

“一带一路”倡议促进中国制造业企业高质量发展实证研究

颜剩勇,冯轲

(湖南科技大学商学院,湖南湘潭 411201)

摘要:文章基于中国A股制造业上市公司2008—2022年的面板数据,构建了符合高质量发展内涵的企业高质量发展水平评价体系,利用双重差分模型检验了“一带一路”倡议对我国制造业企业高质量发展的影响。研究发现,“一带一路”倡议总体上显著促进了我国制造业企业的高质量发展,该研究结果在经过倾向性得分匹配、排除其他同期的政策影响之后仍然稳健。机制分析表明,“一带一路”倡议分别通过供应链整合效应、融资约束缓解效应和压力式创新效应提升了我国制造业企业的高质量发展水平。异质性分析表明,“一带一路”倡议对我国制造业企业高质量发展的促进作用在国有企业、中西部地区企业和产能利用率较高的企业中更为显著。

关键词:“一带一路”倡议;制造业企业;高质量发展

[中图分类号]F272.1 [文献标识码]A [文章编号]1672-934X(2024)05-0068-15

DOI:10.16573/j.cnki.1672-934x.2024.05.009

An Empirical Research on the High-Quality Development of Chinese Manufacturing Enterprises Promoted by the Belt and Road Initiative

Yan Shengyong, Feng Ke

(School of Business, Hunan University of Science and Technology, Xiangtan, Hunan 411201, China)

Abstract: This study, based on the panel data of A-share listed manufacturing enterprises from 2008 to 2022, constructs an evaluation system to meet their high-quality development level that is more in line with its connotation. The impact of the Belt and Road Initiative on the high-quality development of China's manufacturing enterprises is examined by applying the difference-in-difference method. It is found that the initiative significantly promotes our high-quality development in the sectors in general, which remains robust after matching the propensity scores and excluding other policies effects in the same period. Mechanism analysis shows that the initiative elevates the high-quality development to new heights through the supply chain integration effect, the financing constraint alleviation effect, and the pressure innovation effect, respectively. Heterogeneity analysis reveals that the initiative contributes more to the state-owned enterprises, enterprises in the central and western regions, and enterprises with higher capacity utilization rates in terms of high-quality development.

Key Words: the Belt and Road Initiative; manufacturing enterprises; high-quality development

收稿日期:2024-04-13

基金项目:湖南省哲学社会科学基金项目(20JD031);湖南省教育厅重点项目(21A0316)

作者简介:颜剩勇(1971—),男,教授,博士,主要从事财务会计、公司财务和企业社会责任管理研究;
冯轲(1999—),男,硕士研究生,研究方向为公司财务管理。

一、引言

党的二十大报告指出,“高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务。”^[1]制造业的发展质量是一国生产力水平的直接体现,制造业的高质量发展,既是深化供给侧结构性改革、推动经济实现高质量发展的重要内容,也是全面建设社会主义现代化国家的客观要求^[2]。制造业的高质量发展离不开企业的主体性作用^[3],因此,促进制造业企业的高质量发展对振兴实体经济、实现新型工业化、推动我国从“制造大国”转向“制造强国”具有重要意义。在当前以国内大循环为主、国内国际双循环相互促进的新发展格局背景下,制造业企业的高质量发展更离不开高水平的对外开放。“一带一路”倡议作为新时代中国推进高水平对外开放的重大举措,已成为引领“双循环”新发展格局的重要实践路径^[4],因此,研究“一带一路”倡议对我国制造业企业高质量发展的影响具有重要的现实意义。

目前,学界大多从微观视角探讨“一带一路”倡议的政策效应对企业某一属性的影响,如融资约束、投资效率和出口竞争力等^[5-7]。而以综合性较强的高质量发展水平评价体系来检验“一带一路”倡议对我国制造业企业高质量发展的影响的研究较少。部分将“一带一路”倡议与企业高质量发展两个概念进行关联研究的文献,在测度企业高质量发展水平时,也仅以全要素生产率作为企业高质量发展水平的代理变量,这难免有些以偏概全^[8]。因此,有必要从更符合高质量发展内涵的角度探讨“一带一路”倡议的政策效应。本文可能的边际贡献在于:第一,基于时间跨度较长的样本构建指标体系,从较为全面的角度测度我国制造业企业的高质量发展水平,验证“一带一路”倡议对我国制造业企业高质量发展的促进作用,评估加快构建“双

循环”相互促进的新发展格局对我国制造业企业高质量发展的积极影响。第二,探讨“一带一路”倡议通过供应链整合效应、融资约束缓解效应和压力式创新效应促进我国制造业企业高质量发展的机制,丰富“一带一路”倡议对我国制造业企业高质量发展的影响的相关实证研究。第三,检验“一带一路”倡议对我国制造业企业在产权、地域和产能过剩方面的异质性影响,为国家进一步制定相关政策、推动我国制造业企业“走出去”提供参考。

二、理论分析与研究假设

(一)“一带一路”倡议对我国制造业企业高质量发展的影响

企业高质量发展是指在保障发展质量的前提下实现企业经济的高效运行,同时兼顾发展的公平性和可持续性,契合“创新、协调、绿色、开放、共享”的新发展理念^[9]。制造业是国民经济的主体,是实现经济高质量发展的关键引擎。制造业企业的高质量发展与经济高质量发展一脉相承,主要表现为:发展动力从传统要素驱动转向创新驱动,强调企业的持续成长和持续价值创造能力,追求创造高水平、高层次、高效率的经济价值和社会价值^{[3][10]}。

当前,我国正处于以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展阶段,“一带一路”倡议作为引领“双循环”新发展格局的重要实践路径,以政策沟通、设施联通、贸易畅通、资金融通、民心相通作为主要合作内容。政策沟通为我国制造业企业对沿线国家和地区的对外直接投资提供了政治保障,降低了制造业企业“走出去”面临的风险和不确定性。与东道国政府建立的互网络奠定了推进区域投资便利化的基础,为制造业企业投资效率的提高创造了条件^[6];设施联通使“一带一路”沿线国家和地区的基础设施建设得到优化,降低了制造业企

业的成本,提升了高技术产品出口复杂度^[11];贸易畅通提升了“一带一路”沿线国家和地区的交易便利性并降低了贸易壁垒^[7],减少了制造业企业为规避贸易壁垒而产生的额外成本,间接节省了制造业企业在东道国的经营成本^[12],使海外制造业企业能够更好地利用自身比较优势在东道国市场获取可观的交换价值^[13];资金融通能有效改善制造业企业的融资困境,在“一带一路”倡议框架下,国家开发银行、中国进出口银行和亚洲基础设施投资银行等机构的金融支持能够在一定程度上缓解制造业企业的外部融资约束,支持制造业企业的创新^[14];加强与“一带一路”沿线国家和地区的交流,可以弱化我国与其文化差异引发的“外来者劣势”,从而降低制造业企业在东道国市场的沟通成本,并扩大对东道国的出口规模^{[7][15]},进而助力自身产业升级。

