

智能制造如何影响绿色发展

——基于省级面板数据的分析

姚童欣, 纪鸿阳, 池建宇

(中国传媒大学经济与管理学院, 北京 100024)

摘要: 智能制造推动了技术创新,提高了生产效率,对制造业绿色化发展产生了深远影响。采用2010—2021年30个省份的面板数据,检验绿色创新在智能制造影响绿色发展过程中发挥的中介效应,并考察智能制造对绿色发展的空间溢出效应。结果表明,智能制造水平对绿色发展具有正向影响;绿色创新在智能制造影响绿色发展的过程中发挥了中介效应;异质性检验发现,西部地区智能制造水平对绿色发展的促进效果更明显;智能制造对绿色发展的促进作用具有空间溢出效应。

关键词: 智能制造; 绿色发展; 中介效应; 空间溢出效应

中图分类号: F427; X322 **文献标志码:** A **文章编号:** 1671-1807(2024)24-0071-09

党的二十大报告强调要推动制造业高端化、智能化、绿色化发展。对于企业等微观市场主体,高端化、智能化的具体表现之一是智能制造技术的引入。根据工业和信息化部2016年发布的《智能制造发展规划(2016—2020年)》,智能制造被定义为“基于新一代信息通信技术与先进制造技术深度融合,贯穿于设计、生产、管理、服务等制造活动的各个环节,具有自感知、自学习、自决策、自执行、自适应等功能新型生产方式”,智能制造利用智能化生产工具与技术代替了传统生产工具并节省了大量劳动力,在信息时代被广泛运用于生产加工中。近年来,在高质量发展、绿色制造等理念的背景下,针对传统经济发展方式所面临的能源消耗、环境污染等问题的讨论不断增多,智能制造被赋予更多的绿色发展意义。

智能制造和绿色发展是中国经济未来实现高质量发展的关键方向,而现有理论研究缺乏对绿色发展这一概念的多角度衡量,对智能制造与绿色发展之间的作用关系与具体机制未达成共识。目前,有学者基于工业机器人进口的视角研究智能制造对企业污染排放的影响和作用机制^[1],为本文的研究视角提供了一定借鉴。

在企业的发展过程中,智能制造技术对制造业企

业创新^[2]有积极作用,而在强调绿色制造的背景下,企业绿色创新受到越来越广泛的关注。现有理论研究多关注企业数字化转型对绿色创新的影响,少数研究以能源公司为研究对象检验能源公司人工智能采用率与其绿色创新的关系^[3]。绿色创新在创新的同时改善生态环境质量,具有正外部性,是实现绿色发展的重要驱动力,在智能制造推动绿色发展的机制中可能发挥了中介作用。

智能制造技术的应用不仅转变了传统的生产制造方式,其中蕴含的数字化能力以及制造过程的信息化处理都打破了不同主体间的时空距离,连接了区域之间的经济活动。有学者认为,信息通信技术的应用产生了空间溢出效应,对本地区之外的其他地区产生了积极作用^[4]。因此,智能制造的应用可能促进了生产制造信息空间溢出以及跨区域的产业转移,从而对本地区及周边地区的绿色发展产生影响。

针对以上问题研究的可能性,本文采用2010—2021年30个省份(因数据缺失,未包含西藏地区和港澳台地区)的面板数据来分析智能制造对绿色发展的影响;用工业机器人安装密度对智能制造水平进行表征,从能源消耗和环境污染两个角度衡量制造业绿色发展水平,具体探究智能制造与绿色发展

收稿日期: 2024-06-28

作者简介: 姚童欣(2002—),女,贵州铜仁人,研究方向为数字经济;纪鸿阳(2003—),男,山东青岛人,研究方向为传媒经济学;通信作者池建宇(1977—),男,山西怀仁人,博士,教授,研究方向为产业经济学、传媒经济学、宏观经济学、文化经济学。

之间的作用机制;选取绿色创新作为中介变量,对这一机制进行检验;探究智能制造对绿色发展的空间溢出效应。

本文的理论逻辑是,智能制造通过绿色创新的中介作用实现对绿色发展的促进,同时,本地区智能制造水平的提高会带动周边地区的绿色发展,实现区域共同发展;进一步,为比较智能制造在不同区域发挥的效果,通过异质性检验分析东北、东部、中部和西部地区智能制造对绿色发展的影响。预期结论是,智能制造显著促进了绿色发展;绿色创新能够在智能制造促进绿色发展的过程中发挥中介作用;智能制造对绿色发展存在空间溢出效应;西部地区智能制造对绿色发展的促进效果最显著。

本文的边际贡献可以归结如下:其一,在理论方面,使用中介效应模型等方法,探究工业机器人进口新视角下智能制造对绿色发展的影响机制;使用空间计量模型探究智能制造的空间溢出效应,拓展了区域经济发展理论的框架。其二,在实践方面,采用宏观省级面板数据进行回归,为各省份引入智能制造技术,共同实现绿色发展提供了建议,为西部地区重点提高智能制造水平,实现高质量发展目标提供了理论依据。

