

# “一带一路”倡议、数字化转型与中国企业创新

李芳芳 冯帆

**内容提要:**“一带一路”倡议问世十年,为沿线各国的经济发展作出了积极贡献,高水平的开放也为中国企业创新提供了机会。本文基于2009—2019年中国A股上市公司数据,采用文本挖掘和人工判断相结合的方法从微观层面对参与“一带一路”共建企业进行认定,构建多时点双重差分模型,深入考察“一带一路”倡议对企业创新的影响及作用机制。研究结果显示,“一带一路”倡议显著促进参与企业创新“增量提质”。此结论在经过平行趋势检验、内生性分析和一系列稳健性检验后依然成立。机制检验结果表明,“一带一路”倡议通过研发投入效应和创新网络溢出效应促进参与企业创新数量与质量提升,企业数字化转型正向调节“一带一路”倡议与参与企业创新数量和质量的关系。进一步分析发现,参与“一带一路”倡议对国有企业创新质量的促进作用强于非国有企业、对地区市场化水平较低的企业创新数量和质量促进作用更明显;此外,“一带一路”倡议与企业数字化转型的协同还能促进高科技企业的关键核心技术创新。本文的研究结论为“一带一路”倡议推动中国企业创新提供了微观层面的证据,对中国深入实施创新驱动发展战略和推动“一带一路”高质量发展具有一定的政策启示意义。

**关键词:**“一带一路”共建 企业创新 研发投入 溢出效应 数字化转型 关键核心技术

中图分类号:F273.1;F124

文献标识码:A

文章编号:1000-7636(2023)09-0085-21

## 一、问题提出

党的二十大报告把高质量发展明确作为全面建设社会主义现代化国家的首要任务。经济高质量发展需要推动经济发展从传统要素驱动向创新驱动转变,从2012年到2022年,中国研发经费投入从1万亿元增加到3万亿元<sup>①</sup>,居世界第二;截至2022年中国累计发明专利有效量达421万件<sup>②</sup>,居世界第一;2022年中国在全球创新指数中的排名提升至第十一位<sup>③</sup>,中国创新型国家建设成果丰硕。企业创新能够推动产业结构的优化升级和产业竞争力的稳步提升,是加快实现高水平科技自立自强的重要抓手,是实现经济高质量发展的关键所在。2022年《政府工作报告》指出“持续推进关键核心技术攻关”,关键核心技术是国之重器,切

收稿日期:2023-03-26;修回日期:2023-06-18

基金项目:国家社会科学基金一般项目“‘一带一路’倡议下中国企业国际化的战略与机制研究”(18BGL022)

作者简介:李芳芳 南京大学经济学院博士研究生,南京,210093;

冯帆 南京大学经济学院教授、博士生导师。

① 数据来源于国家统计局。

② 数据来源于国家知识产权局。

③ 数据来源于世界知识产权组织(WIPO)发布的《2022年全球创新指数》。

作者感谢匿名审稿人的评审意见。

实提高中国关键核心技术创新能力对于建设高质量科技强国具有重要意义。

共建“一带一路”是习近平总书记提出的一项重大国际合作倡议,是新发展格局下推进国际大循环的重要战略平台。大量宏观层面的研究表明,“一带一路”倡议能够促进经济要素有序自由流动、资源高效配置,进而提升贸易和投资自由化便利化水平<sup>[1]</sup>、促进参与国基础设施建设<sup>[2]</sup>、优化参与国全球价值链地位<sup>[3]</sup>等,促进参与国经济增长、全球经济合作与发展模式转变。企业是共建“一带一路”的核心主体,近年来,开始有学者从微观层面对“一带一路”倡议与中国企业出口<sup>[4]</sup>、企业对外直接投资<sup>[5]</sup>、企业升级<sup>[6]</sup>、企业融资<sup>[7]</sup>等的关系进行了探索。“一带一路”倡议提出十年以来,建设成果丰硕,为中国构建了良好的经济外循环,进而打通国内外商品和要素大市场、优化全球资源配置,为推动双循环下经济高质量发展作出了重要贡献。具体而言,“一带一路”倡议的政策沟通、设施联通、贸易畅通、资金融通、民心相通建设为参与共建企业拓宽了盈利市场,提供了便利化措施和融资支持、交流合作和信息共享平台等<sup>[7-8]</sup>,但目前鲜有学者对新发展格局下“一带一路”倡议本身对微观企业创新的影响进行全面和深入的评估。

基于以上背景,“一带一路”倡议是否有助于参与共建的中国企业创新水平的提升?作用机制如何?共建“一带一路”是国内国际双循环的连接点,是高水平对外开放的重要一环。已有大量文献研究了对外开放对企业创新的影响。大多数研究发现出口可通过规模经济效应、出口学习效应与出口竞争效应等途径促进企业创新。在对外直接投资方面,已有研究表明,企业对外直接投资(OFDI)具有逆向技术溢出效应,通过研发费用分摊、研发资源共享和研发成果反馈等机制促进国内技术进步或母公司创新<sup>[9-11]</sup>。此外,OFDI逆向溢出效应的实现还受吸收能力的约束<sup>[12]</sup>。在经济全球化和数字经济背景下,开始有学者研究企业“走出去”融入全球创新网络进行开放式创新对提升自主创新能力的影 响。本国企业通过对外直接投资参与国际科技创新合作,融入东道国的社会网络获取异质性创新资源,或从合作创新网络中吸收和整合溢出的技术和管理知识,进而广泛利用全球要素资源,并通过知识管理进行吸收和整合,形成本企业专有的知识,从而促进企业创新<sup>[13-14]</sup>,这是对技术寻求型 OFDI 逆向溢出效应理论的新发展。此外,一些学者还发现贸易政策不稳定性的下降也会对企业创新有积极影响,其作用机制体现在增强企业的研发强度等方面<sup>[15]</sup>。以上结论为本文的研究提供了可靠的理论支撑,但在现阶段“一带一路”倡议对中国企业创新的影响及其机制上,仍缺乏系统的理论分析与科学的实证探究。