基于此,本文提出研究假设 H1:“一带一路”倡议能够促进中国制造业企业高质量发展。

(二)“一带一路”倡议对我国制造业企业高质量发展的影响机制

1. 供应链整合效应

制造业企业的高质量发展离不开与供应链上下游其他企业的协作。现有研究认为,供应链的整合与制造业企业核心竞争力具有显著相关性。一是供应链整合提高了供应链的敏捷性,使制造业企业能够增强对外部环境的适应性^[16]。二是供应链整合使上下游企业之间的信息共享更为通畅^[17],削弱了“牛鞭效应”,提高了上下游相关企业的竞争力和效率^[18]。三是供应链整合有助于核心企业通过供应链与上下游其他企业共同开展产品的研发和生产活动,为制造业企业构建创新协作网络、实现生态创新创造了有利条件^[18]。

我国制造业企业对“一带一路”沿线国家和地区的对外直接投资以顺梯度投资为主。参与“一带一路”倡议的制造业企业能够凭借其在技

术上的比较优势,以较低的成本在东道国获取较为丰厚的利润,并利用对外投资的“出口促进效应”带动上下游配套企业的发展,实现上下游企业的供应链整合。另外,我国政府与“一带一路”沿线国家和地区开展的产能合作项目也有助于优化制造业企业的产业结构,构建新的区域价值链,推动供应链各个节点企业高度协同^[20],促进供应链整合,助力制造业企业高质量发展。

基于此,本文提出研究假设 H2:“一带一路”倡议能够推动中国制造业企业供应链整合,进而实现高质量发展。

2. 融资约束缓解效应

融资约束总体上对我国制造业企业的高质量发展具有抑制作用。一方面,融资约束与投资效率和技术进步之间存在明显的负相关性。由于企业有储备现金用来对抗未来风险的“预防性动机”,因此,融资约束通过抑制企业的投资行为来增加企业的非效率投资^[20]。而技术创新活动的信息不对称和监管复杂性,使其更易受到融资约束的掣肘,资金供给的不足直接抑制了企业技术创新的步伐与深度^[21]。另一方面,由于委托代理问题和企业内部优化“集约效应”等因素,融资约束对纯技术效率和规模效率的影响虽然呈现倒U型,但相关研究表明,我国制造业企业上市公司均处于融资约束过度的状态,融资约束与纯技术效率和规模效率的关系呈现倒U型的右侧,制约了企业全要素生产率的提升^[22]。

“一带一路”倡议是我国提出的重大战略,参与其中的制造业企业能够通过政府部门的金融支持和扶持认证有效缓解融资约束^[23]。一方面,各地方政府积极响应“一带一路”倡议,通过实施税收优惠、发放补贴等方式,为制造业企业提供了更多的外部资金来源^[24]。另一方面,有关部门和机构为参与“一带一路”倡议企业提供

的金融支持向外部投资者传达了企业经营状态良好的信息,通过“信号传递效应”使制造业企业更容易获取贷款^[25]。

基于此,本文提出研究假设 H3:“一带一路”倡议能够缓解中国制造业企业的融资约束,进而促进其实现高质量发展。

3. 压力式创新效应

技术创新是制造业企业实现创新驱动的必要条件,对制造业企业的高质量发展至关重要。技术创新能够提高制造业企业的生产效率、降低制造业企业的生产成本、优化制造业企业的内部资源配置,从而提升其市场竞争力。基于资源基础理论,企业所拥有的特色资源是企业维持竞争优势的基础,而技术创新能够通过创造全新的可持续资源支撑制造业企业高质量发展^[26]。

参与“一带一路”倡议的制造业企业将面临价值链位势和市场竞争两方面的压力,从而倒逼自身技术创新。从价值链位势的视角来看,在共商共建共享原则下,“一带一路”沿线国家和地区在与我国贸易规则的制定中具有平等的地位,这在很大程度上缓解了低位势国家在国际贸易规则制定上的劣势地位,使东道国企业能够凭借“技术溢出效应”在实践中吸收更适合本国的成熟技术,从而倒逼我国价值链位势较低的制造业企业加大技术创新以维持在东道国市场的比较优势^[13],实现价值链攀升^[27]。从市场竞争的视角来看,海外市场的拓展使参与“一带一路”倡议的制造业企业面临本土和东道国双重市场主体的竞争^[28]。中国与“一带一路”沿线国家和地区签订的区域贸易协定、自贸区合作协定等制度性文件也提高了双边贸易产品在商品市场的自由竞争程度^[20],促使我国制造业企业不断加大研发投入、提高出口产品的技术含量以维持市场竞争力。

基于此,本文提出研究假设 H4:“一带一

路”倡议能够倒逼中国制造业企业压力式创新,进而促进其实现高质量发展。

三、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文选取 2008—2022 年的中国 A 股制造业上市公司作为研究对象,剔除 ST、PT 企业和数据存在缺失的样本后,得到 2 911 家企业在 2008 年至 2022 年期间共 19 365 个面板数据。为避免受剔除极端异常值的影响,对回归分析中需要用到的连续变量在 1% 和 99% 分位点进行缩尾处理。本文所使用的数据主要源于 CSMAR 数据库、RESSET 数据库和 Cnrds 数据库,使用 Stata14 软件和 Excel 软件进行数据处理和分析。

(二) 我国制造业企业参与“一带一路”倡议的识别

目前,学界对参与“一带一路”倡议的制造业企业的识别方法大致分为三种:一是根据同花顺官网中“一带一路”概念板块所包含的个股进行识别^{[14][23]};二是根据商务部境外投资企业(机构)备案结果公开名录(以下简称为“商务部境外企业投资名录”)识别企业投资国别和地区是否在“一带一路”倡议范围内^{[6][13]};三是根据企业注册地是否在“一带一路”倡议重点对接省份^[28]来识别。本文将同花顺官网中包含的上市公司、商务部境外企业投资名录中投资地位于“一带一路”沿线国家和地区的企业识别为处理组。另外,虽然首次提出“一带一路”倡议是在 2013 年 9 月,但其正式落地实施始于 2014 年。因此,本文将计量模型中制造业企业受到“一带一路”倡议政策影响的年份确定为 2014 年。

