同行业就业规模和就业结构的影响和机制。研究表明: 第一, 服务业开放显著促进了制造业就业规模的提升, 但在就业结构上, 服务业开放对劳动密集型行业产生就业创造效应, 同时对资本密集型行业产生就业破坏效应, 从而造成了制造业就业极化现象; 第二, 服务业开放通过技术溢出和成本节约两种效应提升制造业的就业规模, 也正是这两种效应在制造业不同行业中的作用机制差异造成了就业极化。研究结论对保持制造业份额基本稳定、促进两业融合和加快构建新发展格局具有一定政策借鉴意义。

关键词: 服务业开放; 制造业; 就业结构

中图分类号: F740 **文献标识码:** A **文章编号:** 1005-0566(2023)12-0038-11

Has the opening of the service sector hindered manufacturing employment: A perspective based on industry heterogeneity

QI Wenhao¹, LI Biao², QIU Yang³

(1. School of Economics and Management, Jilin Agricultural University, Changchun 130118, China;
2. School of Business, Zhengzhou University, Zhengzhou 450001, China;
3. School of Economics, Lanzhou University, Lanzhou 730099, China)

Abstract: Using Chinese import and export data and manufacturing industry data from 2000–2021, this paper constructs indicators of the level of services liberalization and empirically examines the effects and mechanisms of services liberalization on employment size and employment structure in different manufacturing industries using Bartik instrumental variables, PSM-DID, and other methods. The study shows that, firstly, service sector opening significantly contributes to the increase of employment scale in manufacturing industry, but in terms of employment structure, service sector opening generates employment creation effect on labor-intensive industries while generating employment destruction effect on capital-intensive industries, thus causing the phenomenon of employment polarization in manufacturing industry; secondly,

收稿日期: 2023-06-19 修回日期: 2023-10-26

基金项目: 国家社会科学基金青年项目“团队断层视角下研发团队人才评价机制重构与创新绩效持续提升路径研究”(19CGL028); 河南省社会科学界联合会调研课题“河南高校毕业生就业问题研究”(SKL-2023-423); 河南省大中专院校就业创业研究课题“高校毕业生就业结构性矛盾及应对机制研究”(JYB2023001); 郑州市社会科学调研课题“郑州打造青年就业创业主战场对策研究”(ZSLX20230702); 中央高校基本科研业务费专项资金资助项目(1233300001)。

作者简介: 齐文浩(1986—), 男, 黑龙江肇东人, 吉林农业大学经济管理学院教授, 经济学博士, 研究方向为农业经济、劳动经济。通信作者: 李颺。

service sector opening enhances the employment scale in manufacturing industry through two effects of technology spillover and cost saving, and it is Second, the opening up of the service sector increases the employment scale of the manufacturing industry through two effects: technology spillover and cost saving, and it is the difference in the mechanism of these two effects in different manufacturing industries that causes the employment polarization. The conclusions have certain policy implications for maintaining the basic stability of the share of manufacturing, promoting the integration of the two sectors and accelerating the construction of a new development pattern.

Key words: open service industry; manufacturing industry; employment structure

制造业是国民经济的主体,是中国经济高质量发展的根本支撑。工业和信息化部部长金壮龙表示,2022年,中国工业增加值占GDP比重33.2%,制造业规模连续13年居世界首位。然而,制造业城镇单位就业人数从2013年的5 257.9万人降低到2021年的3 828.0万人,占城镇单位就业人数的比重则从2013年的29%降低到2021年的22.5%。按照国民经济行业分类,制造业包括31个细分行业,这些行业的就业规模存在不同的变化趋势。2012—2021年,技术密集型制造业就业规模增幅最大,从1 592.8万人增加到了1 736.7万人,占比也逐年上升,到2021年占全部制造业就业比重达到45.9%;资本密集型制造业就业人数的占比逐年下降,到2021年降至28.0%;劳动密集型制造业就业人数的占比下降更加迅速,到2021年仅为26.1%。解决制造业就业结构失衡,实现制造业高质量充分就业,对于中国实现高质量可持续的经济发展具有至关重要的作用。

40多年来,中国实施了一系列扩大对外开放的举措,服务业开放水平显著提升。已有研究测算,2001年服务业外商直接投资额仅为60.8亿美元,到2019年已增长到953亿美元,19年间增加了约14倍^[1]。同时,据世界贸易组织(WTO)统计,2022年全球服务出口额为71 270.6亿美元,同比增长14.8%,占全球货物和服务贸易出口总额的22.3%,较上年提高0.5个百分点。服务贸易在全球贸易中发挥着巨大的增长带动作用^[2]。尽管近年来中国的服务业开放程度深化,但中国服务业在全球服务业发展格局中仍处于相对滞后阶段,存在进出口结构性失衡、国际竞争力不足等问题。因此,不同于针对服务业发展对制造业就业产生替代效应的研究,本文从服务要素作为中间产品的视角,探讨服务业开放带来的中间服务要

素改善对制造业就业总量和就业结构的影响作用,并且重点关注服务业进口和以负面清单为主的高端现代服务业开放,这是制造业服务化背景下促进中国制造业中间服务要素优化的主要途径。从产业关联角度看,服务业与制造业之间呈现相互影响、相互支撑甚至是融合发展的趋势,生产和贸易数据也显示货物贸易中有大量服务的中间投入。服务业领域的扩大开放,极有可能通过中间投入的方式支撑制造业的进一步发展,成为改善制造业就业规模和保障制造业份额基本稳定的重要途径。尤其是新发展格局下,外贸依存度较高的城市正在加速产业结构转型,主动优化产业链和供应链结构,以抵消外部风险和不确定性,这就为传统制造业转型发展带来了机遇。然而,服务业开放对制造业的就业效应并不明晰,且对不同密集型制造业行业的就业效应存在差异,具体机制也需要进一步探究和验证。

因此,本文基于行业异质性的视角研究服务业开放对制造业就业规模和就业结构的影响效应和机制,通过2000—2021年全国30个省份(不含港澳台和西藏)不同制造业行业的生产与就业数据,采用服务业进口数据与各省份投入产出表测算出制造业服务业开放指数,在此基础上考察了服务业开放对制造业总体以及不同密集型行业就业的影响及机制。本文的边际贡献在于:第一,系统梳理服务业开放对制造业不同密集型行业的就业效应和理论机制。特别是,本文使用Bartik工具变量法和PSM-DID等方法对内生性问题进行处理,为服务业开放促进制造业就业提供了充分且稳健的证据。第二,检验了服务业开放对制造业就业的技术溢出效应和成本节约效应这两种传导机制,较为完整和全面地阐述和验证了服务业开放能够促进制造业就业规模提升并且在不同类型