1 理论假设

1.1 智能制造对绿色发展的影响

目前,国内外学者从多个视角出发,对智能制造影响不同绿色发展指标进行研究,主要集中在创新、可持续发展和绩效^[5]等方面。其一,创新方面,主要研究目标是智能制造能否促进企业绿色创新。绿色创新作为绿色发展的第一驱动力,充分发挥着经济效益和环境污染治理的作用^[6],以往研究大多从企业微观层面关注数字化转型对工业企业绿色创新的促进作用^[7-9]。同时,从企业外部正式制度与企业内部资源配置两个视角,关注城市绿色发展的媒体关注对绿色技术创新的影响^[10]。其二,可持续发展方面,主要研究目标是企业智能制造能否提高全要素能源效率及绿色全要素生产率等效率,且研究对象主要集中在微观层面。陈俊龙等^[11]从企业层面研究智能制造对制造企业绿色全要素生产率的影响。其三,绩效方面,主要研究目标是提高智能制造水平能否降低企业的碳排放强度,缓解环境污染等问题。张兵兵等^[12]发现绿色进口的方式能够促进城市实现碳减排的目标,碳排放分配效率会影响区域绿色发展效率^[13],而工业的智能化转型和

人工智能的使用对城市环境污染^[14]和企业排放强度^[1]有抑制作用。

智能制造技术与设备的应用在绿色发展过程中发挥着直接作用^[15]。首先,智能制造设备的应用实现了传统设备向新设备的转型,应用机器人后会生产生产技术和减排技术效应^[1]。即随着机器人的应用,一方面,企业的生产技术进步,能源强度下降;另一方面,企业减排设备投资增加,减排技术改进,最终降低企业的排放强度。其次,智能制造技术的应用提高了信息处理能力和数据分析能力,并通过技术革新改变了传统的经济增长模式,有利于提高企业生产率和生产效率,从而推动绿色发展。从整体上看,智能制造的应用,推动制造业的高端化、智能化发展,通过节能减排、降本增效、优化资源配置等方式推动绿色发展。综合上述分析,本文提出以下假设。

H1:智能制造对绿色发展具有正向影响。

1.2 绿色创新的中介效应

在“双碳”目标与绿色发展的背景下,制造业的绿色创新与转型日趋重要^[16]。随着信息技术、数字平台的发展,以运用新信息技术和大数据为主要特征的智能制造在制造业得到越来越广泛的应用,其对企业绿色创新、绿色生产等方面产生了显著的积极效果^[17-18]。绿色能源和绿色技术创新与绿色发展呈正相关关系^[19-21]。廖文龙等^[22]将绿色创新作为中介变量,研究碳排放交易对绿色经济增长的影响。

智能制造除直接影响绿色发展外,也可能通过绿色创新这一中介推动绿色发展。一方面,智能制造的应用能够实现技术与设备的更替与进步,优化资源配置与资金投入结构^[23],推动绿色创新资金投入的增加,以应对污染排放的问题;另一方面,智能制造实现了制造业智能化、高端化发展,提高了技术生产率,推动了绿色专利等绿色创新产出的增加,随着绿色专利转化为实践成果,制造业的能源消耗与污染等问题得到缓解,取得绿色发展。因此,绿色创新在智能制造推动绿色发展的过程中,可能通过提高绿色创新资金投入与成果产出发挥中介作用。综合上述分析,提出以下假设。

H2:绿色创新在智能制造推动绿色发展的过程中具有中介作用。

1.3 智能制造的空间溢出效应

智能制造实现了新兴技术与传统制造过程的深度融合,通过高效的信息收集、传递和处理实现

了智能化、高端化生产加工,从而打破了制造业在时间和空间的距离,使区域间制造业信息共享、技术互通、经济互动更加便利。本地区的智能制造发展,不仅能够促进本地区的绿色发展,还可能通过创新成果和技术方法等信息的传递与共享,对其他地区的绿色发展产生正向的空间溢出效应。

目前,围绕空间溢出效应的理论研究十分广泛,有学者对信息通信技术、新技术群等技术创新的空间溢出效应进行了研究^[24-25],在构建绿色标准和绿色发展指数的同时,Xiong等^[26]利用全局 Moran 指数和空间 Durbin 模型研究了绿色发展的空间相关性和溢出效应,进一步,Luo等^[27]在检验能源利用效率对国家重点战略区绿色发展的影响时,采用空间杜宾模型研究空间溢出效应,但是,目前以智能制造为主体的空间溢出效应研究数量较少。随着智能制造在制造业的应用越来越广泛,研究其空间溢出效应有利于推动制造业的区域协同绿色发展,更好实现高质量发展的目标。

智能制造对绿色发展的空间溢出效应,是区域经济发展理论在高质量发展背景下的理论延伸。区域经济发展理论阐明一个区域在进行经济发展转型时,不仅促进本地区的经济发展,还能够通过积极的空间溢出效应带动周边区域的经济增长^[28]。而智能制造技术的引入,作为区域数字化、智能化、高端化发展转型的重要手段,符合区域经济发展理论的基本条件,因而可能产生积极的空间溢出效应。基于上述分析,提出以下假设。