在数字革命的浪潮下,数字技术与实体经济的深度融合已经日益渗透到经济社会的众多领域,《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》指出,要“加快数字化发展,建设数字中国”,将数字经济提升到国家战略高度。数字化逐渐嵌入到企业生产经营活动中的各个环节,进行数字化转型成为当前企业追求可持续发展的重要趋势。在这样的情境下,企业数字化转型是否可以影响企业参与“一带一路”共建与企业创新的关系?对于该问题的研究有助于更加全面地理解“一带一路”倡议的经济效果,对于中国实现经济高质量发展具有重要理论意义和现实意义。

本文基于 2009—2019 年中国 A 股上市公司数据,构建多时点双重差分模型考察“一带一路”倡议对微观企业创新的影响,并将企业数字化转型纳入两者关系的研究中,系统评估“一带一路”倡议对中国企业创新的作用机理。本文可能的边际贡献体现在:第一,在现有文献的基础上,从“一带一路”倡议的政策沟通、设施联通、贸易畅通、资金融通、民心相通建设本身出发,深入剖析了“一带一路”倡议通过研发投入效应和创新网络溢出效应影响参与企业创新的作用机理,有助于理论界和实务界全面客观地理解“一带一路”倡议的微观经济效应。第二,克服了以往研究使用传统的两期双重差分法评估“一带一路”倡议的微观效应时无法衡量倡议冲击对企业渐进影响的问题。本文使用爬虫(Python)功能归集 A 股上市企业年报,采用基于

Python 的文本挖掘与人工语境判断相结合的方法更精准地衡量不同企业真正参与共建“一带一路”的时间,建立多时点双重差分模型对“一带一路”倡议对微观企业创新的影响进行更为科学、准确的评估。第三,当前大国竞争博弈加速升级,数字化变革深刻影响着世界经济发展与全球治理格局,企业数字化转型能够提升企业在创新过程中对内外研发创新资源的配置、吸收和整合利用等能力。基于此,本文创新性地识别出“一带一路”倡议影响企业创新的关键边界条件,有助于深化“一带一路”倡议与企业创新关系的情境研究和共建“一带一路”高质量发展的路径研究。第四,目前关于关键核心技术创新的理论与实证研究均处于起步阶段,关键核心技术突破不同于普遍意义上企业技术创新的提升。本文进一步使用熵权法综合评估了高科技企业的关键核心技术创新,深入讨论了“一带一路”倡议与企业数字化转型对企业关键核心技术创新的协同影响,丰富了对企业关键核心技术创新的研究,对中国实现高水平科技自立自强具有重要政策启示意义。

## 二、理论机制与研究假设

### (一)“一带一路”倡议对企业创新影响的机制分析

“五通”建设是共建“一带一路”的核心内容,基于既有研究理论,本文认为,“一带一路”倡议通过研发投入效应与创新网络溢出效应两种机制促进中国企业创新。

#### 1. 研发投入效应

创新就其本质而言是新知识、新技术和新产品的生产过程,企业通过研发投入可以生产出新知识和新技术。企业参与“一带一路”共建,有利于缓解融资约束和获得研发资金支持,进一步提高研发投入,从而促进企业创新。

在设施联通建设上,“一带一路”倡议下推进沿线国家基础设施建设,有助于降低参与“一带一路”共建企业在要素运输周转、信息搜寻匹配和组织交易等多方面的成本<sup>[16]</sup>,促进了沿线国家产业空间聚集,对沿线国家承建的基础设施项目也间接促进了上下游相关企业的出口。“一带一路”贸易畅通建设有利于参与共建企业凭借成本比较优势和高价值链位势,将市场空间拓展至潜力巨大的发展中国家,不仅能够形成规模经济效应,降低单位产品的研发成本,而且可以获得可观的交换价值和丰厚的销售利润<sup>[8]</sup>。此外,政府部门对投资于沿线国家的企业提供诸如外汇支持和海关服务等便利性条件,不仅降低参与共建企业的经营成本,也间接提高了企业的技术创新意愿,促使更多企业通过加入“一带一路”共建,扩大与沿线国家贸易往来的有效需求。“一带一路”设施联通与贸易畅通建设对参与企业交易、研发等成本的降低与销售收益的增加,有利于其缓解融资约束、获得更多资金投入研发创新活动之中。在资金融通建设方面,中国政府作为“一带一路”建设的顶层设计方,不仅给予参与“一带一路”共建的中国企业金融方面的政策支持,还全面调动各地方各部门参与“一带一路”的积极性。例如,地方政府相继出台相关的支持政策,鼓励和支持当地企业参与“一带一路”共建,开展国际产能和装备制造等合作;中国国家税务总局出台税收优惠政策,缓解企业的融资压力;银行业和证券交易所也收到积极信号,降低企业的外源融资成本和对非国有企业的借贷歧视,缓解企业的融资约束,为其创新所需研发投入提供资金支持<sup>[7]</sup>。

#### 2. 创新网络溢出效应

传统的逆向溢出主要出现在基于技术寻求动机的 OFDI 环节,基于共商、共建、共享原则的“一带一路”倡议对中国企业创新的逆向溢出则体现为从“一带一路”创新网络中获得。中国企业参与共建“一带一路”,通过跨国并购、绿地投资、共建战略联盟和联合实验室等形式嵌入“一带一路”创新网络中,以人才流动、研

发互动和信息平台资源共享等方式将异质性研发资源、与本企业的核心技术和产业链上下游技术相关的先进知识、管理知识以及技术成果传递给子公司或开放式创新平台,母公司再通过产品流动渠道、人员流动渠道和合作创新网络再研发渠道对溢出进行吸收转化,从而促进中国企业创新数量和质量的提升。在以上整个逆向溢出的流程中,“一带一路”倡议起到了重要作用。