制造业之间产生显著差异,加速了劳动力在不同密集型制造业间的流动,为制造业就业极化现象提供新的解释视角。第三,在制造强国战略和“双循环”的背景下,探讨保持制造业更加充分更高质量就业与促进服务业继续扩大开放的协同发展路径。

一、文献回顾与研究假说

在以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局下,“十四五”规划明确指出要通过引进外资和对外投资协同赋能双循环,产业结构要逐渐从“工业型经济”向“服务型经济”转变。目前,关于服务业开放的研究表明,服务业开放政策对经济发展具有一定的促进作用,服务业开放能够通过专业化分工以及优化中间要素投入促进经济增长、提升经济福利和促进产业结构升级^[3-4]。同时,大量研究聚焦于服务业开放对微观企业绩效的影响,发现服务业开放促进下游企业生产率提升、通过成本渠道影响企业出口并显著提升管理效率高的企业的出口绩效,且服务业开放在数量和质量上显著激励企业创新^[5-6]。总之,服务业开放对于宏观经济发展和微观企业发展都具有一定的影响效应。

近年来,中国服务业扩大开放对制造业就业的促进作用明显提升,与此同时,服务业的发展缓慢也逐渐成为制约中国制造业转型升级的一大因素^[2]。生产性服务业可以作为高级要素投入,提升工业制成品的技术含量、通过先进技术的引入提升制造业生产率、通过降低中间品价格和外包服务业降低制造业生产运营成本等方式来推动制造业提升生产和就业规模^[7-10]。服务业开放促进了制造业企业就业增长,且不同生产率的企业受影响程度不同,为低生产率企业带来了就业破坏,为高生产率企业带来就业创造^[11-12]。此外,企业参与国际贸易也能够降低企业就业的波动性^[13];服务业开放对不同密集型行业的就业结构变动也有异质性的影响^[14]。

基于此,本文提出假设:

H1:服务业开放能够促进制造业就业规模的提升。

考虑到服务业开放既能带来技术外溢又能引发成本降低,本文从以下两个渠道来分析服务业

开放对制造业就业影响的传导机制。

第一,技术溢出机制。服务业开放使得制造业各行业引入更加多样化和高质量的服务中间品,通过知识和技术外溢提升工业制成品的质量,从而增加行业竞争力,进而促进生产规模提升和出口扩张,带来就业创造^[15]。开放服务业不仅可以吸引国外高技术人才来本土任职,促进优质技术、知识、人才进入本土企业,还可以随着服务业的进一步开放,国外高端的人才与技术甚至不需要抵达本国,即可远程指导和帮助本国企业^[16]。除了对先进技术直接进行学习之外,服务中间品价格的下降意味着企业可以以相同的研发投入获得更多的创新产出,能够激励企业提升研发和创新投入,进一步提升生产技术水平,进而提高制造业的生产率^[17]。随着生产效率的提升,制造业企业的出口规模会大幅提升,进而实现从低生产率制造业部门向高生产率制造业部门的行业性转移,带动制造业的总体就业规模并形成行业间的就业差距。

第二,成本节约机制。服务业进一步开放促进了服务要素流动,促进更多源自国外的优质服务要素进入本国市场,制约本国稀缺服务要素的高额定价,从而优化生产要素配置,为企业提供高质量低成本的服务中间品,使得企业能够通过成本节约机制扩大生产规模和提升劳动力需求。一方面,服务产品价格的下降直接降低制造业的生产要素投入成本,很好地弥补了本国生产性服务要素供给不足的问题,提升制造业企业的就业需求;另一方面,服务业开放通过服务贸易和外包等方式降低制造业企业生产过程中的其他各项成本。服务业开放使得国内外服务要素流通更加顺畅、流通网络更加健全、服务体系更加完善、市场主体更具活力,从而降低企业的交易成本和可能面临的风险。同时,企业可以通过外包服务业使自身更专注核心技术改进和优势领域的研发,转嫁运营风险,降低运营成本,进而实现行业性扩张^[18]。此外,服务业开放还可以吸引具有先进组织管理经验的外资服务供应商进入国内市场,促进国内下游制造业企业管理效率提升,降低企业并购时面临的整合成本^[19]。交易成本、运营成本和管理成本等各项成本的节约可以促进制造业企

业降本扩容,提升就业规模。成本节约又可以带动工业制成品价格下降,通过“收入效应”增加消费者对该商品的消费需求,使企业进一步扩大生产经营规模,从而增加劳动力需求^[20]。

基于此,本文提出假设:

H2:服务业开放主要通过技术溢出效应和成本节约效应两种机制来促进制造业就业规模的提升。

为了进一步分析服务业开放对不同要素密集型制造业的就业影响,本文根据要素密集程度区分为劳动密集型、资本密集型和技术密集型三类制造业,不同密集型制造业在要素禀赋、市场份额、贸易关系以及与其他产业关联程度上存在较大的差异,导致不同密集型制造业在面临服务业开放过程中产生不同反应。

首先,从技术溢出的角度来看,高技术含量的中间要素进入本国市场能够引发本土企业对新技术的吸收与创新、提升最终产品的技术含量和竞争优势。但如果行业本身市场竞争力不强或是应对市场冲击能力较差,可能会面临国外厂商的高端技术打压,引发市场份额的下降^[12]。新技术进入市场后将需要更多相应的高素质人才,技术密集型行业的就业需求将进一步扩大。同时,技术密集型行业更具备研发与创新的能力,能够更好地对技术进行吸收和迭代升级,形成行业竞争力,促进规模扩张。劳动密集型和资本密集型制造业产品本身不具备科技研发优势,这种提升相较于技术密集型制造业可能并不明显。但由于各行业在全球价值链中的位置不同,不同密集型制造业在国际上具备不同的出口竞争力。目前,中国劳动密集型制造业的出口优势最明显,制成品技术含量提升能够更大程度地引发出出口扩张,实现就业创造效应。与之相对,资本密集型制造业既不具备研发与创新优势,又不具备以规模和出口优势抵御外部冲击、保障市场份额的能力,将会在市场竞争加剧的情况下选择缩小生产规模,降低劳动力要素投入。

