

ISSN 3105-7551 (print)

ISSN 3105-756X (online)

科研世界

World of Scientific Research

2025年 第1卷 第1期 (双月刊)



QUEST PRESS LIMITED



QUEST PRESS



扫码阅读

科研世界

编委会

主 编

高建国

副主编

郑小红 林建华 林越泽

罗建梅 郑永强 郑瑾瑜

梁卫红 罗炎彬 罗皓轩

(以上排名不分先后顺序)

编委会助理

林玉珍

编辑出版

求索出版社有限公司

地址

澳门巴掌围斜巷19号7楼D

电话

00853-68819699

邮箱

QuestPress@hotmail.com

网站

kysj.scionline2025.com

出版时间

2025 年 10 月

科研世界

World of Scientific Research

2025 年 第 1 卷 第 1 期 (双月刊)

目 次

基于知识关系和活动过程的企业探索性创新绩效实现机制研究	杨连峰, 郑 雪 (1)
环境规制对海洋经济绿色技术进步的影响	肖 峰, 宁致远 (11)
企业融入全球创新网络对关键核心技术创新的影响研究	刘 安, 高 光 (21)
创新型城市建设对经济增长质量的影响机制研究	梁红玉, 姜 峰 (31)
企业战略变革影响组织韧性的效果与边界	付燕妮 (42)
技术错配视角下 AI 技术陷阱及其治理机制研究	陈 华 (49)

基于知识关系和活动过程的企业探索性创新绩效实现机制研究

杨连峰, 郑 雪

1. 大连海事大学, 辽宁大连, 116024; 2. 大连理工大学, 辽宁大连, 116024

摘 要: 基于吸收能力理论, 本文将企业探索性创新活动过程(知识获取、知识吸纳、知识转化和知识创造)与企业间知识关系特征相匹配, 以企业合作关系对为研究对象, 选取企业与合作伙伴的知识相似性、企业与合作伙伴的关系强度、企业内合作网络聚合度和网络距离以及企业探索性创新绩效, 将其分别对应于创新活动过程的四个阶段, 进而考察企业与合作伙伴的知识相似性对企业探索性创新绩效的直接影响, 以及关系强度、网络聚合度和网络距离对上述关系的调节作用。以2005—2015年全球电动汽车技术领域的企业为研究样本, 运用准极大似然泊松回归模型方法进行实证研究。研究结果表明: 知识相似性与企业探索性创新绩效呈倒U型关系; 随着关系强度的增加, 知识相似性与探索性创新绩效之间的倒U型关系变陡峭; 随着网络聚合度的增加, 知识相似性与探索性创新绩效之间的倒U型关系变得平坦; 随着网络距离的增加, 知识相似性与探索性创新绩效之间的倒U型关系未发生显著变化。基于上述结论, 提出企业通过合作伙伴异质性知识的获取以及内部合作网络结构的优化进而提升企业探索性创新能力的结论建议。

关键词: 合作关系对; 知识相似性; 关系强度; 网络聚合度; 网络距离; 探索性创新

0 引言

探索性创新是企业在新技术领域开展研发活动形成创新成果和经济绩效的过程^[1-2]。与开发性创新相比, 探索性创新主要通过知识搜索、变异和试验等, 脱离和超越企业现有的知识基础, 进入新的技术领域, 进而获得竞争优势^[1-2]。然而, 随着技术体系的日益复杂以及企业技术惯性等因素的束缚, 组织较难凭借自身的资源和能力从事探索性创新活动, 合作成为企业增强探索性创新能力的重要方式^[3]。外部合作关系的建立有利于企业获取和吸纳合作伙伴的异质性知识, 并将新知识与企业已有知识组合, 进而形成探索性创新成果。在这一情境下, 企业如何利用内部知识资源从外部合作关系中获取异质性知识进而提升探索性创新能力成为学术界和政府部门关注的焦点议题。

已有大量研究关注外部知识异质性对企业创新绩效的影响, 学者们主要从外部合作伙伴的知识特征以及企业与合作伙伴之间的相对知识特征

两个方面展开。一是合作伙伴知识特征与企业创新绩效之间关系的研究。合作伙伴知识特征主要包括合作伙伴的知识(/技术)多样化、知识异质度等。Sampson^[4]较早分析联盟伙伴技术多样性对企业创新绩效的影响, 研究发现当技术多样化处于适中水平时, 联盟伙伴技术多样性对企业创新的贡献最大。Lee^[5]、叶江峰等^[6-7]研究发现合作伙伴间的技术多样化程度(知识异质度)与企业绩效之间呈现倒U型关系。Gao等^[8]研究表明供应商技术多样化对企业创新绩效具有正向影响。Phelps^[9]则发现企业联盟伙伴技术多样化对探索性创新绩效具有正向促进作用。

二是企业与合作伙伴之间的相对知识特征与企业创新绩效之间关系的研究。相对知识特征主要包括知识相似性、知识(/技术)距离、技术邻近性等。Lane和Lubat-kin^[10]研究发现企业与合作伙伴之间知识相似性的提高有助于促进企业向合作伙伴学习的程度。Nooteboom等^[11]、Gilsing等^[3]发现联盟企业与合作伙伴之间的技术距离与

企业创新绩效呈现倒U型关系。Van de Vrande^[12]则发现企业与合作伙伴之间的技术邻近性对企业创新绩效具有倒U型影响。曾德明和文金艳^[13]进一步研究表明知识距离对企业开发性创新具有负向影响,而对企业探索性创新具有U型影响。吴言波等^[14]研究发现战略联盟知识异质性与企业突破性创新呈倒U型关系,知识搜索强度和网络惯性对上述关系具有正向调节作用。

近年来,一些研究开始关注外部知识活动与组织内合作网络特征二者共同作用对企业创新的影响。Moreira等^[15]研究发现组织内整体网络特征影响企业对外部知识的吸收速度,当企业吸收远离企业自身的知识时,较高的企业内发明人网络多样化以及较大的组织内网络密度能够降低知识吸收的困难,提升企业对外部知识的吸收速度。Grigoriou和Rothaermel^[16]分析组织内合作网络的知识重组能力和协调成本对组织间合作与组织创新之间关系的调节作用。汤超颖等^[17]研究发现,企业外部合作伙伴知识分布的不均匀性和广泛性正向影响企业二元学习平衡,而企业内部研发人员知识分布的重叠性和异质性对上述关系具有调节作用。

综上,已有大量研究考察合作伙伴知识多样化和异质度、企业与合作伙伴的知识相似性、技术距离和技术邻近性等对企业创新绩效的影响,少量研究开始关注企业外部知识活动和内部网络共同作用对创新绩效的影响,但仍存在以下不足。

首先,已有研究将企业合作伙伴的知识特征作为一个整体,通过简单加总或算术平均的方式,衡量企业外部合作伙伴的知识异质性。然而,这种方式无法识别和区分企业创造探索性创新成果所需要的异质性知识的真正来源。实际上,企业的合作伙伴选择具有高度的针对性,企业通常根据合作双方知识关系特征,建立最优的合作组合。因此,有必要将分析对象从合作伙伴整体下沉到合作关系对层面,以更加精准地揭示企业与特定合作伙伴之间的知识关系对企业探索性创新的促

进机制。

其次,现有研究将探索性创新作为黑箱,分析企业从外部伙伴获取的知识元素对探索性创新的影响。较少从关系对层面考察企业从特定伙伴处获取异质性知识,并通过企业内合作网络转化知识,进而形成探索性创新成果这一创新活动过程的微观传导机制。实际上,探索性创新是包含不同活动环节的综合过程。这样,就需要在企业合作关系对层面将探索性创新过程打开,建立“知识关系—活动过程”匹配的分析框架,从微观过程视角揭示合作关系特征对探索性创新的作用机制。

据此,基于吸收能力理论,本文将企业探索性创新活动过程(知识获取、知识吸纳、知识转化和知识创造)与企业间知识关系特征相匹配,从企业合作关系对层面,将企业与特定合作伙伴之间的相对知识特征、合作关系特征、企业内合作网络整体结构特征以及企业探索性创新绩效对应于创新活动过程的四个阶段,考察企业与合作伙伴的知识相似性对探索性创新绩效的直接影响效应,以及企业与合作伙伴的关系强度、企业内合作网络聚合度和网络距离对上述关系的调节作用,以阐明企业探索性创新绩效的实现机制。该研究对于深化探索性创新的理论研究具有一定学术价值,对于促进企业探索性创新实践发展具有重要现实意义。

1 研究设计

1.1 理论基础

根据吸收能力理论,企业从外部吸收知识从事创新活动的过程可划分为四个阶段:知识获取、知识吸纳、知识转化和知识创造^[18]。在Cohen和Levinthal^[18]研究的基础上,Lane和Lubatkin^[10]强调不同外部伙伴的特殊性,提出相对吸收能力的概念,用来反映企业从特定合作伙伴处识别和转化知识的能力。相对吸收能力理论指出,企业对不同合作伙伴的吸收能力是不同的,企业识别

和转化合作伙伴知识的过程由合作伙伴和企业自身特征共同决定。基于此,本研究将企业间合作学习看作一个动态的知识活动过程,从合作关系对层面,构建企业与某一特定伙伴合作促进企业探索性创新绩效提升的过程模型,通过考察合作关系对层面的创新活动过程,深入剖析企业吸收外部异质知识进而提升企业探索性创新绩效的实现过程和作用机理。

已有关于探索性创新的研究多将探索性创新绩效定义为企业进入新技术领域从事研发活动进而形成的创新成果^[1-3, 19]。本研究中,企业探索性创新绩效是指企业进入特定合作伙伴所具备的而自身不具备的技术领域从事研发活动进而形成的创新成果。从定义可以看出,本文中的探索性创新绩效是一个相对的概念,具体参照物为某一特定合作伙伴。根据探索性创新绩效的定义和特点,企业探索性创新绩效的实现机制是首先企业从特定合作伙伴处获取异质性知识,然后通过内部成员之间的互动交流将外部知识与内部知识碰撞,从而转化和创造新知识^[20-22]。通过这一创新活动过程,可以识别出企业探索性创新成果形成所需的异质性知识的具体来源,因而能够揭示企业从特定合作伙伴处获取新知识进而形成探索性创新绩效的微观实现机制。

1.2 研究框架

基于知识吸收过程阶段的划分以及探索性创新绩效实现机制的分析,将企业与某一特定合作伙伴合作形成探索性创新绩效的活动过程划分为四个环节:知识获取,知识吸纳,知识转化和知识创造。结合知识吸收过程四阶段的定义,分别选取相应的变量对四个阶段加以表征。

(1) 第一阶段:知识获取 知识获取是指对外部有价值新知识的识别与辨识的过程^[18]。本研究认为知识获取是由企业与合作伙伴之间的相对知识特征所决定,因此选取企业与某一特定合作伙伴的知识相似性这一变量来表征^[10]。企业与合作伙伴知识相似性代表企业的知识基础与合作伙

伴的知识基础之间的重叠和相似程度^[10]。针对特定伙伴的知识识别效果取决于企业的知识基础在某种程度上是否与对方的知识基础存在重叠,进而影响企业获取外部知识的能力。

(2) 第二阶段:知识吸纳 知识吸纳是指外部知识在企业内有效地被阐释和理解的过程^[18]。本研究认为知识吸纳效果取决于企业与合作伙伴之间的信任与沟通。当双方成员在合作过程中紧密参与且彼此信任时,企业内的发明人能够与合作伙伴之间实现高效沟通,从而有利于企业对外部异质性知识的有效吸纳,因此本文采用企业与合作伙伴之间的关系强度来表征。关系强度代表合作双方在合作中投入的时间和情感的程度^[8]。较高的关系强度能够促进企业对合作伙伴异质性知识的有效阐释和理解。

(3) 第三阶段:知识转化 知识转化是指企业将外部知识与已有知识有效整合的过程^[18]。本研究认为知识转化效果取决于外部异质性知识在企业内部的有效传播和共享。由于不同的组织内合作网络结构具有不同的知识传输效率和知识共享程度,因此分别采用企业内合作网络聚合度和网络距离来表征。其中,网络聚合度代表合作伙伴之间彼此合作的程度,即节点之间结成派系的程度。较大的网络聚合度促进派系内隐性和复杂信息的交流,但也会阻碍知识的跨派系传播^[16]。网络距离代表网络中任何两个节点之间的平均路径长度。较长的网络距离使节点间互动较少,因此隐性的、复杂的和机密的知识传输较为困难^[16]。

(4) 第四阶段:知识创造 知识创造是将内外部知识共同运用而开发出新知识的过程,即为本研究的因变量——企业探索性创新绩效。

综上,本文构建“四阶段”研究框架,如图1所示。首先分析企业与合作伙伴的知识相似性对企业探索性创新绩效的直接效应,然后分别分析企业与合作伙伴的关系强度、企业内发明人合作网络聚合度和网络距离对上述关系的调节作用。

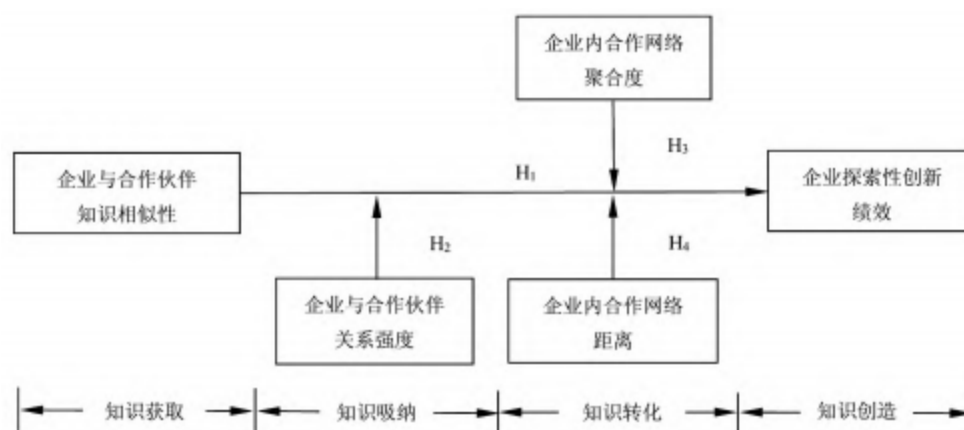


图1 研究框架

1.3 研究假设

1.3.1 企业与合作伙伴知识相似性与企业探索性创新绩效

吸收能力理论指出, 为了促进新知识的吸纳与利用, 企业必须满足两个条件: 第一, 企业与合作伙伴之间具有一定的知识重叠, 从而保证互相合作所必需的知识识别能力; 第二, 合作伙伴能够提供给企业异质的知识, 从而促进企业新颖知识的学习^[10]。由此可见, 企业与合作伙伴之间的知识相似性通过“知识识别”和“异质性知识获取”两个作用路径对企业探索性创新绩效产生影响。

首先, 当知识相似性由低水平向适度水平增加时, 企业已有知识与合作伙伴知识的相关性增加, 彼此间交流和学习程度增强, 这将有利于企业对外部知识的有效识别, 同时能够使企业接触到不同于企业已有知识的新知识库, 从而促进企业探索性创新绩效的提升 (如图2, 正向作用曲

线)。已有关于合作伙伴知识基础与企业创新绩效之间关系的相关实证研究表明, 企业与合作伙伴之间存在技术能力上的重叠时, 能够促进技术诀窍的交流 and 进一步的开发^[10], 因而有利于企业探索性创新绩效的增加^[4]。

然而, 随着知识相似性程度的增加, 企业获取合作伙伴异质性知识的程度降低 (如图2, 负向作用曲线)。当企业与合作伙伴的知识相似性由适度水平向更高水平增加时, 即企业与合作伙伴之间的知识基础相似性过高时, 彼此间学习新知识变得困难, 企业从合作伙伴处获取异质性知识的可能性降低^[3]。当两个组织之间的知识基础完全相同时, 企业几乎无法从外部合作伙伴处学习新知识。因此, 当企业与合作伙伴之间的知识相似性由适度水平变为高水平时, 企业的探索性创新绩效降低 (如图2)。因此, 提出如下假设:

H1: 企业与合作伙伴的知识相似性与企业探索性创新绩效呈现倒U型关系。

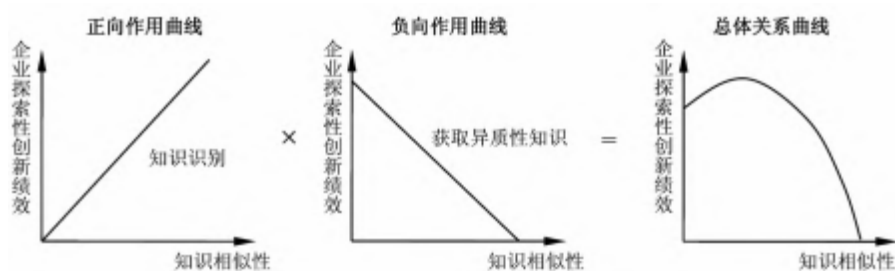


图2 企业与合作伙伴知识相似性与企业探索性创新绩效关系曲线

1.3.2 企业与合作伙伴的关系强度对知识相似性与探索性创新绩效关系的调节作用

当企业与合作伙伴关系强度较高时, 合作伙伴之间的紧密交流使得企业能够更好地理解和使

用合作伙伴的新知识,因此企业与合作伙伴之间较高的关系强度增强了企业与合作伙伴知识相似性与企业探索性创新绩效之间的正向关系(如图3,正向作用曲线)。然而,当企业与合作伙伴关系强度较高时,企业获得的新颖知识的水平不变,因此企业与合作伙伴的知识相似性对企业探索性

创新绩效的负向关系保持不变(如图3,负向作用曲线)。综合两种作用机制,提出如下假设:

H2: 当企业与合作伙伴的关系强度较高时,知识相似性与企业探索性创新绩效之间的倒U型关系变陡峭。

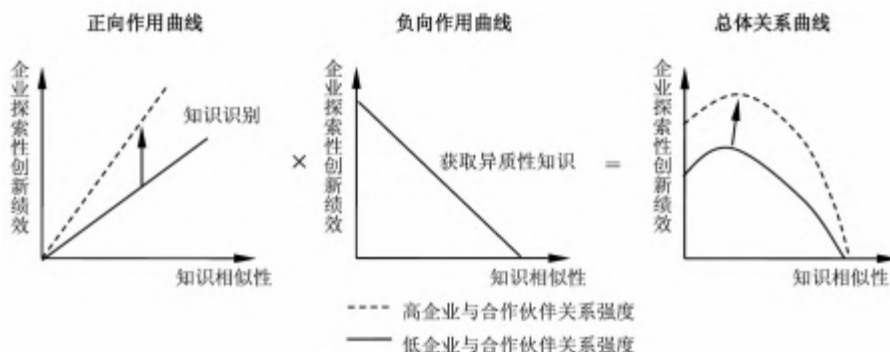


图3 关系强度对知识相似性与企业探索性创新绩效关系的调节作用

1.3.3 网络聚合度对知识相似性与探索性创新绩效关系的调节作用

当企业内合作网络聚合度较高时,由于高聚合度网络的每个派系内部成员较少与其他派系成员交流,导致企业从合作伙伴处识别和获取的知识仅仅在参与外部合作发明人所在的派系内部传播,从而阻碍了外部获取的异质性知识在企业层面的共享和利用^[16]。由此可见,高网络聚合度将会削弱知识相似性对企业探索性创新绩效的正向

影响(如图4,正向作用曲线)。然而,当企业内合作网络聚合度较高时,企业获得的异质性和新颖性知识的水平不变,因此企业与合作伙伴的知识相似性对企业探索性创新绩效的负向影响保持不变(如图4,负向作用曲线)。综合两种作用机制,提出如下假设:

H3: 当企业内合作网络聚合度较高时,知识相似性与企业探索性创新绩效之间的倒U型关系变平坦。

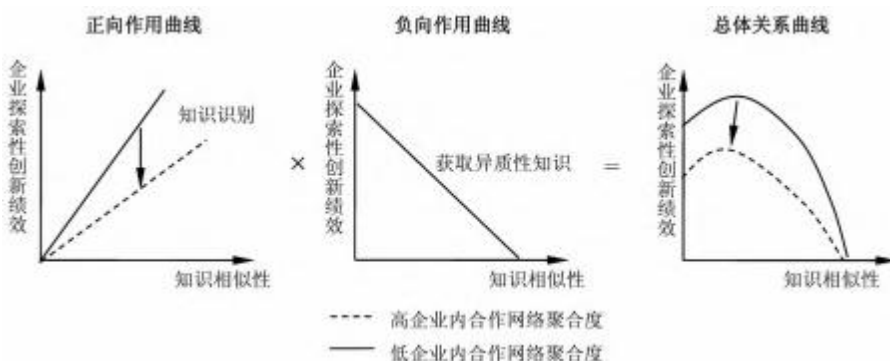


图4 网络聚合度对知识相似性与企业探索性创新绩效关系的调节作用

1.3.4 网络距离对知识相似性与探索性创新绩效关系的调节作用

当企业内合作网络距离较长时,由于从合作伙伴处获取的知识仅仅保留在与外界有直接接触的少数发明人,这将不利于外部知识在企业内部

的有效传播,从而阻碍了外部获取的异质性知识在企业层面的共享和利用^[16]。由此可见,较高的网络距离会削弱知识相似性与企业探索性创新绩效之间的正向关系(如图5,正向作用曲线)。相反,当企业内发明人之间具有较短的网络距离时,

位于企业与合作伙伴之间“守门人”位置的发明人能够将合作伙伴的异质性新颖知识有效地传递给企业内的其他发明人,促进外部异质性知识在企业内部发明人之间的知识共享,从而增强知识相似性对企业探索性创新绩效的正向影响。同时,当企业内合作网络距离较长时,企业获得的异质性和新颖性知识的水平不变,因此企业与合作伙

伴的知识相似性对企业探索性创新绩效的负向影响保持不变(如图5,负向作用曲线)。综合两种作用机制,提出如下假设:

H4: 当企业内合作网络距离较长时,知识相似性与企业探索性创新绩效之间的倒U型关系变平坦。

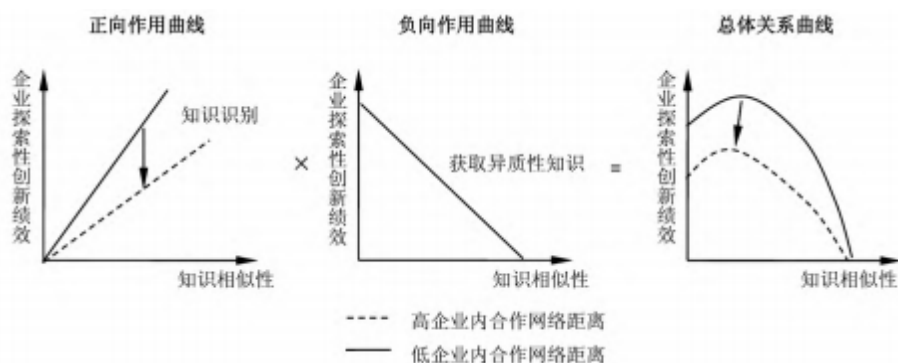


图5 网络距离对知识相似性与企业探索性创新绩效关系的调节作用

1.4 样本数据收集

随着全球能源危机和环境问题的不断加剧,加快培育和发展电动汽车产业对于推动国家产业结构升级和经济发展方式转变具有重要意义^[23]。本研究应用电动汽车领域的发明专利数据对上述研究假设进行实证检验。选择发明专利数据的主要原因是:作为技术创新成果的主要载体,发明专利文本包含丰富的信息,其中,专利权人合作共现用来构建组织间合作关系,发明人合作共现用来构建组织内发明人合作网络,国际专利分类号(IPC)用来测度企业探索性创新绩效^[24]。选用美国专利商标局(USPTO)专利数据库的主要原因是该数据库收录了全球大多数的先进技术,同时其授权专利通过严格的专利审查具有较高的专利质量,这为分析全球电动汽车产业的创新行为提供了重要的数据支撑。本文的专利数据来源于谷歌云平台发布的USPTO专利消歧数据^[25]。

根据Borgstedt等^[26]的研究,电动汽车产业包括混合动力汽车、电池电动汽车和燃料电池电动汽车三个“清洁技术”子领域,分别构建三个子领域的专利检索式,并在专利数据库检索专利

数据,删除重复专利后,即得到电动汽车产业的全部专利数据。经统计发现,该产业的专利申请量和合作专利申请量在2000年之后迅速增长,因此本文考察2000年(申请年)之后的专利数据。由于专利从申请到公开再到授权存在时滞,2015年之后专利申请量呈现大幅下降,因此仅考察申请年为2015年之前的专利数据。2000—2015年,电动汽车产业的专利共计19705件,其中合作专利1176件。由于解释变量的测度采用5年移动窗口(2000—2004, 2001—2005, ……, 2010—2014),被解释变量为解释变量的滞后1年,因此被解释变量的时间范围为2005—2015年。基于此,本文采用电动汽车产业参与组织间合作的企业11年的数据对研究假设进行实证检验。

1.5 变量测度

(1) 被解释变量企业探索性创新绩效:已有关于企业探索性创新绩效主要用企业与过去相比进入新技术领域的专利数量来衡量^[3, 19]。根据前文对探索性创新绩效的定义,本研究用企业进入特定合作伙伴具备而自身不具备的新技术领域的专利数量来衡量。具体为企业第 t 年专利与过去五

年（t—5到t—1年）专利相比进入包含特定伙伴所具备而自身不具备的新IPC的专利数量。本文采用IPC前4位作为划分不同技术领域的标准。

（2）解释变量企业与合作伙伴知识相似性：用企业与合作伙伴所从事技术领域的相似程度来衡量。具体为第t—5到t—1年企业与合作伙伴在每个技术领域（IPC前4位）上授权专利数的余弦相似性（Cosine similarity）。计算公式为：

$$\cos xy = x \cdot y / (|x| |y|) \quad (1)$$

其中，x代表焦点企业在每个IPC分类号上授权的专利数量的向量；y代表合作伙伴在每个IPC分类号上授权的专利数量的向量。

（3）调节变量企业与合作伙伴关系强度：用企业与合作伙伴的连接强度来衡量，具体为企业在第t—5到t—1年与该合作伙伴的合作次数。

网络聚合度：用企业内发明人合作网络的集聚系数来衡量^[16]，具体为企业在第t—5到t—1年企业内发明人合作网络中闭合三角关系占全部三角关系的比例，计算公式为：

$$CC_i = C_{\Delta} / (C_{\Delta} + C_{<}) \quad (2)$$

其中，C_Δ代表闭合三角关系，C_<代表开放三角关系。

网络距离：用企业内发明人合作网络的平均路径长度来衡量^[16, 27]，具体为企业在第t—5到t—1年合作网络中任意两个可达节点之间最短距离的平均值。对于包含多个子网的网络，平均路径长度根据每个节点所在最大连通子图计算得到。

（4）控制变量企业内合作网络密度：为企业内发明人之间合作的平均连接程度，采用第t—5

到t—1年企业内部发明人合作网络的网络密度来衡量^[19]。

企业内合作网络派系数数量：为企业内发明人合作网络中至少包含三个发明人的最大完备子网络的数量，采用第t—5到t—1年企业内部发明人合作网络的派系数数量来衡量。

企业知识多样化程度：采用企业在不同技术领域专利分布的赫芬达尔指数（HHI）来衡量，具体为企业第t—5到t—1年在每个技术领域（IPC前4位）上授权专利数分布的HHI。HHI的计算公式如下：

$$HHI = \sum_{i=1}^N (X_i / X)^2 \quad (3)$$

其中，i代表IPC前4位分类号，N代表企业所拥有的IPC（前4位）分类号的总数量。X_i代表企业在第i个IPC分类号上所拥有的专利数量，X为企业所拥有的专利数量的总和。