在政策沟通建设上,中国不仅与共建“一带一路”国家政府积极建立科技合作关系、共同组织实施重大科技合作计划,还加速促进战略、标准和规则的对接,协调各国制度的差异,这些有利于形成“一带一路”合作创新网络、全面加强科技创新合作,推动创新要素的开放共享和优势互补,进而激发创新灵感和开拓创新思路。在设施联通建设上,“一带一路”基础设施建设,包括物流、人流、信息流等的互联互通、联通共享,降低了信息搜寻成本、高技能劳动力通勤成本和货物运输成本等,提高了对数据和信息的收集、分析和研究效率,有效促进了母公司对逆向溢出的获取和吸收转化。在贸易畅通建设上,通过签署双边和区域贸易协定等降低投资壁垒、协调适用法律和规定,可以消除企业在对外直接投资中的机制与技术障碍。在资金融通建设上,不断深化与亚投行、丝路基金等的金融合作,加快企业 OFDI 的资金流通速度以及减少合作阻碍,为企业开展 OFDI,从而获取逆向溢出提供支持 and 便利。在民心相通建设上,较远的文化距离会阻碍跨国并购后双方的沟通与交流,一定程度上限制了对 OFDI 逆向技术溢出的吸收<sup>[17-18]</sup>。鉴于此,“一带一路”倡议推进民心相通工作,持续加深彼此间的思想和学术交流,加强文明互学互鉴,推动实现文化认同和文化包容,进而促进制度协调、知识共享和思维碰撞,这有利于中国企业获取和吸收“一带一路”创新网络逆向溢出,从而提升创新能力。

基于以上分析,本文提出以下假设:

假设 1:“一带一路”倡议对参与共建企业创新具有促进作用。

假设 2:“一带一路”倡议对参与共建企业创新的促进作用通过研发投入效应和创新网络溢出效应两种机制实现。

## (二) 企业数字化转型的调节作用

企业参与共建“一带一路”提升了其内、外两方面研发资源的积累,但企业创新能力的提升还受其对内外部资源和知识配置、吸收和整合能力的影响。信息技术迅猛发展,企业数字化转型能够提升参与共建“一带一路”企业对国际化经营和研发资源配置的分析决策能力、对创新网络溢出的获取和吸收能力、对内外研发资源的整合利用能力。因此,有必要进一步探究企业数字化转型这一现实情境因素在“一带一路”倡议对参与企业创新的影响。

在提升研发资源配置能力上,大数据分析和人工智能等数字化技术可以帮助参与“一带一路”共建企业更好地了解国际市场需求和趋势以及各国文化和法律差异,企业还可以使用大数据技术对市场和客户数据进行挖掘和分析,以确定更重要的研发领域,提升参与共建企业针对性配置研发资源的能力。

在提升对创新网络溢出的获取和吸收能力上,首先,数字技术能够提高交流和信息交换效率,从而拓展参与“一带一路”共建企业获取创新网络溢出知识和技术的广度和深度。数字技术的应用可以帮助参与共建企业突破空间和时间限制,允许企业在信息网络空间形成交叉的数据交换节点<sup>[19]</sup>,加快数据的传递和扩散,强化与产业链相关的不同国家企业之间的数据共享和交流合作,不仅有助于参与企业获取更多异质性、多样化的创新知识和资源,丰富参与企业的创新知识库,还能提高企业间的信息交互频率和交换深度,为创新思想的凝聚创造有利条件,对参与共建企业创新数量与质量的提升产生积极影响<sup>[20-21]</sup>。此外,数字技术具有可重编译性和可

同质化特征,能够提升参与共建企业对创新网络溢出知识和技术的获取效率和消化吸收能力。在“一带一路”创新网络中,物理距离、文化差异等会对成员间沟通交流产生较大阻碍,随着数字基础设施的不断建设和数字技术的应用,不同国家不同背景的企业可以使用客观数据来制定共同遵循的模式和规则,数字技术可以消除不同数据和信息之间的形式差异,数据同质化可以克服创新网络中不同国家间企业交流和沟通的困难<sup>[22]</sup>,从而促进对逆向知识溢出的获取。参与共建企业还可借助数字技术将企业内外部庞大的非结构化、非标准化的数据编码转化为有效的结构化、标准化信息,提升信息可利用度和易学习度<sup>[23-24]</sup>,强化企业对逆向溢出的消化吸收能力。数字技术的应用还克服了缄默知识的不可编译问题,使企业内外部数据逐渐积累、重新编辑和不断更新,产生可无限重复使用的知识点,进一步强化参与共建企业的创新能力<sup>[25]</sup>。

不仅如此,企业使用数字技术能加速资源的整合利用和对知识的处理过程,增强参与“一带一路”共建企业对内外部研发知识与资源的协调整合能力和效率,从而强化“一带一路”倡议对参与企业创新的积极作用。参与共建企业创新能力的提升并非仅取决于其内部研发投入的丰富,还在于对“一带一路”优质资源和内部资源、技术、知识的整合能力。相同要素会因为配置上的差异而产生截然不同的生产率水平,数字化转型促使参与企业使用数字生产要素和应用数字技术协调和配置资源,进而构建数字化生产关系实现价值增值。数字化转型能够提升企业从内外部获取的创新要素的协调整合效率,从而促进企业创新数量的更快增长和创新质量的持续优化。企业数字化转型还能促进企业与高技术劳动力之间、高素质劳动力与溢出的专业化知识之间的快速匹配,提升企业对研发要素的整合、吸收转化和处理效率,节约时间、人力等成本,进而加快核心技术的突破<sup>[26]</sup>。