H3:智能制造对绿色发展的促进作用具有空间溢出效应。

根据以上假设,构建理论机制分析如图 1 所示。

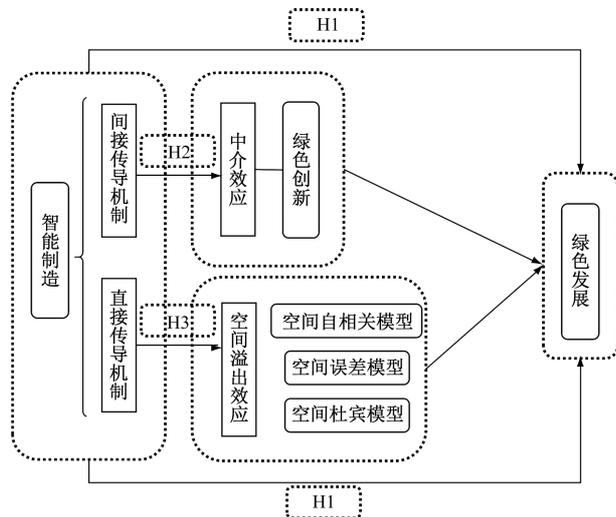


图 1 理论机制分析

2 研究设计

2.1 样本选择和数据来源

本文以 2010—2021 年中国 30 个省份的面板数据作为样本。原始数据来自各中国统计年鉴、各省统计公报、中国城市统计年鉴、中国能源年鉴、中国环境年鉴、IFR 等。对于缺失数据,采用插值法处理。对于多重共线性问题,对上述所有变量进行多重共线性处理,结果显示 VIF 平均值为 3.72,说明上述变量的多重共线性问题在可控范围之内。为避免异常值的影响,对所有变量在 1% 和 99% 水平上进行 Winsorize 缩尾处理。

2.2 变量描述性统计

具体指标描述性统计如表 1 所示。

表 1 描述性统计

| 指标名称 | 变量 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|----------|----------|--------|-------|-------|--------|
| 绿色发展水平 | GD | 0.905 | 0.129 | 0.275 | 0.999 |
| 智能制造水平 | lnIM | 8.295 | 1.551 | 4.712 | 11.670 |
| 绿色创新 | lnApplyG | 7.848 | 1.425 | 4.159 | 10.810 |
| | lnGrantG | 5.611 | 1.485 | 1.386 | 8.520 |
| 绿色全要素生产率 | GTFP | 1.055 | 0.146 | 0.722 | 1.671 |
| 环境规制 | env | 0.015 | 0.009 | 0.001 | 0.043 |
| 外商直接投资 | fdi | 0.020 | 0.015 | 0.000 | 0.075 |
| 经济发展水平 | lnpgdp | 10.830 | 0.472 | 9.733 | 12.010 |

注:所有变量的样本量均为 360。

2.3 变量选取和说明

2.3.1 被解释变量

各省份绿色发展水平(GD)。参考苗效东等^[29]衡量各省份绿色发展水平的方法,将绿色发展的测度分成能源消耗层面和环境排放层面构建评价指标体系。

在能源消耗层面,用制造业单位产值能耗能源的利用效率。在环境排放层面,用制造业二氧化碳排放强度和工业三废排放强度来分别衡量二氧化碳和工业三废的排放水平。为了避免主观判断因素的影响,采用熵值法计算各二级指标的权重,对各省份绿色发展水平进行评价,具体测度体系和指标权重如表 2 所示。

表 2 各省份绿色发展水平测度体系

| 一级指标 | 二级指标 | 指标解释 | 权重 |
|------|------------------------------------|-------------|-------|
| 能源消耗 | 制造业单位产值能耗/(吨标准煤·万元 ⁻¹) | 衡量能源利用效率 | 29.86 |
| | 制造业二氧化碳排放强度/(t·万元 ⁻¹) | 衡量二氧化碳的排放水平 | 38.34 |
| 环境排放 | 工业三废排放强度/(t·万元 ⁻¹) | 衡量工业三废排放水平 | 38.10 |

2.3.2 解释变量

各省份制造业智能制造水平(IM)。工业机器人是智能制造的核心组成部分和重要载体,将工业机器人安装密度作为智能制造水平的代理变量^[30],能较好地反映地区智能制造技术水平和程度。数据来自IFR(International Federation of Robotics)发布的国家级行业级数据,将14个制造业分类与中国的31个制造业进行匹配,通过移动共享法构建工具变量,计算各省份工业机器人安装密度。参考Zhou等^[31]的做法,具体计算公式为

$$Rob_{it} = \sum_{j=1}^{14} \frac{Lob_{ijt}}{Lob_{it}} \frac{Rob_{jt}}{Lob_{jt}} \frac{MRob_t}{L_{2005}} \quad (1)$$

式中: Rob_{it} 为工业机器人的安装密度; Lob_{ijt} 为*i*省份在*j*行业中第*t*年的雇员人数; Lob_{it} 为*i*省份在第*t*年的员工总数; Rob_{jt} 为行业*j*第*t*年安装的工业机器人数量; Lob_{jt} 为*j*行业第*t*年的员工总数; $\frac{MRob_t}{L_{2005}}$ 为本文中设置的工具变量; $MRob_t$ 为*t*年在美国安装的工业机器人的存量; L_{2005} 为2005年美国制造业的雇员人数。

2.3.3 机制变量

绿色创新。使用绿色专利的申请数(lnApplyG)来测度绿色创新,绿色专利申请数(lnApplyG)与授权数相比,在反映企业创新时间方面更具准确性。用绿色专利的授权数(lnGrantG)作为作用机制的稳健性检验。

2.3.4 控制变量

综合已有的对绿色发展水平控制变量的选取,本文从省份层面选取控制变量。参考苗效东等^[29]对控制变量的选取,包括环境规制(env)、外商直接投资(fdi)和经济发展水平(lnpgdp),用环境污染治理投资额占GDP比例衡量环境规制,用外商直接投资额占GDP比例衡量外商直接投资,用人均GDP衡量经济发展水平。主要变量定义如表3所示。

2.3.5 空间权重矩阵

空间权重矩阵(w)。空间权重矩阵用于计算反映空间自相关的莫兰指数并度量空间自相关模型、空间误差模型和空间杜宾模型。本文使用的空间权重矩阵包括地理距离矩阵(w_1)和邻接矩阵(w_2)。

