

doi:10.16060/j.cnki.issn2095-8072.2024.02.001

# 双循环缘何推动制造业高质量发展 ——基于要素投入视角

戴翔<sup>1</sup> 刘长鹏<sup>1</sup> 张雨<sup>2</sup>

(1. 南京审计大学, 南京 211815; 2. 南京大学, 南京 210093)

**摘要:** 高质量要素投入及其优化配置, 是制造业实现高质量发展的微观基础。“双循环”通过培育和引进的双重作用, 提升制造业要素投入层次和水平, 并在实现其优化配置中推动制造业高质量发展。以此理论分析为先导, 在科学构建和测度制造业高质量发展及“双循环”指标基础上, 利用2009~2021年中国制造业行业层面的面板数据开展的计量检验表明: 第一, 内循环、外循环及其相互促进, 对我国制造业高质量发展的确产生了显著推动作用, 这一结论在各种稳健性检验与内生性检验下依然成立; 第二, 分技术层次检验发现, “双循环”对高技术产业高质量发展促进效果更好; 第三, 从具体作用机制来看, 人力资本积累、技术创新能力提升以及资源配置效率改善, 是“双循环”助推制造业高质量发展的内在作用机制; 第四, 以行业市场规模为表征的经济要素, 在“双循环”促进制造业高质量发展中起到正向调节作用。有鉴于此, 本文认为我国当前亟待加快构建和形成双循环新发展格局, 为制造业高质量发展进一步夯实微观要素基础。

**关键词:** 制造业; 高质量发展; 双循环; 要素投入

**中图分类号:** F010

**文献标识码:** A

**文章编号:** 2095—8072(2024)02—0005—21

## 一、引言

党的二十大报告强调指出: “高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务。”制造业是国民经济的支柱产业, 作为实体经济的核心部分, 推动制造业高质量发展无疑是实现高质量发展的重要内容和组成部分, 甚至可以说对实现高质量发展具有重要的引领作用。客观而论, 改革开放以来尤其是中国加入WTO以来, 中国制造业规模的快速扩张乃至一定程度上实现的转型升级, 正是得益于开放发展的引领作用。具体而言, 依托“人口红利”等低成本优势, 快速而全面地融入全球价值链分工体系, 是中国制造业实现长足发展的经验所在。截至2023年初, 中国制造业整体规模已经连续13年居世界首位, 工业增加值累计增加, 中国制造业比重及其对世界制造业贡献比重均已接近30%, 中国制造业的综合实力和国际竞争力显著增强, 已经成为全球制造业产业链供应链中心之一。但与之相伴随的一个不争事实是, 由于受到自身要素禀赋优势约束, 以及受全球价值链重构“低端锁定”和“高端封锁”双重困境(刘明宇和芮明杰, 2012)等不利影响, 中国制造业依然存在产业结构升级缓慢、资源消耗过度与环境污染、附加值低、品牌缺失、关键核心技术对外依存度高等问题, “体

量之大”和“筋骨不强”并存现象仍然是中国制造业“成长的烦恼”。在当前外部环境发生诸如逆全球化思潮兴起、贸易保护主义抬头、俄乌冲突持续影响、美西方发达国家针对中国大搞“脱钩断链”等深刻变化，以及内部环境出现国内生产要素成本上升等重大变迁的情势下，中国制造业高质量发展面临严峻挑战和阻碍。

在百年未有之大变局加速演化和新冠疫情交织影响下，习近平总书记根据我国发展阶段、国内外环境与局势变化，提出了“坚持高水平对外开放，加快构建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”重要战略决策，强调“要加快建设现代化产业体系，推动制造业高端化、智能化、绿色化发展”，并强调指出，“以畅通国民经济循环为主构建新发展格局，推动形成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，是重塑我国国际合作和竞争新优势的战略抉择。”如果说，以往融入以“两头在外，大进大出”为主要特征的国际大循环，推动了中国制造业规模快速扩张的话，那么以重塑竞争新优势的双循环新发展格局，能否助推我国制造业高质量发展呢？这显然是当前理论和实践部门亟待解决的重要课题。虽然目前针对中国制造业高质量发展的影响因素分析，以及针对双循环新发展格局的有关探讨，已经取得了丰富成果，但遗憾的是，针对上述重要命题的直接研究还较为鲜见。

鉴于此，本文着重探讨双循环对制造业高质量发展的影响。与已有文献相比，本文可能的边际贡献在于：第一，在研究视角上，本文从双循环新发展格局下要素投入的特定视角，对制造业高质量发展的影响因素进行拓展分析；第二，在研究内容上，本文针对双循环新发展格局的构建对中国制造业高质量发展的可能影响，不仅从理论和实证层面分析其可能具有的现实效应，而且还力图识别其中的可能作用机制；第三，在评价指标体系构建上，本文创新性地构建了包含5个维度的18个具体指标，利用中国制造业行业数据，来评价各行业制造业高质量发展水平，并在解析制造业高质量内涵的基础上，通过计量检验来探究双循环对制造业发展不同维度的影响及差异性，进一步明晰双循环对制造业高质量发展影响的内在逻辑。

## 二、文献综述

现有文献尚缺乏从要素投入视角，分析双循环是否以及如何推动中国制造业高质量发展的直接研究。但国内外学者对于双循环测度、中间品进口以及如何助推制造业高质量发展的研究，与本文高度契合，能够为本文从要素投入视角分析双循环与制造业高质量发展关系提供相关思路。

关于制造业高质量发展评价指标体系构建，现有文献主要采用单一指标法与综合指标体系法两种方法来评价。单一指标体系法主要从盈利能力（王卉彤等，2019）、增加值率（陈丽珊和傅元海，2019）、全要素生产率（陈昭和刘映曼，2019）与绿色全要素生产率（余泳泽等，2019）等角度来衡量。但单一指标体系法仅从一个角度来衡量具有片面性，高质量发展是一个多维度的概念，应当构建综合指标体系进行衡量（金碚，2018）。近年来多数学者对制造业高质量发展综合评价指标体系的构建进

行了多角度的探讨,如江小国等(2019)从制造业高质量发展内涵分析,坚持新发展理念与质量效益原则下构建了由经济效益、技术创新、绿色发展、质量品牌、两化融合、高端发展6个一级指标构成的制造业高质量发展指标体系。高运胜等(2020)基于价值链升级的全新视角,构建涵盖创新效应、经济效应、社会效应和环境效应4个维度的制造业高质量发展目标体系构建。方梓旭等(2023)结合宏观层面新发展理念,构建了包含增长规模、产品质量、结构优化升级、“两化”融合、创新、绿色发展、开放发展7个维度的测度指标体系。该文与现有文献相比,在结合新发展理念的基础上将全国制造业实践纳入指标体系构建之中,考虑了省域制造业的增长规模与产品质量,指标体系的构建更加完善。上述文献均以制造业整体为评价对象,而非制造业细分行业。由于制造业各细分行业存在异质性,该研究方法并不能从制造业整体评价中得出有效及精确的结论,不利于制造业高质量发展的研究。对此,有少数学者将制造业行业进行细分评价,如汪芳等(2022)将制造业细分行业作为评价对象,从绿色发展效率和出口技术结构对制造业高质量发展水平进行测度与分析。上述学者分别从不同角度、不同维度对制造业高质量发展指标体系的构建进行衡量,对本文制造业高质量发展指标体系的构建有很大借鉴意义。

关于助推制造业高质量发展的研究,在2018年全国两会提出“推动制造业高质量发展”之后,相关专家学者就不断展开如何助推制造业高质量发展的研究。国内外现有相关的代表性研究文献主要包括从深化体制机制改革(余东华,2020)、产业融合创新(郭朝先,2019)、技术引进与自主研发(李巧华,2019)、质量与人才(傅为忠和储刘平,2020)、数字经济(李英杰等,2021)、“互联网+”(王俊等,2023)等角度开展的研究。关于学术界的广泛探讨,就本文重点关注的从双循环角度来分析制造业高质量发展的影响因素而言,虽然有部分文献零星探讨了其对制造业高质量发展的可能影响,但大多数学者仅从宏观层面分析双循环对制造业高质量发展的影响,如唐琼(2022)基于供给和需求双视角,分析了双循环对制造业发展的重要性,指出制造业通过补短板、强弱项、激活力,加快疏通国内大循环,以高水平开放助推国际经济大循环,从而加速形成强大国内制造业高质量发展的局面;赵霞(2022)以供需双维度为切入点,分析了“双循环”格局下,制造业高质量发展的实现路径,但遗憾的是二者都没有对双循环进行分解测度和实证分析,也没有探寻双循环对制造业高质量发展的具体作用机制。尤其值得一提的是,邢彦等(2023)基于行业面板数据,基于技术差异视角,分别检验了国内大循环下的自主创新、国内国际双循环下的技术引进与制造业创新绩效之间的非线性动态门槛效应,但该文并未对制造业高质量发展进行评价指标体系构建,更没有从要素投入视角探讨其对制造业高质量发展的可能影响以及作用机制。

针对要素投入与制造业高质量发展之间的关系,虽然现有文献并未基于双循环新发展格局分析研究要素投入对制造业高质量发展的影响,但诸多有关中间品进口与要素投入的文献,仍与本文主题相关并能提供一定的启发和借鉴意义。于春海等