基于以上分析,本文提出以下假设:

假设3:企业数字化转型正向调节“一带一路”倡议对参与共建企业创新的促进作用。

### 三、模型设定、变量选取与数据说明

#### (一) 模型设定

本文采用双重差分(DID)法进行实证分析。考虑到不同企业参与“一带一路”共建的时间不同,本文使用多时点双重差分进行研究,处理期因个体*i*而异,将传统双重差分模型中的 $Post_t$ 替换为 $Post_{it}$ 。本文构建的多时点双重差分模型如下:

$$Innovation_{it} = \beta_0 + \beta_1 BRI_{it} + X_{it}\varphi + \alpha_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中,下标*i*、*t*分别表示企业和年份, $Innovation_{it}$ 包括企业*i*在*t*年的创新数量( $Inno\_qty_{it}$ )和创新质量( $Inno\_qy_{it}$ ); $BRI_{it} = Treat_i \times Post_{it}$ 表示企业*i*在*t*年是否参加了“一带一路”共建的虚拟变量,参加取1,未参加取0; $X_{it}$ 为一系列控制变量的集合; $\alpha_i$ 和 $\varphi_t$ 分别表示企业的个体固定效应和时间固定效应, $\varepsilon_{it}$ 表示随机扰动项。

#### (二) 变量选取

##### 1. 被解释变量:企业创新

主流文献多采用企业专利申请量衡量企业创新,而近年来越来越多的研究开始关注企业创新产出的质量。企业专利分为发明、实用新型和外观设计三种,由于发明专利技术含量高、研发难度大、研发成本高,认定更为严格,因此有学者将发明专利归为实质性创新或复杂创新,用来反映创新质量<sup>[27-28]</sup>。本文分别使用企业发明专利的申请数量与被引用数量来考察其创新能力,从量与质两个方面来研究

“一带一路”倡议对参与企业创新能力的影 响。创新数量用企业  $i$  在  $t$  年申请的累计专利数量反映。在对创新质量的衡量上,一个专利的被引用数量越多,则说明该专利的技术价值越高。但直接使用该专利的全部被引用数量衡量企业创新质量会存在较大误差,如专利被引用量更高可能是因其申请年份更早,有更长的时间被引用。借鉴以往学者<sup>[29]</sup>的做法,用专利申请期开始后 3 年内被引用的数量来衡量创新质量。

### 2. 核心解释变量:“一带一路”倡议对微观企业的政策冲击

已有文献对企业是否参与“一带一路”共建的认定方法主要有三种。一是根据企业是否位于受“一带一路”倡议重点影响的省份<sup>[8]</sup>。但可能出现企业是否与“一带一路”国家开展或加深业务往来与企业是否处于重点对接省份不匹配的情况。二是根据企业是否位列中华人民共和国商务部公布的《境外投资企业(机构)备案结果公开名录》(以下简称“名录”)<sup>[6]</sup>或上市企业是否属于同花顺数据库(iFind)“一带一路”概念板块<sup>[7]</sup>来认定。但商务部的《名录》缺少企业投资的具体年份等,同花顺数据库没有明确说明筛选企业的标准,也可能存在偏误。三是根据手工整理上市公司年报等方式判断上市企业是否与“一带一路”沿线国家和地区开展直接投资或接受大额订单等业务<sup>[30]</sup>来认定。这种方法的好处是对参与“一带一路”共建的企业的认定较为准确,但仍可能出现遗漏。此外,以上方法都假设企业于同一时点参与“一带一路”共建,可能无法刻画“一带一路”倡议对微观企业的渐进影响。罗长远和曾帅(2020)<sup>[31]</sup>使用中国全球投资跟踪(CGIT)数据库,它记录了 2005—2018 年中国企业对外直接投资和海外工程建设的时间、内容以及目的国等信息,能够反映时间差异,但仅包括对外直接投资且投资额在 1 亿以上的企业,存在涵盖范围不全的问题。本文通过 Python 爬虫功能批量归集了样本 A 股上市企业的年度报告,并通过 PDFminer 库提取所有文本内容,组建关键词包含“一带一路”“一带一路”辐射区域、对“一带一路”沿线主要贸易和投资国家名称等词汇的企业参与共建“一带一路”的特征词库,使用 Python 对上市公司年报进行文本挖掘,查找、匹配和统计上述特征词,并确定这些特征词所处年报的章节位置,然后采用人工语境判断的方式,识别该年度上市公司是否参与到“一带一路”共建。本文采用文本挖掘和人工判断相结合的方法,同时识别实验组和实验期,进而从微观层面上完成对企业是否参与“一带一路”共建的认定,更具科学性和可行性。

### 3. 控制变量

参考相关文献,本文选取的控制变量包括:企业规模( $Scale$ ),用公司期末资产总额的自然对数表示;企业年龄( $Age$ ),用企业成立时间自然对数表示;财政补贴( $Subsidy$ ),用政府补贴的自然对数表示;财务杠杆( $Lev$ ),用企业资产负债率表示;盈利能力( $Roa$ ),用总资产收益率即息税前利润/平均资产总额 $\times 100\%$ 表示;未来成长机会( $Growth$ ),用企业营业收入同比增速即(本期营业收入-上期营业收入)/本期营业收入 $\times 100\%$ 表示;市场势力( $Market$ ),用企业营业收入/营业成本(并取自然对数)表示;还包括省份层面的控制变量省份 GDP 取自然对数( $\ln GDP$ )以及行业层面的控制变量赫芬达尔指数( $HHI$ )。