(三) 变量与模型设定

1. 基准回归模型

因为双重差分模型(DID)能够直观地对政策实施前后被解释变量的变化,所以在“一带一路”政策效应的研究中被广泛使用。本文在

参考大量研究“一带一路”倡议的文献基础上,使用如下包含个体时点双重固定效应的DID模型进行估计:

$$Hqd_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Treat_i \times Post_t + \beta X_{i,t} + \gamma_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中,被解释变量 $Hqd_{i,t}$ 为制造业企业高质量发展水平。核心解释变量 $treat_i \times post_t$ 为

两个虚拟变量的交互项,参与“一带一路”倡议的样本为处理组,虚拟变量 $treat_i$ 赋值为1,未参与“一带一路”倡议的样本为控制组,赋值为0;2014年以后的样本 $post_t$ 赋值为1,其他样本赋值为0; γ_i 与 δ_t 分别为个体固定效应和时间固定效应; $X_{i,t}$ 为本文参考其他文献选取的代表企业特征的控制变量,具体内容如表1所示。

表1 控制变量缩写及计算方式

控制变量	缩写	计算方式
企业年龄	Age	ln(样本统计截止年份-企业成立年份)
企业规模	Logvalue	ln(总市值)
成长能力	Growth	当期营业收入/前期营业收入-1
人均工资水平	Wage	ln(支付给职工以及为职工支付的现金/员工人数)
资本密集度	Cap	ln(固定资产净额/员工人数)
前十大股东持股比例	Top10	前十大股东持股比例之和
独立董事占比	Ind	独立董事人数/董事会总人数
资产负债率	Lev	总负债/总资产
盈利能力	Roa	总资产报酬率
产权性质	SOE	国企取值为1,民营企业及其他企业取值为0
现金流量	CF	经营活动产生的现金流量净额/总资产

2. 企业高质量发展水平测度

目前,学界对企业高质量发展水平测度主要采用代理变量和综合指标体系两种方法。采用代理变量的文献大多采用全要素生产率(TFP)代表企业高质量发展水平。但全要素生产率只能反映企业发展的经济成果,无法诠释高质量发展的其他维度。所以,单纯使用TFP来度量企业的高质量发展水平值得商榷。为了在形式上和理论上更加契合企业高质量发展要求,体现高质量发展水平评价体系的全面性,本文构建了包含高质量效益发展、高质量创新发展、高质量绿色发展和高质量共享发展四个维度的企业高质量发展评价体系,在综合考量相关研究所选取指标的种类和数据可得性的基础上确定细分指标^{[8][29]},并使用熵权-TOPSIS法计算最终的高质量发展得分 Hqd ,各级指标、权重以及计算方法如表2所

示。同时,本文在稳健性检验部分将企业高质量发展水平的代理变量替换为全要素生产率,以保证结论的可靠性。

四、基本结果分析

(一)“一带一路”倡议对我国制造业企业高质量发展的影响效果

对模型(1)进行回归,考察参与“一带一路”倡议是否能够促进我国制造业企业的高质量发展。其中,核心解释变量 $Treat \times Post$ 的系数 β_1 代表政策冲击的效果,回归结果如表3所示。其中,表3列(1)未加入控制变量,列(2)、列(3)加入了控制变量。另外,由于本文选取的样本时间跨度较长,考虑到不同地区、不同行业的制造业企业高质量发展水平会随时间发生变动,因此,表3列(3)在模型(1)的基础上进一步控制了省份一时间趋势和行业一时间趋势。表3列

(1)一列(3)的核心解释变量 $Treat \times Post$ 均在总体上能够促进我国制造业企业的高质量发展,故假设H1得到验证。

表2 制造业企业高质量发展评价体系

总目标	维度	一级指标	二级指标
高质量发展	高质量效益发展(0.020 7)	企业经营能力(0.006 2)	全要素生产率(0.006 2) ^①
		企业经济效率(0.011 4)	全员劳动生产率(0.011 4)
		企业投资回报率(0.003 1)	投资回报率(0.003 1)
	高质量创新发展(0.240 6)	创新投入(0.046 8)	研发经费占比(0.046 8)
		创新产出(0.193 8)	专利累计获得数量(0.107 7)
			每单位研发投入的专利申请数(0.086 1)
	高质量绿色发展 ^② (0.448 1)	环保意识(0.024 3)	环保意识(0.024 3)
		环保行为(0.100 3)	环保行为(0.100 3)
		环保投资(0.323 5)	环保投资额占总资产比重(0.323 5)
	高质量共享发展(0.290 6)	员工共享水平(0.033 8)	员工人数增长率(0.012 1)
		员工收入增长率(0.021 7)	
社会共享水平 ^③ (0.256 8)		慈善捐赠额占总资产比重(0.231 7)	
		纳税金额占营业收入比重(0.025 1)	

注:括号内为权重。

表3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	Hqd	Hqd	Hqd
$Treat \times Post$	0.009***	0.010***	0.013***
	(2.61)	(2.85)	(4.62)
常数项	0.093***	-0.038	-0.045
	(16.87)	(-0.94)	(-1.25)
控制变量	否	是	是
年份固定效应	是	是	否
企业固定效应	是	是	是
省份-时间趋势	否	否	是
行业-时间趋势	否	否	是
样本量	19 365	19 311	17 246
R^2	0.058	0.075	0.639

注:括号内为稳健标准误下的 t 值。***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。下同。

(二) 双重差分的可行性分析

1. 平行趋势检验与动态效应

企业的高质量发展是一个动态的、长期的过程,并非一蹴而就。“一带一路”倡议对我国制造业企业高质量发展水平的影响是否具有持续性仍有待检验。同时,为了确保处理组和对照组在政策实施前具有共同趋势,即政策实施前

处理组与对照组不具有显著差异,满足双重差分模型的平行趋势检验,本文参照大部分相关文献的做法,对模型(2)进行回归:

$$Hqd_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \sum_{t=2008}^{t=2022} Treat_i \times Year_t + \beta X_{i,t} + \gamma_i + \delta_t + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中, $Year_t$ 为年份虚拟变量;系数 β_1 代表“一带一路”倡议对中国制造业企业高质量发展的动态效应,回归结果如图1所示。从数值来看, β_1 在 2008—2014 年相对平稳,但在“一带一路”倡议实施年份 2014 年之后出现上升趋势。从显著性来看,在“一带一路”倡议实施之前, β_1 并未表现出显著性,但 2015 年及以后年份的交乘项均在 5% 的水平上显著。^④综合上述结论,在“一带一路”倡议实施之前,处理组样本与对照组样本之间不存在显著差异,满足平行趋势假定;在“一带一路”倡议实施后,参与“一带一路”倡议的对照组企业与未参与的控制组企业在高质量发展水平方面逐渐拉开差距。由此可见,参与“一带一路”倡议对我国制造业企业高质量发展具有长期促进作用。