(2023)通过分析企业借助中间品进口以获得其内嵌的服务要素与上游国际服务市场建立联系,并且通过测度企业所面临的国际服务市场波动,进而分析了国际要素服务市场与企业研发创新的关系;付建栋等(2023)从资本品、中间品进口角度,分析了资本要素进口能否推动城市产业结构升级,并指出资源配置效率与城市产业结构高级化密切相关;刘峻峰等(2022)基于资本要素双循环分析企业融资约束缓解方式,通过理论分析了双循环下资本要素对企业资本融资的影响机制,指出资本要素双循环会降低企业资本使用价格从而缓解融资约束。

综上,已有文献虽对制造业高质量发展及其可能影响因素,包括从双循环角度已经展开了广泛讨论,但鲜有学者从要素投入视角直接分析双循环缘何推动制造业高质量发展。鉴于此,本文力图对现有研究进行进一步拓展,聚焦双循环下要素投入视角,探讨其对制造业高质量发展的可能影响。

### 三、理论分析与假说

马克思关于三种资本形式并存和继起的原理,揭示了“畅通”是实现产业资本循环的条件。新发展格局的本质在于循环的“畅通”,这无疑有利于降低国内外要素与中间品流动壁垒,加速包括资本在内的生产要素循环速率。现阶段,国内价值链与全球价值链相互嵌合,已经成为全球生产网络的重要模式和特征。制造业在完成最终产品生产之前,生产要素包括内嵌于中间品的生产要素,会在国内和全球价值链上进行反复流转,因此经济循环的畅通将有效提升整个生产网络效率,不仅会在更具效率的生产要素分配下提高微观企业间的分工效率、要素生产率以及研发投入的产出绩效水平(韩峰等,2023),从而提升企业生产效率与创新积极性,而且国内外价值链上更多优质且低价的中间品流入企业生产过程中,也会降低企业的“流转”成本,而生产成本的降低会在一定程度上降低由企业自主创新所需要的要素投入规模较大所带来的不确定性风险(Messinis & Ahmed, 2013),从而促进企业创新能力提升。经济循环畅通下企业生产效率与自主创新能力提升也将有利于提升我国企业产品与中间品的质量水平,为我国制造业高质量发展提供微观助力。此外,作为新兴产业大国,我国有着较为完善的产业分工体系,完整的国内分工运营体系能够更好地发挥“以国内大循环为主”的本土市场规模优势,为制造业生产供给高质量、低成本的中间产品,并且国内各产业部门间的专业化分工联系,企业会在更有效率的分工生产中通过产业链前后向的溢出效应和分工前后阶段的追赶—竞争效应来提升自身技术水平(苏丹妮等,2019;郑江淮等,2020),充分发挥国内大循环对高端要素的培育能力,带动我国制造业产业结构升级与技术进步,为制造业高质量发展提供动力。同时,我国产业结构的不断完善以及分工的细化也提升了我国产业配套能力水平和国内要素质量、层次,并且在基于我国超大规模国内市场优势下,逐渐培养起竞争新优势,提升对国际高端要素的吸引力与对全球经济要素的整合与掌控能力(刘志彪,2020)。上述作用在“开放的大门越开越大”的双循环新发展格局下会更加凸显,也就是说,双循环有

助于吸引更多高端要素与中间品的流入,我国企业不仅可以通过“溢出效应”对国际高质量中间品中所内嵌的技术、服务等要素进行吸收与学习,在追赶中提升自身创新能力,而且可以通过技术引进来增加高质量产品生产与创新过程中所需要的高端中间品与要素的投入,从而提升我国企业技术水平与产品质量,助推我国制造业高质量发展。例如,国内循环与国际循环相互促进的新发展格局下会吸引外资企业进入,从而带来优质中间品与要素,我国位于下游的制造业企业可以通过购买与使用这些中间品要素,吸收与学习内嵌于中间品中的知识与技术,以此提高本土企业的生产效率与创新能力,这无疑会推动制造业高质量发展。据此,本文提出理论假说1:

H1: 双循环能够助推制造业高质量发展。

正如已有研究所指出的,在全球价值链分工条件下,投入要素的质量和层次,包括内嵌于要素中的中间品投入的质量和层次,是决定一国产业分工地位和层次的关键(Fujita & Thisse, 2006; 张二震, 2016)。正是基于这一意义,我们认为,双循环推动高质量发展的关键机制,正是通过要素投入而发挥作用。实际上,近年来我国制造业发展面临的“卡脖子”问题,本质上看正是高端技术要素的短缺,这不仅会造成制造业整体盈利有限、要素回报率偏低等问题,而且会成为阻碍制造业高质量发展的主要因素。而双循环正是通过改变人力资本、技术创新与资源配置效率,对制造业高质量发展产生推动作用。

从人力资本投入角度看,正如习近平总书记在党的二十大报告中所指出的:“人才是第一资源。”人力资本作为“一揽子”要素的支配者,对于物质要素的利用效率与质量有着重要的影响,高素质劳动力与人才的投入对于提升企业创新能力以及推进制造业高质量发展具有极为关键的意义。但长期以来,由于体制机制的约束,不同行业之间包括人力资本在内的要素错配,要比人力资本短缺更为严重(黄娅娜等, 2022)。双循环新发展格局下,畅通国内大循环,不断完善建设全国统一大市场,不仅能完善市场机制,缓解因不同行业间要素错配或市场失灵而造成人力资本损失等问题,并且能加强制造业与服务业深度融合,破除机制障碍,畅通二者之间的要素流动与往来,从而减轻制造业相较于服务业人才吸引较弱和不足问题,增加制造业的人力资本积累和投入。同时,超大本土市场规模下制造业产业分工的细化,也会加强劳动者生产交易各环节的相互合作与学习,从而提高劳动者素质与能力。随着本土市场规模的扩大以及包括劳动者素质不断提高的生产要素升级,对国际人才的吸引能力也会有所提升,促进高端人才的流入。这不仅能增加制造业发展所需的高端、高技术人才数量,还能通过学习效应提升国内人才能力与水平。可见,双循环有助于通过人力资本积累和投入助推制造业高质量发展。

从技术创新角度看,众所周知,创新是五大新发展理念之一,在高质量发展中具有举足轻重的地位。在开放经济条件下,技术创新既可以通过模仿时滞获取经济利益(Posner, 1961),推动经济高质量发展,也可以通过增加研发部门投资实现技术进步,带来经济的内生增长(Krugman, 1979),从而推动高质量发展。创新能力的

提升与技术要素的积累,不仅是解决我国制造业“卡脖子”问题的关键,也是推动我国制造业高质量发展的重要动力源泉。双循环新发展格局下,基于超大本土市场规模优势的国内大循环深化,以国内生产为切入端,有助于形成“产业分工—关键核心技术研发与投入—中间产品—最终产品”的国内全链条培育机制,这不仅能提升各企业生产效率,而且还能在生产交易各环节的相互合作与学习中,促进技术水平的进步与全要素生产率的提升(王高凤等,2017)。企业生产效率的提高以及各环节生产的专业化有助于节约生产成本与时间,从而能在研发部门上投入更多的时间与精力,促进国内创新要素的培育。同时,双循环新发展格局下更高水平的开放,意味着企业可以在参与全球价值链生产过程中,通过国际高质量、低成本的中间品进口,获取其中内嵌的高端技术要素,并通过技术溢出效应与成本节约效应,提升企业经济效益与全要素生产率,助推制造业高质量发展。可见,双循环会提高制造业的技术创新能力从而实现高质量发展。

从资源配置效率角度看,资源配置效率关系着全要素生产率和经济增长,资源配置效率的提高将推动经济增长,而资源错配将会降低一国的全要素生产率和经济增长的速度(Moll,2014; Collard-Wexler & De Loecker,2015)。改革开放以来,我国资源配置效率的提高,推动了我国经济快速发展。但由于计划经济时代遗留的国有企业问题以及市场不完全和政府干预的存在,中国制造业仍存在劳动配置过度、资本配置不足的特征,存在一定程度的资源错配,阻碍微观企业资源配置效率的提升(文东伟,2019),这不利于制造业发展质量的提升。而双循环新发展格局下,经济循环的畅通将有效提升劳动、资本的流通速率以及资源配置效率,缓解资源错配的问题,从而提高制造业的经济效益、生产效率与全要素生产率等,助推制造业高质量发展。在国内市场的统一与更高水平的对外开放下,阻碍国内外资本与劳动要素流动的非正式的制度性壁垒得到有效减少,市场透明度提高,信息不对称性降低,使得市场运行效率得到有效提升,从而提升制造业企业资源配置效率,更好地发挥市场在资源配置中的决定性作用,提升企业生产效率,助推我国制造业高质量发展。综上,本文提出机制假说2:

H2: 双循环可以通过人力资本积累、技术创新、资源配置推动我国制造业高质量发展。

已有研究指出,从更宽泛的角度看,生产要素不仅包括直接进入生产过程的要素,还包括影响生产要素作用得以发挥的其他要素,即所谓的经济要素(张幼文,2016)。在“双循环”新发展格局下,对制造业发展的探究不能局限于物质资本、人力资本和技术等传统要素,诸如行业市场规模、生产配套能力等经济要素,能为传统要素发挥作用提供保障(吴杨伟等,2021)。超大本土市场规模与更高水平开放的相互作用,不仅能改善各产业资源配置效率,而且能促进产业分工更加细化与完善,有助于企业更好地将规模不经济的生产环节加以分离,以此节约生产成本(胡昭玲,2006),由此企业可以增加创新要素与人力资本的积累,促进产业高端要素的培育。波特的钻石模型认为,完善健全的生产配套能力能够有效提升企业利用要素的效率与能力,有利于行业内企业创新,行业内企业核心技术的形成有助于推动行业高质量发展。并且,随着国内生产配套水平的完善与市场规模扩大及畅通性提高,也会提升制