### (三) 数据说明

本文选取 2009—2019 年沪深 A 股上市公司的数据作为初始研究样本,本文的原始数据主要来源于以下三个途径:企业专利数据来源于上海经禾信息技术有限公司中国研究数据服务平台(CNRDS);对参与“一带一路”共建企业的认定和企业数字化转型指标的构建借助于用 Python 爬虫技术,从上海证券交易所和深圳证券交易所官方网站搜集上市公司年报,然后对企业年报进行文本挖掘和词频分析等;控制变量来源于国泰安中国经济金融研究数据库(CSMAR)。将以上数据进行匹配后作如下处理:第一,剔除 ST、PT 和考察年限期间退市的

样本;第二,剔除在主要变量取值存在缺失的个体;第三,为减少异常值影响,对所有微观层面的连续变量进行1%和99%的缩尾处理。经上述处理后,最终共得到2 062家公司的21 130个有效观测样本。

#### (四) 描述性统计

本文主要变量的描述性统计结果显示,2009—2019年,未对数化的发明专利申请量(*Inno\_qty\_N*)的平均值和中位数分别为10.94和1.00,数值分布右偏,表明多数上市企业仍然只有较少发明专利申请;未对数化的发明专利被引用量(*Inno\_qy\_N*)的平均值和中位数分别为36.69和5.00,数值分布右偏且标准差较大,说明大部分上市企业创新质量水平低于总体均值,且企业间创新质量差异较大。*BRI*的均值约为0.20,这意味着,到2019年,至少20%的样本企业积极参与“一带一路”共建<sup>①</sup>。

### 四、回归结果和分析

#### (一) 基准回归结果

表1报告了“一带一路”倡议对参与共建企业创新影响效应的回归结果。其中,列(1)是仅将创新数量与核心解释变量回归的结果,列(2)是添加了控制变量的估计结果,列(3)则是在列(2)的基础上控制了个体和年份固定效应的结果。*Inno\_qty*的回归系数均显著为正,表明“一带一路”倡议显著提升了企业创新数量。列(4)—列(6)是将列(1)—列(3)的被解释变量换为创新质量(*Inno\_qy*)的回归结果。可以看出,*Inno\_qy*的回归系数仍均显著为正,这在一定程度上说明“一带一路”倡议对参与企业创新起到增量提质的积极影响,假设1得到了初步的验证。

表1 基准回归结果

变量	<i>Inno_qty</i>			<i>Inno_qy</i>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>BRI</i>	0.35*** (14.89)	0.16*** (6.72)	0.06** (2.09)	0.55*** (18.21)	0.17*** (5.45)	0.10*** (2.93)
<i>Scale</i>		0.24*** (25.54)	0.09*** (3.29)		0.49*** (41.11)	0.49*** (12.65)
<i>Age</i>		-0.40*** (-14.74)	0.07 (0.57)		-0.56*** (-16.42)	0.24 (1.53)
<i>Subsidy</i>		0.02*** (12.15)	0.00* (1.81)		0.03*** (13.60)	0.00 (0.85)
<i>Lev</i>		-0.78*** (-12.53)	0.05 (0.57)		-1.15*** (-14.77)	-0.12 (-0.96)
<i>Roa</i>		1.35*** (6.64)	0.61*** (3.30)		1.85*** (7.35)	0.84*** (3.56)
<i>Growth</i>		-0.07*** (-2.67)	-0.04** (-2.18)		0.08*** (2.60)	-0.00 (-0.21)

① 限于篇幅未列出,备索。

表1(续)

变量	Inno_qty			Inno_qy		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Market		-0.19*** (-5.40)	-0.16*** (-2.73)		-0.45*** (-10.36)	-0.13* (-1.71)
lnGDP		0.25*** (19.24)	0.05 (0.47)		0.34*** (20.48)	0.25 (1.55)
HHI		-0.67*** (-12.59)	0.03 (0.51)		-0.95*** (-14.34)	-0.04 (-0.55)
常数项	1.07*** (101.67)	-1.07*** (-6.89)	-0.21 (-0.18)	1.78*** (130.65)	-1.48*** (-7.70)	-3.23** (-2.01)
行业	未控制	未控制	控制	未控制	未控制	控制
年份	未控制	未控制	控制	未控制	未控制	控制
观测值	21 130	19 361	19 361	21 130	19 361	19 361
R <sup>2</sup>	0.01	0.09	0.06	0.02	0.16	0.12

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著,括号内为稳健标准误下的t值。后表同。

### (二) 平行趋势检验与动态效应分析

双重差分模型的一个重要前提是实验组与对照组在政策冲击前被解释变量的变化趋势相同。因此,本文采用事件研究(event study)法进行平行趋势检验。由于接受政策冲击的时间点不同,在进行平行趋势检验时需要设置相对时间虚拟变量,即用当期减去各自参与“一带一路”共建的时期。因此,本文建立如下模型进行平行趋势检验:

$$Innovation_{it} = \beta_0 + \sum_{k=-4}^5 \beta_k BRI_{it+k} + X_{it}\varphi + \alpha_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式(2)中,β<sub>k</sub>识别的是相对于基准时间点,实验组与控制组样本的企业创新有无显著差异。由于“一带一路”倡议于2013年9月首次提出,该年份参与“一带一路”共建的企业较少,参考以往学者<sup>[32]</sup>的做法,将大于或等于+5的相对年份设置为+5,并将-1期设为基准期。平行趋势检验结果如图1、图2所示。可以看出,接受政策冲击前的相对时间虚拟变量的系数均不显著,这表明在参与“一带一路”共建前,实验组与对照组在企业创新数量与质量上无显著差异,符合平行趋势假设。此外,政策冲击后的回归系数均显著大于0,说明“一带一路”倡议对参与企业创新数量与质量的影响均具有较长时间的持续性。