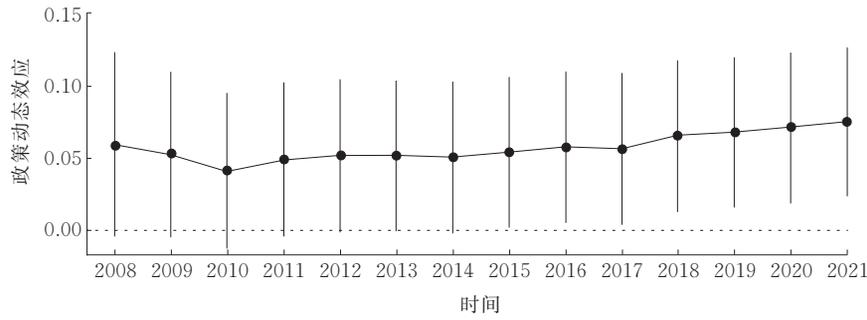


图1 平行趋势检验与动态效应

2. 安慰剂检验

为考察被解释变量 Hqd 的变动受其他未考虑因素的影响及受影响程度,本文参照已有文献的做法,构建参与“一带一路”倡议企业—政策实施时间两个层面的随机试验,对核心解释变量 $Treat \times Post$ 随机排列,并重复回归 1 000 次,得到随机核心解释变量系数 β_1 分布情况,如图 2 所示。由图 2 可知, β_1 服从正态分布并集中在 0 附近,由此可以认为,模型(1)的回归结果未受到遗漏变量的干扰,前文结论仍然稳健。

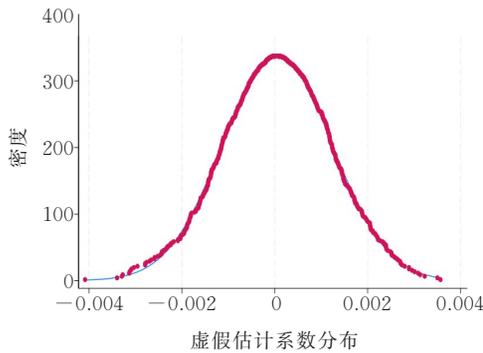


图2 虚假核心解释变量系数分布

(三) 稳健性检验

1. 排除其他同期政策的影响

本文在参考现有研究的基础上^[14],考虑与“一带一路”倡议实施年份相近的“中国—东盟”自贸区建设和“营改增”试点范围推广两项政策的影响,对模型(1)进行重新回归,结果如表 4 所示。表 4 列(1)剔除了包含东盟老成员国的投资目的地样本,列(2)使用交乘项的方式控制“营改增”的政策效应,即将注册地位于“营改

增”范围的企业虚拟变量 VAT_i 赋值为 1,否则赋值为 0;2012 年以后的样本 $After_i$ 赋值为 1,其他样本赋值为 0,将交乘项 $VAT_i \times After_i$ 作为控制变量加入模型(1)进行回归。表 4 列(3)同时考虑了上述两项政策,基于列(1)的样本再加入 $VAT_i \times After_i$ 交乘项回归。表 4 列(1)—列(3)的核心解释变量 $Treat \times Post$ 系数均在 1% 的水平上显著,说明在控制上述两项政策的影响之后,本文的结论依然稳健。

表 4 排除同期干扰政策的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	Hqd	Hqd	Hqd
$Treat \times Post$	0.011*** (2.96)	0.011*** (3.49)	0.011*** (2.97)
$VAT \times After$		-0.002 (-0.59)	-0.002 (-0.54)
常数项	-0.007 (-0.18)	-0.033 (-0.86)	-0.006 (-0.15)
控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
样本量	17 176	19 307	17 176
R^2	0.508	0.510	0.508

2. 倾向性得分匹配

参与“一带一路”倡议的制造业企业可能本身发展状况就优于未参与的制造业企业,为了尽可能减少样本选择偏差带来的影响,本文使用倾向性得分匹配(PSM)方法使“一带一路”倡议的政策效应尽量满足差分意义上的外生性

后,再基于匹配后的样本对模型(1)进行回归。本文使用Logit模型计算倾向性得分值,采用卡尺最近邻匹配的方式:一个处理组样本最多匹配两个控制组样本,卡尺设置为0.05,将模型(1)中代表企业特征的控制变量作为协变量,只对处于共同取值范围内的样本进行匹配。经过PSM处理之后,共有4357

个处理组样本与5996个控制组样本。表5为匹配后平衡性检验结果,其中,所有变量的标准化偏差绝对值在匹配后均小于10,处理组与控制组除*Ind*外的协变量在匹配前均在1%水平上具有显著差异,而匹配后不具有显著差异,可以视为匹配后两组之间的协变量取值不存在系统性偏差。

表5 平衡性检验结果

Variable	Unmatched	Mean		Reduct/%		t-test	
	Matched	Treated	Control	Bias(%)	bias	t	p>t
<i>Logvalue</i>	U	15.972	15.615	35.5	97.8	25.38	0.000
	M	15.972	15.965	0.8		0.41	0.384
<i>Age</i>	U	2.769	2.818	-13.2	87.7	-9.23	0.000
	M	2.769	2.763	1.6		0.88	0.377
<i>Growth</i>	U	0.190	0.171	5.7	53.5	3.81	0.000
	M	0.190	0.199	-2.7		-1.45	0.146
<i>Lev</i>	U	0.454	0.396	30	94.9	20.47	0.000
	M	0.454	0.451	1.5		0.86	0.389
<i>Roa</i>	U	0.047	0.041	8.6	72.6	5.71	0.000
	M	0.047	0.048	-2.4		-1.34	0.181
<i>Wage</i>	U	9.576	9.481	9.3	98.6	6.43	0.000
	M	9.576	9.574	0.1		0.07	0.942
<i>Cap</i>	U	12.593	12.492	9.5	89.3	6.52	0.000
	M	12.593	12.603	-1.0		-0.56	0.574
<i>Top10</i>	U	59.778	58.179	10.7	93.1	7.43	0.000
	M	59.778	58.669	0.7		0.41	0.682
<i>Ind</i>	U	0.378	0.376	3.0	96.6	2.09	0.037
	M	0.378	0.378	0.1		0.06	0.955
<i>SOE</i>	U	0.310	0.321	-2.4	31.2	-1.68	0.094
	M	0.310	0.302	1.7		0.95	0.344
<i>CF</i>	U	0.050	0.049	1.1	65.5	0.76	0.445
	M	0.050	0.050	-0.4		-0.21	0.831
Sample		<i>Ps R²</i>		<i>LR chi²</i>		<i>p>chi²</i>	
Unmatched		0.045		1300.75		0.000	
Matched		0.000		6.15		0.863	