2 数据分析和结果

2.1 描述性统计和相关性分析

表1为变量的描述性统计和相关性分析。统计样本中，企业探索性创新绩效的样本均值为0.259，这表明企业获得新知识而形成专利的平均数为0.259件，最小值为0.000，最大值为35.000。知识相似性的均值为0.758，最小值为0.025，最大值为1.000。关系强度的均值为2.588，最小值为1.000，最大值为151.000。网络聚合度的均值为0.828，网络距离的均值为1.923。经计算，变量的方差膨胀因子（VIF）为2.02，因此本模型不存在多重共线性问题。

表1 描述性统计和相关性分析

变量	均值	标准差	最小值	最大值	探索性创新绩效	知识相似性	关系强度	网络聚合度
探索性创新绩效	0.259	1.387	0.000	35.000	1			
知识相似性	0.758	0.229	0.025	1.000	-0.043 ***	1		
关系强度	2.588	6.728	1.000	151.000	0.092 ***	0.040 ***	1	
网络聚合度	0.828	0.182	0.000	1.000	-0.027*	0.133 ***	-0.213 ***	1
网络距离	1.923	1.607	1.000	9.195	-0.001	-0.244 ***	0.166 ***	-0.744 ***

注：***代表p<0.01；**代表p<0.05；*代表p<0.1。

2.2 回归分析

以企业探索性创新绩效为被解释变量，以知识相似性为解释变量，以关系强度、网络聚合度和网络距离为调节变量，对模型进行实证检验和回归结果分析。本文研究对

象为企业与合作伙伴之间的关系对。由于企业在一年内可能与多个企业合作，研究样本不是面板数据，因而采用准极大似然泊松回归（PQML）模型进行实证检验。回归分析结果如表2所示。

模型1为企业与合作伙伴的知识相似性对企业探索性创新绩效影响的实证检验结果。由模型1可以看出，知识相似性的平方项系数为负向显著（ $\beta = -2.602$, $p < 0.010$ ），知识相似性的一次项系数为正向显著（ $\beta = 2.163$, $p < 0.010$ ），由此可见，H1得到验证，即企业与合作伙伴之间的知识相似性与探索性创新绩效之间具有倒U型关系。随着企业与合作伙伴之间知识相似性水平的提高，企业能够有效获取和识别合作伙伴的异质性知识，进而提升企业的探索性创新绩效。然而，当知识相似性水平超过临界值时，企业获得新颖的异质性知识的可能性下降，导致企业的探索性创新绩效降低。

模型2为企业与合作伙伴的关系强度对知识相似性与企业探索性创新绩效关系的调节作用的实证检验结果。由模型2可以看出，知识相似性的平方项与关系强度交互项的系数为负向显著（ $\beta = -0.262$, $p < 0.010$ ），知识相似性的一次项与关系强度交互项的系数为正向显著（ $\beta = 0.391$, $p < 0.010$ ），由此可见，H2得到验证，即较高的关系强度使知识相似性与探索性创新绩效之间的倒U型关系变陡峭。当企业与合作伙伴之间的关系强

度较高时，企业与合作伙伴之间频繁紧密的交流能够保证企业更好地理解和使用合作伙伴的新颖知识，从而使得倒U型关系变陡峭。

模型3为企业内合作网络聚合度对知识相似性与企业探索性创新绩效关系的调节作用的实证检验结果。由模型3可以看出，知识相似性的平方项与网络聚合度交互项的系数为正向显著（ $\beta = 12.040$, $p < 0.010$ ），知识相似性的一次项与网络聚合度交互项的系数为负向显著（ $\beta = -23.510$, $p < 0.010$ ），由此可见，H3得到验证，即较高的网络聚合度使知识相似性与探索性创新绩效之间的倒U型关系变平坦。当企业内合作网络聚合度较高时，由于从合作伙伴处获得的新颖知识仅在派系内部传播，这阻碍了外部知识在企业内部发明人之间的转移，不利于企业内所有发明人之间的知识共享和利用，从而使得倒U型关系变平坦。

模型4为企业内合作网络距离对知识相似性与企业探索性创新绩效关系的调节作用的实证检验结果。由模型4可以看出，知识相似性的平方项与网络距离交互项的系数不显著（ $\beta = -0.918$, $p > 0.100$ ），知识相似性的一次项与网络距离交互项的系数为正向显著（ $\beta = 2.435$, $p < 0.010$ ），同时，知识相似性一次项和知识相似性平方项的系数均不显著（ $\beta = -1.770$, $p > 0.100$; $\beta = -1.324$, $p > 0.100$ ），因此H4未得到验证。当企业内合作网络距离较长时，较长的网络距离并未影响外部知识在组织内部的传播和扩散，因此企业内合作网络距离对知识相似性与探索性创新绩效之间的关系没有显著影响。综上，H1，H2和H3得到验证，H4未得到验证。

表2 回归分析结果

变量	探索性创新绩效			
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
直接效应				
知识相似性	2.163 *** (0.721)	1.252 (0.767)	22.260 *** (4.219)	-1.770 (1.486)

续表

变量	探索性创新绩效			
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
知识相似性2	- 2. 602 *** (0. 574)	- 1. 963 *** (0. 609)	- 13. 100 *** (3. 087)	- 1. 324 (1. 135)
调节效应				
知识相似性 × 关系强度		0. 391 *** (0. 131)		
知识相似性2 × 关系强度		- 0. 262 *** (0. 084)		
知识相似性 × 网络聚合度			- 23. 510 *** (4. 829)	
知识相似性2 × 网络聚合度			12. 040 *** (3. 584)	
知识相似性 × 网络距离				2. 435 *** (0. 833)
知识相似性2 × 网络距离				- 0. 918 (0. 604)
控制变量				
关系强度	0. 025 *** (0. 002)	- 0. 109 ** (0. 049)	0. 023 *** (0. 002)	0. 020 *** (0. 002)
网络聚合度	0. 979 *** (0. 288)	1. 058 *** (0. 297)	11. 480 *** (1. 586)	0. 992 *** (0. 288)
网络距离	- 0. 248 *** (0. 038)	- 0. 248 *** (0. 038)	- 0. 195 *** (0. 038)	- 1. 458 *** (0. 285)
网络密度	- 3. 026 *** (0. 161)	- 3. 011 *** (0. 161)	- 3. 153 *** (0. 163)	- 3. 059 *** (0. 162)
派系数量	0. 064 *** (0. 013)	- 0. 060 *** (0. 014)	- 0. 061 *** (0. 013)	- 0. 059 *** (0. 013)
知识多样化	- 0. 604 *** (0. 170)	- 0. 616 *** (0. 170)	- 0. 664 *** (0. 172)	- 0. 676 *** (0. 172)
Cons	0. 058 (0. 349)	0. 248 (0. 363)	- 8. 860 *** (1. 414)	2. 146 *** (0. 558)
样本观测数	4177	4177	4177	4177

注：***代表 $p < 0.01$ ；**代表 $p < 0.05$ ；*代表 $p < 0.1$ ；括号内为标准差。

3 主要研究结论

本研究以2005—2015年全球电动汽车领域的专利权人企业为样本，基于“知识关系—活动过程”的分析框架，从企业合作关系对层面考察企业与合作伙伴的知识相似性对企业探索性创新绩效的影响，以及企业与合作伙伴的关系强度、企业内合作网络聚合度和网络距离对上述关系的调节效应，主要得到以下结论。

第一，企业与合作伙伴的知识相似性对企业探索性创新绩效具有倒U型影响。随着企业与合作伙伴知识相似性的增加，企业探索性创新绩效先上升后下降。这表明当知识相似性由低水平向

适度水平增加时，有利于企业有效识别外部异质性知识，从而对探索性创新绩效产生正向影响；但当知识相似性由适度水平向更高水平增加时，企业获取异质性知识的程度降低，从而对探索性创新绩效产生负向作用。因而，企业与合作伙伴之间适度水平的知识相似程度更有利于企业探索性创新绩效的提升。在创新管理实践中，企业可选择与自身知识结构有一定相似性，同时又存在部分差异的企业作为合作对象，彼此间能够在有效沟通的基础上，获取异质性的新颖知识。知识不相关或者知识过度重叠都不利于企业从合作伙伴处学习到新颖的知识。已有研究主要关注知识

邻近性、技术距离等对企业创新绩效的影响^[3, 10-11], 本文进一步考察合作关系对的知识相似性对企业探索性创新绩效的影响, 是对已有研究在探索性创新绩效上的拓展, 从而丰富了探索性创新绩效实现机制的理论内涵。

第二, 企业与合作伙伴的关系强度在知识相似性与企业探索性创新绩效之间的关系中发挥重要的调节作用。随着企业与合作伙伴关系强度的增加, 知识相似性与探索性创新绩效间的倒U型曲线变陡峭。这表明企业与合作伙伴之间较高的关系强度能够使得企业更好地消化和吸收合作伙伴的异质性知识, 从而使得知识相似性与企业探索性创新绩效之间的正向关系增强, 同时知识相似性与企业探索性创新绩效之间的负向关系增强。因而, 当企业与合作伙伴之间知识相似性处于较低或适度水平时, 企业应加强与已有合作伙伴之间的交流和信任程度。通过紧密沟通以及彼此间建立的亲密信任关系, 促进企业对外部异质性知识的有效吸纳。本文在现有研究基础上, 加入关系强度这一重要的情境变量, 从而深化了知识相似性与创新绩效之间关系的相关研究, 该研究结论是对曾德明和文金艳^[13]和吴言波等^[14]研究的进一步拓展和补充。

第三, 企业内合作网络聚合度和网络距离对企业探索性创新绩效的调节效应存在差别。关于合作网络聚合度, 随着企业内发明人合作网络聚合度的增加, 知识相似性与企业探索性创新绩效间的倒U型关系变平坦。这表明当企业具有较低的内部合作网络聚合度时, 外部知识在企业内部发明人之间更易传播和扩散, 有利于异质性知识的吸纳和转化进而产生探索性创新成果, 从而使得知识相似性与企业探索性创新绩效之间的正向关系增强, 同时知识相似性与企业探索性创新绩效之间的负向关系增强。因而, 当企业与合作伙伴之间知识相似性处于较低或适度水平时, 企业可降低内部成员之间紧密的合作关系, 通过构建松散的发明人合作网络, 促进对合作伙伴异质性新颖知识的有效转化和利用。然而, 随着企业内

发明人合作网络距离的增加, 知识相似性与企业探索性创新绩效间的倒U型关系未发生变化。由此可见, 相比于网络距离, 企业内成员间网络聚合度能够影响企业对合作伙伴异质性知识的转化效果, 从而在知识相似性与企业探索性创新绩效之间扮演重要的调节作用。

参考文献

- [1] MARCHG. Exploration and exploitation in organizational learning [J]. Organization Science, 1991, 2(1): 71—87.
- [2] BENNERMJ, TUSHMANM L. Exploitation, exploration, and process management: The productivity dilemma revisited [J]. Academy of Management Review, 2003, 28(2): 238—256.
- [3] GILSINGV, NOOTEBOOMB, VANHAVERBEKE W, et al. Network embeddedness and the exploration of novel technologies: Technological distance, betweenness centrality and density [J]. Research Policy, 2008, 37(10): 1717—1731.
- [4] SAMPSONRC. R&D alliances and firm performance: The impact of technological diversity and alliance organization on innovation [J]. Academy of Management Journal, 2007, 50(2): 364—386.
- [5] LEECY, WANGMC, HUANGYC. The double-edged sword of technological diversity in R&D alliances: Network position and learning speed as moderators [J]. European Management Journal, 2015, 33(6): 450—461.
- [6] 叶江峰, 任浩, 郝斌. 企业内外部知识异质度对创新绩效的影响: 战略柔性的调节作用 [J]. 科学学研究, 2015, 33(4): 574—584.
- [7] 叶江峰, 任浩, 郝斌. 外部知识异质度对创新绩效曲线效应的内在机理: 知识重构与吸收能力的视角 [J]. 科研管理, 2016, 37(8): 08—17.
- [8] GAOGY, XIEE, ZHOUKZ. How does technological diversity in supplier network drive buyer innovation? Relational process and contingencies [J]. Journal of Operations Management, 2015, 36: 165—177.
- [9] PHELPSCC. A longitudinal study of the influence of alliance network structure and composition on firm exploratory innovation [J]. Academy of Management Journal, 2010, 53(4): 890—913.
- [10] LANE P J, LUBATKIN M. Relative absorptive capacity and interorganizational learning [J]. Strategic Management Journal, 1998, 19(5): 461—477.

(下转第20页)

环境规制对海洋经济绿色技术进步的影响

肖 峰¹, 宁致远²

1.青岛大学, 山东青岛, 266071; 2.中国海洋大学经济学院, 山东青岛, 266100

摘 要: 环境规制作为保护环境的有效手段, 其与技术进步之间的关系一直是学术界关注的重点, 但目前专门针对海洋领域的研究不多。本文以我国海洋经济为研究对象, 首先基于相关文献和理论, 从直接和间接效应出发分析环境规制对海洋经济绿色技术进步的作用机理。其次将资源的刚性约束与环境负效应纳入海洋经济绿色技术进步测度模型中, 采用混合EBM模型和全局GML指数分解相结合的方法测算我国海洋经济绿色技术进步。再次通过可行广义最小二乘估计实证检验环境规制对我国海洋经济绿色技术进步的影响路径。研究发现: (1) 环境规制对我国海洋经济绿色技术进步的直接影响存在“倒N型”的非线性关系, 表明就提升海洋经济绿色技术进步而言, 恰恰是中等适度的环境规制强度对海洋经济绿色技术进步的提升是最优的。(2) 环境规制对我国海洋经济绿色技术进步存在多种间接影响路径, 其中, 环境规制加强了产业结构对我国海洋经济绿色技术进步的促进作用, 同时抑制了人力资本、科教投入对其的促进作用; 除此之外, 环境规制还抑制了沿海地区进出口及陆域工业规模对我国海洋经济绿色技术进步的负向影响。最后, 基于研究结论, 本文提出了相关政策启示。

关键词: 海洋经济; 环境规制; 绿色技术进步; 直接影响; 间接影响

0 引言

进入21世纪以来, 得益于国家政策扶持以及海洋经济自身内在潜力, 我国海洋经济获得了迅速发展, 成为国民经济新的增长点^[1]。当下, 发展海洋经济是适应经济新常态的题中之意, 也是引领“走出去”以及“一带一路”倡议的必然选择和具体措施。然而, 随着海洋经济的高速发展, 海洋生态环境破坏、资源利用粗放、经济结构失衡等一系列问题开始显现, 海洋经济的可持续发展逐渐引起社会各界的广泛关注。这告诫我们在海洋经济快速发展的过程中不能只注重“量”, 而忽视“质”的提升, 造成本末倒置, 所谓的“质”便是海洋经济绿色技术进步^[2-3]。随着环境问题在可持续发展中的重要性日益凸显, 越来越多的学者认为海洋环境是海洋经济发展的重要内生要素。依据环境经济学中“污染避税假说”, 如果某地区实行严格的环境规制, 会引起该地区企业生产成本增加, 相关企业从利润最大化出发, 会将部分污染企业转移至规制强度较低的地区。对此, 学术界和政府决策者认为环境规制会在某种程度上改善环境质量, 但同时也会反过来增加企业负

担, 致使企业转移至低规制区, 由此可能会出现环境改善而经济发展停滞的困局。因此, 如何协调环境规制强度并有效激励海洋经济绿色技术进步, 成为当前我国海洋经济高质量发展亟须解决的问题。

目前, 关于环境规制与技术进步的关系争论不休, 尚未形成统一认识, 主要存在以下四个方面的观点: (1) 环境规制强度的增加会对技术进步造成负向影响。新古典理论认为环境规制具有负的外部性会使企业减少技术研发投资, 进而影响技术进步^[4-5]。一些企业在严格的环境规制与自身发展双重压力下, 可能会放弃研发某些产品,

进而丧失投资机会, 降低企业的竞争力。(2) 环境规制强度的增加会对技术进步造成正向影响^[6-7]。“波特假说”认为环境规制会激发企业的“创新补偿”效应, 激励企业不断进行技术创新, 提高自身技术, 对企业环境研发支出具有正向的刺激作用, 使得“创新补偿”大于“遵循成本”, 进而提高企业生产率^[8-9]。(3) 环境规制对技术进步没有产生显著影响。由于行业和企业间的异质性, 环境规制会对技术进步产生不显著的影响。

这一观点也得到了部分学者的验证。通过对制造业、化学工业等行业的研究,企业在面临环境规制时并未显著激励其增加技术研发开支,生产技术进步也没有显著提升。(4)环境规制与技术进步之间并非简单的单向线性关系,关于这个观点目前存在两种主要结论:一是环境规制对技术进步呈现“U型”影响关系,这种影响并不能简单地归纳为正向和负向影响,应当从“遵循成本”以及“创新补偿”的角度去分析两者不同的影响阶段^[10]。在考虑企业规模和人力资本等外部因素时,环境规制对技术进步的影响首先是以“抵消效应”为主,之后逐步转变为以“补偿效应”为主,也就是“下降—上升”的U型趋势^[11]。在考虑区域差异时,环境规制对我国东部和中部地区技术进步的影响具有两个门槛效应^[12]。二是关于“倒U型”结论的研究,环境规制对研发技术进步造成先促进后抑制的影响^[13]。

上述研究成果为理解环境规制与技术进步之间的影响关系提供了理论与经验支持,但已有研究难以满足海洋高质量发展新形势的需要:(1)现有研究大多忽视了经济发展过程中资源的刚性约束及环境负效应,这种以资源浪费和环境污染为代价的经济增长并不能反映出海洋高质量发展的客观情况。(2)现有研究在工业等领域已得到较多展开,但专门针对海洋领域的研究较为匮乏。目前仅有的涉海相关研究主要涵盖了两个视角:一是通过设计环境绩效评价体系抑或是环境承载力保护系统等,探讨海洋环境绩效与海洋环境综合管理^[14];二是利用各国海洋环境对海洋经济的相互作用和贡献研究海洋环境与海洋经济之间的相互关系^[15-16]。(3)以往研究较多停留在研究两者之间的直接关系,大多将中间环节视为理论“黑箱”,从而忽视了环境规制与技术进步之间可能存在的间接关系。

综上,环境规制作为保护环境的有效手段,其与技术进步之间的关系一直是学术界关注的重点,但目前专门针对海洋领域的研究不多。对此,本文以我国海洋经济为研究对象,首先基于相关

文献和理论,从直接和间接效应出发分析环境规制对海洋经济绿色技术进步的作用机理;其次将资源的刚性约束与环境负效应纳入海洋经济绿色技术进步测度模型中,采用混合EBM模型和全局GML指数分解相结合方法测算海洋经济绿色技术进步,改善以往研究的缺陷和不足,优化投入产出;在此基础上通过可行广义最小二乘估计对环境规制与海洋经济绿色技术进步的关系进行深入研究与分析,为实现我国海洋经济绿色转型提供指导。

1 环境规制对海洋经济绿色技术进步作用机理分析

1.1 环境规制对海洋经济绿色技术进步直接影响机理分析

环境规制对海洋经济绿色技术进步的直接影 响主要是环境规制影响涉海企业绿色技术创新的成本和收益,改变绿色技术创新的供需关系,企业需要重新配置在绿色技术创新上的资源投入,进而对绿色技术创新的程度和规模等造成影响,其主要取决于“成本效应”和“创新补偿效应”两者此消彼长的作用大小。

“成本效应”主要是指短期内进行环境规制会增加企业的环境成本,进而直接影响企业的生产效率。当政府实施环境规制时,涉海企业须采取一定的技术减少入海污染物排放以达到环境标准。为了达到环保标准,涉海企业会购买清洁型原材料,安装减污减排设备,对员工进行培养以使用新设备等,这些成本的增加会减少企业利润,进而挤占企业在海洋清洁技术开发的支出。除此之外,在环境规制下,涉海企业在生产工艺、企业管理、人员配置等各个方面都要进行改革,而这些均会不同程度面临阻力,进而增加企业的成本,不利于海洋经济绿色技术进步。

“创新补偿效应”是指长期内环境规制对涉海企业的技术进步产生促进作用,抵消短期“成本效应”。通过对涉海企业进行环境规制,导致其生产要素价格上涨,迫使企业进一步改进海洋开发

利用技术、降低成本。政府会对那些污染严重的涉海企业进行罚款或增税，而对那些使用清洁技术的涉海企业给予政府补贴或者退税等，促使企业从事海洋清洁绿色技术研发以达到规制的标准，从而直接促进了海洋经济绿色技术进步。

基于上述环境规制对海洋经济绿色技术进步

直接影响的机理分析，本文提出第一个待检验假设：

H1：在“成本效应”与“创新补偿效应”的共同作用下，环境规制与海洋经济绿色技术进步之间存在非线性关系。

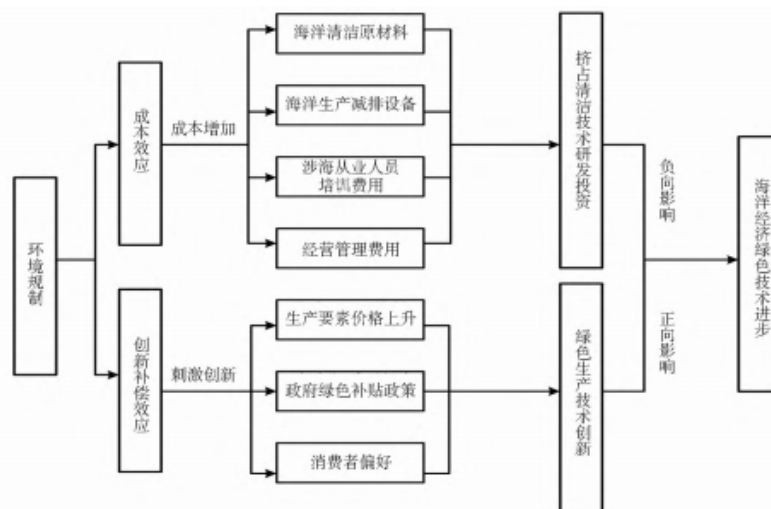


图1 环境规制对海洋经济绿色技术进步直接影响的作用路径

1.2 环境规制对海洋经济绿色技术进步间接影响机理分析

环境规制不仅对绿色技术进步产生直接影响，同时还会通过人力资本、科教投入、产业结构、沿海地区进出口水平以及陆域工业规模等间接地对海洋经济绿色技术进步产生影响。具体分析如下。

1.2.1 海洋人力资本和科教投入

一方面，海洋经济是资本密集型产业，绿色技术进步离不开大量海洋科技人才投入。适当的环境规制会迫使涉海企业提升海洋清洁技术水平，企业会加大人才尤其是海洋科研人员的引进以及海洋科教等方面的资金投入，将人力资本优势转化为技术创新。另一方面，在企业预算不变的前提下，环境规制的实施在一定程度上会压缩海洋从业人员的薪酬和培训支出，致使海洋技术创新在人力和资金上无法满足，反过来，在某种程度上抑制海洋经济绿色技术进步。综上所述，本文提出第二个假设：

H2：环境规制会通过人力资本的技术创新效应、科教投入的创新转化效应以及成本效应间接影响海洋经济绿色技术进步，且会随着这些效应的此消彼长对海洋经济绿色技术进步产生不同方向和程度的影响。

1.2.2 海洋产业结构

一方面，环境规制会提高海洋产业特别是受规制海洋产业的进入壁垒，限制其规模扩张，同时也会增加在位海洋产业的治污成本和清洁技术改造成本，加速淘汰和退出速度，降低海洋污染型企业所占的比重，促进海洋产业结构升级，进而有利于海洋经济绿色技术进步。另一方面，环境规制也会倒逼在位企业加大海洋绿色技术的创新研发，改造其清洁生产工艺，提高企业的生产效率和竞争力。这一过程会使资本、劳动等海洋生产要素向技术密集型产业流动，实现资源合理配置，促进海洋产业升级，进而有利于海洋经济产出增加的同时促进海洋经济绿色技术进步^[17]。除此之外，环境规制还会引导消费者偏好的变化，

提高消费者对海洋绿色产品消费和海洋旅游等的需求,进而导致企业调整生产计划和产品创新,提高了海洋高新技术产业以及海洋绿色产业的发展,加之其具有较强的技术溢出效应,整体上提高沿海地区海洋经济绿色技术进步。综上所述,本文提出第三个假设:

H3: 环境规制能够通过提高海洋产业进入壁垒、倒逼在位企业技术研发以及引导消费者偏好形成产业结构优化的集聚效应间接促进海洋经济绿色技术进步。

1.2.3 沿海地区进出口水平

受环境规制约束,在沿海地区进出口中,涉海企业投资方向、投资地址选择、外资吸引能力等都会对海洋经济绿色技术进步产生一定的影响,主要存在以下几个方面:一是,依据“污染天堂假说”,环境规制会对沿海地区涉海企业的对外投资地址和方向选择造成影响。在环境规制过高时,外商企业为实现利润最大化以及自身发展,可能会将污染较大的海洋产业转移到规制水平较低的沿海国家和地区;二是,环境规制会对沿海地区的外资吸引能力产生一定影响,由于海洋资源有

限,环境规制会进一步降低沿海地区对外资的吸引能力,减弱涉海企业的创新能力。由此本文提出第四个假设:

H4: 环境规制会通过影响涉海企业投资地址选择以及外资吸引能力等抑制沿海地区进出口对海洋经济绿色技术进步的技术溢出效应。

1.2.4 陆域工业规模

一般认为,适当的环境规制会使得工业规模扩大,进而形成产业集聚,具有显著的规模效应和技术溢出效应。但是,当工业规模超过一定水平时,会弱化规模优势,陆域产业制造的污染物排放入海增加,进而加大沿海地区海洋环境治理压力,不利于海洋经济绿色技术进步。除此之外,随着沿海地区工业规模扩大,环境规制还会引致部分涉海企业产生“寻租”动机,影响企业正常生产过程,进而降低企业的创新水平。综合上述分析,考虑到陆域工业规模扩大对海洋经济绿色技术进步的影响多为负向,由此本文提出第五个假设:

H5: 环境规制会增强沿海地区工业规模对海洋经济绿色技术进步的负向影响。

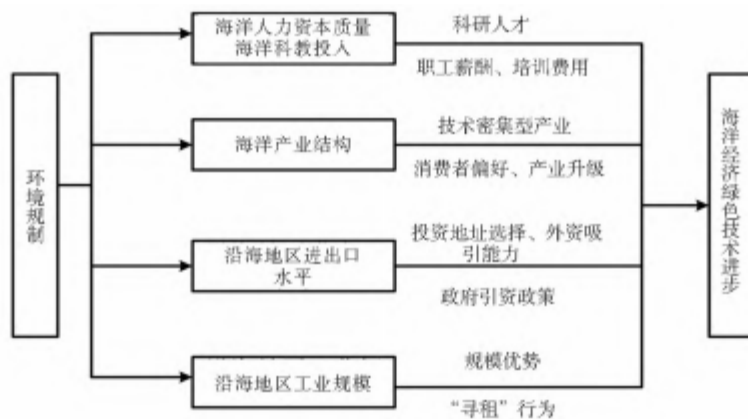


图2 环境规制对海洋经济绿色技术进步间接影响的作用路径

2 研究设计

2.1 数据来源和样本选取

本文的样本时间为2006—2015年,选取的所有指标数据涵盖了我国沿海11个省份。文中涉及

的所有数据来源于历年《中国海洋统计年鉴》《中国统计年鉴》以及笔者测算得到。在此基础上,为了保证数据平稳且避免异方差,本文进一步对相关数据进行对数处理。具体的数据统计如下所示。