地理距离的空间权重矩阵主要用于计算智能制造和绿色发展的莫兰指数。在地理距离的空间权重矩阵中,元素包括两地质心距离平方的倒数,具体公式为

$$w_1 = \begin{cases} 1/d_{ij}^2, & d_{ij} \geq d \\ 0, & d_{ij} < d \end{cases} \quad (2)$$

表3 主要变量定义

| 变量类型 | 变量符号 | 变量名称 | 变量定义 |
|-------|----------|----------|---------------------------------|
| 被解释变量 | GD | 绿色发展 | 参考苗效东等 ^[29] 用熵值法测算所得 |
| 解释变量 | lnIM | 智能制造 | 参考Zhou等 ^[31] 计算所得 |
| 机制变量 | lnApplyG | 绿色专利的申请数 | 绿色专利的申请数取自然对数 |
| | lnGrantG | 绿色专利的授权数 | 绿色专利的授权数取自然对数 |
| 控制变量 | env | 环境规制 | 各省份环境污染治理投资额与GDP之比 |
| | fdi | 外商直接投资 | 各省份外商直接投资额与GDP之比 |
| | lnpgdp | 人均GDP | 各省份总产出与总人口之比 |

式中: d_{ij} 为各省份省会之间的质心距离。

邻接矩阵主要用于度量空间自相关模型、空间误差模型和空间杜宾模型,是表示各省份是否相邻的0或1矩阵,具体公式为

$$w_2 = \begin{cases} 1, & i \text{ 与 } j \text{ 在空间上相邻} \\ 0, & i \text{ 与 } j \text{ 在空间上不相邻} \end{cases} \quad (3)$$

式中: $i \neq j$,表示各空间单元。

2.4 模型设计

为了检验H1,考察制造业智能制造水平对绿色发展的影响,构建基准回归模型

$$GD_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln IM_{it} + \alpha_2 \text{Controls}_{it} + \phi_i + \rho_t + \mu_{it} \quad (4)$$

式中: GD_{it} 为被解释变量,表示省份*i*在第*t*年绿色发展水平; $\ln IM_{it}$ 为核心解释变量,表示省份*i*的制造业在第*t*年智能制造水平; Controls_{it} 为省份层面的控制变量; ϕ_i 为省份层面的固定效应; ρ_t 为年份固定效应; μ_{it} 为误差项。

为了检验H2,构建以下中介效应模型

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln IM_{it} + \beta_2 \text{Controls}_{it} + \theta_i + \eta_t + \mu_{it} \quad (5)$$

$$GD_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln IM_{it} + \gamma_2 M_{it} + \gamma_3 \text{Controls}_{it} + \phi_i + \rho_t + \mu_{it} \quad (6)$$

式中: M_{it} 为省份*i*在第*t*年的绿色创新,包括绿色专利的申请数和绿色专利的授权数; θ_i 和 φ_i 为省份层面的个体固定效应; η_t 和 ρ_t 为时间固定效应。

对于模型(5)和模型(6),第一步, β_1 表示 $\ln IM_{it}$

对 M_{it} 的总效应,如果 β_1 显著,说明 $\ln IM_{it}$ 对 M_{it} 有显著影响,智能制造水平够影响各省份的绿色创新。第二步,如果 γ_2 显著,则说明中介变量 M_{it} 发挥了作用,影响了各省份绿色发展水平,其中 $\beta_1 \times \gamma_2$ 为中介效应。

为了检验 H3,搭建空间自相关检验模型和空间计量模型。

空间自相关性检验的主要内容是验证各个空间个体之间是否存在依赖性,即本地区的绿色发展与其他地区的绿色发展是否存在相互作用,可以为空间溢出效应的检验奠定基础。一般采用莫兰指数 (I) 来检验变量之间的空间自相关性,其公式为

$$I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (7)$$

式中: n 为样本数量; w_{ij} 为地理距离空间权重矩阵 w_1 的元素; x_i 和 x_j 分别为空间单元 i 和 j 的观测值, \bar{x} 为观测值的均值。莫兰指数 I 的取值范围为 $[-1, 1]$, 当其为正值时,表示存在空间正相关,即各空间单元的活动存在正的空间依赖性;当其为负值时,表示存在空间负相关,即各空间单元的活动存在负的空间依赖性;当莫兰指数 I 为 0 时,表示不存在空间自相关性。

通过邻接矩阵 w_2 和面板数据,构建空间自相关模型、空间误差模型和空间杜宾模型等空间计量模型分析智能制造对绿色发展的空间溢出效应,空间杜宾模型的具体公式为

$$GD_{it} = d_0 + \rho w_2 GD_{it} + d_1 \ln IM_{it} + \gamma w_2 \ln IM_{it} + \lambda w_2 \sum Controls_{it} + d_2 \sum Controls_{it} + \beta_t + \delta_z + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

式中: i 为省份; t 为年份; ρ 为相邻省份绿色发展对本省份绿色发展的影响; γ 为相邻省份智能制造水平对本省份绿色发展的影响; λ 为相邻省份控制变量总水平对本省份绿色发展的影响; w_2 为空间权重矩阵,用省份邻接矩阵表示。 β_t 为时间固定效应; δ_z 为个体固定效应; ε_{it} 为误差项。