为更直观地展现匹配效果,本文绘制了匹配前后倾向性得分的核密度图(如图3所示)。由图3可知,匹配前处理组与控制组之间的核率密度分布存在明显差异,而匹配后二者的核

密度曲线更为贴近,二者分布差异明显缩小,说明PSM削弱了处理组与控制组之间的差异。

表6为模型(1)基于PSM处理后参与匹配的样本的回归结果。其中,列(1)未加入控制变

量,核心解释变量 $Treat \times Post$ 仍然维持了10%的显著性水平;列(2)加入了控制变量,列(3)控制了行业、城市、时点高维度固定效应,核心解释变量仍在5%的水平上显著,由此可以认为,样本选择偏差对前文的结论并未造成影响。

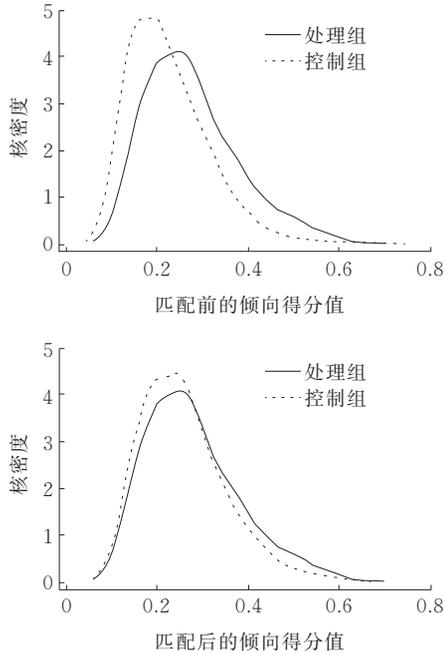


图3 匹配前后核密度函数分布

表6 PSM-DID 回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>Hqd</i>	<i>Hqd</i>	<i>Hqd</i>
$Treat \times Post$	0.009*	0.010**	0.011**
	(1.94)	(2.13)	(2.33)
常数项	0.062***	-0.055	-0.038
	(6.11)	(-0.84)	(-0.56)
控制变量	否	是	是
年份固定效应	是	是	否
企业固定效应	是	是	是
省份-时间趋势	否	否	是
行业-时间趋势	否	否	是
样本量	10 353	10 353	8 347
R^2	0.066	0.075	0.691

3. 替换被解释变量

本文将高质量发展的评价指标由综合评价体系替换为全要素生产率(TFP),分别用LP法和OP法计算全要素生产率 $TFP_{lp_{i,t}}$ 和

$TFP_{op_{i,t}}$ 并代入模型(1)进行回归,回归结果如表7所示。由表7可知,核心解释变量均在5%的水平上显著为正,表明替换被解释变量后,“一带一路”倡议依然对制造业企业高质量发展具有显著促进作用,与前文结论一致。

表7 替换被解释变量回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	TFP_{lp}	TFP_{lp}	TFP_{op}	TFP_{op}
$Treat \times Post$	0.047**	0.054**	0.047**	0.054**
	(2.03)	(2.01)	(2.03)	(2.01)
常数项	10.602***	10.530***	10.604***	10.532***
	(37.64)	(27.77)	(37.64)	(27.77)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	否	是	否
企业固定效应	是	是	是	是
省份-时间趋势	否	是	否	是
行业-时间趋势	否	是	否	是
样本量	19 307	19 307	19 307	19 307
R^2	0.583	0.701	0.583	0.701

五、作用机制分析

前文已阐述了各机制变量影响制造业企业高质量发展的理论逻辑,本文进一步参考江艇^[30]对作用机制分析的操作建议,重点检验“一带一路”倡议对各机制变量的影响,构建模型(3),如下:

$$Mediator_{ij} = \beta_0 + \beta_1 Treat_i \times Post_t + \beta X_{it} + \gamma_i + \delta_t + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

在模型(3)中, $Mediator_{ij}$ 为需要检验的机制变量,同样控制了个体一时点双向固定效应,其他变量设定与前文模型一致。

(一) 供应链整合效应

现有研究大多通过向样本企业发放问卷量表的方式获取供应链整合信息^[23-25]。考虑到使用的样本数量较多和时间跨度较长,用问卷调查法直接测度样本企业在对应年份的供应链整合情况并不适用本文的研究对象。因此,本文参照余长林等^[23]的研究构建 *Concent* 和 *Purch* 两个变量,^⑤通过考察样本企业采购集中度和采

购规模的变化间接反映我国制造业企业的供应链整合情况。将上述两个变量作为被解释变量带入模型(3),得到的回归结果如表8所示。表8列(1)中核心解释变量的系数在5%的水平显著为正,列(2)中核心解释变量的系数在5%的水平显著为负,说明参与“一带一路”倡议扩大了制造业企业采购规模,与此同时,采购标的更为分散,从而推动了我国制造业企业完成供应链整合,假设H2得到验证。

表8 “一带一路”倡议对制造业企业供应链整合的影响

变量	(1) <i>Purch</i>	(2) <i>Concent</i>
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0.113** (2.37)	-0.057** (-2.55)
常数项	13.016*** (29.43)	3.996*** (22.11)
控制变量	是	是
年份固定效应	是	是
企业固定效应	是	是
样本量	16 798	16 766
R^2	0.350	0.758

(二)融资约束缓解效应

本文使用*FC*指数度量样本企业的融资约束程度,*FC*指数越大,表明企业的融资约束问题越严重,回归结果如表9所示。表9列(1)中核心解释变量的系数在1%的水平显著为负,表明参与“一带一路”倡议后,我国制造业企业面临的融资约束明显下降。本文构建*Sub*、*Tax*和*Loan*三个变量,^⑥进一步考察参与“一带一路”倡议后我国制造业企业受到政府补助、享受税收优惠、获取贷款的情况。表9列(2)一列(4)中核心解释变量的系数分别在10%、10%和5%的水平显著为正,可见参与“一带一路”倡议的制造业企业比未参与的制造业企业享受更多的政府补助和税收优惠。同时,政府的扶持认证使金融机构对受政策支持的企业产生了更高的信用担保预期,进一步降低了其获取贷