### (三) 内生性问题分析

#### 1. 使用两阶段最小二乘法(TSLS)法测试逆向因果问题

以企业为研究对象探究“一带一路”倡议与中国企业创新之间的因果关系,需要考虑的一个重要问题是,企业创新能力和效率已经或者预期提升时,可能促使企业“走出去”参与“一带一路”共建。为此,本文借助TSLS法来估计和处理这一潜在逆向因果问题。本文参考王桂军和卢潇潇(2019)<sup>[8]</sup>的做法,根据参与共建“一带一路”的企业注册地址所属省份是否位于古代陆上和海上丝绸之路途经省份来构造处理组的工具变量。一方面,“一带一路”倡议与古代丝绸之路具有密切联系,是对古丝绸之路的复兴、继承和发展,是连

接古今的逻辑纽带,相关性条件成立。另一方面,古代丝绸之路途经省份并不会对当代上市企业创新产生直接影响,工具变量的外生性条件成立。表2列(1)报告了第一阶段的估计结果。结果显示 *ASR* 与 *BRI* 的相关性系数显著为正,且识别不足检验和弱工具变量检验显著拒绝原假设,说明不存在工具变量识别不足和弱工具变量问题。列(2)、列(3)报告了第二阶段的估计结果。可以看出,当被解释变量为企业创新数量和质量时,采用工具变量估计的 *BRI* 的系数依然均显著为正且系数值有所提高,还通过了工具变量过度识别检验。这再次验证了“一带一路”倡议对企业创新数量和质量均具有促进效应。

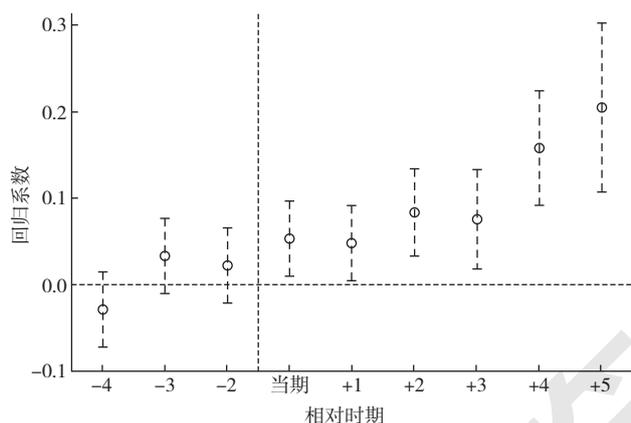


图1 创新数量平衡趋势检验

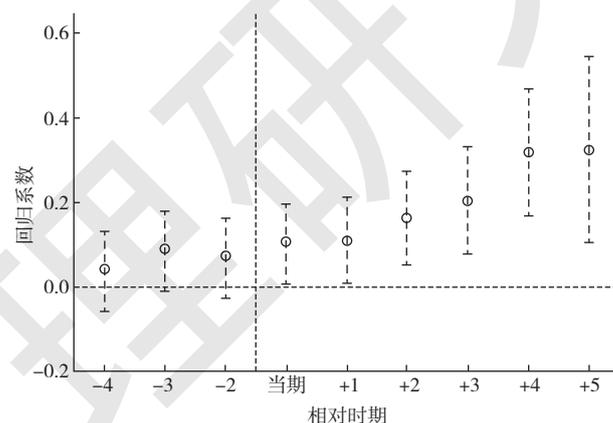


图2 创新质量平衡趋势检验

表2 两阶段最小二乘结果

变量	(1)	(2)	(3)
	第一阶段 <i>BRI</i>	第二阶段 <i>Inno_qty</i>	第二阶段 <i>Inno_qy</i>
<i>ASR</i>	0.36*** (34.39)		
<i>BRI</i>		0.21*** (2.81)	0.27*** (2.59)
控制变量	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制
Kleibergen-Paap rk LM		867.71 [0.00]	867.71 [0.00]
Cragg-Donald Wald F		1 083.00	1 083.00
Stock-Yogo		16.38	16.38
Hansen J		0.00	0.00
观测值	19 360	19 360	19 360
$R^2$	0.28	0.05	0.12

注:[ ]内为P值。

## 2. 使用倾向得分匹配-双重差分(PSM-DID)模型处理选择性偏差问题

微观企业参与共建“一带一路”并非严格意义上的自然实验,样本选择可能存在非随机性,为寻找更合适的对照组,进一步使用多时点 PSM-DID 模型处理样本选择性偏误带来的内生性问题。参考白俊红等(2022)<sup>[33]</sup>的做法,依次使用面板数据转化法和逐期匹配法进行倾向得分匹配,并对两套结果进行分析对比,表3为两种方法下多时点 PSM-DID 的回归结果。可以看出, *BRI* 的系数均显著为正,与基准回归结果基本一致。这在一定程度上表明“一带一路”倡议对参与共建企业创新数量与质量的促进作用是稳健的。

表3 PSM-DID 结果

变量	面板数据转化法		逐期匹配法	
	<i>Inno_qty</i>	<i>Inno_qy</i>	<i>Inno_qty</i>	<i>Inno_qy</i>
<i>BRI</i>	0.06** (2.02)	0.10*** (2.92)	0.06** (2.01)	0.10*** (2.82)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制
观测值	19 266	19 266	19 150	19 150
$R^2$	0.06	0.06	0.12	0.12

### (四) 稳健性检验

#### 1. 传统 DID 检验<sup>①</sup>

“一带一路”倡议虽于2013年9月提出,但在2014年3月才被写入政府工作报告,因此,已有文献中不少学者选取2014年作为政策冲击时间。参考徐思等(2019)<sup>[7]</sup>的做法,本文将2014年设为政策冲击时间,并使用传统 DID 方法重新进行检验, *BRI* 的估计系数仍显著为正。