制造业对国际高端要素的吸引,提升我国制造业对国际高质量中间品中内嵌的高端要素的吸收与学习能力,从而在模仿与产业自主创新相互作用下,更好地推动我国制造业的技术进步,加速由“制造大国”向“制造强国”的转型。从上述意义看,经济要素为传统要素发挥作用提供保障,更加有助于发挥双循环对制造业高质量发展的促进作用,即经济要素在双循环新发展格局助推制造业高质量发展的过程中具有调节作用。据此,本文提出机制假说3:

H3: 经济要素在双循环促进制造业高质量发展中起调节作用。

## 四、模型设定、变量选取与数据来源

### (一) 模型设立

基于上述理论分析,本文构建如下双向固定效应模型来实证分析双循环对制造业高质量发展的影响,具体公式如下:

$$hq_{it} = \alpha_0 + \beta_1 dom_{it} + \beta_2 glb_{it} + \beta_3 dom \times glb_{it} + \sum control_{it} + v_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,下标*i*代表行业,*t*代表年份, $hq_{it}$ 为被解释变量制造业高质量发展指数。 $dom_{it}$ 代表*i*行业第*t*年的国内大循环, $glb_{it}$ 代表*i*行业第*t*年的国际大循环, $dom \times glb$ 为国内国际双循环相互促进的表征变量, $\sum control_{it}$ 代表其他控制变量, $v_i$ 表示年份固定效应, $v_t$ 表示行业固定效应, $\varepsilon_{it}$ 代表随机误差项。

### (二) 变量选取与数据来源

#### 1. 被解释变量

本文的被解释变量为制造业高质量发展( $hq$ )。从内涵上看,制造业高质量发展是充分、均衡的发展,是包含发展方式、发展结果、民生共享等多个维度的供给更优、效益更高的发展(李标和孙琨,2022),要以提高产品质量为主攻方向,以技术创新能力提升为核心,以高端、智能、绿色制造为抓手,促进制造业实现效率变革与质量变革。此外,制造业高质量发展作为一个新的研究范畴,也必须遵循新发展理念所体现的时代要求和基本要领。为此,本文从上述制造业高质量发展内涵出发,结合“创新、协调、绿色、开放、共享”的新发展理念,将制造业细分行业作为评价对象,坚持科学性、系统性与可量化性原则,构建衡量制造业高质量发展的综合评价指标体系,具体如下:(1)产业经济效益。制造业高质量发展必须高效率发展,从投入产出角度看,是经济效益不断提升的发展,是实现工业高质量发展的基础和必然要求(李莉莉和叶阿忠,2022),制造业高质量背景下的经济效益指标包括企业盈利能力、生产效率、投入产出等方面,基于数据的可量化性原则,本文在此选取生产率、利润率与负债率来衡量制造业基本经济效益。(2)产业现代化。制造业高质量发展水平的重要特征之一便是产业现代化水平提高。产业现代化不仅是我国制造业发展的最终目标,而且是制造业以创新为基础的高效率发展与全要素生产率处于较高水平的重要体现。本文选取企业创新水平与产品质量来衡量产业现代化水平:一方面,

企业专利申请与新产品开发是考察工业企业创新能力与创新产出最直接的体现，而创新能力的提升则是企业现代化的基础，能够较好地衡量行业现代化水平；另一方面，工业产品质量合格率的提高能够直观体现产品质量的提升，而企业产品质量提升则是衡量产业现代化程度的微观基础。（3）产业生态效益。制造业高质量发展也必须是绿色发展，坚持贯彻可持续发展理念，牢记既要“金山银山”也要守住“绿水青山”的高质量发展内涵，将资源环境约束纳入决策框架，依靠产业经济效益与效率提升，来降低产业能耗水平、三废排放，并提升环境治理能力。（4）产业对外开放。由新发展理念可知，在“开放的门越来越大”的新发展格局下，行业的对外开放格局对于我国由“制造大国”转向“制造强国”而言具有重要意义。本文从“走出去”与“引进来”两方面来衡量制造业对外开放程度，其中“走出去”通过新产品出口来衡量，“引进来”通过利用外资的“量”与“质”两方面加以考察。（5）产业社会贡献。制造业高质量发展应是体现“共享理念”的发展，是能够很好满足人民日益增长的美好生活需要的发展，要全面审视制造业产业发展的社会协同机制，推动经济系统和社会系统视域内协同嬗变演进的进程（唐红祥等，2019），在经济效益提升与产业结构优化的基础上，增加自身利润率，提升产业的就业贡献能力与收入分配能力。根据以上理论框架，构建包含产业经济效益、产业现代化、产业生态效益与产业社会贡献5个维度的评价指标体系，涵盖了12项二级指标和18个具体指标。上述各项指标所对应的具体指标与计算方法如表1所示。

表1 制造业高质量发展水平指标体系

| 一级指标   | 二级指标  | 三级指标          | 指标解释                    | 指标单位 | 指标属性 |
|--------|-------|---------------|-------------------------|------|------|
| 产业经济效益 | 生产率   | 劳动生产率         | (产成品*标准工时) / (劳动者*日工作时) | %    | 正    |
|        | 利润率   | 规上企业主营业务收入利润率 | 营业利润/主营业务收入             | %    | 正    |
|        | 负债率   | 资产负债率         | 行业总负债/行业总资产             | %    | 负    |
| 产业现代化  | 创新水平  | 创新产出          | 规上工业企业专利申请数的自然对数        | 件    | 正    |
|        |       | 创新市场化         | 规上工业企业新产品销售收入/行业主营业务收入  | %    | 正    |
|        |       | 新产品开发         | 规上工业企业新产品开发项目数的自然对数     | 件    | 正    |
|        | 产品质量  | 工业产品质量合格率     | 行业产品质量合格率               | %    | 正    |
| 产业生态效益 | 能耗水平  | 能源消耗强度        | 行业能源消费总量/行业总产值          | %    | 负    |
|        | 三废排放  | 废水排放          | 行业废水排放总量/行业总产值          | %    | 负    |
|        |       | 废气排放          | 行业废气排放总量/行业总产值          | %    | 负    |
|        |       | 固废产生          | 行业一般固体废弃物产生量/行业总产值      | %    | 负    |
|        | 环境治理  | 工业废水治理        | 工业废水排放达标量/工业废水排放总量      | %    | 正    |
| 产业对外开放 | “走出去” | 新产品出口         | 行业新产品出口收入/新产品销售收入       | %    | 正    |
|        | “引进来” | 外商直接投资数量      | 外商投资企业主营业务收入的自然对数       | 万元   | 正    |
|        |       | 外商直接投资水平      | 行业外商投资企业销售产值/外商投资企业个数   | 万元   | 正    |
| 产业社会贡献 | 就业贡献  | 就业吸纳率         | 行业就业人数/总就业人口数           | %    | 正    |
|        | 收入分配  | 职工工资水平        | 企业从业人员平均工资/当年全国平均工资     | %    | 正    |
|        |       | 税收贡献率         | 规上企业本年应交增值税/工业应交增值税     | %    | 正    |

在指标权重设定的方法方面, 本文选用熵权法分行业对制造业高质量发展综合水平予以定量识别。该法具有客观准确、可信度高的优点, 并且能够应用于多指标、多对象的评价指标体系。具体做法是对各个指标数值的离散程度进行权重赋值。对于测度制造业高质量发展的多维度指标而言, 这种方法不仅能够减小计算难度, 而且能够避免因指标差异小而产生的难以分解的问题。因此本文采用熵权法对制造业高质量发展水平进行定量识别。

## 2. 核心解释变量

本文的核心解释变量为“双循环”。现有文献关于双循环定量分析的研究较少, 本文借鉴Fally (2012) 所提出的封闭经济下一国产业的生产分割程度来衡量我国制造业国内循环与国际循环程度, 该测度方法将制造业生产分割情况解构为国内与国外两个层次, 分别作为国内大循环与国际大循环的表征变量, 并将二者交互项作为双循环相互促进的表征变量。采用该法的主要可行性在于, 在融入全球价值链背景下, 制造业生产环节被片段化, 最终产品生产完成前需要不同的生产环节配合与中间品投入, 这些中间品与生产环节可能来自国内一个地区、一个企业, 或者来自不同国家的不同地区、企业。生产分割是根据中间品流动的产品内分工程度进行衡量, 从微观上来看, 最终产品完成生产前所经历的中间环节越多, 其产业链条就越长, 生产结构就越复杂; 从宏观上来看, 来自不同国家、地区的中间品的流动可能会形成复杂的链式与网状的生产体系, 基于此可将全球范围内的生产分割根据不同国家进行解构, 从而反映最终产品生产过程中的国内外生产循环情况 (王玉燕等, 2021)。具体测度方法如下:

Fally将每个产品中隐含的生产阶段数量定义为封闭经济下一国的生产分割长度。设 $N_i$ 为参与生产 $i$ 产品的平均生产阶段数。这样递归定义 $N_i$ 为产品隐含的生产阶段数依赖于使用中间投入产品隐含的生产阶段数,  $N_i$ 的计算依赖投入产出表, 特别是直接消耗系数矩阵 $[v_{ij}]$ , 其具体计算方式为:

$$N_i = \sum_{n=1}^{\infty} n \cdot u_i^{(n)} = I + \sum_j v_{ij} N_j \quad (2)$$

以上每个产品对应于一个方程, 以此可以计算生产阶段数。若生产 $i$ 产品不需要任何中间投入, 则该产品的生产阶段数为1。若该产品的生产需要中间品投入, 则 $N_i$ 便依赖于需要投入中间品的多少以及相应中间产品自身的生产阶段数。随后参照倪红福等 (2016) 提出的多国开放经济体下各产业生产分割程度的测度方式, 将Fally的单国多部门扩展到多国多部门模型中衡量生产分割长度。具体而言, 在全球投入产出模型中用矩阵表示 $a$ 国 $i$ 行业的生产阶段数为:

$$N_i^a = I + \sum_{b,j} v_{ji}^{ba} N_j^b \quad (3)$$

拓展到多国开放经济体下 $a$ 国 $k$ 个部门的分解公式为:

$$N_i^{aT} = v^T L_{ji}^{aa} + v^T \sum_{a \neq b} L_{ji}^{aa} A_{ij}^{ab} B_{ji}^{ba} + v^T \sum_{a \neq b} B_{ji}^{ba} \quad (4)$$

式中 $L^{aa}$ 、 $A^{ab}$ 与 $B^{ba}$ 分别为a国内部的Leontief逆矩阵、b对a国的直接消耗系数矩阵与a对b国的Leontief逆矩阵。 $N_i^{aT}$ 为a国i部门产品生产所需经历的全球的生产阶段数,即全球生产循环情况,数值上等于国内循环与国际循环之和。 $v^T L_{ji}^{aa}$ 为国内生产分割程度,即代表无国际中间品贸易情况下的国内生产大循环。等式右边后两项分别表示国外产品的生产对a国i产品的中间需求,a国i产品生产对国外产品的中间需求,反映了a国i部门生产与其他国家各部门之间的联系强度,即体现出a国i部门参与国际循环的程度。

### 3. 机制变量

基于前文分析,本文涉及的关键机制为人力资本( $hr$ )、技术创新( $innov$ )以及资源配置情况( $factor$ )。就人力资本而言,劳动者受教育年限提高会带来人力资本改善,因此本文采用劳动者的受教育水平来衡量人力资本水平,具体计算方法为行业受教育人数(受教育大专及以上学历文化程度人数\*16+高中文化程度人数\*12+初中文化程度人数\*9+小学文化程度人数\*6)与行业总人数之比。就技术创新而言,本文从投入角度来度量各行业的科技创新,具体做法为,采用各行业有R&D活动企业数比各行业规模以上企业数。就资源配置情况而言,本文借鉴徐晔和张秋燕(2009)的做法,通过测度DEA-Malmquist指数作为资源配置效率的表征变量,其中投入指标采用行业主营业务成本、全部从业人员平均人数,产出指标选取工业总产值与出口交货值。

### 4. 控制变量

考虑到除双循环这一核心解释变量外,制造业高质量发展还受到其他因素的影响。因此本文纳入了资产结构( $sa$ )、融资约束能力( $fc$ )以及交通运输条件( $tra$ )、金融保险条件( $fin$ )等生产性服务业作为控制变量。分别用行业非固定资产与固定资产净值之比、行业利息支出与负债之比、行业单位从业人员的公路线路里程相对配额、行业单位从业人员的金融保险服务业从业人员相对配额予以表示。

### 5. 数据来源

本文用于衡量制造业行业双循环的数据来源于亚洲开发银行(ADB)的世界投入产出表(ICIO),行业指标体系涉及的数据均来自《中国统计年鉴》《中国工业统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国劳动统计年鉴》《中国环境统计年鉴》和《中国能源统计年鉴》等。由于ICIO数据库制造业分类方式与国内存在差异且国内行业分类标准较以往存在变动,<sup>①</sup>本文在国内制造业与数据库分类方式相匹配的基础上,最终选定15个制造业行业进行分析。<sup>②</sup>在时间范围选取上,考虑亚洲开发银行的世界投入产出表不包含2001~2006年的数据,且2008年前中国经济仍然处于国际大循环

① 制造业行业分类标准在1994年、2002年、2011年和2017年分别进行过修订;2002年、2011年与2017年的分类标准之间差异不大,因此本文统一采用2017年的分类标准。

② 最终匹配的15个制造业行业分别为:食品、饮料和烟草;纺织品及纺织产品;皮革、皮革制品和鞋类;木材及木材和软木制品;纸浆、纸张、纸制品、印刷和出版;焦炭、精炼石油和核燃料;化学药品和化工产品;橡胶和塑料;其他非金属矿物;基本金属和金属制品;机械;电机及光学设备;运输设备;其他制造业;废弃资源综合利用业。

阶段，经济的外向化趋势比较明确（黄群慧和倪红福，2021；陆江源等，2022），故选用的起始时间为2009年。此外，虽然亚洲开发银行的世界投入产出表数据已更新至2022年，但国内2022年的制造业细分行业数据仍有大量缺失，因此最终选取2009~2021年这一时间范围进行研究。最后，本文为了提高数据的准确性与可靠性，对于数额较大的变量所缺失的数据采用插值法进行补充。

表 2 描述性统计

| 变量            | 变量名称    | 观测值 | 平均值       | 中位数       | 标准差       | 最小值      | 最大值       |
|---------------|---------|-----|-----------|-----------|-----------|----------|-----------|
| <i>hq</i>     | 高质量发展指数 | 195 | 0.098     | 0.085     | 0.057     | 0.032    | 0.533     |
| <i>dom</i>    | 国内大循环   | 195 | 2.716     | 2.688     | 0.313     | 1.882    | 3.600     |
| <i>glb</i>    | 国际大循环   | 195 | 0.501     | 0.494     | 0.102     | 0.230    | 1.234     |
| <i>fin</i>    | 金融保险    | 195 | 2.720     | 2.221     | 1.855     | 0.097    | 7.998     |
| <i>tra</i>    | 交通运输    | 195 | 12.846    | 11.260    | 8.453     | 0.585    | 34.922    |
| <i>sa</i>     | 资产结构    | 195 | 1.671     | 1.466     | 0.734     | 0.616    | 3.709     |
| <i>fc</i>     | 融资约束能力  | 195 | 0.055     | 0.054     | 0.008     | 0.037    | 0.093     |
| <i>innov</i>  | 技术创新    | 195 | 0.158     | 0.127     | 0.104     | 0.027    | 0.572     |
| <i>hr</i>     | 人力资本    | 195 | 10.403    | 8.502     | 8.592     | 0.611    | 38.360    |
| <i>factor</i> | 资源配置效率  | 195 | 1.078     | 1.059     | 0.152     | 0.705    | 1.598     |
| <i>ms</i>     | 市场规模    | 195 | 26869.684 | 20141.785 | 20143.628 | 1238.650 | 76096.640 |

五、基准回归分析

（一）基准回归结果

表3为双循环影响制造业高质量发展的基准回归结果。其中奇数列没有加入控制变量，偶数列加入控制变量，且对后两列控制固定效应。从基准回归结果中可以看出，在控制固定效应前，无论是否加入控制变量，双循环与制造业高质量发展之间均在5%的置信水平下存在着显著正相关关系；在控制固定效应之后，双循环对制造业高质量发展的回归结果依旧在1%的置信水平下显著为正，且显著性提高，这说明双循环相互促进有助于推动我国制造业高质量发展。由此初步证明了前文理论假设1的正确。

表 3 基准回归结果

| 变量                      | (1)                | (2)                | (3)                | (4)                |
|-------------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| <i>dom</i>              | 0.060***<br>(3.48) | 0.057***<br>(3.19) | 0.039*<br>(1.86)   | 0.041*<br>(1.91)   |
| <i>glb</i>              | 0.122**<br>(2.55)  | 0.136***<br>(2.85) | 0.107**<br>(2.13)  | 0.097*<br>(1.93)   |
| <i>dom</i> × <i>glb</i> | 0.040**<br>(2.31)  | 0.049***<br>(2.71) | 0.082***<br>(3.86) | 0.085***<br>(4.01) |
| 控制变量                    | 不控制                | 控制                 | 不控制                | 控制                 |
| 行业固定效应                  | 否                  | 否                  | 是                  | 是                  |
| 时间固定效应                  | 否                  | 否                  | 是                  | 是                  |
| N                       | 195                | 195                | 195                | 195                |
| R <sup>2</sup>          | 0.453              | 0.470              | 0.457              | 0.469              |