款的难度,从而缓解了我国制造业企业面临的外部融资难题,假设H3得到验证。

表9 “一带一路”倡议对制造业企业融资约束的影响

变量	(1) <i>FC</i>	(2) <i>Sub</i>	(3) <i>Tax</i>	(4) <i>Loan</i>
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	-0.030*** (-4.85)	0.159*** (2.94)	0.159*** (4.19)	0.009** (2.35)
常数项	2.819*** (40.62)	7.690*** (14.64)	8.376*** (20.87)	0.040 (1.08)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
样本量	18 412	18 412	18 058	18 412
R^2	0.471	0.267	0.753	0.474

(三)压力式创新效应

本文构建的变量*R&D*和*Patent*,^⑦分别从研发投入和专利产出两个角度来衡量“一带一路”倡议是否能够促进我国制造业企业的技术创新。同时,为进一步反映参与“一带一路”倡议后,我国制造业企业研发投入和专利产出的变动受到价值链位势和市场竞争两方面压力的影响,本文对样本企业按照全球价值链地位和市场竞争程度进一步进行分组回归,并使用费舍尔组合检验法考察不同组别样本的回归系数是否具有统计学意义上的显著差异。使用*GVC*指数代表企业全球价值链地位,^⑧该指数数值越大,表明企业所处的全球价值链位势越高;参考胡秋阳等^[31]的研究,使用销售费用占营业收入之比来反映市场竞争程度,该指标的大小与样本企业受到的市场竞争压力成正比,^⑨回归结果如表10和表11所示。从表10和表11的列(1)结果来看,“一带一路”倡议对我国制造业企业的研发投入与专利产出均存在激励效应。对比表10和表11的列(2)与列(3)的结果发现,参与“一带一路”倡议对价值链位势较低的企业技术创新的促进效应更为明显,且组间差异系数均在1%的水平显著,表明“一带一路”沿线国家和地区价值链位势

攀升给“走出去”的制造业企业带来了压力,使其为了维持与东道国企业的位势差必须加大技术创新力度。对比表10和表11列(4)与列(5)的结果发现,市场竞争程度较低的制造业企业在参与“一带一路”倡议后,其研发投入与

专利产出的增幅明显高于市场竞争程度较高的企业,说明面临东道国市场与国内市场的双重竞争压力,参与“一带一路”倡议的制造业企业更有动力进行技术创新,以降低生产成本、提高产品的技术附加值,假设H4得到验证。

表10 “一带一路”倡议对制造业企业研发投入的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>R&D</i>	<i>R&D</i>	<i>R&D</i>	<i>R&D</i>	<i>R&D</i>
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0.159*** (4.98)	0.229*** (4.89)	0.138*** (2.61)	0.117*** (2.72)	0.219*** (4.24)
常数项	10.792*** (26.81)	10.561*** (18.90)	11.452*** (17.53)	10.925*** (20.08)	11.928*** (17.21)
控制变量	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是
样本量	19 119	9 782	9 337	11 848	7 271
R^2	0.871	0.891	0.869	0.879	0.899
分组		价值链位势低	价值链位势高	市场竞争程度低	市场竞争程度高
组间系数差异		0.091($P<0.001^{***}$)		-0.102($P<0.001^{***}$)	

表11 “一带一路”倡议对制造业企业专利产出的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Patent</i>	<i>Patent</i>	<i>Patent</i>	<i>Patent</i>	<i>Patent</i>
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	92.321*** (7.75)	154.497*** (6.39)	55.020*** (3.41)	83.089*** (7.12)	127.774*** (4.25)
常数项	-464.772*** (-4.49)	-556.742*** (-3.19)	-297.795** (-2.19)	-276.152*** (-3.05)	-802.003*** (-2.93)
控制变量	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是
样本量	19 119	9 782	9 337	11 848	7 271
R^2	0.862	0.811	0.902	0.871	0.879
分组		价值链位势低	价值链位势高	市场竞争程度低	市场竞争程度高
组间系数差异		99.477($P<0.001^{***}$)		-44.685($P<0.001^{***}$)	

六、异质性分析

以往相关研究显示,“一带一路”倡议对我国制造业企业高质量发展的影响可能因企业产权性质、地域分布的不同而存在异质性。同时,

基于当前国内总需求不足、部分行业出现产能过剩风险的现实背景,本文进一步使用生产函数法测度样本企业产能的利用率,^⑩按照样本企业在产权性质、地域分布和产能利用率的异质性进行分组回归,并使用费舍尔组合检验法计

算不同组别之间的系数差异显著性,分组回归的结果如表12所示。

表12 异质性分析

变量	按产权性质分组		按地域特征分组			按产能利用率分组	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>Hqd</i>	<i>Hqd</i>	<i>Hqd</i>	<i>Hqd</i>	<i>Hqd</i>	<i>Hqd</i>	<i>Hqd</i>
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0.010** (2.41)	0.014*** (2.70)	0.024** (2.55)	0.012* (1.80)	0.009** (2.39)	0.002 (0.40)	0.025*** (4.02)
常数项	-0.129*** (-2.76)	0.021 (0.26)	0.142 (0.92)	-0.168 (-1.34)	-0.055 (-1.38)	-0.018 (-0.35)	-0.138° (-1.76)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是
样本量	13 907	5 400	2 384	2 870	13 989	12 832	6 475
<i>R</i> ²	0.521	0.500	0.525	0.437	0.527	0.518	0.603
分组	非国有制造业企业	国有制造业企业	西部地区	中部地区	东部地区	产能利用率较低	产能利用率较高
组间系数差异	-0.004**(<i>P</i> <0.05)		西部与东部0.012**(<i>P</i> <0.05),西部与中部0.015***(<i>P</i> <0.01),中部与东部0.003**(<i>P</i> <0.05)			-0.023***(<i>P</i> <0.01)	

区分样本企业产权异质性的结果如表12列(1)、列(2)所示。“一带一路”倡议对国有制造业企业的促进作用优于非国有制造业企业,可能的原因在于:一是产权性质调节了供应链整合对制造业企业创新的促进作用。相关文献指出,供应商集中度下降能够削弱供应商的议价能力、降低企业的路径依赖,从而提高企业的创新积极性。但由于市场导向的因素,非国有制造业企业更倾向于将供应商集中度上升视为增强自身研发创新能力的利好因素,因而在非国有制造业企业中,供应商集中度对企业创新能力的抑制作用遭到削弱。二是信贷资源的“所有制”偏好仍然存在。一方面,“走出去”的企业面临着机遇和风险并存的情况,非国有制造业企业自身资产规模、抗风险能力等方面弱于国有制造业企业,导致金融机构更倾向于向国有制造业企业提供信贷资源^[32];另一方面,为了“政绩”,地方政府存在干预银行信贷决策的行为,使金融资源更多地流向本地国有制造业企业^[33],进而削弱了非国有制造业企业参与“一带一路”倡议后政府扶持的“信号传递效应”。