#### 2. 更换被解释变量指标

考虑遗漏变量与衡量偏误问题,为确保结论的可靠性,借鉴唐松等(2020)<sup>[34]</sup>的研究,将企业创新数量的衡量指标由发明专利申请数量替换为总专利申请数量;参考阿查里雅和徐(Acharya & Xu, 2017)<sup>[35]</sup>的研究,将企业创新质量的衡量指标由专利被引用量替换为企业专利知识宽度,专利知识宽度的具体衡量方法为:

$$wide = 1 - \sum \left( \frac{Z_{imt}}{Z_{it}} \right)^2 \tag{3}$$

式(3)中,基于国际专利分类标准,  $Z_{imt}$  为  $t$  年企业  $i$  在  $m$  大组下的发明专利申请数量,  $Z_{it}$  为  $t$  年企业  $i$  在全部大组下的发明专利申请数量<sup>②</sup>,  $\sum (Z_{imt}/Z_{it})^2$  度量了专利知识的集中度; *wide* 则度量的是专利知识的宽度,该数值越大反映专利创新交叉性越好,企业创新质量越高。本文分别将两个替换后的指标放入模型重新回归。可以看出, *BRI* 系数依然与基准回归结果无实质性差异,证明基准结果是稳健的。

① 限于篇幅,稳健性检验 1—4 的结果未列出,备索。

② 中国使用国际专利分类(IPC),IPC 分类号将技术领域划分为“部-大类-小类-大组-小组”。

### 3. 政策唯一性检验

同期其他政策的干扰可能会导致本文的估计结果有偏,因此继续排除样本期内其他政策因素的影响:(1)“营改增”政策对企业创新的影响。从2012年1月起对上海以及9月起对北京、江苏、广东等8个地区“1+6”行业进行“营改增”试点,然后从2013年8月起陆续推进到全国的各地区及行业。“营改增”政策减轻了企业税收负担、降低了投资不确定性,能够提高企业创新的积极性。(2)自由贸易试验区设立对企业创新的影响。自由贸易试验区建设由2013年9月中国(上海)自由贸易试验区的设立开始,从沿海向内陆地区逐年推进,自贸区贸易投资便利化措施和试错式制度有效缓解了企业的融资约束,激发了企业创新活力。为了排除上述政策对“一带一路”倡议效应的干扰,本文在式(1)的基础上估计如下方程:

$$Innovation_{it} = \beta_0 + \beta_1 BRI_{it} + \beta_2 DID01_{it} + \beta_3 DID02_{it} + X_{it}\varphi + \alpha_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式(4)中,  $DID01_{it}$  与  $DID02_{it}$  分别为企业  $i$  在  $t$  年是否在“营改增”政策和是否在自由贸易试验区建设激励范围的虚拟变量。回归结果显示,在加入两个虚拟变量后,  $BRI$  的系数仍然显著为正。

### 4. 联合固定效应模型检验

前文中虽然控制了个体的固定效应和时间固定效应,但行业和宏观因素也可能使企业创新随时间的推移表现出不同的变化趋势。因此,本文分别引入行业与时间趋势以及省份与年份的联合固定效应控制行业趋势和地区政策变化。回归结果显示,基准回归的结论仍然成立。

### 5. 安慰剂检验

为了验证评估结果是否显著受到除“一带一路”倡议因素外的其他非观测随机因素或遗漏变量的影响,本文继续进行安慰剂检验。多时点 DID 模型中企业参与“一带一路”共建的时间存在差异,需要随机选取参与“一带一路”共建的企业且随机产生参与时间,因此本文构造企业-年份层面随机实验,并将此过程重复500次,绘制  $BRI$  的估计系数核密度及其  $P$  值分布图,如图3、图4所示。可以看出,虚假实验中生成的  $BRI$  估计系数集中分布于0附近,且绝大部分系数的  $P$  值大于0.1,实际估计系数几乎远离安慰剂估计系数的主要分布区间。这在一定程度上表明,在模型设定中不存在严重的遗漏变量问题,基本结论仍旧稳健。

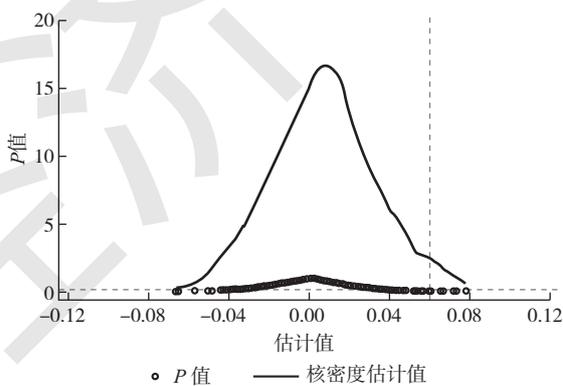


图3 创新数量安慰剂检验

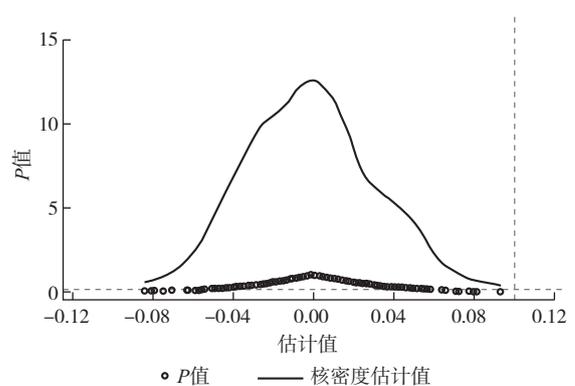


图4 创新质量安慰剂检验

### 6. 多时点双重差分法有效性讨论

标准的双向固定效应双重差分模型有效性是基于同质性处理假设,而多时点 DID 估计系数识别的

是加权平均的处理效应,权重可能会存在为负的情形,这种异质性处理效应可能会使估计结果产生较为严重的偏误。本文采用以往学者<sup>[36]</sup>的做法来诊断估计系数的偏差程度,结果发现受处理样本在每个时间点上处理效应的负权重占比仅为 0.70%,因而不会对估计系数造成太大影响。再根据加德纳(Gardner, 2021)<sup>[37]</sup>的做法,通过构建两阶段双重差分模型来重新估计,如表 4 所示。可以看出,解释变量估计系数均显著为正,这说明本文的估计结果受异质性处理效应的影响不显著,基准结果具有较强稳健性。