其次,从成本降低的角度来看,不同密集型产业的要素替代弹性和对进口要素的依赖程度不同,从而影响企业的生产决策。技术密集型制造业大部分都只是在国内进行加工生产,对进口中

间要素的依赖程度较高,服务要素价格的下降有利于大幅降低其生产成本,进而提升生产规模。同时,外资进入具有显著的低价追逐效应,会优先考虑劳动力成本较低的行业,因此劳动密集型产业将会吸纳更多的服务业外商投资和服务要素投入,且劳动密集型制造业对于成本调整最敏感,随着服务要素成本降低,会进一步提升劳动力需求^[21]。与之相对,资本密集型行业投资资金周转较慢、投资回收期较长,不受外商投资的青睐。同时,资本密集型的要素替代效应最明显,随着开放程度提高引致的中间投入价格的下降,企业会更多的寻求中间品要素以替代相对价格较高的劳动力要素,进而降低就业需求。

基于此,本文提出假设:

H3:服务业开放能够提升劳动密集型和技术密集型行业的就业规模,降低资本密集型行业的就业规模。

二、模型设定与实证结果

(一)模型设定与变量说明

为了研究服务业开放对制造业行业就业的影响,本文建立如下回归模型:

$$IEM_{ipt} = \alpha_0 + \alpha_1 SOI_{ipt} + \varphi X_{ipt} + \gamma_t + \gamma_i + \gamma_p + \varepsilon_{ipt} \quad (1)$$

式中,下标*i*表示行业;*t*表示年份;*p*表示省份;被解释变量 IEM_{ipt} 表示第*t*年*p*省份制造业*i*行业的年末就业人数; SOI_{ipt} 表示服务开放度,为核心解释变量; X_{ipt} 表示控制变量集合; ε_{ipt} 表示随机扰动项。本文以各行业年末就业人数衡量当年各行业的就业情况,数据来源于《中国劳动统计年鉴》和各省统计年鉴。同时构建服务业开放度指标:

$$SOI_{ipt} = \sum_j \overline{STPR}_{jt} \times w_{ijpt} \quad (2)$$

式中, $\overline{STPR}_{jt}$ 为服务贸易渗透率,通过将服务业划分为建筑、仓储运输、住宿餐饮、信息通信、金融保险、专利科技和其他商业服务等部门,计算*t*时期*j*服务部门进口总额占当年GDP的比值得到;根据各省投入产出表计算*t*时期制造业*i*中服务业*j*的投入在全部中间投入中的占比作为权重,二者相乘得到的服务开放度指标。上述数据来源于《中国统计年鉴》《中国服务贸易发展报告》以及中国投入产出学会和各省统计网站。

在控制变量集合 X 中考虑以下因素:工资总额 ($WAGE$) 用来控制工资因素对就业变动的影响。首先采用以 2000 年为基期的消费者价格指数对各地区名义工资总额进行折算,然后计算 2000—2021 年各地区实际工资;行业规模 (NUM),采用各行业规模以上工业企业单位数来表示,以控制行业的需求因素对就业变动的影响;资产总计 (TA) 和成本利润率 (CP),用于控制资本要素对就业变动的影响。上述数据均来源于《中国工业统计年鉴》和各省统计年鉴。

(二) 基准回归结果

表 1 报告了基准回归结果,第(1)列显示了服务业开放对制造业行业总的影响结果, SOI_{ipt} 的估计系数显著为正,说明服务业开放为制造业带来了显著的就业创造效应,具体表现为服务业开放度每提高 1 个单位,能够提升制造业就业 28.011 万人。第(2)列~第(4)列为服务业开放对不同密集型制造业行业就业的影响结果。由此可以发现,其提升了劳动密集型行业的就业规模,降低了资本密集型行业的就业规模,即随着制造业行业资本密集程度的提升,服务业开放对行业就业的促进效应逐渐降低,劳动力由资本密集型行业向劳动密集型行业流动,制造业内部就业结构发生变化,造成了就业极化现象。从影响程度上可以看出,服务业开放导致资本密集型行业的就业变动更大,即服务业开放对资本密集型的就业破坏效应更加显著,说明服务业开放程度的提高加剧了资本密集型行业在本地市场的竞争,由于行业竞争力相对较弱,面对进口增加时产生了替代效应,降低了劳动力需求。其中,技术密集型的回归结果不显著,正如前文提到,尽管中国的服务贸易发展十分迅速,但无论是相较于发达国家的服务业开放进程,还是相较于中国的制造业先进化进程,都存在一定的滞后问题,并且高端金融、电子通信和专利技术等高端服务要素面临着更严格的贸易管制。因此,现有的服务要素投入无法适配中国先进制造业的需求,故而无法发挥技术溢出、成本节约等效应。然而,随着服务业扩大开放,现代服务业与先进制造业的融合程度将大幅加深,可能会对技术密集型制造业行业的就业规模产生

显著的积极影响。

表 1 基准回归结果

变量	总体	劳动密集型	资本密集型	技术密集型
	(1)	(2)	(3)	(4)
SOI_{ipt}	28.011 *** (8.714)	67.205 *** (7.833)	-81.948 *** (30.326)	-5.866 (14.812)
$WAGE$	0.128 *** (0.018)	0.157 *** (0.002)	0.131 *** (0.001)	0.086 *** (0.002)
NUM	0.322 *** (0.054)	0.280 *** (0.036)	0.443 *** (0.099)	0.186 *** (0.044)
TA	-0.162 (0.147)	-0.343 *** (0.025)	-0.236 *** (0.066)	0.232 *** (0.031)
CP	0.418 (0.462)	0.811 (0.650)	-2.258 (1.689)	1.829 ** (0.767)
$F\ statistic$	1 188.72 ***	239.48 ***	484.38 ***	156.74 ***
R^2	0.927 3	0.906 6	0.967 0	0.526 2
Observations	17 492	8 400	5 217	3 875