表1 变量的含义及公式

变量类型	变量名称	变量代码	变量公式
被解释变量	海洋经济绿色技术进步	gtp	投入指标: 涉海就业人数、海洋资本存量、码头长度、旅行社数、海洋机动渔船 产出指标: 海洋生产总值、海洋污染指数 将投入、产出指标一同带入考虑非期望产出的 EBM-GML 模型测算获得 ^[18-20]
	海洋环境规制	er	单位海洋产值工业污染治理完成投资额 = (工业污染治理完成额 * 海洋产业占比) / (地区生产总值 * 海洋产业占比)
核心解释变量	海洋人力资本	human	海洋科技人员数占所有涉海从业人员的比例
	海洋产业结构	struct	海洋第三产业占比
	海洋科教投入	sciedu	海洋科教服务业的增加值占海洋生产总值的比重
主要控制变量	沿海地区进出口水平	open	进出口占地区生产总值的比例
	陆域工业规模	mscal	沿海地区工业增加值占地区生产总值的比重 “十二五”规划中, 我国正式确定了山东、浙江、广东、福建和天津这五个沿海
其他控制变量	试点政策因素	pilot	省份为海洋经济的发展试点, 本文拟将这五个试点省份赋值为 1, 其他省份为 0
	政府政策因素	policy	将 2006—2010 年赋值为 0, 2011—2015 年(“十二五”规划期间) 赋值为 1

2.2 实证模型构建

2.2.1 环境规制对海洋经济绿色技术进步的直接效应模型

经 1.1 节的作用机理分析发现环境规制对海洋经济绿色技术进步的直接影响并非简单的线性关系。因此, 本文参照王杰和刘斌^[21]、周肖肖等^[22]的研究方法, 引入环境规制的一次项, 二次项和三次项来考察二者之间可能存在的潜在非线性关系, 并构建如下直接效应模型:

$$\begin{aligned} \text{Lngtp}_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 \text{Lner}_{it} + \alpha_2 (\text{Lner}_{it})^2 + \alpha_3 (\text{Lner}_{it})^3 + \sum_{k=1}^5 \alpha_k' X_{it} + \sum_{m=1}^5 \alpha_m'' Z_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

其中, Lner_{it} 是第 i 个沿海省份第 t 年的海洋环境规制, X_{it} 代表了本文选择的主要控制变量, Z_{it} 代表了本文选择的政策虚拟变量, α 、 α' 和 α'' 是模型待估计系数, ε_{it} 是随机干扰项, i 表示地区, t 表示时间。

2.2.2 环境规制对海洋经济绿色技术进步的间接效应模型

本文在参考张华和魏晓平^[23]、周肖肖等^[24]

研究方法的基础上, 引入环境规制与海洋人力资本、海洋产业结构、海洋科教投入、沿海地区进出口水平和陆域工业规模的交叉项, 以探求环境规制通过这五种途径对海洋经济绿色技术进步的作用水平, 具体的计量模型设置如下:

$$\text{Lngtp}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Lner}_{it} + \sum_{k=1}^5 \beta_k' M_{it} + \tilde{\varepsilon}_{it} \quad (2)$$

其中, M_{it} 是第 i 个沿海省份第 t 年的环境规制与海洋人力资本的交互项、环境规制与海洋产业结构的交互项、环境规制与海洋科教投入的交互项、环境规制与沿海地区进出口水平的交互项以及环境规制与陆域工业规模的交互项。

3 实证结果分析

3.1 环境规制对海洋经济绿色技术进步直接效应的实证分析

本文首先对模型 (1) 进行自相关和异方差检验, 具体的检验结果如表 2。

表2 异方差和自相关检验

检验	检验对象	检验值	P 值	原假设	是否接受原假设
Modified Wald test	组间异方差	1 789. 900	0. 000 0	不存在组间异方差	否
Wooldridge test	组内自相关	26. 971	0. 000 4	不存在组内自相关	否
Friedman's test	组间同期相关	7. 106	0. 715 4	不存在组间同期相关	是

在进行回归时,若数据间存在着异方差和自相关性,仍继续采用混合OLS、固定效应和随机效应模型进行估计,会造成严重的误差。因此,综上各个检验结果,本文将采用考虑异方差和自相关性的可行广义最小二乘估计(FGLS),以避免上述问题的干扰,增强结果说服力^[25]。在此基础上,为了使回归结果更加稳健,本文将解释变量海洋环境规制的各次项依次引入直接效应模型进行回归。通过估计结果可以看出,其正负号及显著性并未出现较大波动和变化,证实了本文选择的模型具有较强的稳健性。

通过表3第2至4列方程中的环境规制一次项、二次项和三次项的关系,本文发现环境规制与海洋经济绿色技术进步呈现出“下降—上升—下降”的倒N型趋势,即“倒N型”的非线性关系,H1成立。这表明就提升海洋经济绿色技术进步而言,不是环境规制强度越高就越合适,也不是环境规制强度越低就越有效,恰恰是中等适度的环境规制强度对海洋经济绿色技术进步的提升是最优的,二者在中间阶段呈现正向关系。

为了确保上述实证结果的无偏和一致性,本文对模型中可能存在的内生性问题进行再检验,

认为在该直接效应模型中沿海地区进出口水平会引起双向因果关系。据此,将这一变量的一阶和二阶滞后项作为工具变量,对模型(1)采用广义矩估计(GMM)进行再估计(结果汇报在表3中第5列),结果显示:所有参数的系数符号均和预期相符合同时具有较好的显著性,并且Hansen's J过渡识别检验的P值是0.2131,接受原假设,即所有的工具变量均外生。在此基础上,本文还引入了有限信息最大释然法(LIML)与该结果进行对比,结果进一步印证了“不存在弱工具变量”的结论,同时也再次证明了本文回归结果的稳健和可信性。

3.2 环境规制对海洋经济绿色技术进步间接效应的实证分析

在利用环境规制与各个变量之间的交互项进行回归时,交互项以及核心解释变量之间会存在多重共线性问题,会使得回归结果出现偏差,为消除这种共线性,本文对间接效应模型中的五个交互项进行去中心化处理。同时。参照上一节的检验方式,对模型(2)进行异方差和自相关检验,具体结果如下。

表3 环境规制对海洋经济绿色技术进步直接影响的实证结果

Lngtp	混合 ols	FGLS	FGLS	FGLS	GMM	LIML
Cons	0.970 3 *** (6.91)	0.129 8 (1.43)	0.048 9 (0.41)	0.084 8 (0.89)	1.221 9 *** (9.72)	1.200 8 *** (9.60)
Lner	-0.000 5 (-0.01)	-0.048 6 *** (-8.95)	-0.055 1 *** (-5.28)	0.006 9 (0.72)	0.037 4 (0.54)	0.034 0 (0.49)
(Lner) 2	-0.114 9 (-1.79)		0.014 2 (0.99)	0.063 2 *** (4.34)	-0.111 5 ** (-2.30)	-0.111 0 ** (-2.29)
(Lner) 3	-0.004 5 (-0.04)			-0.118 8 *** (-6.50)	-0.060 4 (-0.66)	-0.049 1 (-0.53)
Lnhuman	0.372 7 (1.79)	0.086 1 *** (7.75)	0.080 0 *** (6.59)	0.073 4 *** (7.24)	0.140 0 *** (3.88)	0.136 1 *** (3.83)
Lnstruct	0.102 1 ** (2.38)	0.159 5 *** (3.44)	0.160 2 *** (3.20)	0.219 1 *** (4.79)	0.628 6 *** (3.81)	0.589 6 *** (3.54)
Lnscedu	0.290 1 *** (3.75)	0.028 9 (0.96)	0.018 3 (0.52)	0.027 9 (0.96)	0.080 1 * (1.98)	0.087 4 ** (2.12)
Lnopen	0.099 7 * (1.84)	-0.126 0 *** (-7.02)	-0.129 4 *** (-6.66)	-0.121 0 *** (-7.18)	-0.154 9 *** (-4.38)	-0.148 4 *** (-4.20)
Lnmscal	-0.121 3 ** (-2.92)	-0.015 1 (-0.45)	-0.033 5 (-0.78)	-0.030 2 (-0.83)	0.313 5 *** (5.49)	0.313 2 *** (5.56)

续表

Lngtp	混合 ols	FGLS	FGLS	FGLS	GMM	LIML
Pilot	0.060 7 (0.82)	0.194 6 *** (2.87)	0.217 0 *** (2.83)	0.255 6 *** (3.77)	0.108 3 ** (2.33)	0.103 2 ** (2.25)
Policy	0.036 3 (1.32)	0.019 6 *** (2.66)	0.021 7 *** (2.66)	0.020 5 *** (2.96)	0.002 9 (0.12)	0.007 6 (0.31)
LM 检验	74.47 [0.000 0]					
GMMc 检验					1.104 6 [0.293 3]	
Hansen's J 检验					1.550 5 [0.213 1]	

注：圆括号内是t统计值，FGLS估计方法括号是z统计值，中括号是P值。***、**、*分别表示在10%、5%和1%的显著性水平上拒绝原假设。

表4 异方差和自相关检验

检验	检验对象	检验值	P 值	原假设	是否接受原假设
Modified Wald test	组间异方差	1 383.530	0.000 0	不存在组间异方差	否
Wooldridge test	组内自相关	1.793	0.210 3	不存在组内自相关	是

根据上述各项检验结果，本文将继续采用FGLS进行验证，有效规避上述问题的干扰。通过实证发现，在逐一加入各交互项进行回归时，环境规制指标的系数均为负数，且显著性并未发生太大变化，说明该实证结果具有较强的稳健性，本部分结合方程（1）至方程（5）的实证结果，发现如下结论：

第一，境规制抑制人力资本对海洋经济绿色技术进步的促进作用。通过表5显示，环境规制与人力资本的交互项为正，人力资本对海洋经济绿色技术进步存在正向的作用，造成这种结果的原因可能是因为环境规制带来的成本效应大于人力资本的技术创新效应，即H2成立。

第二，环境规制抑制了科教投入对海洋经济绿色技术进步的推动作用。从表5回归结果可以看出，环境规制和科教投入的交互项为正，科教投入对海洋经济绿色技术进步存在正向影响。随着环境规制强度的提高，对科研成果转化速度提出了更高要求，在应对恶劣环境以及严格的政府环境管制下，海洋科教的创新转化效应并未真正显现，对海洋经济绿色技术进步水平的提升产生了阻力作用，即H2成立。

第三，环境规制能够加强产业结构对海洋经

济绿色技术进步的促进作用，即H3成立。表5显示环境规制和产业结构的交互项为负数，产业结构对海洋经济绿色技术进步存在正向影响作用。随着环境规制的进一步加强，刺激海洋产业高级化程度加深，促使清洁型和技术密集型产业在海洋经济发展中发挥作用，进一步有助于海洋经济绿色技术进步的提高。

第四，环境规制抑制沿海地区进出口对海洋经济绿色技术进步的负向影响，即H4不成立。从表5的实证结果可以看出环境规制与沿海地区进出口的交互项是负数，且沿海地区进出口与海洋经济绿色技术进步存在负向影响关系。随着环境规制的提高，污染型企业逐渐被淘汰退出，或者加强自身对外来技术的学习，强化外资的技术溢出效应，在一定程度上抑制对海洋经济绿色技术进步的反向影响。

第五，环境规制抑制沿海地区陆域工业规模对海洋经济绿色技术进步的负向影响，即H5不成立。从表5实证结果可以看出环境规制与沿海陆域工业规模的交互项系数是负数，且沿海陆域工业规模与海洋经济绿色技术进步存在负向影响关系，随着环境规制的加大，工业规模效应逐渐增加，有利于技术创新，对于工业污染和“寻租”行为

将会减少,进而造成环境规制抑制工业规模对绿色技术进步负向作用力。

表5 环境规制对海洋经济绿色技术进步间接影响的实证结果

Lngtp	方程(1)	方程(2)	方程(3)	方程(4)	方程(5)
Cons	-0.200 2 *** (-5.82)	-0.199 6 *** (-5.80)	-0.199 5 *** (-5.80)	-0.191 6 *** (-5.51)	-0.190 5 *** (-5.44)
Lner	-0.030 8 *** (-5.68)	-0.031 3 *** (-5.65)	-0.029 6 *** (-5.04)	-0.031 1 *** (-3.79)	-0.032 5 *** (-3.44)
Lner × lnhuman	0.059 9 *** (10.90)	0.055 8 *** (6.00)	0.051 9 *** (5.01)	0.056 4 *** (3.00)	0.055 8 *** (3.01)
Lner × lnstruct		-0.034 5 (-0.61)	0.008 3 (0.11)	-0.073 5 (-0.77)	-0.076 7 (-0.76)
Lner × lnscedu			-0.016 3 (-0.88)	0.045 3 (1.30)	0.044 9 (1.31)
Lner × lnopen				-0.060 6 *** (-4.67)	-0.059 2 *** (-3.83)
Lner × lnmscal					-0.005 4 (-0.18)
Pilot	0.149 3 *** (4.65)	0.148 9 *** (4.65)	0.148 1 *** (4.65)	0.143 2 *** (4.47)	0.142 8 *** (4.42)
Policy	0.060 0 *** (6.03)	0.058 3 *** (5.27)	0.059 6 *** (5.35)	0.060 0 *** (7.47)	0.059 0 *** (7.26)

注:圆括号内是z统计值;***、**、*分别表示在10%、5%和1%的显著性水平上拒绝原假设。

3.3 稳健性检验

结合谢荣辉^[26]和潘勤华等^[27]的研究,本文选取排污费作为环境规制的替代变量,具体的公式为:单位海洋产值排污费收入=(排污费收入金额*海洋产业占比)/地区海洋生产总值,用es表

示这一变量符号。本文继续采用FGLS进行面板回归估计,以此有效规避模型中可能存在的异方差和自相关的影响。从稳健性检验结果看,主要核心解释变量的符号以及显著性基本上保持不变,则可认为上述实证是稳健可靠的。

表6 稳健性检验

Lngtp	直接影响		Lngtp	间接影响	
	系数	Z 值		系数	Z 值
Cons	-2.164 7 ***	-3.76	Cons	-0.416 6 ***	-7.18
Lnes	-1.751 6 ***	-3.87	Lnes	-0.079 1 ***	-5.29
(Lnes) 2	-0.492 6 ***	-3.93			
(Lnes) 3	-0.045 6 ***	-4.01			
lnhuman	0.065 8 ***	6.41	Lnes × lnhuman	-0.019 2	-1.63
lnstruct	0.153 6 ***	3.38	Lnes × lnstruct	-0.188 8 ***	-3.35
lnscedu	0.007 7	0.26	Lnes × lnscedu	0.048 4 *	1.86
lnopen	-0.114 3 ***	-6.54	Lnes × lnopen	0.011 2	0.81
lnmscal	-0.098 6 **	-2.02	Lnes × lnmscal	-0.164 2 ***	-6.77
Pilot	0.271 0 ***	3.97	Pilot	0.070 8 **	2.23
Policy	0.014 3 **	1.98	Policy	0.036 8 ***	2.81

注:圆括号内是z统计值;***、**、*分别表示在10%、5%和1%的显著性水平上拒绝原假设。

4 主要研究结论与启示

本文以我国海洋经济为视角,采用混合EBM模型和全局GML指数分解相结合方法测算海洋经济绿色技术进步,在此基础上通过可行广义最小二乘估计实证检验环境规制对海洋经济绿色技术进步的影响路径。研究发现:

(1) 环境规制与海洋经济绿色技术进步呈现出“倒N型”的非线性关系。(2) 环境规制对海洋经济绿色技术进步存在多种间接影响路径,其中,环境规制加强了产业结构对海洋经济绿色技术进步的促进作用,同时也抑制了人力资本、科教投入对其的促进作用;除此之外,环境规制还抑制了沿海地区进出口及陆域工业规模对海洋经济绿色技术进步的负向影响。

上述实证结论为我国海洋经济绿色可持续发展提供了些许启示:环境规制对海洋经济绿色技术进步的影响并非简单的线性关系,二者之间存在“倒N型”的非线性关系,也就是说,环境规制对海洋经济绿色技术进步的影响存在“度”的限制,对于过低的环境规制应当加以适当强化,以刺激涉海企业突破绿色清洁技术的“阈值”,但是也不能盲目过分提高规制水平。相关机构应当根据实际情况进行不断调整,使规制强度既严格又适度,对于不严格遵守环保法规、消极环保态度的涉海企业加重处罚,而对于进行清洁绿色技术研发的企业,给予一定补助,使得在海洋环境问题先行的涉海企业获得成本和资金等优势,吸引涉海类企业能够自觉积极进行环境管理战略,提高海洋绿色技术进步。除此之外,还应因地制宜,建立“精准化”“差异化”的海洋环境规制政策,实行弹性环境规制强度。目前,我国海洋环境污染仍处于存量和范围较大的阶段,各项市场机制与配套的环保制度等并不完善,海洋环境规制政策的制定应当与经济发展阶段相适宜,同时需要充分考虑沿海地区各自的禀赋条件和资本基础等,细化规制标准。

参考文献

- [1] 赵昕,彭勇,丁黎黎.中国沿海地区海洋经济效率的空间格局及影响因素分析[J].云南师范大学学报(哲学社会科学版),2016,48(5):112—120.
- [2] 赵林,张宇硕,焦新颖,等.基于SBM和Malmquist生产率指数的中国海洋经济效率评价研究[J].资源科学,2016,38(3):461—475.
- [3] RENWH, WANGQ, JIJY. Research on China's marine economic growth pattern: An empirical analysis of China's eleven coastal regions [J]. Marine Policy, 2018, 87: 158—166.
- [4] KNELLERR, MANDERSONE. Environmental regulations and innovation activity in UK manufacturing industries [J]. Resource and Energy Economics, 2012, 34(2): 211—235.
- [5] 陈超凡.中国工业绿色全要素生产率及其影响因素:基于ML生产率指数及动态面板模型的实证研究[J].统计研究,2016,33(3):53—62.
- [6] PORTERME. America's green strategy [J]. Scientific American, 1991, 264(4): 193—246.
- [7] PORTERME, LINDECVD. Toward a new conception of environment: Competitiveness relationship [J]. Journal of Economic Perspectives, 1995, 9(4): 97—118.
- [8] LANOIEP, LAURENT—LUCCHETTIJ, JOHNSTONEN, etal. Environmental policy, innovation and performance: New insights on the porter hypothesis [J]. Journal of Economics and Management Strategy, 2011, 20(3): 803—842.
- [9] 葛林.环境规制政策强度与经济高质量发展:基于省际面板数据的实证研究[J].生态经济,2020,36(9):169—174.
- [10] 杨仁发,郑媛媛.环境规制、技术创新与制造业高质量发展[J].统计与信息论坛,2020,35(8):73—81.
- [11] 董直庆,焦翠红,王芳玲.环境规制陷阱与技术进步方向转变效应检验[J].上海财经大学学报,2015,17(3):68—78.
- [12] 张成,郭炳南,于同申.污染异质性、最优环境规制强度与生产技术进步[J].科研管理,2015,36(3):138—144. ZHANG Cheng, GUO
- [13] 刘和旺,郑世林,左文婷.环境规制对企业全要素生产率的影响机制研究[J].科研管理,2016,37(5):33—41.
- [14] 张静,宁凌,曹阳春.基于熵权TOPSIS模型的海洋资源环境承载力评价研究:以广东省为例[J].生态经济,2020,36(3):162—167.
- [15] KILDOWJT, MCLLGORMA. The importance of estimating the contribution of the oceans to national economies [J]. Marine Policy, 2010, 34(3): 367

- 374.
- [16] 段欣荣, 张淑敏, 崔伯豪, 等. 中国沿海地区省域经济发展与海洋环境污染关系的 EKC 模型检验 [J]. 海洋经济, 2020, 10(1): 13—21.
- [17] 范庆泉, 储成君, 高佳宁. 环境规制、产业结构升级对经济高质量发展的影响 [J]. 中国人口·资源与环境, 2020, 30(6): 84—94.
- [18] RENWH, ZENGQ. Is the green technological progress bias of mariculture suitable for its factor endowment: Empirical results from 10 coastal provinces and cities in China [J]. Marine Policy, 2021, 124: 104338.
- [19] OHDH. Aglobal Malmquist—Luenberger productivity index [J]. Journal of Productivity Analysis, 2010, 34(3): 183—197.
- [20] 李斌, 彭星, 欧阳铭珂. 环境规制、绿色全要素生产率与中国工业发展方式转变: 基于 36 个工业行业数据的实证研究 [J]. 中国工业经济, 2013 (4): 56—68.
- [21] 王杰, 刘斌. 环境规制与企业全要素生产率: 基于中国工业 企业数据的经验分析 [J]. 中国工业经济, 2014 (3): 44—56.
- [22] 周肖肖, 丰超, 胡莹, 等. 环境规制与化石能源消耗: 技术进步和结构变迁视角 [J]. 中国人口·资源与环境, 2015, 25 (12): 35—44.
- [23] 张华, 魏晓平. 绿色悖论抑或倒逼减排: 环境规制对碳排放影响的双重效应 [J]. 中国人口·资源与环境, 2014, 24(9): 21—29.
- [24] 周肖肖, 丰超, 魏晓平. 能源效率、产业结构与经济增长: 基于匹配视角的实证研究 [J]. 经济与管理研究, 2015, 36(5): 13—21.
- [25] 景维民, 张璐. 环境管制、对外开放与中国工业的绿色技术进步 [J]. 经济研究, 2014, 29(9): 34—47.
- [26] 谢荣辉. 环境规制、引致创新与中国工业绿色生产率提升 [J]. 产业经济研究, 2017 (2): 38—48.
- [27] 潘勤华, 李樱, 胡靖. 环境规制方式及其强度对全要素生产率的影响: 基于中国面板数据研究 [J]. 企业经济, 2016, 35 (12): 13—18.

(上接第10页)

- [11] NOOTEBOOMB, HAVERBEKEBWV, DUYSERSC G, et al. Optimal cognitive distance and absorptive capacity [J]. Research Policy, 2007, 36(7): 1016—1034.
- [12] VAN DE VRANDE V. Balancing your technology—sourcing portfolio: How sourcing mode diversity enhances innovative performance [J]. Strategic Management Journal, 2013, 34 (5): 610—621.
- [13] 曾德明, 文金艳. 协作研发网络中心度知识距离对企业二元式创新的影响 [J]. 管理学报, 2015, 12(10): 1479—1486.
- [14] 吴言波, 邵云飞, 殷俊杰. 战略联盟知识异质性对焦点企业突破性创新的影响研究 [J]. 管理学报, 2019, 16 (4): 541—549.
- [15] MOREIRA S, MARKUS A, LAURSEN K. Knowledge diversity and coordination: The effect of intrafirm inventor task networks on absorption speed [J]. Strategic Management Journal, 2018, 39(9): 2517—2546.
- [16] GRIGORIOU K, ROTHARMEL F. Organizing for knowledge generation: Internal knowledge networks and the contingent effect of external knowledge sourcing [J]. Strategic Management Journal, 2017, 38 (2): 395—414.
- [17] 汤超颖, 刘丽, 李美智. 企业内外部知识分布与二元学习平衡: 基于中国创新型企业 的实证研究 [J]. 管理评论, 2020, 32(6): 82—92.
- [18] COHENWM, LEVINHALDA. Absorptive capacity: A new perspective on learning and innovation [J]. Administrative Science Quarterly, 1990, 35 (1): 128—152.
- [19] 张娜, 刘凤朝. 双层次合作网络构建对企业探索性创新绩效的影响 [J]. 管理工程学报, 2021, 35 (1): 01—11.
- [20] 林润辉, 张红娟, 范建红. 基于网络组织的协作创新研究综述 [J]. 管理评论, 2013, 25 (6): 31—46.
- [21] 张鹏程, 彭菡. 科研合作网络特征与团队知识创造关系研究 [J]. 科研管理, 2011, 32(7): 104—112.
- [22] FUNKRJ. Making the most of where you are: Geography, network, and innovation in organizations [J]. Academy of Management Journal, 2014, 57 (1): 193—222.
- [23] 陈文婕, 曾德明, 邹思明. 全球低碳汽车技术合作创新网络演化路径研究 [J]. 科研管理, 2016, 37 (8): 28—36.
- [24] LIUF, ZHANGN, CAOC. An evolutionary process of global nanotechnology collaboration: A social network system of patents at USPTO [J]. Scientometrics, 2017, 111(3): 1449—1465.
- [25] BALSMEIER B, ASSAF M, CHESEBRO T, et al. Machine learning and natural language processing on the patent corpus: Data, tools, and new measures [J]. Journal of Economics & Management Strategy, 2018, 27 (3): 535—553.
- [26] BORGSTEDT P, NEYER B, SCHEWE G. Paving the road to electric vehicles: A patent analysis of the automotive supply industry [J]. Journal of Cleaner Production, 2017, 167 (11): 75—87.
- [27] 张娜, 孙超. 网络社群结构动态对企业创新绩效的影响研究 [J]. 科学学研究, 2022, 40(4): 734—745.