3 实证分析及结果验证

3.1 智能制造水平对绿色发展水平的基准结果

对模型 (4) 进行基准回归,回归结果如表 4 列(1)~列(4)所示。列(1)采用聚类稳健的标准误进行智能制造水平对绿色发展水平的简单普通最小二乘法 (ordinary least squares, OLS) 回归,系数显著为正,说明智能制造水平对绿色发展有促进作用。列(2)~列(4)分别在前列的基础上逐步加

入环境规制、对外直接投资、经济水平的控制变量,回归结果依然显著,说明在控制了其他可能影响省份绿色发展水平的变量后,智能制造水平对绿色发展水平仍有促进作用。且列(4)的回归系数和 R^2 的大小较第列(1)有所提高,说明选取的控制变量较为合理。故 H1 成立。

表 4 基准回归结果

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|--------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | GD | GD | GD | GD |
| lnIM | 0.060*** (0.015) | 0.064*** (0.015) | 0.062*** (0.015) | 0.080*** (0.020) |
| env | | 1.389 (1.276) | 1.503 (1.322) | 2.174 (1.429) |
| fdi | | | 1.093 (0.767) | 1.620* (0.804) |
| lnpgdp | | | | -0.085** (0.038) |
| 常数项 | 0.405*** (0.137) | 0.357** (0.150) | 0.345** (0.152) | 1.093*** (0.264) |
| 观测值 | 360 | 360 | 360 | 360 |
| R^2 | 0.524 | 0.532 | 0.547 | 0.596 |

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平;括号内为聚类的稳健的标准误;除了特殊说明,所有回归标准误都聚类到省份层面;经检验不存在异方差。

3.2 内生性检验及稳健性检验

本文通过收集 IFR 联盟、国家统计局等官方数据,分别参考 Zhou 等^[31]的做法和熵值法^[29],构建智能制造和绿色发展水平综合评价,一定程度上降低数据质量对估计结果的影响。同时,在模型估计过程中加入环境规制、对外直接投资等多个变量进行控制,缓解了遗漏变量产生的内生性问题。但考虑到基准回归结果仍然可能存在偏差,如测量误差、遗漏变量、双向因果等内生性问题,本文从以下几个方面对基准回归结果的稳健性进行检验。

3.2.1 替换变量

对于被解释变量绿色发展综合指标体系的构建,本文主要从能源消耗和环境污染两个方面采用熵值法进行二级指标测算,考虑到指标构建的代表性引起的测量误差,借鉴孙豪等^[32]“经济高质量发展-绿色发展”指标体系,进行被解释变量的替换。结果如表 5 列(1)所示,核心解释变量 lnIM 在 1% 的显著性水平上显著且系数为正,说明智能制造水平能够促进绿色发展水平,该结论与表 4 基准回归结果一致,说明考虑了测量误差后的结果依然稳健。

3.2.2 剔除样本

第一,本文样本选取的时间范围为 2010—2021 年,考虑到 2015 年《政府工作报告》首次提出实施

“中国制造2025”计划后,智能制造才陆续正式进入各地政府工作规划中,因此截取2015—2021年样本数据进行检验。结果如表5列(2)所示,智能制造的系数显著为正,表明结果的稳健性。

第二,由于北京、天津、上海、重庆为直辖市,具有较强的综合发展实力和经济水平,技术发展更快,资源更加集中,在智能制造和绿色发展水平上,相对于其他地区政府具有更快的反应力和执行力,可能会使得本文实证部分的因果关系的判断具有内生性问题,因此剔除4个直辖市的样本数据进行回归。结果如表5列(3)所示,核心解释变量lnIM在1%的显著性水平上显著且系数为正,说明智能制造水平能够促进绿色发展水平,该结论与表4基准回归结果一致,再次证明结果的稳健性。

3.2.3 解释变量滞后一期

为了避免解释变量和被解释变量具有双向因果关系的内生性问题,同时检验智能制造的影响是否具有滞后性,将解释变量滞后一期进行回归。结果如表6列(4)所表示,核心解释变量lnIM滞后一期在1%的显著性水平上显著且系数为正,证明本文得到的实证回归结果是显著且稳健的。

表5 内生性与稳健性检验结果

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|----------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | 替换被解释变量 | 剔除样本时间范围 | 剔除样本直辖市 | 解释变量滞后一期 |
| lnIM | 0.121*** (0.025) | 0.066*** (0.010) | 0.087*** (0.020) | |
| L.lnIM | | | | 0.076*** (0.019) |
| 常数项 | 1.035** (0.388) | 0.868*** (0.232) | 1.371*** (0.390) | 1.153*** (0.272) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 360 | 210 | 312 | 330 |
| R ² | 0.659 | 0.650 | 0.613 | 0.587 |

注: *、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平;括号内为聚类的稳健的标准误;除了特殊说明,所有回归标准误都聚类到省份层面;经检验不存在异方差。

3.3 机制检验

为了检验H2,引入中介效应模型,检验绿色创新在智能制造水平影响绿色发展水平过程中的中介作用,回归结果如表6列(1)~列(4)所示。以绿色专利的申请数作为绿色创新的代理变量,由列(1)可以看出,智能制造水平对绿色创新的系数显著为正,说明智能制造水平的提高对绿色创新有显著的促进作用,由列(2)可以看出,智能制造水平和绿色创新的系数均显著为正,且列(2)智能制造

的系数小于列(1)智能制造的系数,说明两者共同影响绿色发展水平,绿色创新能够作为中介变量发挥中介作用。为了检验结果的稳健性,用绿色专利的授权数作为绿色创新的代理变量再次进行检验,结果如列(3)和列(4)所示,中介作用依然存在且呈现促进作用。因此H2成立。