注：括号内统计量为 t 值，\*\*\*、\*\*、\* 分别代表 1%、5%、10% 水平下显著。

（二）稳健性检验

1. 替换被解释变量

为排除不同测度方法对于估计结果可能产生的影响，本文改变被解释变量制造业高质量发展的量化方法，借鉴汪芳（2022），从制造业绿色发展效率与出口技术两

方面来测度制造业高质量发展水平。首先构建包含期望产出和非期望产出的环境技术模型，在全域生产可能性集下，运用DEA构造衡量能源环境的全域SBM方向性距离函数，在此基础上构建出GML生产率指数，最后假设2008年的绿色发展效率为1，依据GML指数进行相乘进而得到2009~2021年各行业的绿色发展效率。其次用我国生产产品的多样化与独特性来衡量我国产品的复杂度，进而将其用于衡量我国出口技术结构。具体做法为，依据李小平等（2015）提供的制造业行业与SITC三位码对照表，最终确定与15个行业相对应的245种3位数层面产品集合，测算出产品层面的复杂度后，将各产品归类到不同行业，随后利用产品出口值占行业出口总值的比重作为权重，汇总得到行业出口技术结构。在分别测度出绿色发展效率与出口技术权重后，再通过均值法对二者加以无量纲化，最后采用补偿性加总函数量化制造业高质量发展水平。

随后，利用上述改变计算方法所得的制造业高质量发展水平进行实证分析，其中核心解释变量、控制变量的选择均与前文一致。表4前两列为更换被解释变量后的回归分析结果，从中可以看出，虽然更换被解释变量的测度方法，但双循环与制造业高质量发展的回归结果依旧在1%的置信水平下显著为正，与前文控制固定效应的基准回归结果一致，再次验证了双循环能够助推制造业高质量发展的理论假说。

## 2. GMM 基准回归模型

为避免遗漏重要解释变量、各变量之间内生性的问题以及双循环与制造业高质量发展之间可能存在的双向因果问题，本文采用动态广义矩估计（GMM）面板模型，并采用动态面板模型，将制造业高质量发展水平的滞后一期作为模型的工具变量，来进行稳健性检验。具体做法为，在（1）式的基础上加入制造业高质量发展指数的一阶滞后项，控制可能存在的动态效应以及内生性问题。

$$hq_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 hq_{i,t-1} + \beta_1 dom_{it} + \beta_2 glb_{it} + \beta_3 dom \times glb_{it} + \sum control_{it} + v_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中， $hq_{i,t-1}$ 表示滞后一期的制造业高质量发展水平，估计系数为 $\alpha_1$ ，其余变量与（1）式相同。

对（5）式进行GMM方法估计，计量结果如表4中动态面板部分所示。作为一致估计，GMM方法成立的前提条件是所有工具变量都有效，差分方程中残差序列不存在二阶及以上阶的自相关，因而需要进行Hansen检验和Arellano-Bond序列相关检验。从检验结果来看，不论是差分GMM还是系统GMM，二者的Hansen检验中各列值均大于0.1，说明模型（3）~（6）的工具变量选取均是有效的，并且各列汇报的AR（2）的值也均大于0.1，表明各模型残差不存在二阶序列自相关。从动态面板回归系数值来看，滞后一期的制造业高质量发展水平是高度正向显著的，并且在引入滞后变量后双循环与制造业高质量发展之间仍存在着高度显著的正向相关关系。这不仅表明了制造业高质量发展水平具有一定路径依赖，上一期的发展水平将会影响当期制造业高质量发展水平，而且一定程度上排除了制造业高质量发展与双循环之间可能存在的双向因果与内生性问题，再次证明了双循环相互促进对制造业高质量发展的确具有显著的促进作用，证明了本文结论的稳健性。

表 4 替换被解释变量与内生性处理

| 变量             | 静态面板               |                    | 动态面板               |                    |                    |                    |
|----------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
|                | 替换被解释变量            |                    | 差分GMM              |                    | 系统GMM              |                    |
|                | (1)                | (2)                | (3)                | (4)                | (5)                | (6)                |
| <i>L1.hq</i>   |                    |                    | 0.261**<br>(2.39)  | 0.271**<br>(2.40)  | 0.319**<br>(2.19)  | 0.330**<br>(2.47)  |
| <i>dom</i>     | 0.037***<br>(3.72) | 0.037***<br>(3.61) | 0.014<br>(0.84)    | 0.021<br>(1.09)    | 0.037***<br>(3.12) | 0.038***<br>(2.64) |
| <i>glb</i>     | 0.039*<br>(1.69)   | 0.041*<br>(1.74)   | 0.051<br>(1.19)    | 0.046<br>(1.14)    | 0.070<br>(1.41)    | 0.080<br>(1.50)    |
| <i>dom×glb</i> | 0.038***<br>(3.83) | 0.037***<br>(3.72) | 0.098***<br>(2.85) | 0.093***<br>(2.86) | 0.057***<br>(2.58) | 0.062***<br>(2.58) |
| 固定效应           | 是                  | 是                  |                    |                    |                    |                    |
| 控制变量           | 不控制                | 控制                 | 不控制                | 控制                 | 不控制                | 控制                 |
| AR (1)         | /                  | /                  | 0.191              | 0.183              | 0.181              | 0.174              |
| AR (2)         | /                  | /                  | 0.466              | 0.492              | 0.471              | 0.694              |
| Hansen         | /                  | /                  | 0.433              | 0.915              | 1.000              | 0.967              |
| R <sup>2</sup> | 0.652              | 0.646              | /                  | /                  | /                  | /                  |
| N              | 195                | 195                | 165                | 165                | 180                | 180                |

注：Hansen 检验的零假设为工具变量与扰动项不相关，即模型不存在过度识别；AR (1) 和 AR (2) 检验的零假设为残差不存在一阶、二阶自相关，检验部分的值是各检验结果的P值，括号内统计量为t值，\*\*\*、\*\*、\*分别代表1%、5%、10%水平下显著。

### 3. 内生性处理

虽然在前文基准回归模型中通过控制双重固定效应与不同层面影响制造业高质量发展的可能因素，在一定程度上缓解了内生性的干扰，但模型仍有遗漏变量的可能。此外，国内国际双循环与制造业高质量发展之间可能存在着逆向因果关系，双循环在发挥行业要素吸引效应的同时，也可能意味着行业产业配套更加完善，促使高端要素集聚，进而促进我国制造业双循环水平发展。因此，本节通过构建工具变量采用2SLS法来进一步解决上述可能存在的内生性问题。

具体做法为，拟选取国际大循环滞后一期作为制造业国际大循环的基准工具变量。具体来说，一方面，当期制造业双循环水平与其上一期的发展水平高度相关，满足了工具变量相关性的要求；另一方面，内外循环发展水平的滞后项具有“前定性”，与当期的随机扰动项不相关，满足工具变量排他性的要求。此外，考虑检验的稳健性，本文还借鉴王玉燕等（2021）的研究，利用日本的国内循环程度的滞后两期值作为本文的另一个工具变量（IV2）。从相关性条件看，日本与中国在地理位置上毗邻，贸易相关度高，与中国的生产分割程度相关性较强（刘维刚等，2017），即日本国内循环程度与我国国内循环之间可能存在正相关关系。排他性方面，日本的生产分割反映的是他国生产情况与中国制造业的发展程度不直接相关，满足工具变量外生性和相关性的选取条件。

基于工具变量的内生性检验结果汇报于表5，从表中可以看出，考虑了可能存在的内生性问题后，核心解释变量双循环的回归系数依旧在10%的置信水平下显著为正，即考虑了潜在的内生性问题后，双循环能够促进制造业高质量发展的结论依旧正确，再次验证了本文基准回归结果的稳健性。此外，关于工具变量有效性的检验结果汇报于表5的第7行与第8行，结果显示，各列Cragg-Donald Wald F统计量均在10%

显著性水平上大于Stock-Yogo临界值，LM统计量均在1%显著性水平上拒绝原假设，表明上述两种工具变量均通过了弱工具变量检验与可识别检验，本文工具变量的构建合理且有效。

4. 数据清洗

为克服极端异常值对检验结果的影响，得到更为稳健的回归结果，本文对被解释变量、解释变量以及控制变量做1%水平下的双边缩尾处理，具体回归结果汇报于表6第(1)、第(2)列，其与基准回归结果保持了一致。

5. 去中心化处理

为进一步检验前文基准回归结果的稳健性，本文参照Balli & Sørensen (2013)的做法，对核心解释变量 $dom$ 、 $glb$ 与 $dom \times glb$ 同时进行去中心化处理，具体回归结果如表6的第(3)与第(4)列所示，核心解释变量去中心化双循环回归结果与前文保持一致。

(三) 异质性分析

前文已经论证了双循环与制造业高质量发展之间的关系，且对其进行了稳定性检验以及分析了影响机制，但双循环对不同类型制造业行业带来的影响差异还需要进一步探索，因此，本文根据各行业研发投入强度的相对高低，将15个行业平分为3组，即高技术层次行业组、中技术层次行业组以及低技术层次行业组，对不同技术层次的行业进行异质性检验，具体结果如表7所示。从表7中可以看出，双循环显著助推了中技术层次与高技术层次制造业行业高质量发展，而对于低技术层次行业而言，在加入控制变量后，二者并不存在相关关系。