企业融入全球创新网络对关键核心技术创新的影响研究

刘 安, 高 光

西北工业大学管理学院, 陕西西安, 710129

摘 要:积极主动融入全球创新网络对提升中国科技创新能力具有重要影响,然而在“逆全球化”潮流和“保护主义”抬头时期,鲜有研究考察企业融入全球创新网络能否促进关键核心技术创新。基于开放式创新理论,本研究以2011—2020年中国高技术制造业的经验证据,采用固定效应模型实证检验企业融入全球创新网络对关键核心技术创新的影响关系。研究发现,企业融入全球创新网络对关键核心技术创新具有显著正向影响,在考虑内生性问题以及各种稳健性检验后这一结论仍然成立。调节效应分析表明,吸收能力强化了企业融入全球创新网络对关键核心技术创新的影响效应,而供应链集中度削弱了企业融入全球创新网络对关键核心技术创新的影响效应。异质性分析表明,相较于国有企业,非国有企业融入全球创新网络更有利于关键核心技术创新;相较于高创新资源城市的企业,位于低创新资源城市的企业融入全球创新网络对关键核心技术创新的作用效应更大。本研究肯定了企业融入全球创新网络对关键核心技术创新的积极影响,在理论层面拓展了微观层面关键核心技术创新的前因研究,在实践层面为政府有效支持和引导企业“走出去”进而推动关键核心技术创新提供了理论依据。

关键词: 全球创新网络; 关键核心技术创新; 开放式创新; 吸收能力; 供应链集中度

一直以来,西方国家持续对我国进行“科技制裁”与“科技封锁”,严重制约了我国高技术制造业的发展,唯有不断进行关键核心技术创新,才能突破“卡脖子”困境。关键核心技术创新具有重要意义,从企业创新发展来看,有利于企业技术转型升级和产品迭代更新^[1]以获得更大的市场经济效益;从产业体系建设来看,有助于围绕重点产业链进行“补强”“补缺”从而保证产业体系自主可控与安全可靠;从国家战略属性来看,可以加快实现高水平科技自立自强,真正掌握竞争和发展的主动权,从根本上保障国家经济安全、国防安全和其他安全。在国际科技竞争日趋激烈的复杂环境下,尽管增强自主创新能力是关键核心技术创新的关键,但实践证明“自我封闭式”的创新模式必然是不可取的^[2]。因此,进一步探索融入全球创新网络,利用全球资源要素与市场空间形成自主创新与开放式创新有机互动的新格局,已成为当下企业技术突破的重要契机。本研究紧密贴合这一现实问题,深入探讨企业融入全球创新网络对关键核心技术创新的影响。

如何实现关键核心技术创新已成为亟待破解的重大现实问题和理论课题,受到学术界的广泛关注。目前,现有研究主要聚焦于探究影响企业关键核心技术创新的影响因素。具体来看,胡旭博和原长弘^[3]认为,企业自主创新是实现关键核心技术创新的必由之路,并指出微观层面以技术研发投入与技术领军人才为代表的要素资源是企业开展关键核心创新活动的重要保障,宏观层面以新型举国体制以及“揭榜挂帅”制度为代表的政策制度支持体系是企业关键核心技术创新的重要激励。张羽飞等^[4]认为,外部市场机制是企业实现关键核心技术创新的基础因素,完善的营商环境以及健全的科技基础设施可以激励企业提高关键核心技术创新能力以及关键核心技术创新效率。此外,另一部分学者认为自主研发与引进学习对关键核心技术创新同等重要,并且研究表明企业融入国内创新网络对关键核心技术创新具有积极影响^[5]。然而,较之国内创新网络,全球创新网络具有弱关系属性,更有利于企业获取异质性资源与知识^[2],尚未有研究深入分析企业融入全球

创新网络对关键核心技术创新的影响效应。与此同时,国家战略层面也高度重视,中央政府强调要坚持在科技领域持续推进高水平对外开放,企业应积极主动融入全球创新网络。尽管既往文献有探讨过融入全球创新网络与企业创新绩效之间的关系^[6],但关键核心技术创新不同于一般性技术创新,加之经济全球化遭遇强势逆流,甚至部分国家加大了对中国关键核心技术突破的“阻击”力度,企业融入全球创新网络能否促进关键核心技术创新却没有确切研究。区别于一般性技术,关键核心技术具有高壁垒性、垄断性以及难以替代性等特征,底层知识具有复杂性^[3],需要更多异质性资源与知识要素。融入全球创新网络后企业的吸收能力决定了其对知识的搜索、整合以及创新水平,企业的供应链结构决定了其在供应链网络中异质性资源的获取能力。据此,本研究进一步引入吸收能力与供应链集中度,探究其对企业融入全球创新网络与关键核心技术创新关系之间的调节效应,以深入分析其中的内在影响机制。

针对上述研究现状与不足,本研究基于开放式创新理论,以2011—2020年中国高技术制造企业的经验数据,探究企业融入全球创新网络能否有效促进关键核心技术创新?分析吸收能力与供应链集中度对企业融入全球创新网络与关键核心技术创新关系之间的调节效应,以深刻揭示其中的作用机制。上述影响效应在不同的企业特征以及差异化的创新环境下是否存在异质性?以上问题的回答,积极回应了关于“脱钩断链”背景下中国企业获取国际科技资源实现关键核心技术创新的机制研究^[7],为政府有效支持和引导企业融入全球创新网络开展关键核心技术创新活动提供理论逻辑与管理启示。

1 研究设计

1.1 理论分析与研究假设

1.1.1 企业融入全球创新网络与关键核心技术创新

Chesbrough早在2003年就提出了开放式创新

的概念,认为企业应当打破封闭的思维模式,充分利用企业内外部创新资源与知识要素促进技术创新^[8]。随着技术复杂度不断提升,产品迭代速度逐渐加快,单一组织进行关键核心技术攻关需要承担巨额的研发投入与较高的研发风险,甚至难以独立完成相应的创新活动,因此从“封闭式创新”向“开放式创新”的转变是企业开展关键核心技术创新活动的必然选择。

考虑到关键核心技术研发的特征属性^[3],关键核心技术创新不仅需要企业具备较强的研发实力,还需要具备综合的对外开放能力。而积极融入全球创新网络是企业践行开放式创新理念的重要途径,在获取创新资源、拓展信息渠道以及提升组织学习能力等方面为企业关键核心技术创新带来了新机遇。在获取创新资源方面,积极融入全球创新网络可以帮助企业获取本国缺乏的异质性资源^[2]。关键核心技术是由居于行业内技术领先地位的优势主体有意规划和构建的技术壁垒^[9],例如芯片、传感器、光刻机等产品附属的关键核心技术均受限于西方国家,同时西方国家还建立了深厚的技术鸿沟。企业在融入全球创新网络过程中,主动与没有制裁我国技术发展的海外国家进行创新合作,通过积极参与国际科技项目、对外开设研发机构以及搭建技术战略联盟等形式获取东道国市场的创新资源、吸收东道国企业的先进知识^[10],从而促进企业关键核心技术创新。在拓展信息渠道方面,相比于国内创新网络,融入全球创新网络后企业可以借助全球研发网络在更广阔的地理范围内搜寻创新知识。我国部分关键核心技术对于东道国来看可能不属于关键技术或者核心技术,通过与东道国开展技术研发活动可以有效促进知识交流互动,借助全球创新网络的优势降低关键核心技术研发过程中的知识搜索成本、创新试错成本,从而缓解海外研发活动的不确定性。在提升组织学习能力方面,企业融入全球创新网络可以通过与东道国进行合作学习,创造出关键核心技术创新所需要的新知识。研究表明,关键核心技术创新的本质属于核心知识创新^[11],通过

借助东道国企业的研发平台、吸引东道国市场的专业人才,更有利于企业关键核心技术创新。基于以上分析,本研究提出假设1:

H1: 企业融入全球创新网络对关键核心技术创新具有积极影响。

1.1.2 吸收能力的调节效应分析

基于知识基础观,认为知识创新是关键核心技术攻关的基础^[11],企业融入全球创新网络开展关键核心技术创新活动时,需要企业具备较高水平的知识吸收能力。吸收能力水平也直接反映了企业对知识获取、吸收、转化和利用的综合能力^[12],因此,本研究认为具有较高的吸收能力有助于企业从融入全球创新网络中充分吸收先进的知识和技术,从而助力实现企业关键核心技术创新。一方面,拥有较高吸收能力的企业,在融入全球创新网络中对知识搜索具有较强的敏感性^[13],能够迅速识别其中有价值的知识,同时对获取的知识进行有效甄别和筛选,并整合内化为企业所需要的知识要素,进而丰富企业自身的知识库;另一方面,吸收能力较高的企业在融入全球创新网络中能够对知识进行高效转化与利用,善于将外界异质性知识与内部知识进行有效融合,促进了企业知识重组与迭代更新,拓展了企业关键核心技术创新边界。此外,融入全球创新网络的企业与东道国在知识水平、制度环境甚至创新文化等方面存在一定差异,拥有较强吸收能力的企业更容易快速适应东道国环境^[14],从而有利于开展关键核心技术创新活动。基于以上分析,本研究提出假设2:

H2: 吸收能力强化了企业融入全球创新网络对关键核心技术创新的影响效应。

1.1.3 供应链集中度的调节效应分析

供应链集中度反映了企业上下游链条中合作伙伴的复杂动态网络结构,主要包括上游的供应商集中度和下游的客户集中度^[15]。而企业关键核心技术大多受限于行业技术领先企业的制约,更多受到主要供应商核心资源以及关键知识的限制,当企业供应链集中度过高可能会产生如下负面影

响:第一,企业过度依赖前五大供应商,可能会形成路径依赖,关键核心技术创新过程中企业可能面临主要供应商原材料提价^[16]、断供甚至产生排挤效应等影响,增加了企业关键核心技术的研发成本与研发风险。第二,关键核心技术创新具有高投入、高风险等特性,供应商可能会顾及自身利益,从而限制企业进行高风险技术研发项目的投资^[16]。同时,一旦企业供应商发生变更,重新筛选备选供应商将会给企业带来更多的转换成本。第三,国内企业所涉及的关键核心技术,其技术主导权往往大多掌握在海外国家的企业主体手中,因此国内部分企业的供应商可能来自海外市场。如果企业供应链集中度过高,更容易受到海外国家的“卡脖子”制约,例如原材料断供、技术断供^[17],或者通过技术标准进行施压,直接影响到国内企业进行技术突破。基于以上分析,本研究提出假设3:

H3: 供应链集中度削弱了企业融入全球创新网络对关键核心技术创新的影响效应。

1.2 数据与变量

1.2.1 样本选取与数据来源

本研究选取2011—2020年中国高技术制造业A股上市公司作为初始研究样本。样本数据来源为:(1)有关上市公司基本信息、财务指标以及公司治理的相关数据来自CSMAR数据库。(2)上市公司专利信息来自PatSnap专利数据库。对初始样本进行了如下处理:①剔除ST类公司样本;②剔除财务数据缺失较多的企业样本;③剔除关键指标缺失的专利数据;④为了减轻极端值的影响,对连续型变量进行了1%的缩尾处理。

1.2.2 主要变量选取与测量

(1) 被解释变量

关键核心技术创新(KCT)。本研究参考聂力兵等^[18]所使用的指标体系法,从技术基础性、体系性、竞争性三个维度构建关键核心技术创新的指标体系,通过熵权法计算核心指标的权重,再使用合成指数法得出各项专利的综合得分,以此

作为关键核心技术专利的筛选依据，测量指标见表1所示。具体步骤如下：

第一，标准化处理。本研究所用的关键核心技术指标均为正向指标，其标准化处理公式为式(1)所示。其中， $P_{i,j,t}$ 为标准化处理后企业*i*指标*j*第*t*年的值， $X_{i,j,t}$ 为标准化处理前企业*i*指标*j*第*t*年的值， $\max\{X_j\}$ 为样本中指标*j*的最大值， $\min\{X_j\}$ 为样本中指标*j*的最小值。

$$P_{i,j,t} = \frac{X_{i,j,t} - \min\{X_j\}}{\max\{X_j\} - \min\{X_j\}} \quad (1)$$

第二，计算企业*i*指标*j*第*t*年的权重，记为 $\omega_{i,j,t}$ ，其中*n*为企业个数，*m*为年数。

$$\omega_{i,j,t} = \frac{P_{i,j,t}}{\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^m P_{i,j,t}} \quad (2)$$

第三，计算指标*j*的信息熵 e_j ($0 \leq e_j \leq 1$) 与变异系数 d_j ：

$$e_j = -\frac{1}{\ln(mn)} \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^m (\omega_{i,j,t} \times \ln \omega_{i,j,t}) \quad (3)$$

$$d_j = 1 - e_j \quad (4)$$

第四，计算指标*j*的权重系数，记为 W_j ，其中*k*为指标个数。 d_j 越大对指标的影响越大，权重亦越高。本研究使用高技术制造行业数据，进一步细分涉及8小类制造行业，考虑到行业差异，因此各个行业关键核心技术指标对应的权重应分别计算。

$$W_j = \frac{d_j}{\sum_{j=1}^k d_j} \quad (5)$$

第五，根据指标权重计算出高技术制造企业各个专利的综合得分，参考已有研究^[19]将各个行业专利得分排名前25%的专利作为关键核心技术专利，再计算出本研究样本各个年度对应的关键核心技术专利数量，并对所属企业关键核心技术

专利数量加1取自然对数，以此作为企业关键核心技术创新的代理指标。

表1 关键核心技术创新的测量方式

特征维度	测度指标	专利指标
核心技术基础性	科学关联度 技术累积度 权利要求	非专利文献引用数量 引用专利数量 权利要求数量
核心技术体系性	社会价值 合作范围	3年内被引用次数 专利权人数量
核心技术竞争性	同族专利 技术覆盖范围	同族成员数量 跨部IPC分类号数量

(2) 解释变量

融入全球创新网络(IN)。现有研究主要通过三种方式测度企业融入全球创新网络^[2]：①以海外营业收入占比衡量；②是否发生海外投资行为或者是否在海外设立研发子公司进行衡量。③研发国际化机构衡量，即公司在海外设立的研发子公司数量加1取自然对数。本研究的基准模型采用以海外营业收入占比来衡量企业融入全球创新网络，比例越大，表示企业融入全球创新网络程度越深，以另外两种测量方式作为稳健性检验。

(3) 控制变量

参考已有研究成果，本研究主要包括以下控制变量：高技术制造企业层面涉及企业年龄(Age)、企业规模(Size)、国有企业虚拟变量(Soe)、净资产收益率(Roe)、财务杠杆(Lev)、第一大股东持股比例(Top1)、企业绩效(TQ)；行业层面涉及产业集中度(HHI)。此外，还加入了年度(Year)和行业(Indu)虚拟变量，用于控制年度、行业固定效应。

各变量的具体定义以及测量方法，见表2所示。

表2 主要变量定义以及测量方法

变量类型	变量符号	变量名称	测量方法
被解释变量 解释变量 控制变量	KCT	关键核心技术创新	关键核心技术专利数量加1取自然对数
	IN	融入全球创新网络	海外营业收入 / 营业总收入
	Age	企业年龄	企业成立时间年限取自然对数
	Size	企业规模	企业总资产取自然对数
	Soe	产权性质	国有企业取值为1，其余为0

续表

变量类型	变量符号	变量名称	测量方法
被解释变量 解释变量 控制变量	Roe	净资产收益率	净利润 / 净资产
	Lev	财务杠杆	总负债 / 总资产
	Top1	第一大股东持股	企业第一大股东持股比例(%)
	TQ	托宾 Q 值 产业集中度	企业市场价值对其资产重置成本的比率 赫芬达尔—赫希曼指数
	HHI		
	Year	年份	按不同年份设立的虚拟变量
	Indu	行业	按不同行业设立的虚拟变量

1.3 模型设计

为了验证企业融入全球创新网络对关键核心技术创新的影响，建立本研究的基本回归模型：

$$KCT_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 IN_{i,t} + \sum Controls + \sum Year + \sum Indu + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中，i表示企业，t表示年度， KCT_{it} 为企业i在第t年关键核心技术创新对应的发明专利数量， IN_{it} 为企业i在第t年融入全球创新网络的海外营业收入占比， β_0 为常数， β_1 为系数，Controls为控制变量，Year、Indu分别表示年度、行业层面的固定效应， ε_{it} 为误差项。

本研究采用固定效应模型进行回归。相比于其他模型，固定效应模型具有明显的优势：通过控制样本企业在时间变化、行业特征差异等因素的影响，保证了回归结果的准确性。此外，为避免异方差和观测值组内自相关等问题对回归结果造成影响，在估计系数标准误时采用聚类稳健标准误的方法进行修正。

2 实证分析

2.1 主要变量的描述性统计及相关性分析

本研究首先进行了主要变量的描述性统计以及相关性分析。描述性统计发现，高技术制造企业关键核心技术创新的整体水平偏低，企业融入全球创新网络程度较低，且差异较大，其余变量的统计信息与以往研究相近。相关性分析表明，在不考虑其他变量影响的情况下，企业融入全球创新网络有利于关键核心技术创新。此外，为了避免各变量之间存在多重共线性问题，还进行了方差膨胀因子检验，各变量的VIF值均低于2，说

明主要解释变量之间不存在严重共线性问题。

2.2 基准回归

基准回归结果见表3所示。表3第(1)~(2)列表示在单变量检验以及加入控制变量后，高技术制造企业融入全球创新网络对关键核心技术创新的回归系数分别为0.4387与0.2513，且在1%的水平上显著为正，意味着高技术制造企业融入全球创新网络对关键核心技术创新具有正向促进作用。表3第(3)列在加入全部控制变量、年份与行业固定效应后，融入全球创新网络的回归系数为0.2436，仍在1%的水平上显著为正。上述结果表明，高技术制造企业融入全球创新网络对关键核心技术创新具有正向积极影响，该检验结果与本研究前述的理论分析相符，假设1得到支持。正如理论分析，在实践中高技术制造企业积极融入全球创新网络中，获取了大量技术研发所需要的异质性知识和资源，企业通过构建了新的研发网络、开发了新的研发模式以及提高了组织创新能力，从而最终促进企业关键核心技术创新。

表3 基准回归检验

变量	(1) KCT	(2) KCT	(3) KCT
IN	0.4387 *** (7.7396)	0.2513 *** (4.8273)	0.2436 *** (4.3691)
控制变量	未控制	控制	控制
时间固定效应	未控制	未控制	控制
行业固定效应	未控制	未控制	控制
样本观测值	8890	8890	8890
调整 R ²	0.0066	0.1901	0.2043
F 值	59.9020	232.8010	163.3870

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著，后表同上。

2.3 内生性控制

2.3.1 样本偏差问题

Heckman两阶段法。考虑到企业的特征属性与战略差异,融入全球创新网络这一决策并不是随机的,而是考虑研发成本与技术创新收益的综合决策。针对基准模型式(6)可能存在由样本选择偏差所导致的内生性问题,本研究构建了Heckman两阶段模型。首先,生成企业是否融入全球创新网络的虚拟变量,并将其设置为被解释变量;其次,在第一阶段模型中加入控制变量、时间虚拟变量、行业虚拟变量,并使用Probit模型估计全样本中企业融入全球创新网络的决策概率,同时计算出逆米尔斯比率(IMR, Inverse Mill Ratio);最后,在第二阶段回归模型加入逆米尔斯比率(IMR),回归结果见表4第(1)列所示。表明在控制样本选择偏差问题后,企业融入全球创新网络后仍显著促进了关键核心技术创新。

倾向得分匹配法(PSM, Propensity Score Matching)。为了保证企业融入全球创新网络对关键核心技术创新的影响效果,进一步采用倾向得分匹配法进行验证。以各项控制变量衡量的企业特征为基准,利用logit模型计算各样本企业的倾向得分,采用最邻近匹配法对样本进行1:1匹配。匹配后使用权重不为空的样本与满足共同支撑假设的样本进行回归。回归结果见表4第(2)~(3)列所示,结果表明企业融入全球创新网络对关键核心技术创新具有重要影响,研究假设1依然成立。

2.3.2 反向因果问题

工具变量法。高技术制造企业关键核心技术创新水平越高可能越有利于企业融入全球创新网络中开展创新活动。考虑到回归方程式(6)可能存在反向因果所导致的内生性问题,本研究首先依据Probit模型所预测的决策概率作为企业融入全球创新网络的工具变量(IV),进行两阶段最小二乘(2SLS)估计。回归结果见表4第(4)列所示,结果表明考虑内生性问题后,假设1依然可以得到证实。

滞后解释变量。对核心解释变量进行滞后一期处理,以求尽可能减弱反向因果的干扰。表4第(5)列报告了对企业融入全球创新网络变量进行滞后一期处理后的回归结果,结果显示企业融入全球创新网络对关键核心技术创新仍具有显著的正向促进作用。

2.3.3 遗漏变量问题

考虑到回归模型中可能忽略了其他影响因素,基于此本研究进一步控制了地区层面的固定效应,以控制不可观测的区域因素,结果显示融入全球创新网络的回归系数仍显著为正。此外,研究还添加了企业成长性、企业创新开放度、政府补贴等控制变量,结果显示融入全球创新网络的回归系数依然在1%的水平上显著为正。因此,基本结论依然成立。

2.4 稳健性检验

为了进一步验证回归结果的可靠性与稳健性,研究从多个角度进行了稳健性检验。第一,替换解释变量。①依据企业是否发生海外投资行为或者是否在海外设立研发子公司,构建企业融入全球创新网络的0-1变量。②公司在海外设立的研发子公司数量加1取自然对数。第二,替换被解释变量。①参考已有研究^[20],采用所属关键核心技术专利的3年被引次数加1取自然对数。②构建关键核心技术创新的0-1变量。第三,采用聚类稳健标准误进行回归,分别对检验的标准误差在时间层面以及企业个体层面进行了聚类分析。以上检验结果均表明,企业融入全球创新网络能够显著促进关键核心技术创新,与前文的研究结果相符。

2.5 调节效应分析

为了验证调节变量对企业融入全球创新网络与关键核心技术创新关系之间的调节效应,本研究建立了调节效应模型(7),其中, moderator_{it} 表示调节变量, $\text{IN}_{it} \times \text{moderator}_{it}$ 表示调节变量与自变量的交互项。

$$\text{KCT}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{IN}_{it} + \beta_2 \text{moderator}_{it} + \beta_3 \text{IN}_{it} \times \text{moderator}_{it} + \sum \text{Controls} + \sum \text{Year} + \sum \text{Indu} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

吸收能力（AC）与供应链集中度（SC）的测量方式如下：吸收能力（AC）。本研究以研发支出与企业营业收入的比值衡量企业吸收能力；供应链集中度（SC）。参考已有研究^[21]，供应商集中度采用高技术制造企业向前5名重大供应商采购额占年

采购总额的比例衡量，客户集中度采用向前5名重大客户销售额占年销售总额的比例衡量，依据向前5名供应商、客户采购销售比例之和的均值衡量企业整体供应链集中度。

表4 内生性分析的估计结果

变量	(1) Heckman 两阶段法 KCT	(2) 倾向得分匹配法 KCT	(3) KCT	(4) 工具变量法 (IV) KCT	(5) 滞后效应 KCT
IN	0.2285 *** (4.0659)	0.2225 *** (3.2015)	0.2422 *** (4.3468)	1.4661 *** (10.8975)	
IMR	2.5693 *** (8.7338)				
L. IN					0.2503 *** (4.0116)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本观测值	8890	5815	8877	8890	7481
调整 R ²	0.2136	0.1377	0.2018	0.1505	0.2138
F 值	162.6760	66.3017	161.3133	244.1627	151.1328

表5第（1）列表明，吸收能力与企业融入全球创新网络的交互项系数显著为正，表明吸收能力对企业融入全球创新网络与关键核心技术创新关系具有正向调节效应。同时，根据回归结果呈现了吸收能力的调节效应图，如图1所示。具体而言，企业吸收能力越高，不仅有利于融入全球创新网络中的企业进行知识获取、整合、利用与再配置，还有利于企业在动态环境里通过机会识别创造新知识，进而促进关键核心技术创新。因此，H2得到支持。表5第（2）列表明，供应链集中度与企业融入全球创新网络的交互项系数显著为负，表明供应链集中度对企业融入全球创新网络与关键核心技术创新关系具有负向调节效应。同时，根据回归结果呈现了供应链集中度的调节效应图，如图2所示。由于关键核心技术受限于行业内技术领先的优势主体的深度影响，且大部分关键技术的主导权位于海外国家企业主体手中，导致重要资源、核心知识获取受到限制，较高供应链集中度会对融入全球创新网络中的企业关键核心技术创新产生一定抑制作用。因此，H3得到支持。

表5 调节效应检验结果

变量	(1)吸收能力 KCT	(2)供应链集中度 KCT
IN	0.2910 *** (5.2628)	0.3600 *** (6.1765)
AC	2.4875 *** (8.2210)	-0.0056 *** (-6.7293)
IN * AC	5.5055 ***	
SC		-0.0204 *** (-6.6225)
IN * SC	(3.8163)	
控制变量	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
行业固定效应	控制	控制
样本观测值	8890	8890
调整 R ²	0.2200	0.2123
F 值	141.9451	146.9167

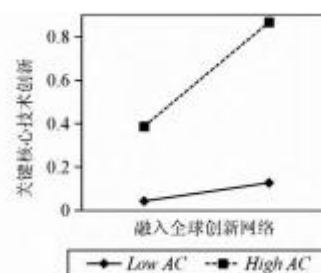


图1 吸收能力的调节效应图

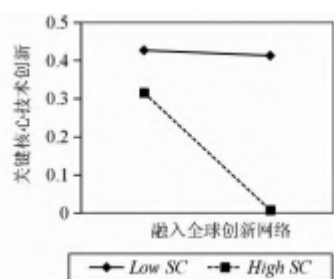


图2 供应链集中度的调节效应图

2.6 异质性分析

2.6.1 企业自身特征的异质性

表6第(1)~(2)列汇报了区分高技术制造企业所有制的检验结果。结果显示,企业融入全球创新网络对关键核心技术创新的正向作用仅在非国有企业的样本下显著为正,在国有企业的样本下不显著。从直观逻辑来看,国有企业拥有较好的政策支持以及优越的融资环境,有利于通过海外投资或者在海外建立研发子公司实现关键核心技术创新。而检验结果不同于预期,原因主要在于国有企业与非国有企业具有不同的战略使命。相比于非国有企业,国有企业作为关键核心技术创新的核心力量,往往肩负着社会经济发展使命与国家科技战略支撑使命。然而,西方国家为了打压中国高技术制造业的发展势头,不断对我国高技术制造业领域实施“技术制裁”“技术断供”,

从而抑制了中国技术创新发展。因此,由于国有企业的“政治身份”以及“战略使命”,导致企业在融入全球创新网络中令东道国的态度趋于过度谨慎状况,甚至可能会受到东道国政府和企业的“敌视”甚至“排挤”,不利于企业开展创新合作活动,从而阻碍了关键核心技术创新。

2.6.2 外部创新环境的异质性

根据城市创新资源的丰富程度进行分组回归,探究差异化创新环境对基准结论的影响。国家创新型城市试点政策划分了78个创新型城市,试点范围内的城市在创新资源及政策支持等方面具有明显的优势。将上述国家创新型试点城市归类为高创新资源城市,其他城市归类为低创新资源城市,表6第(3)~(4)列汇报了相应的回归结果。结果显示,低创新资源组企业融入全球创新网络对关键核心技术创新的影响效应显著为正,而高创新资源组不显著。究其原因,高创新资源城市创新资源丰富,创新网络发达,集聚的创新资源以及长期的组织惯性弱化了高技术制造企业融入全球创新网络对关键核心技术创新的影响效应。因此,位于资源相对匮乏区域的高技术制造企业可以考虑主动加入全球创新网络,助力企业技术创新发展。

表6 异质性分析检验结果

变量	(1)国有企业 KCT	(2)非国有企业 KCT	(3)高创新资源城市 KCT	(4)低创新资源城市 KCT
IN	0.0568 (0.3700)	0.3129 *** (5.3150)	0.0072 (0.1071)	0.7774 *** (7.9244)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
样本观测值	2223	6667	6285	2605
调整 R ²	0.2596	0.1635	0.2092	0.2451
F 值	78.3691	86.2099	115.3544	63.3411

3 主要研究结论及管理启示

3.1 主要结论

基于开放式创新理论,本研究以2011—2020

年中国高技术制造业A股上市公司为研究对象,实证检验企业融入全球创新网络对关键核心技术创新的影响关系、内在调节效应以及异质性作用,

主要结论可归纳为以下三点：

(1) 企业融入全球创新网络对关键核心技术创新具有显著正向促进作用。研究发现，企业融入全球创新网络有助于企业获取国外异质性创新资源、拓展信息渠道以及提升组织学习能力，进而实现关键核心技术创新。本研究有效支撑了企业融入全球创新网络以促进关键核心技术创新这一观点，拓展了微观层面关键核心技术创新的前因研究，拓宽了开放式创新理论在中国情境下的适用范围。

(2) 调节效应分析表明，企业吸收能力越高可以快速适应和融入国外创新环境，提高知识搜索、整合、利用以及转化效率，进而助力企业在融入全球创新网络中实现关键核心技术创新。企业供应链集中度越高越容易形成路径依赖，导致企业存在供应商转换成本过高以及面临海外核心企业“卡脖子”等问题，不利于企业融入全球创新网络促进关键核心技术创新。上述发现拓展了融入全球创新网络与关键核心技术创新相关研究的影响因素，为未来的相关研究提供了有益的补充。

(3) 企业融入全球创新网络对关键核心技术创新的影响效应在企业特征与环境特征方面存在异质性差异。考虑企业自身特征差异的影响，企业融入全球创新网络对关键核心技术创新的正向作用在非国有企业样本中更显著。考虑外部创新环境差异的影响，位于低创新资源城市的企业融入全球创新网络对关键核心技术创新的影响效应更大。上述发现为政府与企业科学精准施策以促进企业关键核心技术创新提供了理论依据。