区分样本企业地域分布的结果如表12列(3)一列(5)所示,^⑩“一带一路”倡议对我国西部地区制造业企业高质量发展的促进作用要明显高于中部地区和东部地区,对中部地区制造业企业的促进作用又高于东部地区。这种“西部>中部>东部”的现象可能源于企业所处地区的经济发展状况和企业参与价值链分工体系的差别。长期以来,西部地区属于经济欠发达地区,该地区的制造业企业相比其他地区更难以获得来自政府和金融机构的外源性融资支持,因而西部地区制造业企业面临的融资约束程度要强于其他地区企业^[34]。与之相反,较发达地区的制造业企业即使未参与“一带一路”倡议,其获取信贷支持的成本也比欠发达地区制造业企业更低,因此,参与“一带一路”倡议对其缓解融资约束的边际效果有所削弱。另外,从价值链分工角度来看,东部地区参与全球价值链分工的程度优于中部地区和西部地区,并且西部地区主要依赖资源禀赋优势参与国家价值链分工体系,对“一带一路”沿线国家和地区的中间品进出口比例相对有限^[35]。加入“一带一

路”倡议能有效推动中西部地区制造业企业嵌入全球价值链分工体系,摆脱对国家价值链分工体系的依赖,利用在“一带一路”沿线国家和地区的比较优势提高参与全球价值链分工体系的程度。因此,参与“一带一路”倡议的压力式创新效应对西部地区制造业企业的影响最大,而对东部地区制造业企业的影响最小。

区分样本企业产能利用率的结果如表12列(6)、列(7)所示,列(6)与列(7)的核心解释变量系数均为正,说明“一带一路”倡议对产能利用率较低和产能利用率较高的制造业企业高质量发展均有促进作用。值得注意的是,对产能利用率较低的制造业企业的促进作用并不存在统计意义上的显著性。产能利用率较低的制造业企业通常被认为可能存在产能过剩情况,可以从产能过剩的成因和后果两方面来分析这种现象:“体制扭曲论”认为,地方政府的政策性补贴诱导企业过度投资,从而导致其产能利用率下降^[36]。因此,产能利用率偏低的制造业企业可能已经享受了一定的政策性补贴。一方面,已有的政策补贴减少了参与“一带一路”倡议的企业通过政府金融支持和扶持认证缓解其融资约束的边际效应;另一方面,参与“一带一路”倡议很可能刺激制造业企业进行盲目投资,产生“潮涌现象”^[38],加剧制造业企业的产能过剩,从而阻碍制造业企业的高质量发展。除此之外,产能过剩使制造业企业的利润率下降。出于逐利动机和生存需求,制造业企业存在削减研发投入的倾向^[38],从而抑制了“一带一路”倡议通过市场竞争和价值链位势的压力对制造业企业创新行为的促进作用。同时,地方政府和银行出于维持就业规模和缓解不良贷款等动机,往往会向产能过剩的制造业企业提供更多政府补贴和信贷资源,使产能过剩的制造业企业挤出了正常的制造业企业的外源性融资^[39],而参与“一带一路”倡议恰好能缓解正常制造业企业外

源性融资的缺口。因此,“一带一路”倡议通过缓解融资约束促进高质量发展的效果在产能利用率高的制造业企业中更为明显。

七、结论与政策启示

本文从更为符合新发展理念的角度构建了测度我国制造业企业高质量发展水平的指标体系,并基于A股制造业上市公司2008—2022年的面板数据,使用双重差分法考察了“一带一路”倡议对我国制造业企业高质量发展的政策效应。研究发现:第一,“一带一路”倡议的实施对参与的制造业企业高质量发展有显著促进作用,且这种促进作用具有长期持续性。在排除其他可能的同期政策影响、使用倾向性得分匹配和替换被解释变量后,该结论仍然成立。第二,“一带一路”倡议能够通过推动制造业企业供应链整合、缓解融资约束、激励参与的制造业企业压力式创新的方式促进我国制造业企业高质量发展。第三,“一带一路”倡议对我国制造业企业高质量发展的促进作用在产权、地域分布和产能利用率三个方面存在异质性:对国有制造业企业的促进作用大于非国有制造业企业;对西部地区制造业企业的促进作用最大,而对东部地区制造业企业的促进作用较弱;对产能利用率较高的制造业企业促进作用要大于产能利用率较低的制造业企业。

本研究表明了积极响应“一带一路”倡议对我国制造业企业高质量发展的重要性,同时也体现了政府的引导在我国制造业企业高质量发展过程中的重要作用。为更好地促进我国制造业企业高质量发展,贯彻落实“坚持把发展经济的着力点放在实体经济上,推进新型工业化”的战略部署,本文得出以下政策启示:第一,我国制造业企业要积极响应“一带一路”倡议。在当前国内总需求不足、发达国家经济衰退导致出口下行的背景下,我国制造业企业要充分

利用“走出去”的政策红利,通过供应链整合效应、融资约束缓解效应以及压力式创新效应提升自身高质量发展水平。同时,要避免为了获得政府提供的政策补贴和金融机构的信贷支持而盲目扩大产能。第二,相关政府部门要扮演好为海外制造业企业“保驾护航”的角色。一方面,加强与“一带一路”沿线国家和地区的沟通协作,进一步降低海外制造业企业的经营成本和投资风险;另一方面,为优质海外制造业企业提供及时、适当的外源性融资支持。同时,要避免“所有制偏好”的不良影响。

[注释]

- ① 参考鲁晓东和连玉君(2012)的研究,本文使用LP法计算出全要素生产率。
- ② 由上市公司环保信息的披露方式、环保目标和环保理念等方面综合评价得出环保意识的综合得分;由上市公司环保教育培训、环保专项行动、环境事件应急机制、“三同时”制度和环保荣誉或奖励等方面综合评价得出环保行为的综合得分。
- ③ 本文将上市公司社会责任报告基本信息表中“捐赠额”数据缺失的样本记为0。
- ④ 2022年的交互项因存在共线性被剔除。
- ⑤ $Concent$ 和 $Purch$ 分别为前五大供应商占比和前五大供应商采购金额的自然对数。
- ⑥ $Sub=\ln(\text{当年收到的政府补助金额总和})$, $Tax=(\text{收到的税费返还})/(\text{收到的税费返还}+\text{支付的各项税费})$, $Loan=(\text{长期借款}+\text{短期借款})/\text{总资产}$ 。
- ⑦ $R\&D$ 为研发费用的自然对数, $Patent$ 为样本企业当年申请的专利总数。
- ⑧ GVC 指数源于对外经贸大学UIBE GVC数据库。
- ⑨ 现有文献大多使用赫芬达尔指数或行业集中度测度市场竞争水平,但上述传统指标只能反映国内市场的行业竞争度。“走出去”企业会受到来自国内市场与东道国市场的双重竞争压力,故使用传统指标的准确程度值得商榷。
- ⑩ 由于各行业的理论最大产能不同,而生产函数法能够降低不同行业企业之间的产能差异。因此,本文选择生产函数法以提高产能利用率计算结果的可比性,具体计算步骤与参考文献保持一致。同时,采用该方法测度