表5 内生性检验

| 变量               | 工具变量检验IV1          |                    | 工具变量检验IV2          |                    |
|------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
|                  | (1)                | (2)                | (3)                | (4)                |
| $dom$            | 0.065***<br>(3.26) | 0.056***<br>(2.85) | 0.050***<br>(2.97) | 0.046***<br>(2.73) |
| $glb$            | 0.090**<br>(2.22)  | 0.109***<br>(2.71) | 0.114**<br>(2.03)  | 0.128**<br>(2.33)  |
| $dom \times glb$ | 0.028*<br>(1.73)   | 0.039**<br>(2.41)  | 0.033**<br>(2.12)  | 0.043***<br>(2.75) |
| 控制变量             | 不控制                | 控制                 | 不控制                | 控制                 |
| 时间固定效应           | 是                  | 是                  | 是                  | 是                  |
| LM statistic     | 62.236***          | 61.904***          | 93.788***          | 95.774***          |
| Wald F statistic | 100.702***         | 91.850***          | 165.870***         | 168.914***         |
| N                | 180                | 180                | 165                | 165                |
| R <sup>2</sup>   | 0.433              | 0.455              | 0.435              | 0.456              |

注：括号内统计量为t值，\*\*\*、\*\*、\*分别代表1%、5%、10%水平下显著。

表6 去中心化与数据清洗

| 变量                   | 数据清洗               |                    | 去中心化处理             |                    |
|----------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
|                      | (1)                | (2)                | (3)                | (4)                |
| $dom$                | 0.019<br>(0.83)    | 0.023<br>(1.00)    |                    |                    |
| $glb$                | 0.211***<br>(3.08) | 0.189***<br>(2.74) |                    |                    |
| $dom \times glb$     | 0.077***<br>(3.62) | 0.079***<br>(3.75) |                    |                    |
| $de\_dom$            |                    |                    | 0.101***<br>(6.02) | 0.107***<br>(6.33) |
| $de\_glb$            |                    |                    | 0.082<br>(1.63)    | 0.063<br>(1.26)    |
| $de\_dom \times glb$ |                    |                    | 0.383***<br>(4.78) | 0.423***<br>(5.32) |
| 控制变量                 | 不控制                | 控制                 | 不控制                | 控制                 |
| 行业固定效应               | 是                  | 是                  | 是                  | 是                  |
| 时间固定效应               | 是                  | 是                  | 是                  | 是                  |
| N                    | 195                | 195                | 195                | 195                |
| R <sup>2</sup>       | 0.475              | 0.484              | 0.598              | 0.625              |

注：括号内统计量为t值，\*\*\*、\*\*、\*分别代表1%、5%、10%水平下显著。

对低技术行业来说，低技术行业国际获益能力较弱，且大多为劳动密集型产业，早期主要依靠我国大量优质廉价劳动力而迅速发展，从双循环中的获益相对较小，并且随着近些年我国劳动力成本的逐渐上升以及东南亚等国家的兴起，我国低技术行业发展降速，亟需通过自身产业结构调整与升级来推动自身的发展，提升自身发展的质量与竞争力。对于中高技术行业而言，双循环都能够显著地促进其高质量发展，但从回归结果的显著性来看，高技术行业的双循环回归系数更加显著，说明相较于中技术行业，双循环对高技术行业高质量发展的促进作用更明显，其可能原因在于高技术行业与全球价值链的融合程度更高，对外开放水平高，并且国内生产配套设施更齐全，高度要素培育能力更强，行业规模更大，以及所得到的国家政策倾斜更多，能够更好地在国内国际双循环相互作用下提升自身发展水平。

表 7 不同技术层次异质性分析

| 变量                      | 低技术层次             |                   | 中技术层次             |                   | 高技术层次              |                    |
|-------------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|--------------------|--------------------|
|                         | (1)               | (2)               | (3)               | (4)               | (5)                | (6)                |
| <i>dom</i>              | -0.006<br>(-0.12) | -0.029<br>(-0.56) | -0.011<br>(-0.55) | -0.005<br>(-0.23) | 0.039***<br>(3.47) | 0.039***<br>(3.24) |
| <i>glb</i>              | 0.169<br>(0.96)   | 0.204<br>(1.06)   | 0.128<br>(1.37)   | 0.114<br>(1.20)   | -0.035<br>(-1.27)  | -0.039<br>(-1.36)  |
| <i>dom</i> × <i>glb</i> | 0.053<br>(1.04)   | 0.052<br>(1.02)   | 0.057*<br>(1.89)  | 0.064**<br>(2.06) | 0.067***<br>(3.30) | 0.072***<br>(3.27) |
| 控制变量                    | 不控制               | 控制                | 不控制               | 控制                | 不控制                | 控制                 |
| 行业固定效应                  | 是                 | 是                 | 是                 | 是                 | 是                  | 是                  |
| 时间固定效应                  | 是                 | 是                 | 是                 | 是                 | 是                  | 是                  |
| N                       | 65                | 65                | 65                | 65                | 65                 | 65                 |
| R <sup>2</sup>          | 0.037             | 0.141             | 0.541             | 0.537             | 0.766              | 0.757              |

注：括号内统计量为 t 值，\*\*\*、\*\*、\* 分别代表 1%、5%、10% 水平下显著。

（四）进一步分析

前文基准回归分析揭示了双循环确实可以促进中国制造业高质量发展，并且通过稳健性检验与内生性检验证明该结论的正确性。本节在前文基础上，进一步明晰双循环对制造业高质量发展的促进效应在不同发展维度下的具体表现，对表1中影响制造业高质量发展的4个维度分别采用熵权法进行综合评分，并采用OLS线性基准回归分析进行计量检验，具体回归结果汇报于表8。从表8的第(1)~(3)列可以看出，双循环显著促进了制造业产业的经济与生态效益提高，并推动了我国制造业现代化进程，这一方面得益于双循环经济循环畅通所带来的生产成本减少，从而利于产业提升经济收益，并做好低碳、减排；另一方面得益于，双循环的培育与引进双重作用提升我国制造业高端要素集聚度，进而促进技术进步，推进高质量发展。表8第(4)列汇报了双循环对我国制造业社会贡献所产生的影响，从中可以看出，国内国际双循环相互促进对该维度的影响不存在显著性关系，其可能原因在于，有关各行业职工工资水平等的影响因素，在一定程度上要受到地区经济发展水平的影响，这也就削弱了双循环对该维度的影响。

表8 双循环对不同维度高质量发展的影响

| 变量                      | 经济效益<br>(1)        | 现代化<br>(2)         | 生态效益<br>(3)        | 社会贡献<br>(4)     |
|-------------------------|--------------------|--------------------|--------------------|-----------------|
| <i>dom</i>              | 0.016*<br>(0.68)   | 0.020**<br>(1.12)  | 0.012*<br>(0.50)   | 0.043<br>(0.96) |
| <i>glb</i>              | 0.183**<br>(2.54)  | 0.181**<br>(2.45)  | 0.202***<br>(2.84) | 0.037<br>(0.28) |
| <i>dom</i> × <i>glb</i> | 0.079***<br>(3.59) | 0.074***<br>(3.26) | 0.083***<br>(3.79) | 0.043<br>(1.06) |
| 控制变量                    | 控制                 | 控制                 | 控制                 | 控制              |
| 行业固定效应                  | 是                  | 是                  | 是                  | 是               |
| 年份固定效应                  | 是                  | 是                  | 是                  | 是               |
| N                       | 195                | 195                | 195                | 195             |
| R <sup>2</sup>          | 0.430              | 0.396              | 0.455              | 0.078           |

注：括号内统计量为t值，\*\*\*、\*\*、\*分别代表1%、5%、10%水平下显著。

## 六、机制分析与调节效应

### （一）机制分析

前文的回归分析证明了前文所提的理论假说1，从基准回归的角度证明了双循环能够推动制造业高质量发展。本节为证明前文所提出的机制假说的合理性，构建如下中介效应模型，通过下述模型并结合前文理论，从要素投入的路径，来分析双循环推动制造业高质量发展的内在机理，并对前文所提出的机制假说2进行实证检验，借鉴温忠麟等（2004）的中介效应检验方法，设定如下模型：

$$hq_{it} = \alpha_0 + \beta_1 dom_{it} + \beta_2 glb_{it} + \beta_3 dom \times glb_{it} + \sum control_{it} + v_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$M_{it} = \alpha_0 + \gamma_1 dom_{it} + \gamma_2 glb_{it} + \gamma_3 dom \times glb_{it} + \sum control_{it} + v_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$hq_{it} = \alpha_0 + \theta_1 dom_{it} + \theta_2 glb_{it} + \theta_3 dom \times glb_{it} + \theta_4 M_{it} + \sum control_{it} + v_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

其中，下标*i*代表行业，*t*代表年份，*M*为中介变量，分别代表人力资本积累（*M1*）、技术创新（*M2*）以及资源配置效率（*M3*）。其余变量均与模型（1）保持一致。本文中介效应检验步骤为：若 $\beta_3$ 、 $\gamma_3$ 与 $\theta_3$ 均显著，且 $\theta_3$ 与 $\beta_3$ 相比变小或显著下降，那么说明存在中介效应，具体回归结果见表9。

表9中第1列是将双循环与高质量发展的基准回归结果用于后续中介效应检验的结果。第2列与第3列为人力资本积累的中介机制检验结果，其回归结果表明，双循环与人力资本积累在1%的置信水平下存在着正向相关关系，在第3列加入中介变量人力资本（*M1*）后，中介变量系数在1%水平上显著为正，且基准回归系数数值有所下降，表明此时存在部分中介效应。为了稳健性起见，本文采用系数乘积检验法Bootstrap检验来检验间接效应是否显著，具体检验结果汇报于表9第6行，从中可以看出Bootstrap检验的置信区间中不包含0，表明中介效应成立，间接效应显著，中介变量选取有效，即双循环通过提升人力资本积累水平有效地促进了制造业高质量发