3.2 管理启示

本研究结论具有重要的管理启示和实践意义，主要如下：

一方面，政府应积极鼓励和引导企业融入全球创新网络。新发展阶段，融入全球创新网络不仅拥有巨大的创新机遇，也会面对严峻挑战。在此情境下，国家应当始终保持战略定力，坚持扩

大对外开放的发展战略，积极为推动全球建设发展与治理改革提供中国智慧，从而为中国企业“走出去”营造良好的外部环境^[2]。同时，针对性地制定政策来激励国有企业以及位于低创新资源城市的企业更好地融入全球创新网络，进而促进关键核心技术创新，具体措施包括：第一，制定优惠政策，加大对企业融入全球创新网络活动的财税以及金融支持力度；第二，完善法律法规，保护企业的知识产权和合法权益，降低企业在国际合作中的风险；第三，建立国际合作机制和搭建创新交流平台，鼓励企业设立海外研发中心、建立国际销售网络，促进企业与国际组织、其他国家政府或地区协同攻关核心的共性技术以及前沿技术。

另一方面，企业应积极主动融入全球创新网络，并不断提升自身吸收能力以及适当降低供应链集中度。企业应该避免“闭门造车”式的自主创新，主动融入全球创新网络可以充分利用全球资源要素与市场空间机会，通过国际合作研发从而弥补企业技术短板以实现技术赶超。关键核心技术创新的核心在于重要资源获取与底层知识创新，而全球创新网络中各个创新主体在知识吸收与资源获取方面存在一定差异。企业吸收能力越强，越有能力进行知识搜索、整合与创新，因此企业需要持续加大关键核心技术创新研发投入，引进具有国际视野和创新能力的高端人才，从而进一步提升企业的吸收能力。此外，企业应当优化和调整企业供应链结构，不断完善供应链风险管理机制，特别要加强对供应链中关键环节和关键供应商的监控和管理。同时，数字经济时代企业需要注重推动供应链数字化转型以提高供应链的响应速度和灵活性，从而助力企业在融入全球创新网络过程中获取更多异质性优质资源。

3.3 研究不足与展望

本研究分析并验证了企业融入全球创新网络对关键核心技术创新的影响关系，仍存在一定的局限性。第一，关键核心技术有关研究正处于初

步阶段,研究所采用关键核心技术创新的测量方法仅从发明专利视角出发,保证了数据的客观性,存在测量指标缺乏针对性的问题,未来可以从多方面测量企业融入全球创新网络对关键核心技术创新的影响。第二,本研究从整体上探究了融入全球创新型网络对企业关键核心技术创新的研究,为后续研究奠定基础,同时未来研究应当进一步关注其中的内在影响机理。

参考文献

- [1] 郑刚,莫康,朱国浩,等.复杂产品系统、资源编排与核心技术快速突破[J].科学学研究,2024,42(9): 1928 - 1937 +1956.ZHENG Gang, MO Kang, ZHU Guohao, et al. Complex product systems, resource orchestration and rapid break-through of core technology[J]. Studies in Science of Science, 2024, 42(9): 1928 - 1937 + 1956.
- [2] 李雪松,党琳,赵宸宇.数字化转型、融入全球创新网络与创新绩效[J].中国工业经济,2022(10): 43 - 61.
- [3] 胡旭博,原长弘.关键核心技术:概念、特征与突破因素[J].科学学研究,2022,40(1): 4 - 11.
- [4] 张羽飞,刘兵,原长弘.关键核心技术突破:概念辨析、影响因素与组织模式[J].科学管理研究,2023,41(4): 23 - 32.
- [5] 郑刚,邓宛如,王颂,等.企业创新网络构建、演化与关键核心技术突破[J].科研管理,2022,43(7): 85 - 95.
- [6] 李梅,朱韵,赵乔,等.研发国际化、动态能力与企业创新绩效[J].中国软科学,2022(6): 169 - 180.
- [7] 冯堃,李显君,熊昱,等.关键核心技术研究综述:概念、结构、突破路径与机制[J].科研管理,2023,44(12): 21 - 30.
- [8] 杨震宁,赵红.中国企业的开放式创新:制度环境、“竞合”关系与创新绩效[J].管理世界,2020,36(2): 139 - 160 +224. YANG Zhenning,
- [9] 张玉臣,谭礼.关键核心技术的概念界定、特征辨析及突破路径[J].中国科技论坛,2023(2): 20 - 29.
- [10] 王展硕,谢伟.研发国际化对企业创新绩效的作用过程及结果分析[J].外国经济与管理,2018,40(9): 55 - 70.
- [11] 胡登峰,黄紫微,冯楠,等.关键核心技术突破与国产替代路径及机制:科大讯飞智能语音技术纵向案例研究[J].管理世界,2022,38(5): 188 - 209.
- [12] COHEN W M, LEVINTHAL D A. Absorptive capacity: A new perspective on learning and innovation [J]. Administrative Science Quarterly, 1990: 128 - 152.
- [13] 王庆金,石仁波,杜甜甜,等.跨界搜寻如何促进企业管理创新:认知柔性与吸收能力的作用[J].科技进步与对策,2022,39(15): 67 - 78.
- [14] 魏凡,黄远浙,钟昌标.对外直接投资速度与母公司绩效:基于吸收能力视角分析[J].世界经济研究,2017(12): 94 - 103 + 134.
- [15] LANIER Jr D, WEMPE W F, ZACHARIA Z G. Concentrated supply chain membership and financial performance: Chain - and firm - level perspectives[J]. Journal of Operations Management, 2010, 28(1): 1 - 16.
- [16] 韩忠雪,段丽娜,高心仪.供应商集中度与技术创新:基于内部资本市场与商业信用的调节作用[J].软科学,2021,35(9): 61 - 67.
- [17] 徐示波,仲伟俊.美国实体清单对中国企业创新的影响过程及机理:基于扎根理论的质性研究[J].科学学研究,2024,42(8): 1735 - 1747.
- [18] 聂力兵,龚红,赖秀萍.唤醒“沉睡专利”:知识重组时滞、重组频率与关键核心技术创新[J/OL].南开管理评论: 1 - 24 [2024 - 11 - 26]. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/12.1288.F.20221025.1154.004.html>.
- [19] LOUB, WUL. AI on drugs: Can artificial intelligence accelerate drug development? Evidence from a large - scale examination of bio - pharma firms [J]. MIS Quarterly: Management Information Systems, 2021(3): 45.
- [20] 孙磊华,何海燕,常晓涵,等.军民深度协同对企业关键核心技术突破的影响[J].科技进步与对策,2022,39(23): 128 - 139.
- [21] 方红星,张勇,王平.法制环境、供应链集中度与企业会计信息可比性[J].会计研究,2017(7): 33 - 40 + 96.

创新型城市建设对经济增长质量的影响机制研究

梁红玉, 姜 峰

山东财经大学, 山东济南, 250014

摘 要: 创新型城市建设是有效增强自主创新能力、加快经济发展方式转变的重要制度设计, 而其实施成效如何亟待验证。基于我国261个城市数据, 以创新型城市试点设立为准自然实验, 本文采用多期双重差分模型实证检验创新型城市建设对经济增长质量的影响及其内在机制。研究发现: (1) 创新型城市建设显著提升经济增长质量, 其对城市技术进步和技术效率具有促进作用而对规模效率具有抑制作用, 一系列稳健性检验均验证了上述结论; (2) 创新型城市建设主要通过投资结构改善和创新激励效应推动技术进步, 并通过资源配置优化和产业结构升级作用于技术效率, 而行业竞争效应和企业间的进入替代效应是影响规模效率的主要路径; (3) 知识产权保护和制度环境改善能够强化创新型城市建设对经济增长质量的提升作用, 且该作用在东部地区 and 行政等级较低城市更强。本研究对我国创新型城市试点的进一步推广, 加快进入创新型国家前列具有重要的政策启示。

关键词: 创新型城市; 经济增长质量; 全要素生产率; 机制分析

0 引言

改革开放以来, 我国经历了近40年的经济飞速增长, 已成为世界第二大经济体。然而, 我国经济社会发展仍存在诸多问题, 制约着经济增长质量提升^[1]。党的十九大报告指出, “我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段”。由此可见, 在我国经济发展进入新时代这一历史背景下, 如何实现经济高质量发展尤为重要。创新是引领发展的第一动力, 是建设现代化经济体系的战略支撑。2022年10月, 党的二十大报告明确指出: “完善科技创新体系, 坚持创新在我国现代化建设全局中的核心地位”。2021年3月, 《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》也指出: “深入实施科教兴国战略、人才强国战略、创新驱动发展战略” “展望2035年, 我国将进入创新型国家前列”。创新驱动发展战略实施不仅意味着经济发展逐渐由要素、投资驱动向创新驱动转变^[2], 而且意味着创新的根本目的在于提高生产效率, 实现高质量发展。

近年来, 我国积极推动创新驱动发展战略和科技强国战略实施, 创新型城市就是其中重要的

政策载体^[3], 而设立创新型城市试点又是加快创新型城市建设、构建创新型城市网络的战略基点, 依靠知识、人力和创新资本集聚, 通过技术创新的空间溢出效应, 创新型城市试点能够有效推动区域自主创新发展^[4-5]。2008年深圳市被设立为全国第一个创新型试点城市, 由此拉开了国家规划和布局创新型城市的序幕。经过2008—2013年、2018年和2022年多批次的试点设立, 截至2022年全国已有103个创新型试点城市, 遍布30个省、自治区和直辖市, 形成了遍地开花、梯次分明、各具特色的创新型城市发展格局。创新型城市建设历程如图1所示, 可以看到, 创新型城市建设是一种“城市试点—中央总结—城市推广”的渐进式改革过程, 逐渐呈现出由特殊化向一般化转换的趋势。

创新型城市建设的初衷是发挥城市在推进自主创新、加快经济发展方式转变中的核心带动作用。以深圳市为例, 2008—2021年间深圳市R&D经费支出年均增长15.43%, 专利授权量年均增长23.06%, 高新技术企业数量年均增长16.04%^①。由此可见, 经过十余年的发展, 我国创新型城市

建设已在创新要素集聚、创新成果涌现和新兴产业发展等方面取得显著成效。那么,在此基础上,创新型城市建设是否有效提升了经济增长质量?这一问题探究对于我国创新型城市建设成效的综合评估,创新型城市发展路径优化以及加快进入创新型国家前列具有重要的意义。

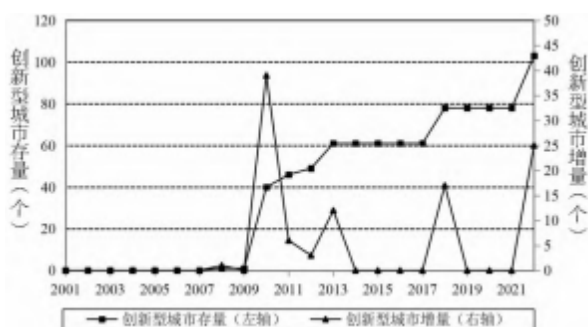


图1 创新型城市试点历程

大量学者对创新型城市建设展开了讨论,部分学者对创新型城市的综合发展情况进行了评价,Fang等^[6]基于自主创新、产业发展、人居环境和制度建设四个方面评价了我国创新型城市的发展状况,结果表明我国创新型城市创新水平整体较低,且空间差异显著。Wang等^[1]测度了我国75个创新型城市的协同创新效率,发现整体呈上升趋势。学者们对创新型城市建设效果也进行了评估,主要集中在创新发展、绿色发展和对外开放等方面。在创新发展方面,相关研究表明创新型城市试点有效推动了城市创新,政策效果具有空间溢出效应^[7-8],微观表现上,创新型城市试点有利于企业创新数量和质量提升^[2, 5]。在绿色发展方面,创新型城市通过技术创新、产业升级和经济发展方式优化等途径提高了碳排放绩效^[9],推动我国经济发展绿色转型^[10]。在对外开放方面,创新型城市政策对企业的出口产品质量具有积极作用^[11],而且促进了本土企业生产效率提高^[12]。

通过文献梳理后发现,创新型城市建设对经济社会发展已产生广泛的影响,然而鲜有学者探究创新型城市建设对经济增长质量及其构成要素的异质性影响,进一步分析内在作用机制的研究

也亟待补充。经济高质量发展主要表现为从“数量追赶”转向“质量追赶”,从“要素驱动”转向“创新驱动”等^[13],那么,以自主创新为主线的创新型城市建设是否有效驱动了经济增长质量提升,从而实现高质量发展?其影响机制是什么?

本文重点关注创新型城市建设与经济增长质量的关系,为“创新驱动发展”提供中国式经验证据,具体采用城市数据,以全要素生产率衡量经济增长质量,以创新型城市试点政策为准自然实验,通过双重差分方法识别创新型城市建设对经济增长质量的影响,进一步依据Kumbhakar和Lovell^[14]将全要素生产率分解为技术进步、技术效率和规模效率从而深入探究该影响的内在机制和路径差异。本文可能的边际贡献包括以下方面:第一,通过识别创新型城市建设对经济增长质量的影响效应,有助于深化对创新驱动理论的理解,丰富中国公共政策评估的相关研究,同时为中国情境下“创新驱动发展”和如何实现经济高质量发展提供新的经验证据;第二,创新型城市建设效果存在异质性,通过对不同区域和行政等级的城市政策效果进行研究,能够为创新型城市建设的经验总结和试点推广提供借鉴参考;第三,依据构成要素分解的角度,深入分析创新型城市建设影响经济增长质量的理论机制和作用路径,在肯定政策效果的同时提出创新型城市发展的改进方向,对我国创新驱动发展战略实施具有重要的政策启示。

1 研究设计

1.1 研究假设

国家分批次设立创新型城市试点调整优化城市发展导向,从宏观层面来看影响城市战略规划和产业政策等,从微观层面来看影响企业发展方向、研发投入和要素组合等进而影响企业生产效率,综合来看创新型城市建设会对经济增长质量产生显著影响。本文主要探究创新型城市建设通过全要素生产率的三个构成要素(技术进步、技术效率和规模效率)从而影响经济增长质量的作用

用机制。其中,技术进步是指在固定要素投入的前提下,由于更为先进生产技术的应用而使生产函数不断优化,生产前沿面不断外延也即产出不断增加的过程。技术效率指在要素投入和技术水平一定的情况下,通过对生产资源进行更加有效的分配和使用,提高资源利用效率进而增加总产出的过程^[15]。规模效率则意味着在其他条件不变的情况下,由于整体生产规模扩张,产品固定成本得以分摊,生产的边际收益增加,产出增加的比例大于要素投入增加的比例^[16]。具体影响机制如图2所示。

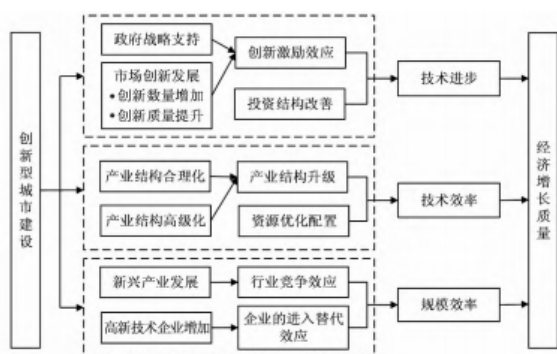


图2 创新型城市建设对经济增长质量的影响机制

创新型城市建设以提升自主创新能力为主线,通过优化城市投资结构、加大政府支持力度以及市场主体创新积极性提高,进而有助于城市技术进步。首先,由于城市经济增长目标约束,一直以来房地产投资在固定资产投资中占据较大比重,其对技术创新的挤出效应显著^[17]。创新型城市试点后,政府更加注重创新要素投入,从而逐渐调整房地产投资和研发投资的比例,引导城市生产资源不断向科技创新领域倾斜,推动研发基地、科技园区等平台建设,有助于创新氛围营造和创新产出增加。其次,获批创新型城市试点后,地方政府会在规划制定、目标设置和招商引资等方面对创新予以重视,在财政补贴和税收政策等方面对创新予以优惠,相关研究也表明政府补贴和税收支持有利于技术进步^[18]。最后,受到政策激励和市场竞争压力,市场主体会将更多要素资源投入研发创新活动,一方面为迎合政府政策实施,企业在从事研发活动时考虑短平快式的策略性

创新^[19],另一方面,中央和地方政府着重对实质性创新进行考核,如2010年科技部颁布的《关于进一步推进创新型城市试点工作的指导意见》和2016年科技部、发改委联合颁布的《建设创新型城市工作指引》所构建的监测评价体系均对发明专利有所考核,从而倒逼企业积极研发和申请技术含量较高的发明专利。由上述理论分析,可得出如下研究假设:

假设1:创新型城市建设主要通过投资结构改善和创新激励效应正向作用于城市技术进步。

创新型城市建设不仅有利于创新产出增加,而且有利于创新成果转移转化和应用,通过城市产业结构升级和资源优化配置实现技术效率提高。一方面,依据2016年《建设创新型城市工作指引》,创新型城市在创新治理架构、创新创业环境、创新要素集聚和新兴产业发展等方面均面临考核要求,从而引导社会生产要素从劳动、资源密集型产业向资本密集型产业再向技术密集型产业转移,推动产业结构高级化。与此同时,创新型城市集聚大量创新资源,对于高素质人才具有较大吸引力,人才多向技术水平和生产效率较高的产业或部门集中,从而使产业结构趋于合理化。另一方面,生产要素更多地从低生产率企业流向高生产率企业是资源配置效率提高进而促进生产效率的关键^[20],创新型企业普遍具有生产效率高和竞争优势强等特点,创新型城市建设加强了对创新型企业发展的支持力度,推动社会创新要素流动和知识交流,使城市资源逐渐向高生产率企业倾斜,从而提高资源配置效率,实现帕累托改进。技术效率提升在于城市对生产资源进行更加有效的分配和利用,产业结构升级和资源优化配置有利于城市生产要素在产业和企业层面的合理分配使用,从而对技术效率产生积极影响。根据上述分析,可提出研究假设如下:

假设2:创新型城市建设主要通过产业结构升级和资源优化配置正向作用于城市技术效率。

创新型城市建设在追求创新发展的同时,加速了城市行业和企业层面的竞争以及淘汰过程,

从而对城市规模效率产生负面影响。从行业层面来看,创新型城市建设鼓励新兴产业发展进而加快市场主体动态调整,推动行业竞争和行业格局重构。创新型城市注重城市自主创新,会增加对新能源新材料、新一代信息技术等新兴产业的扶持力度,长期的产业政策偏好加剧了市场行业竞争程度。基于产业组织的SCP(结构—行为—绩效)范式理论,市场结构通过影响市场主体行为措施进而对其生产效率产生影响^[21],市场行业竞争程度提高阻碍了生产规模化和分工专业化带来的规模经济,不利于规模效率提升。从企业层面来看,创新型城市建设催生了一大批具有较强创新能力的高新技术企业,在“优胜劣汰”的市场动态调整机制和“层层加码”的创新监测目标约束下,高新技术企业生存概率远大于传统企业,从而加速了市场中企业的进入替代进程。相对于创新型企业的进入,更多数量的低效率企业在市场竞争中被淘汰而退出市场,城市整体生产规模呈缩小态势,不利于规模经济实现。综合以上理论分析,得出如下研究假设:

假设3:创新型城市建设主要通过行业竞争效应和企业的进入替代效应对规模效率产生负向影响。

1.2 模型构建

创新型城市建设的效果评估是本文研究重点,且由于我国创新型城市试点采取分批推进模式,因而本文采用多期双重差分模型,通过地区和时间两个层面的差分比较进而准确评估创新型城市建设的政策效应。鉴于部分统计数据缺失,研究样本期设置为2001—2015年,将部分行政区划调整、变更或数据缺失的地级市剔除后最终确定261个地级市为研究样本,其中设立创新型城市试点的城市为实验组,其他城市为对照组。同时构建如下双向固定效应的多期双重差分模型进行检验:

$$Qua_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Did_{i,t} + \sum \beta_j Control_{i,t} + \gamma_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

式中, i 和 t 分别表示第 i 个城市和第 t 年; $Qua_{i,t}$ 为经济增长质量; $Did_{i,t}$ 为解释变量,即创新

型城市试点设立的虚拟变量; $Control_i$, t 为一系列控制变量,包括经济发展水平、产业结构、固定资产投资水平、对外开放度、人力资本水平和人口密度,后文进行了详细阐述。 γ_i 和 μ_t 分别为时间和地区固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。其中 β_1 为关键估计系数,若 β_1 为正则说明创新型城市建设对经济增长质量具有积极影响,反之亦然。

1.3 变量选取和数据描述

1.3.1 被解释变量

被解释变量为经济增长质量(Qua),学者们常采用评价指标体系^[22]①、地区全要素生产率^[23]和企业全要素生产率^[24]等指标衡量。党的十九大报告指出“要推动经济发展质量变革、效率变革、动力变革,提高全要素生产率”,这充分肯定了提升全要素生产率对经济高质量发展的重要性,因此本文选取城市全要素生产率衡量经济增长质量。

本文参考余泳泽等^[17],采用随机前沿分析(SFA)通过超越对数形式的生产函数对全要素生产率进行测算。测算需要投入和产出两类指标,投入采用资本和劳动力表示,资本的计算涉及基期资本存量、价格指数和折旧率三项指标,其中资本存量采用永续盘存法计算,为尽可能准确,本文选择最早有相关数据统计的1991年为基期,并采用城市所在省份基期资本存量与城市当年固定资产投资额占全省固定资产投资额比例的乘积表示各城市基期资本存量。省级基期资本存量采用张军等^[25]中的数据,折旧率依据张军等^[25]设定为9.6%。同时采用城市单位从业人员和私营个体从业人员之和表示劳动力投入,采用实际国内生产总值(GDP)表示产出。其中,固定资产投资额和实际GDP分别以1991年为基期依据各省份固定资产投资价格指数和GDP平减指数进行平减处理后得到。根据相关文献^[14],本文进一步将全要素生产率分解为技术进步(TP)、技术效率(TE)和规模效率(SE)三部分,以此识别创新型城市建设影响经济增长质量的内在机制。

1.3.2 解释变量

解释变量为创新型城市试点虚拟变量 (Did), 设定规则是, 某城市在设立创新型城市试点的年份及之后各年份均为1, 在设立试点之前均为0, 而样本期内未设立试点的城市始终为0。数据来源于科技部、国家发展改革委官方网站。在样本期内61个城市设立了创新型城市试点, 其中石河子、昌吉非地级市, 数据缺失较多, 将其剔除后样本内共59个实验组城市, 其余202个城市为对照组。

1.3.3 控制变量

为控制其他因素对经济增长质量的影响, 本文还加入一系列控制变量。经济发展水平是经济增长“量”的度量, 本文加入城市实际人均GDP的对数衡量经济发展水平 (Eco), 以1991年为基期对人均GDP进行平减处理后得到^[26]。固定

资产投资是反映经济活力的重要变量, 为此采用城市固定资产投资增长率表示固定资产投资水平 (Fix)。产业结构决定着不同产业之间的比例关系, 本文采用第二产业增加值占GDP的比重表示产业结构 (Ind)^[27]。同时加入人口密度 (Den), 采用城市年末总人口与行政面积比值的对数衡量。此外, 本文还加入城市外商直接投资额 (FDI) 占GDP的比重和每万人高等学校在校人数的对数分别表示对外开放度 (Open) 和人力资本水平 (Hum), 其中FDI依据各年中间汇率进行换算处理。

数据主要来源于《中国城市统计年鉴》和国泰安数据库 (CSMAR), 针对部分数据缺失的问题, 依据各城市统计年鉴和插值法进行补充, 变量的描述性统计见表1。

表1 变量的描述性统计

变量类型	变量符号	变量名称	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量 解释变量 控制变量	Qua	经济增长质量	3793	-1.048 7	0.408 4	-3.589 3	2.008 8
	Did	创新型城市建设	3793	0.080 9	0.272 8	0.000 0	1.000 0
	Eco	经济发展水平	3793	9.882 0	0.907 8	7.290 5	13.102 9
	Ind	产业结构 (%)	3793	0.447 2	0.133 0	0.076 1	0.844 0
	Fix	固定资产投资水平 (%)	3793	0.275 7	0.356 0	-0.890 3	14.729 5
	Open	对外开放度 (%)	3793	0.022 9	0.030 7	0.000 0	1.012 4
	Hum	人力资本水平	3793	4.341 8	1.160 3	0.000 0	7.147 9
	Den	人口密度	3793	5.840 8	0.811 4	1.740 4	7.903 9

注: ①该指标体系包含“创新、协调、绿色、开放、共享”5个一级指标、15个分项指标和31个基础指标。

2 实证检验与结果分析

2.1 基准模型估计

本文通过逐步回归法估计创新型城市建设对经济增长质量的影响效应, 回归结果如表2第(1)和(2)列所示。可以发现, 在不加入控制变量时, 创新型城市建设的估计系数为正且通过了5%的显著性水平检验, 加入控制变量后, 创新型城市建设的估计系数依然显著为正且系数大小并未发生较大变化, 说明创新型城市建设显著提升了经济增长质量。通过对城市经济增长质量进行分解, 进一步分析了创新型城市建设对经济增长质

量各构成要素的异质性影响, 结果见表2第(3)至(5)列。可看到, 创新型城市建设对规模效率的估计系数显著为负, 对技术进步和技术效率的估计系数显著为正, 说明创新型城市建设主要通过提高技术进步水平和技术效率进而提升经济增长质量。

2.2 稳健性检验

2.2.1 平行趋势检验

双重差分估计的前提是模型通过了平行趋势检验, 即在创新型城市试点设立之前实验组和对照组的经济增长质量效应不具有显著差异。本文

排除试点年份,估计了样本期内创新型城市建设对实验组和对照组影响差异的动态变化见图3。可看到,试点之前实验组和对照组的经济增长质量效应无显著差异,系数值围绕0值上下波动,说明模型满足平行趋势检验的假设条件。试点设立后,实验组和对照组的经济增长质量效应差异呈现波动增加趋势,说明随着时间推移试点政策对经济增长质量的提升作用不断增强。

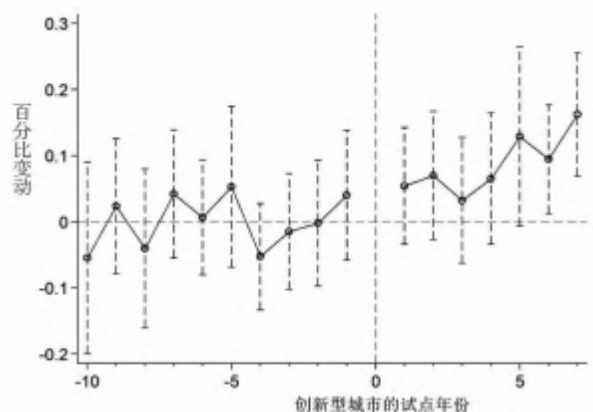


图3 平行趋势检验

2.2.2 安慰剂检验

本文通过安慰剂检验来验证创新型城市建设对经济增长质量效应并非来源于其他随机因素。思路是,依据各年的真实试点数量,于2008年及之后各年份随机选取与当年实际拥有试点城市数量相同的城市作为实验组,其余城市作为对照组进行1000次模拟估计,最终结果见图4。图中实线为影响系数的核密度分布,下方圆圈为估计的p值,横虚线表示10%的显著性水平,竖虚线为基准模型估计中的影响系数(0.057)。可看到,创新型城市建设的系数分布在0附近且基本呈正态分布,竖虚线几乎远离主要分布区间,且p值大部分