注:***、**和*分别代表在1%、5%和10%时有统计学意义,控制时间/行业/地区固定效应。下同。

(三) 稳健性检验

首先,由于 2017 年以来工业企业“规模以上”的衡量标准发生变化,此后的企业数据与之前的数据可能存在不可比的情况,因此选取 2000—2016 年的数据进行稳健性检验。其次,考虑到实证数据周期中 2020—2021 年间全球紧急公共卫生事件对全球服务贸易和中国制造业企业生存发展的重大冲击,本文选取 2000—2019 年的数据来排除重大外部冲击干扰。再次,本文使用式(2)的构建方法,分别采用经济合作与发展组织(OECD)发布的 2000—2018 年世界投入产出表和世界投入产出数据库(WIOD)发布的 2000—2014 年世界投入产出表构建服务业开放度指标进行检验。从表 2 回归结果中可以看出,制造业就业总体变化趋势和就业结构变动趋势与基准回归较为接近,均呈现促进总体就业规模的提升,以及促进劳动密集型就业并降低资本密集型就业的情况,基准回归结果较为稳健。

三、因果效应识别

(一) 工具变量法

当前,中国服务业的贸易逆差也较大,制造业就业结构除了受到前文所述因素的影响,也可能受到贸易政策的影响,同时就业规模较大的行业,可能本身具有更大的规模和更先进的技术水平,能够吸纳更多服务要素的投入,因此服务业开放与制造业就业之间可能存在互为因果的问题,本文进行如下处理:

表2 稳健性检验

Panel A 选取 2000—2016 年的数据回归结果				
变量	总体	劳动密集型	资本密集型	技术密集型
	(1)	(2)	(3)	(4)
SOI_{ipt}	11.108 ** (5.732)	17.021 *** (6.207)	-60.342 *** (17.418)	-4.045 (12.038)
$F\ statistic$	1 289.51 ***	702.10 ***	2 376.76 ***	435.82 ***
R^2	0.921 1	0.932 5	0.963 1	0.871 4
Observations	13 527	6 496	4 033	2 998
Panel B 排除重大外部冲击的影响				
变量	总体	劳动密集型	资本密集型	技术密集型
	(1)	(2)	(3)	(4)
SOI_{ipt}	12.257 *** (4.716)	30.576 *** (5.448)	-52.378 *** (12.644)	-0.672 (11.150)
$F\ statistic$	1 354.95 ***	439.80 ***	558.14 ***	351.42 ***
R^2	0.905 2	0.928 6	0.924 8	0.878 1
Observations	15 910	7 642	4 743	3 525
Panel C 根据 OECD 数据构建服务业开放度指标的回归结果				
变量	总体	劳动密集型	资本密集型	技术密集型
	(1)	(2)	(3)	(4)
SOI_{ipt}	16.469 *** (4.780)	20.331 *** (7.741)	-25.860 *** (7.375)	15.638 (10.919)
$F\ statistic$	39.49 ***	15.27 ***	12.17 ***	14.85 ***
R^2	0.749 3	0.845 5	0.722 0	0.798 9
Observations	539	260	159	120
Panel D 根据 WIOD 数据构建服务业开放度指标的回归结果				
变量	总体	劳动密集型	资本密集型	技术密集型
	(1)	(2)	(3)	(4)
SOI_{ipt}	4.134 *** (3.862)	30.619 ** (67.068)	-35.064 * (70.871)	38.646 (81.221)
$F\ statistic$	31.10 ***	22.26 ***	20.48 ***	34.81 ***
R^2	0.634 1	0.731 4	0.836 9	0.728 1
Observations	405	195	120	90

注：***、**和* 分别代表在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.10$ 时有统计学意义；均添加控制变量，均控制时间/行业/地区固定效应。下同。

(1) 借鉴 Goldsmith 等^[22] 和赵奎等^[23] 的方法，本文利用 2000—2021 年各地区滞后一期的服务业开放度和滞后一期的全国层面行业 i 的服务业开放度的增长率，构建 Bartik 工具变量。具体构造方法如下：

$$SOI_{it} = \sum_j \overline{STPR}_{jt} \times w_{ijt} \tag{4}$$

$$SOI_IV_1 = SOI_{ipt-1} \times (1 + g_{i,t-1}) \tag{5}$$

式中， SOI_{it} 为全国层面行业 i 的服务业开放度，通过服务贸易渗透率 $\overline{STPR}_{jt}$ 与全国制造业行业 i 中服务业 j 投入在全部中间投入中的占比 w_{ijt} 相乘得到，计算得到外生的增长率 g ，再将此增长率引入到式(5)中，构建工具变量 SOI_IV_1 。在控制固定效应后，该变量不会与其他影响行业就业的残差项相关，且该变量与行业 i 的就业量 IEM_{ipt} 高度相关，但对行业 i 就业量的增长而言是外生因

素，符合工具变量的要求。因此，所构建的 Bartik 工具变量可以很好地解决内生性问题。

2. 参考 Beverelli 等^[24]、吕越等^[25] 的做法，本文利用 2000—2019 年印度服务业进口数据构建 SOI_IV_2 作为 SOI 的工具变量：

$$SOI_IV_2 = \sum_j \overline{STPR}_{jt} \times w_{ijt} \tag{6}$$

式中， $\overline{STPR}_{jt}$ 表示印度服务业 j 进口额与当年 GDP 的比值构建印度服务贸易渗透度指标，再通过各地投入产出表进行加权，构建各地区各个制造业行业的服务业开放指数，印度层面的数据来源于世界银行和联合国 comtrade 数据库。由于服务业进出口数据与各国服务业开放政策高度相关，并且国家之间开放政策的制定可能受到经济或政治因素的共同影响，考虑到印度的服务贸易开放在中国之前，且与中国有一定的贸易产品竞争关系^[26]。因此，印度的服务业开放与中国服务业开放高度相关，且与其他影响中国制造业就业的残差项不相关，满足相关性和外生性的要求，该变量的选取同样能够缓解一定的内生性问题。

表 3 的 Panel A 和 Panel B 分别报告了使用 Bartik 工具变量和使用印度服务业数据构建的工具变量的回归结果，LM 检验拒绝了模型识别不足，F 值均大于 10，拒绝了弱识别假设，说明工具变量的选取均是有效的，利用工具变量进行模型