表6 中介效应模型结果

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|----------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | lnApplyG | GD | lnGrantG | GD |
| lnIM | 0.752*** (0.067) | 0.029** (0.011) | 0.735*** (0.093) | 0.036*** (0.008) |
| lnApplyG | | 0.069*** (0.021) | | |
| lnGrantG | | | | 0.057*** (0.017) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 360 | 360 | 360 | 360 |
| R ² | 0.885 | 0.662 | 0.828 | 0.674 |

注: *、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平;括号内为聚类的稳健的标准误;除了特殊说明,所有回归标准误都聚类到省份层面;经检验不存在异方差。

3.4 异质性检验

根据国家统计局整理划分,将北京、天津等城市划分为东部地区,山西、安徽等划分为中部地区,内蒙古、广西等划分为西部地区,将辽宁、吉林等划分为东北地区,对4个地区进行异质性检验。结果如表7所示。

表7 异质性检验结果

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|----------------|-------------------|-------------------|--------------------|------------------|
| | 东部地区 | 中部地区 | 西部地区 | 东北地区 |
| lnIM | 0.049* (0.016) | 0.023* (0.007) | 0.136** (0.031) | 0.007 (0.007) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 120 | 72 | 132 | 36 |
| R ² | 0.654 | 0.827 | 0.711 | 0.454 |

注: *、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平;括号内为聚类的稳健的标准误;除了特殊说明,所有回归标准误都聚类到省份层面;经检验不存在异方差。

表7列(1)~列(4)的结果显示,东部、中部和西部地区中智能制造水平的系数显著为正,东北地区智能制造水平的系数不显著,说明智能制造对绿色发展的影响体现在东部、中部和西部地区,且西部地区的系数更为显著,说明智能制造水平对绿色发展水平的促进作用在西部地区的效果更好。可能的原因是,东北地区产业结构长期偏重传统制造业,高耗能行业占比大,与绿色化和智能化改造推进相对缓慢,同时科技创新能力也相对落后,缺乏

高新技术人才和基础设施建设,智能制造技术转化应用滞缓。对于西部地区,包括以汽车和电子信息等为产业支柱的重庆和以大数据产业为主的贵州,具有优越的环境资源禀赋,在5G、大数据和人工智能领域都有一定程度的发展,带动地区战略性新兴产业,实现智能化和绿色化协同发展。

3.5 空间自相关检验

表8列示了2010—2021年中国智能制造水平与绿色发展水平的莫兰指数及其显著性水平,通过莫兰指数的数值与显著性可以判断各省份智能制造水平与绿色发展水平是否存在空间依赖性。结果表明,智能制造莫兰指数的范围为[0.195, 0.234], Z 的范围为[2.813, 3.295], P 均小于0.01,表明2010—2021年智能制造的莫兰指数在99%置信水平上显著,智能制造在各省份之间存在空间自相关,具有正向空间溢出效应。绿色发展莫兰指数的范围为[0.100, 0.120], Z 范围为[1.931, 2.164], P 均小于0.05,表明2010—2021年绿色发展的莫兰指数在95%置信水平上显著,绿色发展智能制造在各省份之间存在空间自相关,具有正向空间溢出效应。综上,各省份智能制造与绿色发展存在正向空间自相关和溢出效应,揭示了采用空间计量模型的合理性。

表8 2010—2021年中国智能制造与绿色发展的莫兰指数及其显著性水平

| 年份 | 智能制造 | | | 绿色发展 | | |
|------|----------|-------|-------|----------|-------|-------|
| | 莫兰指数 I | Z | P | 莫兰指数 I | Z | P |
| 2010 | 0.195 | 2.813 | 0.002 | 0.120 | 2.077 | 0.019 |
| 2011 | 0.207 | 2.967 | 0.002 | 0.110 | 1.994 | 0.023 |
| 2012 | 0.234 | 3.295 | 0.000 | 0.102 | 1.950 | 0.026 |
| 2013 | 0.205 | 2.942 | 0.002 | 0.100 | 1.925 | 0.027 |
| 2014 | 0.210 | 3.005 | 0.001 | 0.100 | 1.931 | 0.027 |
| 2015 | 0.206 | 2.946 | 0.002 | 0.110 | 2.052 | 0.020 |
| 2016 | 0.200 | 2.881 | 0.002 | 0.118 | 2.139 | 0.016 |
| 2017 | 0.197 | 2.840 | 0.002 | 0.119 | 2.164 | 0.015 |
| 2018 | 0.204 | 2.928 | 0.002 | 0.117 | 2.123 | 0.017 |
| 2019 | 0.210 | 2.997 | 0.001 | 0.117 | 2.123 | 0.017 |
| 2020 | 0.215 | 3.051 | 0.001 | 0.117 | 2.139 | 0.016 |
| 2021 | 0.219 | 3.092 | 0.001 | 0.115 | 2.128 | 0.017 |

3.6 空间溢出效应

最后,检验智能制造水平影响绿色发展水平的空间溢出效应,回归结果如表9列(1)~列(3)所示。第(1)列表示,在空间自回归模型中,智能制造系数在1%的水平下显著,说明智能制造能够有效促进绿色发展;空间自相关系数 ρ 在1%的水平下显著为正,说明周围省份的绿色发展会显著影响本地区的绿色发展。列(2)表示,在空间误差模型中,智能