的产能利用率是相对值而非绝对值,因此,本文依照行业平均值对产能利用率进行分组。

[参考文献]

- [1] 习近平.高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗:在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告[M].北京:人民出版社,2022:28.
- [2] 张志元.我国制造业高质量发展的基本逻辑与现实路径[J].理论探索,2020(2):87-92.
- [3] 黄速建,肖红军,王欣.论国有企业高质量发展[J].中国工业经济,2018(10):19-41.
- [4] 应雄,上官子健,刘颖.高质量共建“一带一路”加快构建“双循环”新发展格局[J].中国科学院院刊,2023(9):1343-1349.
- [5] 颜剩勇,王典.“一带一路”企业社会责任、融资约束与投资效率[J].财经科学,2021(2):45-55.
- [6] 刘晓丹,张兵.“一带一路”倡议能否提升企业投资效率?[J].世界经济研究,2020(9):119-134,137.
- [7] 王飞,陈瑞华.“一带一路”倡议与中国制造业出口竞争力提升:基于“五通”机制的分析[J].上海对外经贸大学学报,2024(1):23-35.
- [8] 伍中信,陈放.基于新发展理念的高质量发展评价指标体系构建[J].会计之友,2022(9):146-150.
- [9] 张军扩,侯永志,刘培林,等.高质量发展的目标要求和战略路径[J].管理世界,2019(7):1-7.
- [10] 薛奕曦,张佳陈,张译,等.中国制造业企业高质量发展的联动路径研究[J].科研管理,1-11[2024-07-01].
- [11] 王永进,盛丹,施炳展,等.基础设施如何提升了出口技术复杂度?[J].经济研究,2010(7):103-115.
- [12] 王文宇,贺灿飞,陈新明.贸易壁垒、贸易协定与中国制造业出口网络演化[J].经济地理,2021(11):118-128.
- [13] 王桂军,张辉.“一带一路”与中国OFDI企业TFP:对发达国家投资视角[J].世界经济,2020(5):49-72.
- [14] 吕越,田冀霖.“一带一路”倡议对企业高质量创新的影响研究[J].国际经贸探索,2023(9):33-48.
- [15] 席建成,王陆舰.文化异质性影响制造业出口的机制及效应研究[J].科学学研究,2021(7):1208-1218.
- [16] Prajogo D, Olhager J. Supply chain integration and performance: the effects of long-term relationships, information technology and sharing, and logistics integration[J]. International Journal of Production

- Economics,2012,135(01):514-522.
- [17] 曾敏刚,吴倩倩.供应链设计、供应链整合、信息共享与供应链绩效的关系研究[J].工业工程与管理,2012(4):8-14.
- [18] 李鑫,魏姗,李惠娟.制造业生态创新网络构建及进化逻辑[J].科研管理,2024(1):74-83.
- [19] 韩永辉,韦东明,黄亮雄.中国与“一带一路”沿线国家产能合作的耦合效应研究[J].国际贸易问题,2021(4):143-158.
- [20] 王正芬,李鎔伊.金融保险、融资约束与非效率投资:基于企业异质性视角[J].工程管理科技前沿,2022(5):26-33.
- [21] 鞠晓生,卢获,虞义华.融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性[J].经济研究,2013(1):4-16.
- [22] 肖曙光,彭文浩,黄晓凤.当前制造业企业的融资约束是过度抑或不足:基于高质量发展要求的审视与评判[J].南开管理评论,2020(2):85-97.
- [23] 余长林,孟祥旭.“一带一路”倡议如何促进中国企业创新[J].国际贸易问题,2022(12):130-147.
- [24] 李建军,李俊成.“一带一路”倡议、企业信贷融资增进效应与异质性[J].世界经济,2020(2):3-24.
- [25] Narayanan V K, Pinches G E, Kelm K M, et al. The influence of voluntarily disclosed qualitative information [J].Strategic Management Journal,2000,21(07):707-722.
- [26] 许志勇,韩炳,彭芸,等.企业金融化、技术创新与企业高质量发展[J].科研管理,2023(6):74-84.
- [27] 林毅夫,张鹏飞.后发优势、技术引进和落后国家的经济增长[J].经济学(季刊),2005(4):53-74.
- [28] 尹礼汇,赵伟,吴传清.“一带一路”、OFDI与企业创新:基于沪深上市公司的实证分析[J].重庆大学学报(社会科学版),2022(5):1-13.
- [29] 马宗国,曹璐.制造企业高质量发展评价体系构建与测度:2015-2018年1881家上市公司数据分析[J].科技进步与对策,2020(17):126-133.
- [30] 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.
- [31] 胡秋阳,吴子豪.市场竞争视角下的实体企业金融化与创新挤出[J].经济经纬,2023(5):125-137.
- [32] 张晖明,刘入嘉,王凯.信贷市场:“所有制偏好”还是“规模偏好”[J].经济学动态,2022(5):15-32.
- [33] 余明桂,潘红波.政府干预、法治、金融发展与国有企业银行贷款[J].金融研究,2008(9):1-22.
- [34] 张庆国,黄杏子.国有企业融资约束、全要素生产率与西部地区经济高质量发展[J].南开经济研究,2021(6):179-196.
- [35] 周彦霞,赖嘉豪.中国国家价值链的空间格局及其动态演进[J].财贸研究,2023(7):16-28.
- [36] 朱安东,张宏博.科学认识当前我国产能过剩[J].上海经济研究,2023(12):25-36,62.
- [37] 林毅夫,巫和懋,邢亦青.“潮涌现象”与产能过剩的形成机制[J].经济研究,2010(10):4-19.
- [38] 吴艳,贺正楚,郑晶晶,等.产能利用率影响产业升级的传导途径:技术创新的视角[J].科学决策,2019(2):47-71.
- [39] 陈爱贞,葛海燕,何诚颖.行业产能过剩如何影响正常企业出口?[J].经济学动态,2021(7):82-98.