表3 工具变量回归结果

Panel A SOI_IV_1				
变量	总体	劳动密集型	资本密集型	技术密集型
	(1)	(2)	(3)	(4)
SOI_{ipt}	41.571 ** (24.814)	79.062 ** (32.426)	-62.834 ** (32.471)	16.544 (30.619)
Kleibergen - Paap rk LM	195.06 [0.000 0]	121.82 [0.000 0]	56.70 [0.000 0]	52.61 [0.000 0]
Cragg - Donald	1.6e + 04	7 872.27	4 671.40	3 543.23
Wald F	{16.38}	{16.38}	{16.38}	{16.38}
R^2	0.649 7	0.438 0	0.717 8	0.525 9
Observations	17 492	8 400	5 217	3 875
Panel B SOI_IV_2				
变量	总体	劳动密集型	资本密集型	技术密集型
	(1)	(2)	(3)	(4)
SOI_{ipt}	25.767 *** (21.654)	45.886 ** (20.458)	-97.652 *** (90.652)	-62.469 (64.279)
Kleibergen - Paap rk LM	134.344 [0.000 0]	117.420 [0.000 0]	49.799 [0.000 0]	12.302 [0.000 5]
Cragg - Donald	2.8e + 04	1.5e + 05	1 431.406	281.901
Wald F	{16.38}	{16.38}	{16.38}	{16.38}
R^2	0.850 3	0.658 4	0.902 4	0.728 8
Observations	15 902	7 642	4 743	3 517

修正后,核心解释变量的估计系数均显著为正,说明服务业开放显著扩大了制造业行业就业规模且在不同密集型行业之间存在异质性,显著提升了劳动密集型制造业的就业规模,抑制了资本密集型制造业的就业规模,可以得出服务业开放促进了劳动力在不同制造业行业之间流动,加剧了制造业行业就业极化的结论。

(二)PSM - DID

为进一步处理内生性问题,借鉴罗军^[27]的方法,通过制造业行业与服务业关联程度的中位数进行分组,分为关联度高的行业和关联度低的行业。其中,与服务业关联度高的制造业行业作为实验组,关联度低的行业作为控制组。由于 2016 年中国开始实行负面清单和服务贸易试点城市政策,因此选取滞后一年的 2017 年作为政策节点进行差分分析。然而,根据以往研究经验,相比于关联度低的行业,与服务业关联度高的行业往往在开放程度、企业规模、先进技术和资本积累方面有着更大的优势,更易于扩大生产和就业规模,因此会导致样本的选择性偏误,影响对就业效应的有效识别。故需要为处理组重新匹配合适的对照组后再进行回归分析。借鉴李磊等^[28]的做法,采用 PSM - DID 的方法进行处理。

首先利用倾向得分匹配方法(PSM)进行匹配,采取制造业行业工资总额(WAGE)、企业单位数(NUM)、资产总计(TA)和成本利润率(CP)作为匹配变量,通过近邻匹配选择各匹配指标均与处理组一致的对照组。匹配完成后,利用双重差分法(DID)构建如下模型。

$$IEM_{ipt} = \rho_0 + \rho_1 du + \rho_2 dt + \gamma du \times dt + \eta X_{ipt} + \varepsilon_{ipt} \quad (7)$$

式中,被解释变量 IEM_{ipt} 是行业就业人数, du 和 dt 是用来区分组别和时期的虚拟变量, $du = 1$ 表示样本为与服务业关联度高的行业,属于处理组; $du = 0$ 表示匹配之后的对照组,即与服务业关联度低的企业。实行服务业开放政策之后 dt 为 1, 实行服务业开放政策之前 dt 为 0, 服务业开放政策实现以来的净效应通过交乘项 $du \times dt$ 的系数 γ 反映, X_{ipt} 为控制变量。

在估计之前检验共同趋势假设,即匹配后处理组和控制组在各匹配变量上是否存在显著差异。由表 4 可知,在进行匹配后,各协变量的均值在两组之间均不存在显著差异,标准偏差绝对值均不到 10%,基本满足平衡性假设。另外,通过处理组和控制组匹配前后的倾向得分核密度图(图 1)可以发现,匹配后核密度曲线的偏差相较于匹配前明显减小,说明匹配后对照组的相关特征与处理组比较一致,匹配效果好。

表 4 PSM - DID 共同趋势检验

变量名称	变量名称	实验组 均值	控制组 均值	差异 /%	t 统计量	Pr (T > t)
WAGE	工资总额	3.223	4.874	-3.7	-2.43	0.115
NUM	企业单位数	0.907	0.924	-1.2	-0.91	0.365
TA	资产总计	2.031	2.096	-2.6	-2.89	0.158
CP	成本利润率	0.080	0.081	-0.7	-0.48	0.633

表 5 的 Panel A 给出了 PSM - DID 的基准估计结果。交叉项 $du \times dt$ 的系数显著为正,即服务业开放在 1% 的水平上,并且对劳动密集型产生了就业创造效应,对资本密集型造成了就业破坏效应,且资本密集型行业受到的净效应更大。以上结论是基于 1:1 近邻匹配所得出的,考虑到结论的稳健性,我们通过改变协变量集合、配对比例以及配对方法等进一步进行稳健性检验。主要方法有以下 4 个。

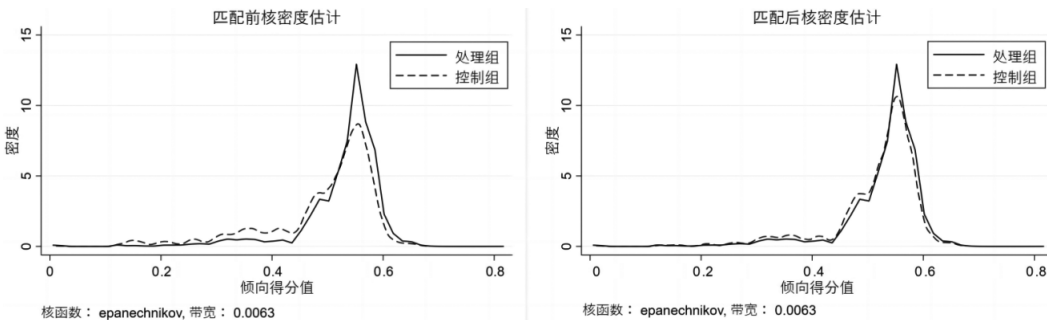


图 1 匹配前后处理组与对照组的倾向得分值

第一,改变协变量集合。根据 Rosenbaum 等^[29]平衡性原则分析,我们不仅要加入所有协变量,还应该将部分变量的高阶项和交叉项纳入模型中,如行业规模的二次项、工资总额与利润率的交乘项等。Panel B 列(1)报告了匹配后估计结果,交叉项的系数依然在 1% 的水平上显著为正。