展。表9中第4列与第5列为技术创新的中介机制检验结果，它们表明，双循环在1%的水平上显著推动了我国制造业高质量发展，且回归系数值为0.076，仍小于基准回归的系数值，表明存在中介效应，采用Bootstrap法检验后，发现中介效应成立，中介变量选取合理，证明双循环通过提升技术创新能力有效地促进了制造业高质量发展。表9第6至第7列汇报了资源配置效率改善的中介机制检验结果，它们表明双循环显著促进了资源配置效率的升级，在第7列纳入中介变量M3后，回归系数数值有所下降，表明资源配置效率的改善产生了中介效应，为稳健性起见，继续采用Bootstrap法进行检验，结果显示置信区间中并不包含0，表明中介变量选取有效，即双循环通过改善资源配置效率有效促进了制造业高质量发展。

综上，上述机制分析的回归结果证明了前文机制假说2的正确性，也证实了双循环通过人力资本积累、技术创新能力提升以及资源配置效率改善来推动制造业高质量发展。

表 9 机制分析回归结果

| 变量                     | 基准回归                | 人力资本积累                |                    | 行业技术创新                |                    | 资源配置效率                |                    |
|------------------------|---------------------|-----------------------|--------------------|-----------------------|--------------------|-----------------------|--------------------|
|                        | <i>hq</i>           | <i>M1</i>             | <i>hq</i>          | <i>M2</i>             | <i>hq</i>          | <i>M3</i>             | <i>hq</i>          |
| <i>dom×glb</i>         | 0.143***<br>(10.75) | 1.058***<br>(7.92)    | 0.084***<br>(7.47) | 0.104***<br>(5.42)    | 0.076***<br>(8.46) | 0.940***<br>(8.14)    | 0.087***<br>(7.62) |
| <i>M1</i>              |                     |                       | 0.020***<br>(3.41) |                       |                    |                       |                    |
| <i>M2</i>              |                     |                       |                    |                       | 0.272***<br>(7.76) |                       |                    |
| <i>M3</i>              |                     |                       |                    |                       |                    |                       | 0.018***<br>(2.72) |
| Bootstrap检验<br>95%置信区间 |                     | [0.034785, 0.0321819] |                    | [0.0014823, 0.471396] |                    | [0.000746, 0.0288646] |                    |
| 控制变量                   | 控制                  | 控制                    | 控制                 | 控制                    | 控制                 | 控制                    | 控制                 |
| 行业固定效应                 | 是                   | 是                     | 是                  | 是                     | 是                  | 是                     | 是                  |
| 时间固定效应                 | 是                   | 是                     | 是                  | 是                     | 是                  | 是                     | 是                  |
| N                      | 195                 | 195                   | 195                | 195                   | 195                | 195                   | 195                |
| R <sup>2</sup>         | 0.571               | 0.744                 | 0.534              | 0.642                 | 0.643              | 0.861                 | 0.522              |

注：括号内统计量为 t 值，\*\*\*、\*\*、\* 分别代表 1%、5%、10% 水平下显著。

（二）双循环对制造业高质量发展影响的调节效应检验

根据前文理论分析，双循环可能通过经济要素等作用机制，调节双循环对制造业高质量发展的影响。因此，本节在理论分析的基础上，进一步利用调节效应对双循环关于制造业高质量发展的影响机制进行检验。关于经济要素的衡量，本文选取行业市场规模（*ms*）作为其代理变量，并采用行业工业总产值来衡量，构建计量方程如下：

$$hq_{it}=\alpha_0+\beta_1dom_{it}+\beta_2glb_{it}+\beta_3dom\times glb_{it}+\beta_4dom\times ms_{it}+\beta_5glb\times ms_{it}+\beta_6dom\times glb\times ms_{it}+\sum control_{it}+v_i+v_t+\varepsilon_{it}$$

( 9 )

按照行业市场规模从高到低排序后，根据中位数划分市场规模较大组与市场规模较小组，基于两组别的调节效应检验结果汇报于表10，结果显示，交互项

$dom \times glb \times ms$ 在市场规模较大组别中显著为正,而在市场规模较小组别中则不再具备经济显著性,这一差别说明,行业市场规模越大,其高质量发展受到双循环的影响作用越明显,即证明了前文所提出的机制假说3,市场规模对双循环推动制造业高质量发展具有正向调节作用。

表 10 调节效应检验

| 变量                         | 市场规模较大             |                    | 市场规模较小             |                   |
|----------------------------|--------------------|--------------------|--------------------|-------------------|
|                            | (1)                | (2)                | (3)                | (4)               |
| $dom \times glb$           | 0.279***<br>(7.35) | 0.275***<br>(7.06) | 0.084***<br>(2.59) | 0.084**<br>(2.38) |
| $ms$                       | 0.000***<br>(3.99) | 0.000***<br>(3.79) | -0.000<br>(-0.60)  | -0.000<br>(-0.61) |
| $dom \times glb \times ms$ | 0.000***<br>(3.29) | 0.000***<br>(3.20) | 0.000<br>(0.49)    | 0.000<br>(0.46)   |
| 控制变量                       | 不控制                | 控制                 | 不控制                | 控制                |
| 行业固定效应                     | 是                  | 是                  | 是                  | 是                 |
| 时间固定效应                     | 是                  | 是                  | 是                  | 是                 |
| N                          | 91                 | 91                 | 104                | 104               |
| $R^2$                      | 0.665              | 0.688              | 0.629              | 0.632             |

注:括号内统计量为t值,\*\*\*、\*\*、\*分别代表1%、5%、10%水平下显著。

## 七、结论与启示

为探讨中国制造业高质量发展水平及影响因素,从产业经济效益、现代化、生态效应以及社会贡献4个维度构建综合评价指标测度细分行业的高质量发展水平。在此基础上,分析了制造业高质量发展与“双循环”的内在关系,本文从要素投入的特定视角,理论分析了“双循环”对中国制造业高质量发展的影响及内在作用机制,并以此为先导,在科学构建和测度制造业高质量发展和双循环指标基础上,利用2009~2021年中国制造业15个行业的面板数据,进一步开展的计量检验发现:第一,国内、国际双循环及其二者相互促进,均能助推中国制造业高质量发展,且上述结论在各种稳健性检验与内生性检验下依然成立。第二,分技术层次检验发现,“双循环”有效联动对高技术产业的促进效果更好,而中低技术产业次之。第三,从具体作用机制来看,制造业行业人力资本的积累、技术创新能力的提高以及资源配置效率的改善,是“双循环”助推制造业高质量发展的内在作用机制。第四,以行业市场规模为表征的经济要素在“双循环”促进制造业高质量发展起到正向调节作用,即行业市场规模越大,越有利于发挥“双循环”对于中国制造业高质量发展的促进作用。

本文研究不仅有助于拓宽对中国制造业高质量发展影响因素的认识,而且对于如何利用“双循环”新发展格局提升制造业要素投入水平,从而助推制造业高质量发展,也有重要政策含义。

一方面,要加快构建形成“双循环”新发展格局。为此,对内要继续强化体制改革,进一步畅通国内大市场,加快国内市场一体化进程,提升国内大循环对高端

要素的培育能力,同时要加快实施扩大内需战略,提升国内本土需求市场规模,从而增强我国对国际高端要素的吸引力。对外要积极参与全球与区域经济合作,新发展格局并不是“不开放”,而是要实施更高水平的对外开放,要积极推动多边或双边经贸合作,做经济全球化的推手。

另一方面,要进一步减少要素市场行政扭曲,消除要素流动的制度性障碍与壁垒。双循环新发展格局的本质,无论是从内循环还是国际大循环角度看,“畅通”都是其内在要求,也是据此实现提升要素投入质量和水平以及优化要素配置的关键。当前,中国经济发展正朝着高质量发展新阶段迈进,为此,政府首先要减少经济发展阻力,降低制度性交易成本,进一步提升国内与国际市场的畅通性。其次,要全面深化体制改革,充分发挥市场在资源配置中的主体作用,减少因制度性障碍而造成的要素错配问题,从而提升要素流动效率与速率,提升产业分工水平与生产专业化能力,助推本土市场对高端要素的培育。再次,要重视制造业对国际高端要素引入支持力度,降低新兴外资项目准入壁垒,调整好高端要素与中间品准入的关税。最后,在政策上,既要對高技术行业给予一定政策倾斜,鼓励与支持高技术行业的发展,同时也要加强营商环境法治化与市场化建设,以确保国内外各类生产要素与资源有序流动。这也是加快构建和形成新发展格局的必由之路。