制造系数在1%的水平下显著,说明智能制造能够有效促进绿色发展; λ 在1%的水平下显著为正,说明相邻省份的环境规制、外商直接投资和人均GDP等水平等也能影响本省绿色发展。列(3)表示,在空间杜宾模型回归中,智能制造系数在1%的水平下显著,且空间权重矩阵 w_2 与智能制造乘积的系数在1%的水平下同样显著,说明智能制造能够显著促进本省份和周边省份的绿色发展, ρ 在1%的水平下显著为正,表明智能制造对绿色发展具有空间溢出效应。

表9 空间溢出效应检验结果

| 变量 | (1) | (2) | (3) |
|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | Sar | Sem | Sdm |
| $\ln IM$ | 0.074*** (0.005) | 0.073*** (0.005) | 0.062*** (0.010) |
| $w_2 \times \ln IM$ | | | 0.055*** (0.011) |
| $w_2 \times env$ | 1.832*** (0.571) | 1.748*** (0.566) | -2.491*** (0.647) |
| $w_2 \times fdi$ | 1.637*** (0.300) | 1.639*** (0.301) | -0.075 (0.531) |
| $w_2 \times \ln pgdp$ | -0.069*** (0.015) | -0.061*** (0.015) | 0.067** (0.030) |
| ρ | 0.007** (0.003) | | 0.219*** (0.068) |
| λ | | 0.010** (0.004) | |
| R^2 | 0.602 | 0.592 | 0.502 |
| 观测值 | 360 | 360 | 360 |
| 时间固定效应 | 是 | 是 | 是 |
| 个体固定效应 | 是 | 是 | 是 |

注:*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平;括号内为聚类的稳健的标准误;除了特殊说明,所有回归标准误都聚类到省份层面;经检验不存在异方差。

4 结论与建议

本文采用2010—2021年间30个省份的面板数据,利用中介效应模型和空间计量模型分析探究智能制造对绿色发展的影响,获得3个方面的结论:智能制造促进了绿色发展,并且绿色创新的提高是智能制造实现促进作用的重要路径;智能制造对绿色发展的促进作用存在异质性,西部地区的智能制造水平对绿色发展的推动效果最显著;智能制造对绿色发展的促进作用具有空间溢出效应,智能制造水平不仅能推动本省绿色发展,还能推动临近省份的绿色发展。基于上述结论,给出以下建议。

(1)加强政策引导,通过政策优惠等方式支持各省份引入智能制造技术,实现绿色发展。基于推动制造业高端化、智能化、绿色化发展的要求,应由

中央和地方各级政府发挥引领作用,带动作为微观主体的企业实现绿色发展。目前,制造业智能制造仍然面临人才不足、全要素生产率降低、成本负担过高等困境,缺少成体系的技术引入和设备安装的相关经验,一定程度上限制了制造业的绿色发展。因此,加强对智能制造试点企业的支持力度,将智能制造引入的成功案例进行推广,形成适应性强的智能制造应用模式,并引导企业提高智能制造水平,优化新一代信息通信技术和工业机器人的引入缓解,为绿色发展提供技术和创新的基础。

(2)继续推动创新驱动发展战略,鼓励企业提高绿色创新力度。为实现高质量发展的目标,鼓励企业坚持绿色创新驱动绿色发展,通过一系列政策鼓励绿色专利的申请、授权与落地,完善绿色创新奖励与监督机制,从而推动绿色发展。

(3)加强省际合作,根据地区特点推动差异化智能制造发展与绿色创新。由于智能制造对绿色发展具有积极的空间溢出效应,各省份在提高智能制造水平的过程中应发挥各地特点,形成有特色、可借鉴的地方智能制造发展模式,降低同质化竞争成本,并通过各省份合作与借鉴,共同实现绿色发展。另外,智能制造发展相关政策对西部地区应有一定倾斜,充分发挥西部地区智能制造对绿色发展的促进作用,为统筹兼顾经济发展与生态环境保护,实现高质量发展树立标杆。