第二,改变配对比例。将近邻匹配的比例改变为 1:3 后的估计结构如 Panel B 列(2)所示,交叉项的估计系数显著为正,与基本结论一致。

第三,改变配对方法。首先,采用马氏距离匹配(MDM),两组协变量值的距离最小的一个或几个对照组成为新的对照组,匹配后的估计结果如 Panel B 列(3)所示;其次,采用广义精确匹配(CEM),通过控制观测数据中混杂因素的影响,使处理组与控制组的协变量的分布尽可能保持平衡,增强两组数据之间的可比性^[30],此方法不需要利用 Logit 等估计模型拟合倾向评分值,减少了对估计模型设定的依赖,估计结果如 Panel B 列(4)所示;采用两种匹配方法重新估计后的结果与基本结论也是一致的。

第四,改变时间节点。2001 年中国正式加入世界贸易组织(WTO),签署了一系列贸易协定,促进了服务贸易的扩大开放。因此,选取滞后一期的 2002 年为政策开放节点,对本文结论进行进一步的验证,根据 Panel B 列(5)的估计结果可以看出,虽然政策带来的效应大小不同,但服务业开放对制造业就业的影响依然显著为正,本文的核心结论仍然稳健。

表 5 PSM-DID 回归结果

Panel A PSM – DID 基准回归结果					
变量	总体	劳动密集型	资本密集型	技术密集型	
	(1)	(2)	(3)	(4)	
$du \times dt$	0.490 *** (0.121)	1.121 *** (0.122)	-1.306 ** (0.147)	0.291 (0.328)	
$F\ statistic$	1 145.57 ***	234.78 ***	466.26 ***	151.31 ***	
R^2	0.926 5	0.901 3	0.967 1	0.839 3	
Observations	17 472	8 400	5 217	3 875	
Panel B PSM – DID 重新匹配后结果					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$du \times dt$	0.634 *** (0.123)	0.588 *** (0.130)	0.625 *** (0.121)	0.275 *** (0.118)	0.551 *** (0.164)
$F\ statistic$	1 029.15 ***	1 428.04 ***	1 310.20 ***	1 528.33 ***	1 145.02 ***
R^2	0.925 8	0.928 1	0.932 3	0.703 5	0.926 8
Observations	17 472	17 472	17 492	17 416	17 472

四、机制分析

为检验服务业开放对制造业行业就业的影响机制,本文借鉴江艇^[31]的方法,构建如下中介效应模型:

$$IEM_{ipt} = \alpha + \beta SOI_{ipt} + \varphi X_{ipt} + \nu_t + \varphi_p + \sigma_i + \varepsilon_{ipt} \quad (8)$$

$$Med_{ipt} = \alpha + \beta SOI_{ipt} + \varphi X_{ipt} + \nu_t + \varphi_p + \sigma_i + \varepsilon_{ipt} \quad (9)$$

$$IEM_{ipt} = \alpha + \beta SOI_{ipt} + \varphi X_{ipt} + \gamma Med_{ipt} + \nu_t + \varphi_p + \sigma_i + \varepsilon_{ipt} \quad (10)$$

式中, IEM_{ipt} 为被解释变量, Med_{ipt} 为中介变量,控制变量 X_{ipt} 与模型(1)一致, ε_{ipt} 为残差项。

(一)技术溢出机制

借鉴刘庆林等^[32]的方法,本文使用全要素生产率 TFP_{ipt} 作为技术溢出效应的代理变量,即选用 TFP_{ipt} 作为中介变量进行回归,其中各行业的全要素生产率使用 LP 方法进行计算。表 6 中 Panel A 第(2)列中核心解释变量的系数显著为正,表明服务业扩大开放会提升制造业行业的技术溢出水平,所发挥技术溢出效应体现在制造业全要素生产率的提高上,能够直接引发规模扩张和就业创造。列(3)加入了中介变量后,核心解释变量的系数绝对值变小,表明技术溢出效应在服务业开放对制造业就业规模的影响中发挥了部分中介效应。结合表 6 中 Panel B 第(2)和第(3)列,以及 Panel C 第(2)列和第(3)列可以看出,服务业开放造成的技术溢出效应在劳动密集型制造业和资本密集型制造业中均是显著的,并且提升了劳动密集型行业的全要素生产率,降低了资本密集型行业的全要素生产率。这表明劳动密集型行业较好地吸收了服务业开放带来的技术要素投入,大幅提升了自身的生产效率,而资本密集型行业面对外来技术的冲击,不能较好地进行吸收和内化,甚至由于竞争的加剧和外来企业的挤压缩降低生产效率。同时还可以看出,由于外资进入具有低价追逐效应,劳动密集型行业更受外资青睐,服务业开放带来的技术溢出效应更大。同时,在列(3)加入了了中介变量后,核心解释变量的系数绝对值

变小,表明技术溢出效应在服务业开放对不同密集型制造业就业的影响中发挥了部分中介效应。表 6 中 Panel D 列(2)和列(3)表明,尽管生产率的提升能够促进技术密集型行业就业,但服务业开放并未有效提升技术密集型行业的全要素生产率,这也说明了,服务业开放没有发挥出技术溢出效应是服务业开放未能显著影响技术密集型就业的原因之一。因此,要想发挥服务业开放通过技术溢出机制带来的就业效应,一方面需要加强行业吸引外资和高级服务要素进入的能力;另一方面需要提升自身行业的硬实力,在面临技术冲击时能够抵御竞争压力,提升自身效率和实现规模扩张。

(二)成本节约机制

为了测算制造业行业成本,本文根据刘斌等^[33]的方法,通过制造业行业管理费用、销售费用、财务费用、主营业务成本之和来衡量,构建行业成本指标 TIC_{ipt} 作为中介变量。表 6 中 Panel A 的第(4)列的结果说明服务业开放显著降低制造业行业内部成本,服务业开放对制造业的成本降低效应涵盖许多方面,除了高级要素的投入使得生产成本降低以外,服务业开放还可以降低其寻求要素投入所造成的搜寻信息成本,并使得制造业通过外包的方式转嫁运营风险,从而节省运营成本。这些成本的降低都有助于扩大该行业的生产和就业规模。列(5)加入了中介变量后,核心解释变量的系数绝对值变小,表明成本降低效应在服务业开放对制造业就业总量的影响中发挥了部分中介效应。因此,服务业开放会通过降低行业成本对就业产生创造效应。