都大于0.1,说明随机选择的实验组不具有显著的经济增长质量效应,估计结果较为稳健。

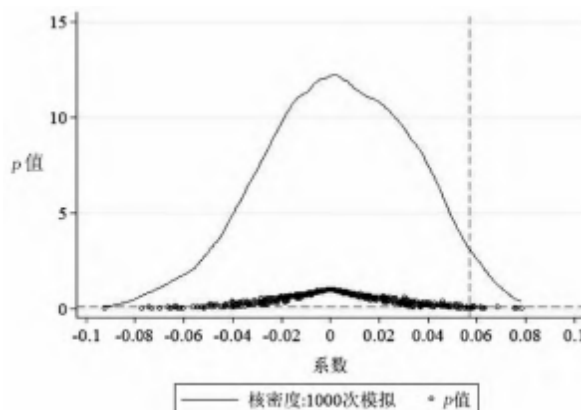


图4 安慰剂检验

2.2.3 PSM—DID估计

本文采用倾向值得分匹配双重差分(PSM—DID)方法,选择与创新型试点城市特征尽可能相似即倾向值得分相近的城市为对照组进行重新估计。参考Heckman等^[28],采用模型(1)中的控制变量作为匹配的协变量,使用卡尺内的近邻匹配和有放回匹配,匹配时Logit模型因变量为城市是否设立创新型城市试点,匹配结果通过了平衡性检验,估计结果见表2第(6)列,可看到创新型城市建设的影响系数显著为正。

2.2.4 反事实检验

为排除预期效应对模型估计的干扰,本文通过将试点设立时间提前2年对模型重新估计的方式进行反事实检验,结果见表2的第(7)列。可看到,在将政策实施时间提前两年的情况下,解释变量的系数不显著,说明在试点之前预期效应对经济增长质量无显著影响。

表2 基准模型回归和稳健性检验

变量	基准模型估计					稳健性检验	
	Qua(1)	Qua(2)	SE(3)	TP(4)	TE(5)	Qua(6)	Qua(7)
Did	0.049 ** (2.16)	0.057 ** (1.97)	-0.050 ** (-2.41)	0.056 *** (6.58)	0.036* (1.95)	0.047 ** (1.97)	
L2. Did							0.002 (0.97)
Eco		0.161 ***	0.089 **	0.149 ***	0.051 **	0.161 ***	0.208 ***

续表

变量	基准模型估计					稳健性检验	
	Qua(1)	Qua(2)	SE(3)	TP(4)	TE(5)	Qua(6)	Qua(7)
Ind		(3. 30)	(2. 08)	(8. 99)	(2. 52)	(3. 30)	(3. 69)
		0. 598 ***	0. 245 **	0. 022*	0. 275 ***	0. 598 ***	0. 619 ***
		(4. 08)	(2. 32)	(1. 83)	(3. 83)	(4. 08)	(3. 23)
Fix		0. 004 **	0. 015	0. 022 **	- 0. 009	0. 004	- 0. 009
		(2. 35)	(1. 22)	(2. 08)	(-0. 55)	(0. 10)	(-0. 30)
Open		- 0. 629 **	0. 530	- 0. 527 ***	- 0. 751*	0. 629 **	0. 909 **
		(-2. 48)	(0. 86)	(-4. 18)	(-1. 70)	(2. 48)	(2. 47)
Hum		0. 013 ***	- 0. 011	0. 008 **	0. 008 ***	- 0. 013	0. 035
		(3. 55)	(-0. 52)	(2. 46)	(2. 65)	(-0. 55)	(1. 47)
Den		- 0. 014	- 0. 153*	- 0. 008	0. 163 ***	- 0. 014	- 0. 110*
		(-0. 22)	(-1. 90)	(-0. 18)	(3. 87)	(-0. 22)	(-1. 88)
时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地区效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
_cons	0. 956 ***	0. 373 ***	- 0. 093 ***	0. 400*	- 0. 501 ***	0. 373 **	1. 436 **
	(9. 77)	(3. 56)	(-4. 15)	(1. 77)	(-3. 31)	(2. 16)	(2. 08)
N	3793	3793	3793	3793	3793	2689	3271
Adj_R2	0. 242	0. 253	0. 262	0. 917	0. 136	0. 253	0. 184

注：括号上方为影响系数，括号内为t值，***，**，*分别表示估计结果在1%，5%和10%的置信水平下显著，回归采用地级市层面聚类稳健标准误。下表同。

2.3 异质性分析

本文按照传统分析思路将全样本分为东部地区和中西部地区进行估计，结果见表3第（1）和（2）列。可以发现，创新型城市建设对东部地区经济增长质量具有显著的正向影响而对中西部地区的影响不显著。可能的解释是，东部和中西部地区在战略规划和创新要素集聚等方面具有较大差异，由于经济发展水平较高，东部地区城市进行战略规划时更侧重经济增长效率和质量而非局限于增长速度，试点设立推动了创新要素集聚，有助于资源合理配置以及高生产率产业发展；中西部地区城市战略规划更倾向于推动经济增长，在没有明显的创新要素集聚形成之前采取强制性措施激励创新发展可能起到“拔苗助长”的效果，不利于城市经济增长质量提升。

同时本文还将直辖市、省会城市和计划单列市作为行政等级较高城市样本，其余城市作为行政等级较低城市样本进行分别估计，结果见表3第（3）和（4）列。可看到，创新型城市建设对行政

等级较高城市经济增长质量的影响在统计意义上不显著，但对行政等级较低城市的影响显著为正，可能的原因如下：行政等级较高城市自身的等级优势、经济基础保证了其经济效率，由于边际效应递减原理，试点设立对行政等级较高城市经济增长质量的“锦上添花”效应微弱；而对行政等级较低城市而言，试点设立伴随的政策优惠和积极信号传递使其从中获益，新兴产业得到扶持和发展，从而有效激励城市产业结构优化和整体创新发展，试点设立对行政等级较低城市的“雪中送炭”效应明显。

2.4 进一步分析：调节效应

经济发展环境对创新型城市建设的实施效果具有重要影响，本文进一步分析知识产权保护和制度环境改善在创新型城市建设影响经济增长质量过程中的调节效应。本文采用各地区知识产权局的专利执法情况表示知识产权保护力度（Kno），具体用1减去各地区专利侵权纠纷案件数量与当年历史累计专利授权数量的比值衡量专利未被侵权

率，其与知识产权保护力度呈正比，同时采用市场化指数衡量制度环境（Mar）^[29]。以各年知识产权保护和制度环境的均值为标准，本文分别构建创新型城市建设和知识产权保护、制度环境的交

乘项加入模型，结果见表3。可以看到，交乘项对经济增长质量的影响系数均显著为正，说明试点设立后，知识产权保护和制度环境改善强化了创新型城市建设对经济增长质量的正向影响。

表3 异质性和调节效应分析

变量	异质性分析				调节效应分析	
	东部地区 Qua(1)	中西部地区 Qua(2)	行政等级较高城市 Qua(3)	行政等级较低城市 Qua(4)	全样本 Qua(5)	全样本 Qua(6)
Did	0. 064 ** (2. 07)	0. 010 (0. 32)	-0. 033 (-0. 83)	0. 054 ** (2. 12)	0. 141 ** (2. 33)	0. 003 ** (2. 10)
Did × Kno					0. 186 *** (2. 74)	
Kno					0. 004 ** (2. 12)	
Did × Mar						0. 089 ** (2. 43)
Mar						-0. 002 (-0. 08)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地区效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
_cons	- 0. 511 *** (-3. 51)	1. 053 ** (2. 03)	4. 129 *** (3. 84)	- 0. 203 *** (-5. 22)	- 1. 149* (-1. 65)	0. 328 *** (3. 48)
N	1762	2031	513	3280	1965	3689
Adj_R ²	0. 245	0. 270	0. 377	0. 252	0. 172	0. 254

3 影响机制分析

研究设计部分对创新型城市建设影响经济增长质量的理论机制进行了分析，进一步地，将通过对合适的机制变量进行实证分析来检验研究假设，从而验证创新型城市建设通过技术进步、技术效率和规模效率三条作用路径影响经济增长质量的主要机制。

创新型城市建设旨在推进自主创新，进而以创新驱动城市高质量发展。为检验创新型城市建设影响技术进步的作用机制，本文选取投资结构和创新激励两类变量，其中创新激励又包括政府战略支持和市场创新发展，具体设定如下：（1）投资结构（Inv）。采用城市中除房地产以外的投资额占固定资产投资总额的比重衡量^[14]。（2）政府战略支持（Sup）。借鉴李政和杨思莹^[30]的思路，选取政府财政一般预算支出中科技支出所占的比

重作为其代理变量。（3）市场创新发展。包括创新数量（Num）和创新质量（Qua）两类指标，分别用专利申请总数和发明专利申请数表示^[15]，本文采用了城市和上市公司两个层面的数据进行检验。将城市数据与上市公司数据匹配后得到27016个数据样本，数据来源于中国上市公司数据库和中国研究数据服务平台（CNRDS）。由表4的估计结果可以看到，创新型城市建设不仅优化了城市投资结构，而且增强了地方政府对创新的战略重视程度，同时显著促进创新数量增加和创新质量提升，从而验证了理论假设1。

理论分析发现，创新型城市建设主要通过要素优化配置和产业结构升级推动技术效率提高，因而采用的变量设置如下：（1）资源配置效率（Res）。指城市生产要素在各产出主体之间配置利用所产生的效益，具体采用Olley和Pakes^[31]提出

的方法，利用中国工业企业数据库，计算各城市各行业中企业生产率份额与要素份额之间的协方差作为行业内资源配置效率，生产率采用OP方法计算，进一步以城市各行业从业人员比例为权重加总计算得到城市资源配置效率。（2）产业结构升级。采用产业结构高级化（Adv）和产业结构合理化（Rat）两个指标衡量，分别以产业结构层

次系数和产业结构泰尔指数表示^[32]。其中产业结构泰尔指数数值大小与合理化程度呈反比，数据来源于中国工业企业数据库。估计结果见表5，可以看到，创新型城市建设对城市资源配置优化和产业结构升级具有推动作用，从而验证了理论假设2。

表4 创新型城市建设影响城市技术进步的机制分析

变量	地级市				上市公司	
	Inv(1)	Sup(2)	Num(3)	Qua(4)	Num(5)	Qua(6)
Did	0. 033 *** (5. 69)	0. 012* (1. 76)	0. 425 *** (7. 04)	0. 654 *** (9. 20)	0. 214* (1. 69)	0. 077 *** (3. 75)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地区效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业效应	No	No	No	No	Yes	Yes
_cons	0. 571 ** (2. 14)	0. 025 ** (3. 15)	0. 467 *** (18. 57)	0. 117 *** (5. 35)	0. 221 *** (31. 96)	- 1. 919 *** (- 7. 28)
N	3793	3793	3793	3793	27016	27016
Adj_R ²	0. 190	0. 103	0. 787	0. 659	0. 059	0. 033

创新型城市建设更注重创新效率而可能忽视生产规模，这可能是由行业竞争效应和企业的进入替代效应导致的，为此本文选取机制变量如下：（1）行业竞争程度。采用城市行业集中度（HHI）衡量，用城市中各行业工业企业销售收入占城市工业企业销售总收入比重的平方和表示。城市中各行业发展规模差距越大则行业集中度越高，行业竞争程度越低。（2）企业的进入替代效应。采

用城市企业数量变动情况衡量，包括工业企业数量（Ind）、瞪羚企业、独角兽企业和科技型初创企业（Gaze）及其中高新技术企业数量（High），分别表示整体企业和创新型企业数量变动，数据来源于中国瞪羚独角兽（瞪羚云）数据库。估计结果见表5，可以看到，创新型城市建设加剧了行业竞争，虽然有利于创新型企业数量增加，但企业整体规模减小，从而验证了理论假设3。

表5 创新型城市建设影响城市技术效率和规模效率的机制分析

变量	Res(1)	Adv(2)	Rat(3)	HHI(4)	Ind(5)	Gaze(6)	High(7)
Did	0. 227 *** (2. 95)	0. 007 ** (2. 06)	- 0. 035 *** (- 2. 97)	- 0. 022 *** (- 3. 43)	- 0. 166 *** (- 3. 88)	0. 289 *** (3. 58)	0. 178 ** (2. 46)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地区效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
_cons	1. 412 *** (5. 75)	0. 297 *** (37. 48)	1. 468 *** (4. 30)	0. 122 *** (29. 53)	1. 439 *** (5. 23)	0. 836 *** (14. 37)	1. 179 *** (20. 49)
N	3271	3793	3793	3271	3186	1260	1260
Adj_R ²	0. 122	0. 039	0. 059	0. 311	0. 463	0. 240	0. 175

4 主要研究结论与政策启示

基于2001—2015年我国261个城市数据,以创新型城市试点政策为准自然实验,本文采用多期双重差分模型检验了创新型城市建设对经济增长质量的影响,并进一步分析了影响机制。研究发现:(1)创新型城市建设显著提升了经济增长质量,就其构成要素来看,其对技术进步和技术效率具有促进作用而对规模效率具有抑制作用。

(2)机制分析表明,创新型城市建设主要通过投资结构改善和创新激励效应推动技术进步,并通过资源优化配置和产业结构升级促进技术效率提高,而行业竞争效应和企业间的进入替代效应是负向影响规模效率的主要路径。

(3)异质性分析发现,创新型城市建设对东部地区和行政等级较低城市的促进作用更强。调节效应分析发现,知识产权保护和制度环境改善能够强化创新型城市建设对经济增长质量的促进作用。

本研究对我国加快进入创新型国家前列具有重要的借鉴意义,可得如下启示。

第一,推动创新型城市建设提质增效,更好发挥辐射带动和示范引领作用。实证结果表明,创新型城市建设对经济增长质量的推动作用显著且持久,特别是在促进技术进步和技术效率方面作用较强,因此要完善创新型城市发展制度设计,进一步打造更多具有强大辐射、带动和引领作用的区域创新中心,通过定期交流、样板示范等方式发挥知识创新的溢出效应,助推经济增长质量提升。另外,制度环境改善和知识产权保护能够强化创新型城市政策的积极作用,所以应深化市场经济体制改革,加快全国统一大市场建设,同时完善相关法律法规,加大对知识产权的保护力度,为经济高质量发展提供制度保障。

第二,畅通创新成果创造和转移转化渠道,兼顾产业规模化生产和规模效率提升。由机制分析可看出,创新型城市建设对经济增长质量不同构成要素的影响及其路径不一,因此一方面,要

持续强化政府对创新发展的重视,通过产业补贴、税收优惠和金融支持等渠道完善城市创新创业环境,建立健全以企业为主体、市场为导向的技术创新体制机制,借助产业升级和资源配置优化推动创新效率提升和科技成果转移转化。另一方面,将规模效率纳入创新型城市考核范围,鼓励产业渗透交叉、产业融合和企业兼并重组等,推动城市生产要素流动与合理配置,以新兴产业与传统产业的融合发展激励创新成果创造和规模效率提升。

第三,重视不同城市发展差异性,因地制宜,探索差异化创新发展模式。考虑到创新型城市建设效果的异质性特征,地方政府应当尊重客观规律,因地制宜,因城施策,针对不同城市制定差异化建设方案,积极探索具有地方特色、发挥地方优势的创新发展路径和模式。要继续发挥东部地区创新型城市的政策效应,建立中西部地区创新型城市发展的规模效率专项评估指标,加大创新要素向中西部地区的倾斜。还要优化行政等级较高城市的政策组合方式,增强创新型城市政策与相关政策的实施协调度和适配性,加大行政等级较低城市创新发展的扶持力度,培育和拓展区域协同创新网络。

注:①数据来源于历年《深圳统计年鉴》和《深圳市国民经济和社会发展统计公报》。

参考文献

- [1] WANGS, WANGJ, WEIC, et al. Collaborative innovation efficiency: From within cities to between cities: Empirical analysis based on innovative cities in China [J]. Growth and Change, 2021, 52(3): 1330—1360.
- [2] 闫昊生,孙久文,蒋治.创新型城市、所有制差异与企业创新:基于目标考核视角[J].世界经济,2021,44(11):75—101.
- [3] 晏艳阳,王娟,卢彦瑾.创新型城市试点建设的“以点带面”效应研究[J].科研管理,2022,43(7):20—28.

- [4] ALDER S, SHAO L, ZILIBOTTI F. Economic reforms and industrial policy in a panel of Chinese cities [J]. *Journal of Economic Growth*, 2016, 21(4): 305—349.
- [5] 郭丰, 杨上广, 柴泽阳. 创新型城市建设实现了企业创新的“增量提质”吗?: 来自中国工业企业的微观证据 [J]. *产业经济研究*, 2021(3): 128—142.
- [6] FANGC, MAH, WANGZ, et al. The sustainable development of innovative cities in China: Comprehensive assessment and future configuration [J]. *Journal of Geographical Sciences*, 2014, 24(6): 1095—1114.
- [7] 徐换歌, 蒋硕亮. 国家创新型城市试点政策的效果以及空间溢出 [J]. *科学学研究*, 2020, 38(12): 2161—2170.
- [8] 崔新蕾, 刘欢. 国家创新型城市设立与区域创新能力 [J]. *科研管理*, 2022, 43(1): 32—40.
- [9] 张华, 丰超. 创新低碳之城: 创新型城市建设的碳排放绩效评估 [J]. *南方经济*, 2021(3): 36—53.
- [10] 王晓红, 张少鹏, 李宣廷. 创新型城市建设对城市绿色发展的影响研究 [J]. *科研管理*, 2022, 43(8): 1—9.
- [11] 李仁宇, 钟腾龙. 创新型城市试点建设的企业出口产品质量效应 [J]. *当代经济科学*, 2021, 43(3): 44—55.
- [12] 聂飞, 刘海云. 国家创新型城市建设对我国 FDI 质量的影响 [J]. *经济评论*, 2019(6): 67—79.
- [13] 王一鸣. 百年大变局、高质量发展与构建新发展格局 [J]. *管理世界*, 2020, 36(12): 1—13.
- [14] KUMBHAKARSC, LOVELLCAK. Stochastic frontier analysis [M]. New York: Cambridge University Press, 2000.
- [15] 李启航, 黄璐, 张少辉. 国家高新区设立能够提升城市全要素生产率吗?: 基于 261 个地级市 TFP 分解数据的路径分析 [J]. *南方经济*, 2021(3): 54—72.
- [16] ZHANGH, HUANGL, ZHUY, et al. Does low-carbon city construction improve total factor productivity? Evidence from a quasi-natural experiment in China [J]. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 2021, 18(22): 11974.
- [17] 余泳泽, 刘大勇, 龚宇. 过犹不及事缓则圆: 地方经济增长目标约束与全要素生产率 [J]. *管理世界*, 2019, 35(7): 26—42 + 202.
- [18] MULIERK, SAMARIN I. Sector heterogeneity and dynamic effects of innovation subsidies: Evidence from Horizon 2020 [J]. *Research Policy*, 2021, 50(10): 104346.
- [19] 黎文靖, 郑曼妮. 实质性创新还是策略性创新?: 宏观产业政策对微观企业创新的影响 [J]. *经济研究*, 2016, 51(4): 60—73.
- [20] BARTELSMAN E, HALTIWANGER J, SCARPETTA S. Cross-country differences in productivity: The role of allocation and selection [J]. *American Economic Review*, 2013, 103(1): 305—334.
- [21] UZUNIDISD. Propaedeutics in the theory of the industrial organisation: The SCP (structure, conduct, performance) model [J]. *Journal of Innovation Economics Management*, 2016(2): 197—215.
- [22] 詹新宇, 崔培培. 中国省际经济增长质量的测度与评价: 基于“五大发展理念”的实证分析 [J]. *财政研究*, 2016(8): 40—53 + 39.
- [23] 郭晨, 张卫东. 产业结构升级背景下新型城镇化建设对区域经济发展质量的影响: 基于 PSM—DID 经验证据 [J]. *产业经济研究*, 2018(5): 78—88.
- [24] 朱光顺, 张莉, 徐现祥. 行政审批改革与经济发展质量 [J]. *经济学(季刊)*, 2020, 19(3): 1059—1080.
- [25] 张军, 吴桂英, 张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算: 1952—2000 [J]. *经济研究*, 2004(10): 35—44.
- [26] 张红凤, 姜琪, 吕杰. 经济增长与食品安全: 食品安全库兹涅茨曲线假说检验与政策启示 [J]. *经济研究*, 2019, 54(11): 180—194.
- [27] 张红凤, 黄璐, 孙承运. 政府干预与食品产业发展效率: 基于地方政府竞争视角 [J]. *经济与管理研究*, 2021, 42(12): 125—141.
- [28] HECKMANJJ, ICHIMURA H, TODDPE. Matching as an econometric evaluation estimator: Evidence from evaluating a job training programme [J]. *The Review of Economic Studies*, 1997, 64(4): 605—654.
- [29] 王小鲁, 樊纲, 余静文. 中国分省份市场化指数报告(2016) [M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2017.
- [30] 李政, 杨思莹. 创新型城市试点提升城市创新水平了吗? [J]. *经济学动态*, 2019(8): 70—85.
- [31] OLLEYGS, PAKES A. The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry [J]. *Econometrica*, 1992, 64(6): 1263—1297.
- [32] 干春晖, 郑若谷, 余典范. 中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响 [J]. *经济研究*, 2011, 46(5): 4—16 + 31.

企业战略变革影响组织韧性的效果与边界

付燕妮

苏州科技大学商学院, 江苏苏州, 215009

摘 要: 战略变革和组织韧性对于企业适应环境变化、抵御外部冲击具有重要作用, 但两者关系如何, 已有研究鲜少关注。基于2007—2020年沪深A股上市公司的经验数据, 本文利用面板回归模型探讨了企业战略变革对组织韧性的影响, 并分析外部经营环境和内部经营状况对两者关系的作用。结果显示: 企业战略变革会显著降低组织韧性, 具体表现为企业遭受外部冲击时的损失程度增加、恢复时间延长; 随着经营环境不确定性的提升, 战略变革对组织韧性的负面影响会被加剧; 经营绩效良好时的战略变革不会对组织韧性产生负面影响, 只有在经营绩效较差时, 战略变革才会加剧损失程度, 延长恢复时间。本文通过对战略变革与组织韧性关系的分析, 不仅拓展了战略变革后果和组织韧性前因的研究文献, 还为企业实施战略变革的时机提供了参考。

关键词: 战略变革; 组织韧性; 不确定性; 经营状况

随着俄乌冲突、印太经济框架(IPEF)成立等一系列外部事件集聚, 企业经营环境的复杂性和不确定性大幅提升。习近平总书记在党的二十大报告中也指出, 我国发展进入战略机遇和风险挑战并存、不确定难预料因素增多的时期, 各种“黑天鹅”“灰犀牛”事件随时可能发生。面对此种情况, 企业如何才能实现生存和发展? 已有研究从两方面给出了答案: 一是进行企业战略变革。战略变革是指系统改变企业原有战略要素的特征或结构, 使其战略定位或决策制定过程发生改变的行为^[1], 本质是对人力资本、产品结构以及研发投入等战略资源的重新分配^[2-3]。随着资源的重新分配, 企业会改变原有的路径依赖, 并建立新的成长模式推动企业发展。研究显示, 企业能否生存并成长取决于它们能否适应环境变化, 要想在不断变化的外部环境中保持核心竞争力, 就必须进行一系列的战略变革^[2, 4-5]。二是提高企业组织韧性。组织韧性是组织预测潜在威胁、有效应对突发事件, 并适应外部冲击、调节风险和不确定性影响的能力^[6], 韧性强的企业不仅能减轻危机带来的损害, 甚至能转“危”为“机”, 实现弯道超车^[7-10]。

那么, 为应对复杂环境的战略变革行为能否

提升企业的组织韧性? 该问题的答案对企业应对外部环境冲击至关重要。战略变革是企业应对不确定性, 保证持续成长的有效手段, 与此同时, 在冲击性事件面前, 保持应对突发事件的组织韧性则尤为关键。随着环境不确定性的提升, 企业必然会实施一系列变革行为, 而战略变革本身又具有较高的复杂性和风险性, 且回报周期长。如若战略变革对组织韧性具有负面作用, 那么为适应环境变化而进行的战略变革很可能会适得其反, 导致企业经营失败。因此, 有必要厘清两者之间的关系, 为企业借助战略变革、提升组织韧性提供参考。

鉴于此, 本文对相关文献进行了梳理, 发现已有研究关注了个体、企业和宏观环境等因素对组织韧性的作用, 却鲜少探究企业战略变革带来的影响。其中, 个体层面的因素主要体现为企业管理人员的领导力和员工对危机的适应与应变能力。Branicki等指出, 领导者的自主性、创新性、对风险和失败的适应力以及乐观精神等有助于组织韧性的提升。因此, 在组织经历危机时, 领导者有责任创建一种关注企业韧性的文化, 采取措施应对逆境。企业层面的因素包括企业财务资源、技术资源、关系资源等。相关研究指出, 财务资

源和闲置资源有助于组织在危机发生前做好准备,降低危机带来的不利影响。技术资源对组织韧性的重要作用在于增强企业预测外部冲击的能力,即通过建立针对企业及其所处环境的信息监测系统,及时感知内外部经营环境的变化,并采取应对措施。关系资源是实现组织内外集体协作和资源流动的重要保障,不仅能强化内部信息共享和工作协同,提高预测和克服外部冲击的能力,而且能增强企业外部合法性,使其获取更多外部资源。在宏观环境层面,王勇^[18]发现组织韧性的培养需要鼓励企业积极进行风险承担,高风险和高不确定性能使企业逐步构建抵抗风险的“免疫系统”,创造韧性资产。因此,企业需要加强与制度环境的互动来捕捉危机早期的预警信号,从而提前制定策略,预防或减轻外部冲击。

由上可见,有关战略变革与组织韧性的研究尚有以下不足:一方面,虽然影响组织韧性的企业层面因素与战略变革内涵存在重叠,但两者并不一致,有必要对战略变革与组织韧性的关系做进一步探究;另一方面,战略变革对组织韧性影响的边界条件并不清晰,明确两者关系在不同条件下的表现形式,对理解战略变革影响组织韧性的内在机理具有重要作用。由此,本文选取2007—2020年非金融上市公司的经验数据,探究战略变革对组织韧性的影响,并引入外部经营环境和内部经营状况作为调节变量,明确两者关系的边界条件。本文不仅能为战略变革和组织韧性的研究提供知识增量,而且可以为企业开展战略变革、提升组织韧性提供有益借鉴。

1 研究设计

1.1 理论分析与研究假设

通过文献梳理,发现组织韧性的概念主要强调两方面的内容:一是遭受外部冲击时的损失程度,二是遭受外部冲击后的恢复时间。损失程度越低,恢复时间越短,组织韧性越好。损失程度低的组织能够在动荡环境中保持其核心的组织属性,持续发展,而恢复时间短的组织则能够迅速

创新并适应这些变化^[6]。本研究也基于这两点对组织韧性进行分析。

(1) 战略变革与组织韧性。本文认为企业战略变革会损害其组织韧性。这主要是因为:第一,Ortiz-de-的、依赖于路径的能力,当企业通过战略变革打破原先路径,Mandojana和Bansal^[6]指出,组织韧性本身就是一种潜在且又尚未形成新的路径时,组织抵御外部冲击的能力被削弱,受到的损失也会增加。具体来说,组织结构和管理质量对企业绩效具有重要影响,为得到好的绩效,企业会形成与其战略相适应的主导逻辑。在主导逻辑的“惯性”递增报酬影响下,企业会不断强化其认知模式和行为方式,并形成路径依赖。战略变革虽能够打破资源分配的路径依赖,但无法立即改变组织内部的认知共享模式和组织结构、流程等例行程序,因此会造成内部管理混乱。此时,企业难以及时采取有效措施应对外部冲击。