### 参考文献

- [1] 陈丽珊,傅元海.融资约束条件下技术创新影响企业高质量发展的动态特征[J].中国软科学,2019(12):108-128.
- [2] 陈昭,刘映曼.政府补贴、企业创新与制造业企业高质量发展[J].改革,2019(8):140-151.
- [3] 方梓旭,戴志敏.中国制造业高质量发展水平测度及时空特征研究[J].软科学,网络首发(2023-05-17):1-13.
- [4] 付建栋,刘军.资本品、中间品进口与产业结构升级[J].华东经济管理,2023(6):44-53.
- [5] 傅为忠,储刘平.长三角一体化视角下制造业高质量发展评价研究——基于改进的CRITIC-熵权法组合权重的TOPSIS评价模型[J].工业技术经济,2020(9):145-152.
- [6] 高运胜,杨阳.全球价值链重构背景下我国制造业高质量发展目标与路径研究[J].经济学家,2020(10):65-74.
- [7] 郭朝先.产业融合创新与制造业高质量发展[J].北京工业大学学报(社会科学版),2019(4):49-60.
- [8] 胡昭玲.国际垂直专业化分工与贸易:研究综述[J].南开经济研究,2006(5):12-26.
- [9] 黄群慧,倪红福.中国经济国内国际双循环的测度分析——兼论新发展格局的本质特征[J].管理世界,2021(12):40-58.
- [10] 黄娅娜,邓洲.生产要素对制造业的影响分析及政策建议[J].中国井冈山干部学院学报,2022(1):112-122.
- [11] 江小国,何建波,方蕾.制造业高质量发展水平测度、区域差异与提升路径[J].上海经济研究,2019(7):70-78.
- [12] 金碚.关于“高质量发展”的经济学研究[J].中国工业经济,2018(4):5-18.
- [13] 黎峰.国内国际双循环:理论框架与中国实践[J].财经研究,2021(4):4-18.
- [14] 李标,孙琨.新时代中国工业高质量发展的理论框架与水平测度研究[J].社会科学研究,2022(3):73-83.
- [15] 李莉莉,叶阿忠.环境规制能否助推中国工业高质量发展?——基于动态空间Durbin模型的实证研究[J].技术经济,2022(12):99-110.
- [16] 李巧华.新时代制造业企业高质量发展的动力机制与实现路径[J].财经科学,2019(6):57-69.
- [17] 李小平,周纪顺,王树柏.中国制造业出口复杂度的提升和制造业增长[J].世界经济,2015(2):31-57.

- [18] 李英杰,韩平.数字经济下制造业高质量发展的机理和路径[J].宏观经济管理,2021(5):36-45.
- [19] 刘峻峰,李巍,张卫峰.资本要素双循环对企业融资约束的缓解效应[J].经济体制改革,2022(2):144-149.
- [20] 刘明宇,芮明杰.价值网络重构、分工演进与产业结构优化[J].中国工业经济,2012(5):148-160.
- [21] 刘维刚,倪红福,夏杰长.生产分割对企业生产率的影响[J].世界经济,2017(8):29-52.
- [22] 刘志彪.重塑中国经济内外循环的新逻辑[J].探索与争鸣,2020(7):42-49+157-158.
- [23] 陆江源,相伟,谷宇辰.“双循环”理论综合及其在我国的应用实践[J].财贸经济,2022(2):54-67.
- [24] 倪红福,龚六堂,夏杰长.生产分割的演进路径及其影响因素——基于生产阶段数的考察[J].管理世界,2016(4):10-23+187.
- [25] 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(10):143-168.
- [26] 唐红祥,张祥祯,吴艳,等.中国制造业发展质量与国际竞争力提升研究[J].中国软科学,2019(2):128-142.
- [27] 唐琼.“双循环”格局下中国制造业高质量发展的实践路径[J].技术经济与管理研究,2022(6):111-116.
- [28] 汪芳,石鑫.中国制造业高质量发展水平的测度及影响因素研究[J].中国软科学,2022(2):22-31.
- [29] 王高凤,郑玉.中国制造业生产分割与全要素生产率——基于生产阶段数的分析[J].产业经济研究,2017(4):80-92.
- [30] 王卉彤,刘传明,刘笑萍.中国城市战略性新兴产业发展质量测度及时空特征分析[J].城市发展研究,2019(12):130-136.
- [31] 王俊,陈国飞.“互联网+”、要素配置与制造业高质量发展[J].技术经济,2020(9):61-72.
- [32] 王玉燕,涂明慧.国内大循环与制造业全球价值链地位——兼论双循环发展格局的新思路[J].商业研究,2021(6):44-54.
- [33] 温忠麟,张雷,侯杰泰,等.中介效应检验程序及其应用[J].心理学报,2000(5):614-620.
- [34] 文东伟.资源错配、全要素生产率与中国制造业的增长潜力[J].经济学(季刊),2019(2):617-638.
- [35] 吴杨伟,李晓丹.要素投入提升了制造业贸易竞争力吗?——基于拓展要素和调节效应的双重视角[J].世界经济研究,2021(2):49-63+135.
- [36] 邢彦,杨小辉.“双循环”新发展格局下制造业高质量发展的路径选择——基于技术差距视角[J].技术经济与管理研究,2023(2):117-123.
- [37] 徐晔,张秋燕.中国高技术产业各行业资源配置效率的实证研究——基于DEA-Malmquist指数方法[J].当代财经,2009(12):74-79.
- [38] 于春海,章凯莉,孙浦阳.服务市场波动、要素依赖与企业技术创新[J].财贸经济,2023(3):134-149.
- [39] 余东华.制造业高质量发展的内涵、路径与动力机制[J].产业经济评论,2020(1):13-32.
- [40] 余泳泽,杨晓章,张少辉.中国经济由高速增长向高质量发展的时空转换特征研究[J].数量经济技术经济研究,2019(6):3-21.
- [41] 张二震.从贸易大国走向贸易强国的战略选择[J].世界经济研究,2016(10):6-8.
- [42] 张幼文.以要素流动理论研究贸易强国道路[J].世界经济研究,2016(10):3-6.
- [43] 赵霞.“双循环”新发展格局下中国制造业实现高质量发展的路径研究[J].改革与开放,2022(19):28-34.
- [44] 郑江淮,郑玉.新兴经济大国中间产品创新驱动全球价值链攀升——基于中国经验的解释[J].中国工业经济,2020(5):61-79.
- [45] Balli, H. O., B. E. Sørensen, “Interaction Effects in Econometrics”, *Empirical Economics*, 2013,45(1):583-603.
- [46] Collard-Wexler, A., J. De Loecker, “Reallocation and Technology: Evidence from the US Steel Industry”, *American Economic Review*, 2015,105(1): 131-171.
- [47] Fally, T., *Production Staging: Measurement and Facts*, Boulder, Colorado: University of Colorado Boulder, 2012: 155-168.
- [48] Fujita, M., J. F. Thisse, “Globalization and the Evolution of the Supply Chain: Who Gains and Who Loses”, *International Economic Review*, 2006,47(3): 811-836.
- [49] Krugman, P. R., “A Model of Innovation, Technology Transfer, and the World Distribution of Income”, *Journal of Political Economy*, 1979, 87(2): 253-266.

- [50] Messinis, G., A. D. Ahmed, “Cognitive Skills, Innovation and Technology Diffusion”, *Economic Modelling*, 2013,30(1):565–578.
- [51] Moll, B., “Productivity Losses from Financial Frictions: Can Self-financing Undo Capital Misallocation?”, *American Economic Review*, 2014, 104(10): 3186–3221.
- [52] Posner, M. V., “International Trade and Technical Change”, *Oxford Economic Papers*, 1961,13(3): 323–341.

【作者简介】戴翔：南京审计大学经济学院教授，博士生导师，经济学博士。研究方向：开放型经济理论与实践、全球价值链与中国产业发展。

刘长鹏：南京审计大学联合研究院博士研究生。研究方向：开放型经济理论与实践。

张雨：南京大学经济学院副教授，经济学博士。研究方向：区域经济一体化与国际经贸规则。

## Why the Double Cycle Promotes the High-quality Development of Manufacturing Industry: Based on Factor Input Perspective

DAI Xiang<sup>1</sup>, LIU Chang-peng<sup>1</sup> & ZHANG Yu<sup>2</sup>

(1. Nanjing Audit University, Nanjing 211815, China; 2. Nanjing University, Nanjing 210093, China)

**Abstract:** High-quality factor input and its optimal allocation are the micro basis for manufacturing industry to achieve high-quality development. Through the dual role of cultivation and introduction, the “double cycle” improves the level and level of manufacturing factor input, and promotes the high-quality development of manufacturing industry in realizing its optimal configuration. Guided by this theoretical analysis, on the basis of scientifically constructing and measuring the high-quality development of manufacturing industry and the “double cycle” index, the quantitative test conducted by using the panel data of China’s manufacturing industry from 2009 to 2021 shows that, first, the internal cycle, the external cycle and their mutual promotion have indeed played a significant role in promoting the high-quality development of China’s manufacturing industry. This conclusion is still valid under various robustness tests and endogeneity tests. Second, according to the technical level test found that the “double cycle” has a better effect on the high-quality development of high-tech industries. Third, from the specific mechanism of action, the accumulation of human capital, the improvement of technological innovation ability and the improvement of resource allocation efficiency are the internal mechanism of the “double cycle” to promote the high-quality development of the manufacturing industry. Fourth, the economic factors characterized by the industry market size play a positive regulating role in the “double cycle” to promote the high-quality development of manufacturing industry. The theoretical hypothesis has been tested by logical consistency measurement. In the future, it is urgent to accelerate the construction and formation of a new dual-cycle development pattern, and further consolidate the foundation of micro-elements for the high-quality development of the manufacturing industry.

**Keywords:** manufacturing industry; high quality development; double cycle; factor input

(责任编辑：山草)