针对具体行业进行分析,不同密集型行业对成本降低的反应存在差异。表 6 中 Panel B 列(4)和列(5)表明,服务业开放显著促进了劳动密集型制造业成本的降低,由于对成本调整比较敏感,成本的降低会使得劳动密集型制造业大幅提升劳动力的投入,进一步提升就业规模,并且相较于列(1),列(5)的核心解释变量的系数绝对值变小,说明成本降低机制发挥了一定的中介效应。Panel C

列(4)和列(5)报告了资本密集型行业的中介效应检验情况。由此可以看出,服务业开放同样促进了资本密集型行业成本的降低,但是由于要素替代效应最明显,随着开放程度的提升和行业成本的降低,极有可能缩减国内市场,即缩减生产就业规模。Panel D 列(4)和列(5)表明,尽管成本降低效应能够在技术密集型行业发挥作用,但服务业开放并未有效降低技术密集型行业的成本。这也说明了,服务业开放没有发挥出成本降低效应是服务业开放未能影响技术密集型就业的原因之一。

表 6 机制检验

Panel A 制造业总体					
变量	基准模型	技术溢出效应		成本节约效应	
	(1) Y	(2) TFP	(3) Y	(4) TIC	(5) Y
SOI_{ipt}	28.011 *** (8.714)	1.557 *** (0.327)	26.929 *** (9.141)	-0.947 ** (2.633)	23.154 *** (4.718)
Med_{ipt}	—	—	0.695 *** (0.217)	—	-0.952 ** (0.142)
$F statistic$	1 188.72 ***	33.65 ***	1 145.71 ***	1 099.06 ***	4 904.4 ***
R^2	0.927 3	0.149 9	0.928 1	0.389 5	0.919 7
Observations	17 492	17 492	17 492	17 492	17 492
Panel B 劳动密集型制造业					
变量	基准模型	技术溢出效应		成本节约效应	
	(1) Y	(2) TFP	(3) Y	(4) TIC	(5) Y
SOI_{ipt}	67.205 *** (7.833)	1.113 *** (0.428)	66.710 *** (7.835)	-0.082 ** (0.355)	66.161 *** (6.324)
Med_{ipt}	—	—	0.444 ** (0.205)	—	-0.497 ** (0.432)
$F statistic$	239.48 ***	22.70 ***	230.8 ***	202.92 ***	267.51 ***
R^2	0.906 6	0.128 4	0.907 2	0.397 9	0.871 6
Observations	8 400	8 400	8 400	8 400	8 400
Panel C 资本密集型制造业					
变量	基准模型	技术溢出效应		成本节约效应	
	(1) Y	(2) TFP	(3) Y	(4) TIC	(5) Y
SOI_{ipt}	-81.948 *** (30.326)	-1.098 ** (0.668)	-78.622 *** (30.294)	-4.940 * (1.847)	-74.175 *** (9.604)
Med_{ipt}	—	—	-1.435 *** (0.645)	—	1.606 ** (0.010)
$F statistic$	484.38 ***	34.99 ***	468.22 ***	505.55 ***	509.07 ***
R^2	0.967 0	0.155 2	0.966 8	0.726 4	0.809 5
Observations	5 217	5 217	5 217	5 217	5 217
Panel D 技术密集型制造业					
变量	基准模型	技术溢出效应		成本节约效应	
	(1) Y	(2) TFP	(3) Y	(4) TIC	(5) Y
SOI_{ipt}	-5.866 (14.812)	1.974 (0.874)	-7.368 (14.810)	-3.675 (4.810)	-5.825 (10.576)
Med_{ipt}	—	—	0.761 *** (0.280)	—	-0.198 ** (1.128)
$F statistic$	156.74 ***	2.90 ***	151.47 ***	165.65 ***	150.64 ***
R^2	0.526 2	0.041 9	0.838 1	0.542 0	0.527 8
Observations	3 875	3 875	3 875	3 875	3 875

五、研究结论与启示

先进制造业和现代服务业的融合发展是提升现代制造业的重要引擎,保持制造业份额基本稳定和制造业高质量充分就业是构建新发展格局和推进中国经济高质量发展的基本要求^[34]。本文主要考察了服务业开放对制造业总体以及不同密集型行业就业的影响及具体机制。研究发现,服务业开放提升了劳动密集型制造业行业的就业规模,降低了资本密集型制造业行业的就业规模。技术溢出效应和成本节约效应是服务业开放影响制造业就业的两种机制,两种效应在不同密集型行业中发挥着不同的作用并造成了服务业开放的就业效应差异。

当今世界正处于百年未有之大变局,国际竞争日益激烈。新一轮科技革命和产业变革从供给和需求两方面制约了中国制造业就业规模的提升。在需求端,工业机器人的大规模应用减少了企业劳动力需求,而在供给端,经济下行、线上办公和平台经济的兴起促使新生代劳动力的择业倾向逐渐从制造业向服务业转变。此外,大国博弈不断加剧带来的贸易环境恶化与保护主义的盛行也对中国制造业企业的国际竞争力的提升产生了挑战。因此,本文提出以下政策建议:第一,加速服务业开放布局。发达国家制造业之所以能够长期占据全球价值链高端,主要得益于其发达的生产性服务业支撑,而这正是掣肘发展中国家制造业实现全球价值链攀升的关键因素^[35]。面对外部环境的冲击,当前制造业寻求转型升级,必须要依托强大的产业链、供应链体系,从前端的研发设计到后端的营销交易,都少不了高质量的生产性服务体系。我们要积极把握服务业全球化的机会,优化市场准入机制,鼓励国外企业进入和发展,发挥服务业开放的积极作用,有效实现制造业转型升级和就业扩张。第二,积极推进制造业与服务业融合发展。服务业开放对制造业带来的就业效应离不开服务业与制造业的相互支撑,只有实现先进制造业和现代服务业的融合发展才能更大程