第二,战略变革所具有的复杂性和高风险性可能会增加机会成本和试错成本,导致企业资源柔性下降,韧性受损。企业消化外部冲击的能力和恢复时间与其可用资源密切相关。虽然战略变革被认为是企业实现转型升级,提升竞争力的有效途径^[4],但其成功与否取决于环境条件、组织条件、管理者认知以及管理者行动等多方面因素的共同作用,因此战略变革本身具有极大的复杂性和高风险性。研究发现,内外交困下的组织变革并没有改善企业不良绩效,有些变革甚至加剧了企业经营困境。保时捷管理咨询发布的《2020年变革管理指南》也指出,80%的企业战略行动都不幸失败。因此,战略变革很可能会增加机会成本和试错成本,浪费企业稀缺资源,使其消化冲击的资源柔性下降。

第三,战略变革引发的资源重新分配可能会损害企业与利益相关者之间的紧密关系,导致组织韧性受损。组织韧性的提升需要组织与其所嵌入的社会系统之间形成相互依赖关系,并由此构建组织的稳定性和灵活性。一方面,通过与员工、客户、供应商、债权人以及政府部门等建立的紧

密关系，企业能够提高员工组织承诺，获得更多订单、贷款等稀缺资源，增强自身缓冲外部冲击的能力（比如资金中断），缩短从危机中的恢复时间。研究发现，得益于与员工保持的长期紧密关系，西南航空公司才能在“9·11”恐怖袭击后比竞争对手恢复得更快。另一方面，利益相关者可以作为外部冲击的早期预警系统，帮助企业及时建立应对措施。在资源有限的情况下，战略变革就意味着企业在某些方面的资源增加或减少，这必然会伤害与某一方利益相关者的关系，但新的亲密关系的培育又是一个长期过程。因此，从整体来看，战略变革会损害企业与利益相关者之间的密切关系，进而导致组织韧性下降。

H1：战略变革会损害企业的组织韧性，战略变革幅度越大，企业遭受外部危机时的损失程度越高，恢复时间越长。

（2）战略变革、环境不确定性与组织韧性。为应对不确定性和动荡的外部环境，企业会进行一系列的战略变革，以打破原有路径依赖，形成新的发展模式。但随着不确定性的提升，战略变革的频率和幅度会随之增加，失败风险也会上升^[5]。此时，试错成本和组织学习困难的增加，会加剧组织韧性的破坏。

一方面，与高不确定性伴随的战略变革失败风险的增加会提升企业试错成本，导致企业资源柔性进一步降低。企业行为理论指出，组织往往会根据短期历史绩效进行战略决策。当环境不确定性较低时，企业依据历史绩效进行的战略决策能够帮助其解决市场问题，但当环境不确定性较高时，仅依靠历史绩效难以跟上市场变化速度，此时企业战略决策可能无法与外部市场环境相适应。因此，高不确定性下的战略变革难度更大，失败风险更高，由此增加的试错成本会进一步降低资源柔性，导致企业消化外部冲击的能力下降。另一方面，不确定性会增加组织学习难度，导致企业恢复时间延长。战略变革能够打破企业路径依赖，但在打破原有路径的过程中，如何形成对高不确定性的识别能力和应对能力则需要反复学

习。组织学习是组织适应内外部环境的最高形式，能极大提高组织在变化环境中的生存和发展能力。已有研究显示，环境不确定性越高，组织学习需求越多，难度越大。但由于组织学习能力短期内难以提升，因此会导致组织学习效率的相对下降，无法及时形成新的有效的组织惯例，以应对外部冲击。因此，本文提出如下假设：

H2：不确定性会强化战略变革对组织韧性的损害程度，在高不确定性环境下，战略变革会导致更大的损失程度，更长的恢复时间。

（3）战略变革、经营状况与组织韧性。经营状况不仅会影响企业吸收外部冲击的能力，而且会影响战略变革中的组织学习效率，因此，不同经营状况下企业战略变革对组织韧性的影响会有所不同。整体而言，较差的经营状况会强化战略变革对组织韧性的负向影响。企业遭受外部冲击时的损失程度和恢复时间与其资源水平密切相关^[15]，当企业经营绩效较好，资金充裕时，企业吸收、消化外部冲击的能力也较强，故而损失程度低，恢复时间短。反之，企业的损失程度和恢复时间则会明显提升。

从组织学习视角来看，经营状况对战略变革与恢复时间关系的影响可能需要进一步讨论。因为不同经营状况下，组织学习效率难以确定。一方面，资源受限情况下，企业没有多余资源对原先组织惯例进行仔细检查，以发现和解决更多问题，也缺乏足够资源进行试错和迭代，因此相同战略变革历程中，组织学习效率更低。已有研究也显示，当组织资源受限时，个体成员的注意力会显著缩小，相关信息会被忽视；另一方面，资源受限情况下，企业可能会产生紧迫感，并产生学习和改进的强大动力，此时企业会专注于对关键知识的学习和探索，反而能迅速提升组织灵活性，改善企业状况。有研究发现，经营资源闲置的企业往往缺乏紧迫感，反而会对组织学习产生不利影响。由此可见，组织学习效率会受到企业资源状况的影响，但结果并不确定，因此不同经营状况下，战略变革对企业恢复时间的影响可能

不同。由此，本文提出如下

假设：

H3a：在经营状况较差的情况下，战略变革会导致更大的损失程度；

H3b：在经营状况较差的情况下，战略变革会导致更长的恢复时间；

H3c：在经营状况较差的情况下，战略变革会导致更短的恢复时间。

1.2 样本选择数据来源

本文选取2007—2020年沪深A股非金融类上市公司为研究样本，并对初始样本进行以下筛选：剔除ST类上市公司数据；剔除同时发行H股和B股的A股公司数据；剔除数据存在严重缺失的公司样本。通过上述筛选，最终获得了24449条企业年度数据。模型中涉及的企业基本特征及经营状况数据来源于CSMAR和WIND数据库。为避免极端值的影响，本文对主要连续变量进行1%和99%分位上的缩尾处理。

1.3 描述性统计

本文的描述性统计结果显示，企业损失程度的均值为0.233，最小值和最大值分别为0.0248，

0.680，恢复时间的均值为1.958，最小值和最大值分别为1.099，6.219。此外，不同程度战略变革的组间均值检验显示，在战略变革程度较低的样本中，损失程度和恢复时间均显著小于战略变革程度较高的样本，初步印证了本文观点，即战略变革幅度越小，企业的组织韧性越好。

2 实证分析

2.1 战略变革与组织韧性

表1为战略变革影响组织韧性的实证分析结果。其中，模型（1）和模型（3）仅包括控制变量，模型（2）和模型（4）包括全部变量，为战略变革影响损失程度和恢复时间的分析结果。在模型（2）中，战略变革（Schange）的系数为0.240，在1%的置信水平上显著，说明战略变革对损失程度具有正向影响，战略变革幅度越大，企业损失程度也越大。在模型（4）中，战略变革（Schange）与恢复时间（Recovery）的关系显著为正（系数为1.004， $p<0.05$ ），说明战略变革幅度越大，企业从危机中的恢复时间越长。以上结果为假设1提供了支持。

表1 战略变革与组织韧性

变量	(1)Loss	(2)Loss	(3)Recovery	(4)Recovery
Schange		0.240 * * *		1.004 * *
		(4.85)		(2.06)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes
_cons	0.479 * * *	0.469 * * *	1.664 * *	1.619 * *
	(10.75)	(11.03)	(2.35)	(2.27)
N	24449	24449	24449	24449
R2_adj	0.074	0.078	0.036	0.037

2.2 战略变革、环境不确定性与组织韧性

表2为战略变革、环境不确定性和组织韧性的实证分析结果。从中可见，Schange EPU的系数在列（1）显著为正（系数为0.234，t值为4.22），说明不确定性强化了战略变革与损失程度之间的正向关系，随着不确定性的提高，战略变革对损失程度的不利作用越来越强。不仅如此，

在列（2）和列（3）中，战略变革（Schange）与损失程度之间的关系也都显著正相关，说明无论不确定性水平是高还是低，战略变革都会导致损失程度的下降，但高不确定性的作用更强。在恢复时间方面，Schange EPU的系数在列（4）中并不显著（系数为0.275，t值为0.39），但在列（5）中，战略变革（Schange）系数显著为正（系

数为1.327, t 值为2.29), 在列(6)中, 战略变革(Schange)的系数也不显著, 说明在高不确定环境下, 企业战略变革会导致恢复时间加长, 组织韧性下降, 但不确定性较低环境下的战略变革则不会产生这种作用。这为H2提供了实证结果的支

持。此外, 从该结果也可以看出, 虽然战略变革是企业应对环境不确定性的重要手段, 但在环境不确定性较强的情况下, 企业战略变革的风险也会急速增加, 因此企业需要对战略变革时机和幅度进行慎重考虑。

表2 战略变革、环境不确定性与组织韧性
Table 2 Empirical analysis results of the relationship among strategic change, environmental uncertainty and organizational resilience

变量	(1) Loss	(2) Loss (High-EPU)	(3) Loss (Low-EPU)	(4) Recovery	(5) Recovery (High-EPU)	(6) Recovery (Low-EPU)
Schange * EPU	0.234 ***			0.275		
	(4.22)			(0.39)		
EPU	0.004			-0.038		
	(1.34)			1.047 **		
Schange	0.276 ***	0.230 ***	0.255 ***	(2.09)	1.327 **	0.658
	(6.13)	(4.18)	(4.82)		(2.29)	(1.01)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
_cons	0.445 ***	0.474 ***	0.465 ***	1.863 ***	1.755 **	1.480 *
	(11.25)	(11.20)	(10.37)	(3.41)	(2.52)	(1.98)
N	24449	12951	11498	24449	12951	11498
	0.079	0.078	0.075	0.037	0.035	0.037

2.3 战略变革、经营状况与组织韧性

表3是战略变革、经营状况与组织韧性的实证分析结果。从表中可见, 战略变革与期望差距的交叉项S c h a n g e * A N T I系数在列(1)中显著为负(系数为-0.319, t 值为-3.10), 在列(4)中虽也为负, 但并不显著(系数为-0.502, t 值为-0.56), 说明和期望落差相比, 期望顺差能够显著降低战略变革对损失程度的不利影响, 但对战略变革与恢复时间关系的影响尚不明显。在分样本检验中, 战略变革(S c h a n g e)的系数在列(2)和列(5)中均不显著, 但在列(3)和列(6)中显著为正, 系数分别为0.407(t 值为6.71)和1.005(t 值为1.79), 说明当企业处于期望顺差时, 战略变革并不会影响组织韧性, 但当

企业处于期望落差时, 战略变革会显著影响组织韧性, 此时企业的损失程度加剧, 恢复时间延长。以上结果为H3a和H3b提供了实证结果的支持。由上可见, 经营状况较差情况下的战略变革不仅风险较大, 而且对组织韧性带来的负面作用更加明显, 但由于收益情况下的风险厌恶和损失情况下的风险偏好, 现实生活中仍有很多企业处在经营困境时才开始进行战略变革^[3], 因此多数企业战略变革的效果都不够理想。前景理论认为, 通过参考点的设定可以有效改变人们对于收益和损失的感知, 因此企业可以在设定经营期望时可以采用“取其上得其中”的策略, 通过期望落差的提前感知, 改变战略变革的实施时点, 进而降低其对组织韧性的不利影响。

表3 战略变革、经营状况与组织韧性

变量	(1) Loss	(2) Loss (ANTI = 1)	(3) Loss (ANTI = 0)	(4) Recovery	(5) Recovery (ANTI = 1)	(6) Recovery (ANTI = 0)
Schange ANTI	-0.319 *** (-3.10) ** 0.001 (0.31)			-0.502 (-0.56) -0.033 (-0.62)		
ANTI						
Schange	0.343 *** (5.72)	0.100 (0.85)	0.407 *** (6.71)	1.229* (1.99)	1.383 (1.24)	1.005* (1.79)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
_cons	0.477 *** (10.28)	0.555 *** (5.71)	0.460 *** (10.14)	1.840 *** (2.35)	-0.598 (-0.52)	2.428 *** (2.84)
N	15763	3578	12185	15322	3501	11821
R ² _adj	0.088	0.079	0.094	0.030	0.074	0.028

2.4 稳健性检验

为确保结果的稳健性，本文进行了如下检验：

第一，替换组织韧性的衡量指标 使用2019年12月12日为初始日期，并重新计算企业的损失程度和恢复时间 该日医院接诊了第一例华南海鲜市场的患者 此外，该日还是“新冠肺炎”百度指数为零的最后一天，第二天“新冠肺炎”的百度指数开始大幅上升 第二，替换经营状况的衡量指标 参考贺小刚等^[3]的研究，使用财务困境替换期望差距，对企业经营状况进行度量 和期望差距不同，财务困境反映了企业运营过程中的实际财务状况，即使企业存在期望落差，其实际的财务状况也可能处在较好的区域内 财务困境使用Z指数进行测量，其计算公式为： $Z \text{ 指数} = 1.2 \times [(\text{企业流动资产} - \text{流动负债}) / \text{总资产}] + 1.4 \times [\text{企业未分配利润} / \text{总资产}] + 3.3 \times [\text{息税前利润} / \text{总资产}] + 0.6 \times [\text{企业净资产市场价值} / \text{总负债}] + 1.0 \times [\text{营业收入} / \text{总资产}]$ 参考贺小刚等^[3]的研究，设置财务是否健康（Z1）的虚拟变量，当Z指数大于2.99时赋值为1，否则赋值为0 第三，删除特殊年份 考虑到2008年金融危机对企业战略变革和组织韧性都造成了一定影响，因此本文剔除2007，2008，2009以及2010年的数据，以减少特殊年份造成的结果异常 利用上述方法得到的结果均未发生实质变化，说明本文的研究结论

稳健可靠。

3 主要研究结论及启示

3.1 研究结论

针对战略变革与组织韧性研究的不足，本文选取2007—2020年沪深A股上市公司的非平衡面板数据，利用面板回归模型，探讨了企业战略变革对组织韧性的影响，并分析了两者关系的边界条件。结果发现：

（1）战略变革会显著降低企业的组织韧性。具体表现为战略变革幅度增大时，企业的损失程度和恢复时间都会随之增加，说明“鱼和熊掌不可兼得”，为应对外部环境变化而进行的战略变革虽然会帮助企业改变原有的路径依赖、建立新的成长模式并推动企业发展，但短期内会对组织韧性产生负面影响，导致企业遭受外部冲击时的损失程度加剧，恢复时间延长。针对这种情况，企业需要未雨绸缪、居安思危，在不确定性较低和经营状况较好的情况下，进行前瞻性的战略变革，争取在危机来临前建立新的组织惯例，以保证组织韧性。该结果不仅厘清了战略变革和组织韧性的关系，丰富了战略变革和组织韧性的相关研究，而且对于不同组织情境下的企业战略变革具有一定借鉴意义。

（2）外部不确定性会显著强化战略变革对组

组织韧性的影响,在高不确定性环境下,战略变革不仅会加剧企业的损失程度,还会导致恢复时间延长,但在低不确定性的环境下,战略变革只会导致企业损失程度的增加,并不会延长恢复时间。该结果从环境不确定性视角揭示了战略变革影响组织韧性的边界条件,深化了学者们对两者关系的认知。

(3)企业内部经营状况会显著影响战略变革与组织韧性的关系,和较差的经营绩效相比,较好的经营绩效会显著降低战略变革对损失程度的不利影响。该结果不仅阐明了内部经营状况对战略变革与组织韧性关系的影响,而且从组织韧性的视角,丰富了组织学习的研究内容。资源受限情况下的组织学习效率是高还是低?已有研究存在分歧,但分组结果显示,当企业经营绩效较好时,战略变革并不会对损失程度和恢复时间产生负面作用;当企业经营绩效较差时,战略变革不仅会加剧损失程度,而且会延长恢复时间,说明资源受限情况下,组织难以通过高效学习及时在战略变革过程中提升组织灵活性,验证了资源受限下组织学习效率低的观点,丰富了组织学习的已有研究。

3.2 管理启示

研究的管理启示为:一方面,企业战略变革会显著降低其组织韧性,但在外部环境不确定性较低和经营绩效较好时,其负向关系会显著弱化,因此企业若想避免组织韧性下降,最好在外部环境相对稳定和经营绩效较好时进行前瞻性战略变革。另一方面,在外部环境不确定性较高的情况下,战略变革幅度越大,组织韧性下降越多,因此当企业错失变革时机而不得不在外部环境不确定性较高的情况下进行战略变革时,可适当降低变革幅度,通过“平流缓进”的行为实现战略变革,保证组织韧性。

3.3 研究局限与不足

虽然本研究从企业遭受外部冲击时的损失程度和恢复时间对组织韧性进行了度量,但已有研

究对组织韧性内涵的界定并不一致,不同内涵下组织韧性的衡量方式也有所差异,未来研究可从其他视角出发,对组织韧性进行测度、检验。此外,本文并没有对战略变革进行详细的区分。根据破坏性和递进性不同,战略变革可以分为重构式和渐进式^[1],和渐进式相比,重构式战略变革涉及的范围更广,对组织韧性的影响可能更为显著。因此,战略变革对组织韧性的影响还有很多问题有待进一步讨论。

参考文献

- [1] 苏钟海,魏江,胡国栋.企业战略更新与组织结构变革协同演化机理研究[J].南开管理评论,2023,26(2):61-72.
- [2] ZHANG Y, RAJAGOPALANN. Once an outsider, always an outsider? CEO origin, strategic change, and firm performance [J]. Strategic Management Journal, 2010, 31 (3): 334-346.
- [3] 贺小刚,朱丽娜,杨婵,等.经营困境下的企业变革:“穷则思变”假说检验[J].中国工业经济,2017(1):135-154.
- [4] 祝振铎,李新春,叶文平.“扶上马、送一程”:家族企业代际传承中的战略变革与父爱主义[J].管理世界,2018,34.
- [5] 万赫,钟熙,彭秋萍.以应变万变?经济政策不确定性对企业战略变革的影响探析[J].管理工程学报,2021,35(5):52-63.
- [6] ORTIZ - DE - MANDOJANA N, BANSAL P. The long - term benefits of organizational resilience through sustainable business practices[J]. Strategic Management Journal, 2016, 37(5): 1615-1631.
- [7] DESJARDINE M R, BANSAL P, YANG Y. Bouncing back : Building resilience through social and environmental practices in the context of the 2008 global financial crisis[J]. Journal of Management, 2019, 45(5): 1434-1460.
- [8] SAJKO M, BOONE C, BUYL T. CEO greed, corporate social responsibility, and organizational resilience to systemic shocks[J]. Journal of Management, 2021, 47(4): 957-992.
- [9] 路江涌,相佩蓉.危机过程管理:如何提升组织韧性? [J].外国经济与管理,2021,43(3):3-24.
- [10] 韵江,宁鑫.“年少有为”还是“老当益壮”? : CEO 职业生涯关注与战略变革[J]. 经济管理, 2020,42(6): 135-152.

技术错配视角下 AI 技术陷阱及其治理机制研究

陈 华

温州大学商学院, 浙江温州, 325035

摘 要: 人工智能 (AI) 技术是推动新一轮科技革命和产业变革的重要引擎, 但技术错配会导致企业囿于 AI 技术陷阱而停滞不前。本文基于灯塔工厂的 AI 应用场景, 采集多阶段横断面数据, 实证检验 AI 技术陷阱的源起与治理逻辑。AI 技术陷阱源于 AI 技术无序扩张导致的技术与员工认知、能力之间的错配, AI 数字导向虽对数字创新产生积极影响, 但同时也会滋生员工 AI 意识, 进而抑制企业数字创新, 员工数字能力对企业数字导向与员工 AI 意识之间的关系起到负向调节作用。通过构建“技术—认知—能力”三方协同的治理逻辑, 有益于化解技术错配导致的员工认知抗拒与能力瓶颈, 为建构 AI 创新生态提供理论支撑与行动参照。

关键词: AI 技术陷阱; 数字导向; 员工 AI 意识; 数字创新; 技术治理

党的二十大报告强调, 人工智能 (AI) 技术是推动新一轮科技革命和产业变革的重要引擎。AI 作为具有智能行动能力、正确解释外部数据并灵活配置资源的任务执行系统^[1], 正在全面赋能国内制造业。截止到 2023 年 12 月, 中国已经拥有 62 个灯塔工厂, 灯塔工厂成为 AI 技术赋能的业界标杆。然而, 与灯塔工厂不断涌现的场景相比, 大量推行数字导向战略的制造型企业依然步履维艰。由于企业在 AI 技术落地过程中过多依赖外部技术解决方案的获取, 忽视了员工由于意识到 AI 技术带来的巨大威胁而故意呈现出的知识隐藏、知识破坏等反生产行为及其引发的组织紧张关系^[2]。对 AI 技术的过度关注导致对 AI 技术使用者的认知与能力关注度不够, 技术错配将触发企业员工的认知抗拒与能力瓶颈, 由此诱发的 AI 技术陷阱成为企业推进 AI 技术面临的主要障碍。本研究聚焦 AI 场景中员工的认知形态和数字能力, 厘清企业数字导向战略下员工与 AI 的协作逻辑, 诠释技术治理对于推进企业数字创新的内在机制, 有助于摆脱 AI 技术陷阱、推动数字经济创新提质, 具有重要的理论价值与现实意义。

数字导向是企业为充分利用新兴数字技术提供的机会而进行的战略定位^[3], 强调通过不断监测新的数字技术及其应用, 充分利用数字技术来创

造价值^[4]。AI 作为“理解、设计和评估供人类使用或与人类一起使用的机器人系统”已经从解决“狭窄”的任务和明确的目标向“更广泛”的任务和多元化目标发展^[5], 有助于中国企业的技术创新^[6]。员工在工作中使用 AI 工具以及开发新的 AI 应用程序和服务, 能够提高自身的数字能力, 包括信息和数据素养、沟通协作、数字内容创作、数据安全和有效决策^[7]。员工借助 AI 的跨领域学习优势, 不断拓展信息搜索空间, 在突破搜索惯例的同时克服自身的认知局限和信息处理瓶颈, 提高自身的学习能力和吸收能力, 从而激发创意并推动数字创新^[8]。

由于 AI 会降低对普通劳动力的需求, 提高对员工数字能力的要求, 进而威胁到员工对工作的连续性和安全性的感知^[9]。学界采用人工智能意识这一术语, 用以描述员工认为 AI 技术, 特别是与智能营运和流程自动化相关的技术, 对自身工作构成替代性威胁的可能性程度^[10]。员工 AI 意识可能会导致员工忽视或延迟使用外部技术, 引发员工情绪耗竭, 进而影响个体对数字技术的评估方式^[11]。数字技术的最大优势在于转变传统资源的配置方式, 有效缓解要素扭曲, 改善资源错配。然而, 数字技术对于个体有限理性引发的认知与行为偏离并不具备足够的化解效力, 反而可能加

剧技术实施与个体认知的错配^[12]。技术陷阱是指个体无法充分利用数字技术带来的潜在利益,引发增长停滞或竞争力下降的现象^[13]。个体对技术进步的态度取决于技术进步对其收入的影响程度,个体认知、行为的消极反馈可能成为AI技术应用的障碍^[14]。本研究将AI技术陷阱界定为员工在使用AI技术时,由于担心个人利益受损引发的认知抵触和行为抵制。AI技术陷阱可能会阻碍AI技术的有效实施和价值实现,而技术工具的误用、滥用则会引发低效、怠工、破坏等问题,最终导致常规的技术治理陷入失灵困境^[15]。

综上,既有文献更多关注AI取代人工的技术优势,忽视了技术使用者的认知、能力与AI技术的适应性匹配,也未能将AI技术治理纳入AI技术陷阱的治理逻辑,难以对AI技术赋能场景中的数字创新过程进行细致刻画。AI技术的推进不仅需要对组织结构进行适应性调整,还需要对技术使用者的认知水平与能力储备进行协调与干预。基于此,本研究将AI技术置身于企业数字导向的战略场景,从技术错配的视角审视AI技术陷阱的诱发逻辑,探究员工的AI意识与数字能力对企业数字创新的影响机理,尝试从AI技术治理的维度挖掘AI技术陷阱的跨越逻辑,厘清AI赋能企业数字化转型的实践径路。

1 研究设计

1.1 研究假设

1.1.1 数字导向、人工智能意识与数字创新绩效

数字创新绩效是企业市场上推出或在公司内部实施的数字解决方案在数量、质量、差异化、新颖性等方面的优势^[16]。数字导向意味着企业重视利用新兴数字技术来获取、转化和应用知识^[8],进而在数字解决方案中获得先机^[17],有助于提高企业的数字创新绩效。由于员工拥有利用新兴技术进行设计和创造价值的新知识与新技能,因而成为数字时代最重要的创新主体。一方面,员工在群体中的社会互动、知识交换和合作意愿能够提高企业采用新兴技术的强度;另一方面,员工

对技术的负面情绪会显著降低组织承诺和满意度,导致技术过载,抑制员工创造力^[18]。员工AI意识是员工感知到AI技术对其未来工作及职业生涯产生负面影响的可能性程度,会阻碍组织学习,负面影响技术的评估方式^[10]。

随着企业数字导向战略的推进,员工对AI技术威胁自身工作及职业生涯的感知越发强烈,对AI的排斥和恐惧日益增强^[10],由此滋生的机会主义行为会导致员工不愿意尝试新的AI技术方案,使得员工深陷“算法笼子”^[18],降低企业数字创新的绩效。员工AI意识成为企业数字导向推进企业数字创新绩效的重要阻碍,即企业数字导向通过影响员工AI意识进而影响企业数字创新绩效。基于此,提出以下假设:

假设1:企业数字导向能够提升企业数字创新绩效;

假设2:企业数字导向会引发员工AI意识;

假设3:员工AI意识在企业数字导向对企业数字创新绩效的影响中起到中介作用。

1.1.2 工数字能力的调节效应

推进数字导向战略能够营造鼓励探索AI技术的宽松环境,为员工提升数字能力提供丰富的AI运用场景。高效精准的信息存储和信息反馈帮助员工拓展信息搜索空间^[8],不断强化员工的工作自主性与个人责任感。员工与AI共生需要具备三类能力:技术技能、人际技能和概念技能,以构建共生互惠关系^[19]。员工在尝试使用AI技术的过程中会逐渐认同AI取代人工岗位的能力,能够分配更多资源用以关注非结构化的、更为丰富的工作任务。员工工作任务的复杂性和挑战性能够激发员工的创新动机与创业精神,引导员工主动突破既有的搜索惯例,激发更高亢的工作士气与创新激情^[8]。随着员工对任务时间、工作节奏和创新过程的掌控感逐渐加强,知识破坏行为和反生产行为的内在动机逐渐下降^[18],不仅能够拓展员工的知识库,还能够激发员工的积极情绪并形成对AI技术的客观评价,引导个体主动运用AI技术以开发更多的数字创新解决方案,并识别更多的数字

创新机会^[5]，从而更有益于推动数字创新。

因此，员工数字能力成为激发个体摒弃惯例的重要动因，员工数字能力的提升能够从源头上克服员工对AI技术的恐惧与排斥，激发员工主动利用AI技术进行信息共享与知识创造，建立有效的人机协同，营造数字创新氛围，加速AI技术的落地实施及动态优化。员工数字能力的提升能够有效缓和企业数字导向对员工AI意识的负面影响，进而提升数字创新绩效。基于此，提出以下假设：