参考文献

- [1] 林熙,刘啟仁,冯桂娟. 智能制造与绿色发展:基于工业机器人进口视角[J]. 世界经济, 2023, 46(8): 3-31.
- [2] 尹洪英,李闯. 智能制造赋能企业创新了吗?——基于中国智能制造试点项目的准自然试验[J]. 金融研究, 2022(10): 98-116.
- [3] WANG Z, ZHANG T, REN X, et al. AI adoption rate and corporate green innovation efficiency: evidence from Chinese energy companies[J]. Energy Economics, 2024, 132: 107499.
- [4] 傅志华,梅辉扬. 数字技术赋能与地方政府环保支出效率: 门槛特征和空间效应[J]. 经济纵横, 2023(4): 31-44.
- [5] 张树山,胡化广,孙磊,等. 智能制造如何影响企业绩效?——基于“智能制造试点示范专项行动”的准自然实验[J]. 科学学与科学技术管理, 2021, 42(11): 120-136.
- [6] CHENG M, WANG J, YANG S, et al. The driving effect of technological innovation on green development: from the perspective of efficiency[J]. Energy Policy, 2024, 188: 114089.
- [7] 冉启英,杨小东,叶林祥. 数字化与持续绿色创新——来自A股上市工业企业的证据[J]. 苏州大学学报(哲学社
- 会科学版), 2024, 45(4): 119-131.
- [8] 李辽宁,韩少真,包瑞婧,等. 数字化转型赋能企业绿色创新: 监督效应与激励效应的分析[J]. 生态经济, 2024, 40(7): 74-81.
- [9] 李春霞,王晓,王志伟. 数字化转型对企业绿色创新的影响——基于资本治理效能提升的视角[J]. 工业技术经济, 2024, 43(7): 22-32.
- [10] 阳镇,凌鸿程,陈劲. 城市绿色发展关注度与企业绿色技术创新[J]. 世界经济, 2024(1): 211-232.
- [11] 陈俊龙,何瑞宇,刘佳丽. 智能制造对制造企业绿色全要素生产率影响的研究[J]. 软科学, 2024, 38(8): 1-6.
- [12] 张兵兵,王捷,闫志俊. 绿色进口如何驱动碳减排及碳达峰目标实现——基于进口绿色技术复杂度视角[J]. 南开经济研究, 2023(8): 119-139.
- [13] LIU B, DING C J, AHMED A D, et al. Carbon emission allowances and green development efficiency[J]. Journal of Cleaner Production, 2024, 463: 142246.
- [14] 杨思莹,李政,李嘉辰. 工业智能化转型的环境效应及其机制研究[J]. 南开经济研究, 2023(11): 186-209.
- [15] WEI X, JIANG F, CHEN Y, et al. Towards green development: the role of intelligent manufacturing in promoting corporate environmental performance[J]. Energy Economics, 2024, 131: 107375.
- [16] 解学梅,韩宇航. 本土制造业企业如何在绿色创新中实现“华丽转型”?——基于注意力基础观的多案例研究[J]. 管理世界, 2022, 38(3): 76-106.
- [17] 谷城,张树山. 智能制造何以实现企业绿色创新“增量提质”[J]. 产业经济研究, 2023(1): 129-142.
- [18] 聂飞,胡华璐,李磊. 工业机器人何以促进绿色生产?——来自中国微观企业的证据[J]. 产业经济研究, 2022(4): 1-14.
- [19] LI J, DONG K, DONG X, et al. Green energy as a new determinant of green growth in China: the role of green technological innovation[J]. Energy Economics, 2024, 114: 106260.
- [20] LIN Y, WANG Q J, ZHENG M Q, et al. Nexus among digital economy, green innovation and green development: evidence from China [J]. Emerging Markets Finance and Trade, 2023, 60(4): 704-723.
- [21] Cheng M, Wang J, Yang S, et al. The driving effect of technological innovation on green development: from the perspective of efficiency [J]. Energy Policy, 2023, 188: 114089.
- [22] 廖文龙,董新凯,翁鸣,等. 市场型环境规制的经济效应: 碳排放交易、绿色创新与绿色经济增长[J]. 中国软科学, 2020(6): 159-173.
- [23] 刘国栋. 数字化对能源企业绿色化发展的影响研究[D]. 北京: 中国社会科学院大学, 2023.
- [24] 胡文玉,王文举,李欣先. 信息技术(ICT)创新扩散及影响因素空间计量分析[J]. 技术经济, 2020, 39(3): 1-9.
- [25] 陈堂,陈光. 数字化转型对产业结构升级的空间效应研

- 究——基于静态和动态空间面板模型的实证分析[J]. 经济与管理研究, 2021, 42(8): 30-51.
- [26] XIONG W, GUO X, SUN Y, et al. Green standard and green development: theory and empirical evidence[J]. Journal of Cleaner Production, 2023, 414: 137768.
- [27] Luo K, Lee C C, Zhuo C. A pathway to coordinated regional development: energy utilization efficiency and green development-evidence from China's major national strategic zones [J]. Energy Economics, 2024, 131: 107402.
- [28] 任保平. 新发展阶段我国区域经济高质量发展的理论逻辑、实践路径与政策转型[J]. 四川大学学报(哲学社会科学版), 2023(3): 81-90.
- [29] 苗效东, 吕明元, 张旭东. 工业大数据对我国制造业绿色发展的影响——基于省级面板数据的空间效应检验[J]. 软科学, 2023, 37(3): 1-10.
- [30] GIUNTELLA O, LU Y, WANG T. How do workers and households adjust to robots? evidence from China [R]. Working pape. Cambridge, MA, USA: National Bureau of Economic Research, 2022: 30707.
- [31] ZHOU P, HAN M, SHEN Y. Impact of intelligent manufacturing on total-factor energy efficiency: mechanism and improvement path[J]. Sustainability, 2023, 15(5): 3944.
- [32] 孙豪, 桂河清, 杨冬. 中国省域经济高质量发展的测度与评价[J]. 浙江社会科学, 2020(8): 4-14.

How Intelligent Manufacturing Affects Green Development: Analysis Based on Provincial Panel Data

YAO Tongxin, JI Hongyang, CHI Jianyu

(College of Economics and Management, Communication University of China, Beijing 100024, China)

Abstract: Intelligent manufacturing has promoted technological innovation, improved production efficiency, and has a far-reaching impact on the green development of manufacturing industry. The panel data of 30 provinces in China from 2010 to 2021 was used to test the intermediary effect of green innovation in the process of intelligent manufacturing on green development, and to examine the spatial spillover effect of intelligent manufacturing on green development. The research results show that intelligent manufacturing level has a positive influence on green development. Green innovation plays an intermediary effect in the process of intelligent manufacturing influencing green development. The heterogeneity test shows that the intelligent manufacturing level in western China has a better effect on promoting green development, and intelligent manufacturing has a spatial spillover effect on promoting green development.

Keywords: intelligent manufacturing; green development; intermediary effect; space spillover effect