度地节约成本和发挥服务业开放的积极效果。当前中国服务业开放现代化进程滞后于先进制造业发展进程,只有尽可能向世界先进服务业学习,积极引进和培育现代服务业,才能为本土制造业提供足够匹配的高端服务要素,发挥服务业作为中间投入所带来的就业效应。第三,为不同密集型行业制定针对性政策。目前,劳动密集型制造业仍是吸纳制造业就业的主力军。工业机器人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熟练劳动者。因此,要加强中高等职业教育力度,以及通过有效的职业培训,确保一些劳动力技能合格后就可上岗,尤其可以通过这种方式吸纳中国大量农村转移劳动力。资本密集型行业面临的竞争压力最大,需要通过补贴等方式鼓励资本密集型企业的研发创新,打造核心优势,在激烈的市场竞争下寻求立足之地和良性发展。技术密集型行业则更需注重寻求高端服务要素进行匹配以及把握全球技术革命的机遇,未来高技术产业将是一国制造业全球竞争力的最好体现。同时,许多技术密集型企业也是产业链龙头企业,确保这类企业的快速发展对中国制造业增链补链、提升产业竞争力具有重要意义。

参考文献:

- [1] 苏二豆,薛军. 服务业开放、外资管制与企业对外直接投资模式[J]. 世界经济研究,2022(3):109-122,136.
- [2] 张二震,戴翔. 服务业开放与制造业 GVC 升级:典型事实、理论反思与政策启示[J]. 经济学家,2022(1):96-103.
- [3] 张斌涛,肖辉,陈寰琦. 基于中国省级面板数据的服务业开放“经济增长效应”的经验研究[J]. 国际商务(对外经济贸易大学学报),2017(3):38-48.
- [4] 夏杰长,肖宇,孙盼盼. 以服务业扩大开放促进中国产业升级:理论逻辑与政策思路[J]. 国际贸易,2020(6):4-13,79.
- [5] ARNOLD J M, JAVORCIK B, LIPSCOMB M, et al. Services reform and manufacturing performance: evidence from India [J]. Economic journal, 2016, 126(590): 1-39.
- [6] 邵朝对,苏丹妮,王晨. 服务业开放、外资管制与企业创新:理论和中国经验[J]. 经济学(季刊),2021,21(4):

1411-1432.

[7] 江静, 刘志彪, 于明超. 生产者服务业发展与制造业效率提升: 基于地区 and 行业面板数据的经验分析[J]. 世界经济, 2007(8): 52-62.

[8] 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.

[9] 干春晖, 姜宏. 资本偏向型技术进步新特征及其对劳动力市场的影响机制研究[J]. 财经研究, 2022, 48(5): 34-48, 79.

[10] 张艳, 唐宜红, 周默涵. 服务贸易自由化是否提高了制造业企业生产效率[J]. 世界经济, 2013(11): 51-71.

[11] 毛其淋, 许家云. 中间品贸易自由化与制造业就业变动: 来自中国加入 WTO 的微观证据[J]. 经济研究, 2016, 51(1): 69-83.

[12] 苏丹妮, 邵朝对. 服务业开放、生产率异质性与制造业就业动态[J]. 财贸经济, 2021, 42(1): 151-164.

[13] 李磊, 盛斌, 王小洁. 进出口能否“稳就业”: 来自中国工业企业的微观证据[J]. 国际贸易问题, 2020(8): 1-18.

[14] 张志明. 离岸服务外包、承接国异质性与中国制造业异质劳动力就业: 基于行业面板数据的经验研究[J]. 世界经济研究, 2016(10): 100-110, 136-137.

[15] 齐俊妍, 任同莲. 生产性服务业开放、行业异质性与制造业服务化[J]. 经济与管理研究, 2020, 41(3): 72-86.

[16] 江小涓. 服务全球化的发展趋势和理论分析[J]. 经济研究, 2008(2): 4-18.

[17] 张艳, 付鑫. 中国服务业开放与中美贸易: 特征事实和政策影响[J]. 世界经济, 2022, 45(2): 3-32.

[18] ARNOLD J M, JAVORCIK B S, MATTOO A. Does services liberalization benefit manufacturing firms? evidence from the Czech Republic [J]. Journal of international economics, 2011, 85(1): 136-146.

[19] BLOOM N, VAN REENEN J. Measuring and explaining management practices across firms and countries [J]. The quarterly journal of economics, 2007, 122(4): 1351-1408.

[20] 王永钦, 董雯. 机器人的兴起如何影响中国劳动力市场: 来自制造业上市公司的证据[J]. 经济研究, 2020, 55(10): 159-175.

[21] 李飏, 蔡宏波. 服务业开放与制造业企业就业结构[J]. 国际贸易问题, 2021(6): 143-158.

[22] GOLDSMITH-PINKHAM P, SORKIN I, SWIFT H. Bartik instruments: what, when, why, and how [J]. American economic review, 2020, 110(8): 2586-2624.

[23] 赵奎, 后青松, 李巍. 省会城市经济发展的溢出效应: 基于工业企业数据的分析[J]. 经济研究, 2021, 56(3): 150-166.

[24] BEVERELLI C, FIORINI M, HOEKMAN B. Services trade policy and manufacturing productivity: the role of institutions [J]. Journal of international economics, 2017(104): 166-182.

[25] 吕越, 余骁. 服务业开放、创新驱动与制造业企业的出口国内附加值[J]. 国际商务研究, 2022, 43(3): 1-17.

[26] 孙浦阳, 侯欣裕, 盛斌. 服务业开放、管理效率与企业出口[J]. 经济研究, 2018, 53(7): 136-151.

[27] 罗军. 生产性服务进口优化了制造业就业结构吗: 来自服务贸易自由化政策的实证检验[J]. 山西财经大学学报, 2021, 43(9): 57-69.

[28] 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.

[29] ROSENBAUM P R, RUBIN D B. Assessing sensitivity to an unobserved binary covariate in an observational study with binary outcome [J]. Journal of the royal statistical society series b-methodological, 1983, 45(2): 212-218.

[30] IACUS S M, KING G, PORRO G. Causal inference without balance checking: coarsened exact matching [J]. Political analysis, 2012, 20(1): 1-24.

[31] 江艇. 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, 2022(5): 100-120.

[32] 刘庆林, 黄震鳞. 中间品贸易自由化对我国就业结构影响及其应对策略[J]. 山东社会科学, 2020(1): 98-103.

[33] 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.

[34] 黄群慧, 杨虎涛. 中国制造业比重“内外差”现象及其“去工业化”涵义[J]. 中国工业经济, 2022(3): 20-37.

[35] 刘志彪. 攀升全球价值链与培育世界级先进制造业集群: 学习十九大报告关于加快建设制造强国的体会[J]. 南京社会科学, 2018(1): 13-20.

(本文责编: 润泽)