假设4：员工数字能力能够削弱数字化导向对员工AI意识的负向影响；

假设5：员工数字能力在企业数字导向与员工AI意识之间起到负向调节作用，即员工数字能力削弱了企业数字导向对员工AI意识的负向影响。

1.2 样本选取和数据来源

灯塔工厂代表了全球数字化制造的最高水平，研究者从苏州、上海、青岛、天津等国内灯塔工厂聚集地的经济和信息化委员会提供的企业名录中，选取存在AI技术应用场景的制造型企业作为调研对象，邀请企业总经理及营运总监等高管、参与AI项目的一线员工共同完成问卷填答或邮件填答。调研企业涉及汽车、电子、家电、新能源等产业，在技术研发、产品设计、原材料加工、中间品制造、最终品装配、产品流通与市场销售等不同环节尝试使用以智能机器设备为代表的AI技术，逐步形成了机器人协助制造、机器视觉检测、设备互联等多元智能场景。

本研究采用多阶段横断面数据作为分析来源，以最大限度地避免同源方差和因果互逆风险。数据收集分为三个阶段：第一阶段于2022年9月进行，通过焦点群体访谈，邀请总经理及营运总监等企业高管以及参与AI项目的一线员工进行开放式座谈，结合学界前沿问卷和业界AI赋能的应用场景，完成问卷初设。通过在线数据采集的方式收集数据，借助标准化因素负荷量对初始问卷进行调整，最终确定终版问卷。第二阶段于2022年11月进行，邀请总经理及营运总监等企业高管对

企业数字导向及控制变量进行评价，邀请参与AI项目的一线员工对自身的人工智能意识进行评价，回收完整问卷692份。第三阶段于2023年3月进行，针对第一次有完整信息的企业发放问卷，邀请总经理及营运总监等企业高管对企业数字创新绩效进行评价，邀请参与AI项目的一线员工对自身的数字能力进行评价，并进行问卷数据匹配，第三阶段回收完整问卷581份。有效问卷中，新兴产业占31.9%，传统产业占68.1%；企业规模500人以下占23.1%，500~2000人占63.1%，大于2000人占13.8%；企业年龄8~10年占48.3%，11~15年占35.5%，15年以上占16.2%。在问卷收集时明确告知数据仅供研究使用，以消除被访者的疑虑。每家企业至少邀请两位公司高层完成企业层面数据的填写并邀请5名以上员工参与问卷填答，以降低认知偏差。

1.3 变量测量

本研究综合使用多种策略以提高问卷测量的效度与信度。首先，尽量采用学界公认的测量量表，再结合AI技术应用场景进行语义和语境调整。其次，借助预调查，结合被访者的反馈意见对问卷的表达方式进行修正。最后，借助因子分析删除了低因子负荷的题项，对问卷中的多条目问题进行错配排序和反向设计，能够有效规避填答者的回顾性偏差。

控制变量：由于行业竞争程度（*industrial competition, ic*）以及公司引入AI技术的年限（*AItime, at*）（公司引入AI技术的时间小于或等于1年，取值为1；公司引入AI技术的时间大于1年，取值为2）、公司年龄（*age*）（公司成立以来的年数）、公司规模（*size*）（员工人数的自然对数）、公司人员结构（*ps*）（本科及以上学历的员工比例）均会影响AI技术的应用场景，本研究选择上述5个变量作为控制变量。

解释变量：数字导向（*digital-oriented, DO*）是企业为利用新兴数字技术所带来的机遇而进行的战略定位^[3]，借鉴Arias和Velez^[10]的研究成

果,结合AI赋能的实践场景重新建构测量题项。

中介变量:员工AI意识(employee's artificial intelligence awareness, IA)的测量借鉴Brougham和Haar[20]的测评量表,借助反向测量更易于测度员工的认知形态。

调节变量:员工数字能力(employee's digital capability,DC)涉及信息和数据素养、沟通和合作、数字内容创作、安全和问题解决等维度,以Kinkel等^[6]的研究为基础,结合当前国内制造业AI赋能的典型场景进行修正。

被解释变量:数字创新绩效(digital innovation performance, DIP)的测量借助Arias和Velez^[10]和Khin和Ho^[17]提出的测评量表。

除了公司引入AI技术的年限、公司年龄、公司规模、公司人员结构等变量之外,其余变量测量均采用Likert5级量表,其中“1”表示完全不同意,“5”表示完全同意。

1.4 模型构建

实证检验分为两个部分,第一部分检验的是数字导向对于数字创新绩效的主效应(H1),数字导向与人工智能意识的关系(H2)以及人工智能意识的中介作用(H3),检验模型如式(1)~(3):

$$DIP_i = \beta_0 + \beta_1 DO_i + \beta_2 \sum controls_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

$$IA_i = \beta_0 + \beta_1 DO_i + \beta_2 \sum controls_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

$$DIP_i = \beta_0 + \beta_1 DO_i + \beta_2 IA_i + \beta_3 \sum controls_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

对于中介变量的检验,采用经典的OLS回归三步法。

第二部分检验的是员工数字能力(DC)在数字导向和员工AI意识的关系中所起到的调节作用(H4),检验模型如式(4)和式(5):

$$IA_i = \beta_0 + \beta_1 DO_i + \beta_2 DC_i + \beta_3 DO_i * DC_i + \beta_4 \sum controls_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

$$DIP_i = \beta_0 + \beta_1 DO_i + \beta_2 IA_i + \beta_3 DC_i + \beta_4 DO_i * DC_i + \beta_5 \sum controls_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

式(4)检验员工数字能力(DC)的调节作用,使用OLS回归模型。式(5)检验员工数字能力(DC)的被中介的调节作用,使用OLS回归

模型。

2 实证分析

2.1 效度和信度检验

首先,通过效度检验发现(表1),所有变量的Cronbachs' α 均大于0.7,所取变量内部一致性良好。所有条目在其所属变量上的标准化载荷系数均大于0.6,平均萃取方差AVE均大于0.5,组合信度CR值均大于0.8,表明模型收敛效度良好。平均萃取方差AVE的平方根均大于各变量间相关系数绝对值,表明模型的区分效度良好。其次,本研究采用Harman单因素法检验同源方差,表明本研究共同方法偏差不会影响后续分析。运用SPSS25.0对全部数据进行主成分分析,解释总变异量的81.162%,且第一个因子解释总变异量的35.271%,表明数据的同源方差在可接受的范围内。总体KMO值为0.856,Barlett's检验的统计量在小于0.1%的水平上显著,说明适合做因子分析。最后,利用验证性因子分析,说明量表具有较好的区分效度(表2)。

表1 信度与效度检验

变量名	KMO	Cronbachs' α	CR	AVE
DO	0.835	0.902	0.918	0.655
IA	0.861	0.805	0.925	0.682
DC	0.819	0.837	0.902	0.605
DIP	0.827	0.856	0.802	0.597

表2 区分效度检验

模型	χ^2/df	NFI	CFI	IFI	RMSEA
四因素: DO/IA/DC/DIP	2.902	0.958	0.961	0.935	0.048
三因素: DO + IA/DC/DIP	4.382	0.583	0.692	0.598	0.132
二因素: DO + IA + DC/DIP	7.615	0.511	0.608	0.552	0.151
单因素: DO + IA + DC + DIP	8.893	0.438	0.527	0.476	0.162

2.2 相关分析

在表3中,企业数字导向与员工AI意识显著正相关,说明企业数字导向是形成员工AI意识的可能诱因。企业数字导向与企业数字创新绩效显著正相关,说明企业数字导向可能是提升企业数字创新绩效的有效路径。员工数字能力与员工AI意识显著负相关,说明员工数字能力的提升可能

是降低员工AI意识的重要手段。

表3 变量的均值、标准差和皮尔逊相关系数

变量	均值	标准差	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1 ic	3.19	0.49	1								
2 at	1.12	0.26	0.11	1							
3 age	9.89	2.35	0.05	0.05	1						
4 ps	0.71	0.28	0.04	0.06	0.10	1					
5 size	3.68	0.69	0.07	0.03	0.04	0.05	1				
6 DO	4.09	0.65	0.11 *	0.10	0.05	0.08	0.03	1			
7 IA	3.82	0.58	-0.12 *	0.09	0.03	0.06	0.06	0.18 **	1		
8 DC	3.32	0.49	0.10	0.07	0.06	0.08	0.05	0.22 ***	-0.15 ***	1	
9 DIP	3.15	0.57	0.09	0.08	0.05	0.09	0.07	0.17 ***	-0.18 ***	0.16 ***	1

注：***、**、*分别表示能够通过显著水平为1%、5%、10%的统计检验（下同）。

2.3 数字导向的主效应及员工AI意识的中介作用检验

为了降低多重共线性的影响，上述所有变量均进行了去中心化处理。为了避免残差的异方差和自相关问题，模型均采用稳健回归。首先，模型1是包含了控制变量的基础模型，模型2在此基础上加入了自变量企业数字导向，企业数字导向与数字创新绩效的系数显著为正（ $\beta=0.135$ ， $p<0.01$ ），说明企业数字导向对数字创新绩效存在显著的正向推动作用，H1得到验证。其次，借助三步法逻辑进行中介效应检验，模型2证明企业

数字导向对数字创新绩效的正向关系（ $\beta=0.138$ ， $p<0.01$ ），模型3证明企业数字导向对员工AI意识的显著正向影响（ $\beta=0.131$ ， $p<0.01$ ），H2得到验证；模型4中，中介变量员工AI意识与数字创新绩效的关系为显著负相关（ $\beta=-0.148$ ， $p<0.01$ ），而企业数字导向虽然对数字创新绩效的作用仍然为正向显著（ $\beta=0.126$ ， $p<0.01$ ），但系数从模型2中的0.135减小为模型4中的0.126，说明员工AI意识在企业数字导向与数字创新绩效的正向关系中起到了部分中介作用，H3得到支持。

表4 实证检验

变量	基础模型 模型 1 DIP	假设 1 模型 2 DIP	假设 2 模型 3 IA	假设 3 模型 4 DIP	假设 4 模型 5 IA	假设 5 模型 6 DIP
ic	0.053	0.051	-0.078	0.065	-0.069	0.048
at	0.041	0.037	0.051	0.049	0.042	0.033
age	0.038	0.031	0.022	0.038	0.018	0.022
ps	0.051	0.046	0.055	0.067	0.027	0.041
size	0.058	0.052	0.091	0.058	0.036	0.039
DO		0.135 ***	0.131 **	0.126 ***	0.138 **	0.119 ***
IA						-0.123 ***
DC				-0.148 ***	-0.125 ***	0.118 ***
DO * DC					-0.161 ***	-0.149 ***
Adjust R ²	0.128	0.225	0.238	0.306	0.352	0.383
F	2.189	7.962	3.392	11.938	8.339	16.838

2.4 员工数字能力的调节效应检验

借助SPSS软件中的Process插件，使用Model14进行5000次Bootstrap随机抽样运算，对

员工数字能力的调节效应进行检验（表5）。在高水平员工数字能力情景下，员工AI意识在企业数字导向与企业数字创新之间的间接效应显著

($r=0.231$, $CI=[0.129, 0.471]$), 而在低水平员工数字能力情景下, 员工AI意识的间接效应仍然显著, 但效应值明显下降 ($r=0.136$, $CI=[0.059, 0.268]$)。同时, 被调节的中介效应判定指标值为0.129, 95%置信区间 $CI=[0.047, 0.217]$, 不包含0。因此, 员工数字能力程度越高, 企业数字导向通过员工AI意识影响企业数字创新的间接效应越强, H5得到验证。

表5 被调节的中介效应分析

	企业数字导向—员工AI意识—企业数字创新绩效							
	调节的间接效应				被调节的中介效应			
	INDEX	标准误 BootSE	BootLLCI INDEX	BootULCI	标准误 BootSE	BootLLCI	BootULCI	
低员工数字能力(-1SD) 高员工数字能力(+1SD)	0.136 0.231	0.052 0.087	0.059 0.129	0.268 0.471	0.129	0.069	0.047	0.217

2.5 稳健性检验

其一, 由于企业实施数字导向战略的推进将会直接取代部分人工岗位^[10], 通过询问企业高管引入AI技术之后减少的人工岗位的数量来间接测量企业数字导向。同时, 采用学界较为公认的测度数字技术创新水平的方法, 用企业数字专利数量加1再取自然对数来测度企业数字创新绩效。H1、H2、H3、H4、H5均再次得到验证。

其二, 借助Bootstrap随机抽样运算, 对员工AI意识的中介效应进行检验, H3再次得到验证。此外, 借鉴温忠麟等^[21]提出的经典多元层级回归分析, 通过引入员工数字能力与企业数字化导向的一次交互项重新进行多元回归, H4进一步得到验证。

2.6 异质性检验

首先, 由于AI场景中的数字创新立足于跨界

知识的组合, 员工涌现出的有价值的见解、专门知识和行动决策取决于员工的知识、经验积累^[22], 本研究将本科及以上学历的员工比例按照中位数进行划分, 中位数以上的高水平组($n=362$)和中位数以下的低水平组($n=219$)。其次, 由于公司的组织结构、新兴技术会影响企业的数字创新绩效^[22], 而新兴产业与传统产业在上述指标中存在显著差异, 本研究将样本按照产业类型进行划分, 即新兴产业组($n=186$)和传统产业组($n=395$)重新进行分组回归。最后, 由于企业规模决定了信息交换质量和资源优化的难度, 本研究按照企业提供的员工人数均值进行类型划分, 样本均值以上为大型企业($n=265$), 样本均值以下为中小型企业($n=316$)。按照上述3种分类重新进行分组回归。

表6 异质性检验

变量	学历水平				产业类型				企业规模			
	高水平		低水平		新兴产业		传统产业		大型		中小型	
	模型 9-1	模型 9-2	模型 10-1	模型 10-2	模型 11-1	模型 11-2	模型 12-1	模型 12-2	模型 13-1	模型 13-2	模型 14-1	模型 14-2
	DIP	IA	DIP	IA	DIP	IA	DIP	IA	DIP	IA	DIP	IA
DO	0.122 ***	0.145 **	0.130 ***	0.147 **	0.136 ***	0.142 **	0.138 ***	0.142 **	0.126 ***	0.135 **	0.123 ***	0.131 **
IA												
DC	-0.138 **	-0.119 ***	-0.159 **	-0.113 ***	-0.127 **	-0.115 ***	-0.135 **	-0.109 ***	-0.146 **	-0.115 ***	-0.135 **	-0.106 ***
DO * DC		-0.155 **		-0.146 **		-0.161 **		-0.153 **		-0.129 **		-0.138 **
Adjust R2	0.312	0.365	0.309	0.327	0.339	0.317	0.302	0.315	0.307	0.258	0.301	0.242
F	12.835	8.833	11.125	8.196	15.102	8.936	11.006	7.819	11.922	8.319	11.533	8.126

在子样本回归中，核心假设均得到了验证，但存在以下差异：首先，相对于低学历水平组而言，高学历水平组中员工AI意识对数字创新绩效的影响相对更小，员工数字能力的负向调节效应更大。意味着高学历水平的企业中，员工更容易适应AI技术带来的环境变化，更容易形成对AI的客观评价，数字能力的提升会更易于推进人机协同，推动AI技术落地。其次，相对于传统产业而言，新兴产业中员工AI意识对数字创新绩效的影响相对更小，员工数字能力的负向调节效应更大。新兴产业的员工更易于接受AI技术带来的工作环境改变，更容易及时调整对AI技术的效用评价，数字能力的提升会更容易推进AI技术的有效嵌入，进而提高企业的数字创新绩效。最后，相对于中小企业而言，大型企业员工AI意识对数字创新绩效的影响相对更大，员工数字能力的负向调节效应更小。大型企业中员工技术惯例的影响更为深远，AI技术给员工带来的不确定性感知更强，更容易产生机会主义行为，员工数字能力对于个体认知的促进作用相对有限，导致企业数字创新绩效的提升绩效相对较缓。

3 主要研究结论与管理启示

3.1 研究结论

本研究基于灯塔工厂的AI应用场景，发现企业数字导向所倡导的数字创新氛围能够对企业数字创新产生积极影响，但也会滋生员工AI意识，进而抑制企业数字创新。员工的AI意识在企业数字导向与数字创新绩效之间起到中介作用，员工数字能力在企业数字导向与员工AI意识之间起到负向调节作用。通过提升员工数字能力，能够削弱数字导向对于员工AI意识的诱发效应，推进人机协作的效率传导与优势协同，为跨越AI技术陷阱提供了具有中国特色的逻辑演展与实践进路。

首先，AI技术陷阱的根源在于技术、认知以及能力之间的错配，企业数字创新不仅需要重视AI技术的深耕应用，还需要关注技术使用者的认知形态与能力层级。一方面，AI技术与技术使用

者的协同是推动AI场景落地的必要条件，AI实践与组织支持的协同是促进员工与AI之间建立信任的关键所在，有助于跨越员工认知局限和能力制约所诱发的AI技术陷阱。另一方面，通过构建人机协同的制度安排，设计动态调整的人机交互机制，聚集AI赋能场景中的数字要素与情绪资源，形成对员工认知与能力的前瞻性预判，有助于在提升企业韧性的基础上拓展AI赋能的多元化应用场景。

其次，AI技术陷阱的治理逻辑在于动态调整技术使用者的心理与能力落差，以缓解AI技术的无序扩张所引发的员工认知形态与技术能力的背离。一方面，员工借助数字能力提升得以更好地融入AI场景，在持续参与AI技术迭代的过程中实现自身动态能力的跃迁。提高员工的技术一致性认同是规避AI技术陷阱的有效策略，员工对AI技术的认知接纳是推进AI技术落地的基本保障。另一方面，设置必要的AI技术应用门槛是规避AI技术陷阱的重要举措。员工工作任务与AI技术的高度嵌入会影响员工的AI意识，提高员工的AI技术认同度能够强化员工的AI任务参与度，推动企业数字创新的转型进程。通过培养员工的数字能力，化解员工的人工智能意识，能够推动AI技术治理效能的最大化。

最后，AI技术陷阱会对员工的心理认知、行为模式、业务协同带来挑战，“建立积极情感—提升岗位认同—完成高阶任务”成为有效化解AI技术陷阱的可行路径。一方面，通过改善AI场景中员工的工作体验，提升工作效率、改善工作关系、减轻工作压力，有助于建立积极的情感体验，打造数字导向的企业文化，引导员工主动尝试任务迭代和角色调整，减少行为失调，提升数字技能与职业认同。另一方面，通过设计有效的“员工—AI”协作系统，提升AI的易用性，突出人类技能的独特性，能够在优化协同工作流程的同时引导员工完成高阶认知任务。通过阶段性的任务迭代，促进员工与AI之间建立信任，实现由“技术—要素”的两方融合向“技术—认知—能力”

三方协同的转化,推动企业数字创新。

3.2 管理启示

本研究将AI使用者的技术心态、数字技能和集体认同纳入AI实践场景,不仅能够挖掘AI技术陷阱的治理逻辑,而且能够对AI赋能场景中的数字创新过程进行协同研判。AI赋能制造业的核心在于构建“AI参与者—AI技术—任务环境”三方互动的动态耦合系统,AI技术面临的挑战不仅源于技术本身,更源于AI使用者的技术心态和技术能力。为了提高要素配置效率,需要企业层面的数字导向战略与员工层面的认知、技能的协同推进。

首先,动态监测员工的认知状态与行为绩效,是企业推行数字导向战略的必要举措。AI技术的推进不仅要求企业的组织结构进行适应性调整,还需要对技术使用者的认知形态与能力储备进行协调与干预。员工所处的AI赋能场景,包括工作空间、职场环境、任务特点以及社会文化,都会影响员工的行为表现,企业数字导向战略的推进需要结合员工的数字技能予以动态调整。企业在积极倡导数字导向的同时,需要将技术使用者的认知与能力匹配作为导入AI技术的必要门槛并给予相应的激励,以规避员工的消极情绪和机会主义行为。企业不能过于依赖一揽子技术方案的引进,需要预先设计人机协同的任务模块,在创意提出、设计开发、资源开放、应用示范等各个环节动态监控员工的认知状态与行为绩效,深度挖掘AI场景中技术治理的内核并对AI实践场景中的人机协同逻辑进行动态研判。

其次,加强对AI应用场景的统筹指导,是企业建构AI创新生态的核心要义。企业需要关注AI技术对员工带来的双刃剑效应,化解员工认知抗拒与能力瓶颈将直接决定企业信息化、数字化和智能化转型的实施过程。AI技术虽然有助于提升员工数字能力、学习能力和吸收能力,进而加速个体的知识创造;但如果员工惧怕被AI技术所取代,则会阻碍组织学习和新技术的推进,进而抑

制个体的创新潜能。企业需要预判AI技术可能引发的员工负面情绪,将提升员工数字能力、建立AI技术信任作为AI赋能的重要工作。通过推进员工数字能力培训计划,结合行业竞争水平、企业规模、员工学历水平与岗位特征,从软件开发、数据分析、流程优化等方面予以技术跟踪与持续指导,提高员工的数字素养和技术素养,将员工培养为实现和训练AI系统的专家,以有效建立员工对AI系统的技术信任,推动企业的数字创新进程。

3.3 不足与展望

当前,借助技术治理来化解员工的认知、能力瓶颈将成为跨越AI技术陷阱、提升产业智能化水平的重要抓手,也是构建更具竞争力的现代产业体系的基本保障。由于本研究对AI赋能的实践场景进行了适当简化,但AI已经深度参与创新生态系统构建的全过程^[23],未来需要纳入其他核心的利益相关主体,系统梳理AI场景中的创新演化逻辑。此外,虽然本研究针对AI技术陷阱的来源进行了理论演绎、量表设计和实证检验,也得到了相对自洽的解释逻辑,未来需要持续跟踪AI赋能过程中员工能力认知的动态演变,借助横向比较与纵向推演以探索AI技术赋能新质生产力发展的新形态、新模式。

参考文献

- [1] DI VAIOA , PALLADINO R , HASSAN R , et al. Artificial in- telligence and business models in the sustainable development goals perspective:A systematic literature review [J] . Journal of Business Research , 2020 , 121 :283 - 314 .
- [2] BERTI M , CUNHAMPE .Paradox , dialectics or trade -offs? A double loop model of paradox[J] . Journal of Manage- ment Studies , 2023 , 60(4) : 861 - 888 .
- [3] KINDERMANNB, BEUTELS , DELOMANAGG, etal. Digital orientation:Conceptualization and operationalization of a new strategic orientation[J] . European Management Journal , 2021 , 39(5) : 645 - 657 .

- [4] BURCHARDT C, MAISCH B. Digitalization needs a cultural change - examples of applying agility and open innovation to drive the digital transformation[J]. *Procedia Cirp*, 2019, 84: 112 - 117.
- [5] AMABILE T M. Creativity, artificial intelligence, and a world of surprises[J]. *Academy of Management Discoveries*, 2020, 6(3): 351 - 354.
- [6] KINKELS, BAUMGARTNER M, CHERUBINIE. Prerequisites for the adoption of AI technologies in manufacturing: Evidence from a worldwide sample of manufacturing companies[J]. *Technovation*, 2022, 110: 1 - 16.
- [7] HAEFERNER, WINCENT J, PARIDA V, et al. Artificial intelligence and innovation management: A review, framework, and research agenda[J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2021, 162: 1 - 10.
- [8] 陈红, 王稳华, 刘李福, 等. 人工智能对企业成本黏性的影响研究[J]. *科研管理*, 2023, 44(1): 16 - 25.
- CHEN Hong, WANG Wenhua, LIU Lifu, et al. Research on the impact of artificial intelligence on cost stickiness of enterprises[J]. *Science Research Management*, 2023, 44(1): 16 - 25.
- [9] ARSLAN, YILDIRIM, TANHANA, et al. Coronavirus stress, optimism - pessimism, psychological inflexibility, and psychological health: Psychometric properties of the coronavirus stress measure[J]. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 2021, 19: 2423 - 2439.
- [10] ARIAS - PÉREZ, VÉLEZ - JARAMILLO. Ignoring the three - way interaction of digital orientation, not - invented - here syndrome and employee's artificial intelligence awareness in digital innovation performance: A recipe for failure [J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2022, 174: 1 - 11.
- [11] XUG, XUE M, ZHAO J. The association between artificial intelligence awareness and employee depression: The mediating role of emotional exhaustion and the moderating role of perceived organizational support [J]. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 2023, 20(6): 1 - 16.
- [12] 武宵旭, 任保平. 数字经济背景下要素资源配置机制重塑的路径与政策调整[J]. *经济体制改革*, 2022(2): 5 - 10.
- [13] MOKYR J, PRAK M, WALLIS P. The economics of apprenticeship[J]. *Apprenticeship in Early Modern Europe*, 2019:
- [14] BEGOVIC B. The technology trap: Capital, labor, and power in the age of automation by Carl Benedikt Frey[J]. *Panoeconomicus*, 2020, 67(4): 573 - 582.
- [15] 梁玉成, 政光景. 打破技术治理悖论: 从“默顿系统”迈向“牛顿系统”的技术治理转型[J]. *社会发展研究*, 2020(1): 4 - 22.
- [16] LIU J, CHANG H, FORREST J Y L, et al. Influence of artificial intelligence on technological innovation: Evidence from the panel data of China's manufacturing sectors[J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2020, 158: 1 - 11.
- [17] KHINS, HOTCF. Digital technology, digital capability and organizational performance: A mediating role of digital innovation[J]. *International Journal of Innovation Science*, 2018, 11(2): 177 - 195.
- [18] BANKINSS, OCAMPOAC, MARRONEM, et al. A multi-level review of artificial intelligence in organizations: Implications for organizational behavior research and practice [J]. *Journal of Organizational Behavior*, 2023, 6: 1 - 24.
- [19] ZIRARA, ALI S I, ISLAM N. Worker and workplace Artificial Intelligence (AI) coexistence: Emerging themes and research agenda[J]. *Technovation*, 2023, 124: 1 - 17.
- [20] BROUGHAM D, HAAR J. Smart technology, artificial intelligence, robotics, and algorithms: Employees' perceptions of our future workplace[J]. *Journal of Management & Organization*, 2018, 24(2): 239 - 257.
- [21] 温忠麟, 侯杰泰, 张雷. 调节效应与中介效应的比较和应用[J]. *心理学报*, 2005, 37(2): 268 - 274.
- [22] ARDOLINO F, ARENAU. Biowaste - to - Biomethane: An LCA study on biogas and syngas roads[J]. *Waste Management*, 2019, 87: 441 - 453.
- [23] JOHNSON P C, LAURELL C, OTS M, et al. Digital innovation and the effects of artificial intelligence on firms' research and development: Automation or augmentation, exploration or exploitation? [J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2022, 179: 1 - 12.
- [24] 沈志锋, 李静, 李智慧. 人工智能参与下的创新生态系统构建研究[J]. *科研管理*, 2024, 45(10): 335 - 347.



科研世界

World of Scientific Research

编委会

主编

高建国

副主编

郑小红 林建华 林越泽

罗建梅 郑永强 郑瑾瑜

梁卫红 罗炎彬 罗皓轩

(以上排名不分先后顺序)

编委会助理

林玉珍

编辑出版

求索出版社有限公司

地址

澳门巴掌围斜巷19号7楼D

电话

00853-68819699

邮箱

QuestPress@hotmail.com

网站

kysj.scionline2025.com

Editorial Board

Editor-in-chief

Gao Jianguo

Deputy Editor-in-Chief

Zheng Xiaohong, Lin Jianhua, Lin Yueze

Luo Jianmei, Zheng Yongqiang, Zheng Jinyu

Liang Weihong, Luo Yanbin, Luo Haoxuan

(The above rankings are not in order)

Assistant to the Editorial Board

Lin Yuzhen

Editing and Publishing

Quest Press Limited

Address

7th Floor,D, No.19,Palawak Lane, Macau

Telephone

00853-68819699

Email

QuestPress@hotmail.com

Web site

kysj.scionline2025.com