表 4 多时点双重差分法有效性讨论

变量	<i>Inno_qty</i>	<i>Inno_qy</i>
<i>Treat</i>	0.03** (2.67)	0.06*** (4.02)

注:括号内为 Z 值。

## 五、机制探讨

### (一) 影响机制检验

前文的理论分析指出,“一带一路”倡议可以通过研发投入效应和“一带一路”创新网络溢出效应影响企业创新,本文将对这两种影响渠道作进一步验证。借鉴温忠麟和叶宝娟(2014)<sup>[38]</sup>、江艇(2022)<sup>[39]</sup>的研究,构建如下方程组实证检验“一带一路”倡议对企业创新数量和质量的作用机制。具体模型为:

$$\begin{cases} Innovation_{it} = \beta_0 + cBRI_{it} + X_{it}\varphi_0 + \alpha_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \\ MV_{it} = \beta_1 + aBRI_{it} + X_{it}\varphi_1 + u_i + u_t + \varepsilon_{it} \\ Innovation_{it} = \beta_2 + cBRI_{it} + bMV_{it} + X_{it}\varphi_2 + u_i + u_t + \varepsilon_{it} \end{cases} \quad (5)$$

式(5)中, *MV* 是机制变量,包括研发投入效应和“一带一路”创新网络溢出效应的代理变量,其余变量定义与式(1)相同。

#### 1. 研发投入效应

本文在理论分析部分阐述了“一带一路”倡议通过缓解参与共建企业的融资约束等促进其内部研发创新的投入,进而有利于创新数量与质量的提升。因此,本文构建企业融资约束程度指标和研发经费投入强度指标对研发投入效应进行验证,结果如表 5 所示。其中,融资约束程度(*KZ*)用 *KZ* 指数衡量<sup>[40]</sup>, *KZ* 指数越大,代表融资约束程度越高;企业研发经费投入强度(*RDR*)用研发支出与营业收入的比值取自然对数来衡量。可以看出,列(1)中 *BRI* 的系数显著为负且列(4)中 *BRI* 的系数显著为正,说明“一带一路”倡议的设施联通、贸易畅通和金融融通等建设能够显著缓解参与共建企业的融资约束,进而加大研发投入强度。列(2)、列(3)中 *KZ* 的系数为负不显著,但拔靴(Bootstrap)法检验结果显示间接效应的置信区间不包含 0,说明融资约束缓解渠道显著存在。列(5)、列(6)中 *RDR* 的系数也均显著为正,说明研发投入效应进一步促进了企业创新数量和质量提升。上述步骤的结果验证了,企业参与共建“一带一路”确实能够通过研发投入效应促进其创新增量提质,由此,假设 2 的前半部分得证。

表 5 研发投入效应的检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>KZ</i>	<i>Inno_qty</i>	<i>Inno_qy</i>	<i>RDR</i>	<i>Inno_qty</i>	<i>Inno_qy</i>
<i>BRI</i>	-0.19*** (-5.47)	0.06*** (3.16)	0.13*** (5.07)	0.26** (2.22)	0.06*** (2.79)	0.11*** (3.81)
<i>KZ</i>		-0.00 (-0.21)	-0.00 (-0.23)			
<i>RDR</i>					0.01*** (7.12)	0.03*** (13.29)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	18 029	18 029	19 222	15 576	16 144	16 144
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.41	0.05	0.13	0.11	0.07	0.16

2. 创新网络溢出效应

本文在理论分析部分阐述了“一带一路”倡议通过创新网络溢出效应对参与企业创新产生积极影响。李雪松等(2022)认为,微观企业通过国际投资、出口、采购、销售等活动与海外主体合作,进而促进各种创新要素动态整合并逐步搭建全球性创新网络<sup>[14]</sup>,因而在研究中以是否发生广义的海外投资行为衡量企业是否融入全球创新网络,但二分类变量无法衡量企业融入全球创新网络的深度。因此,本文参考李梅和柳士昌(2012)<sup>[12]</sup>的研究,以企业对“一带一路”国家关联公司的投资额来衡量其对“一带一路”创新网络的融入情况。另外,创新网络溢出的程度还取决于文化的互鉴共生、知识的共享整合和思维的碰撞交融等<sup>[17,41]</sup>,因此本文纳入  $OFDI \times CE$  ( $CE$  表示中国与“一带一路”沿线国家的文化交流指数)和  $RDOS$  (企业在“一带一路”沿线国家建立研发子公司数量加 1 取自然对数)两个指标,根据中国与沿线国家文化互通程度和企业海外合作研发机构建立情况进一步刻画“一带一路”创新网络溢出效应,其中,文化交流指数 ( $CE$ ) 参考北京大学“一带一路”五通指数研究课题组的研究报告计算得出。结果如表 6 所示,列(1)、列(4)、列(7)中  $BRI$  的系数均显著为正,说明“一带一路”倡议能够显著促进参与共建企业“走出去”融入“一带一路”创新网络,并促进其与沿线国家进行文化交流,以及建立海外研发机构等,进而强化知识的整合互动,从而促使企业高效获取创新网络的知识溢出。列(2)、列(3)中  $OFDI$  的系数不显著,但 Bootstrap 法检验结果显示间接效应的置信区间不包含 0 且为正,说明“一带一路”创新网络融入渠道有效。列(5)和列(6)中  $OFDI \times CE$ 、列(8)和列(9)中  $RDOS$  的系数均显著为正,说明创新网络溢出效应进一步促进了企业创新数量和质量的提升。上述结果验证了“一带一路”倡议确实能够通过创新网络溢出效应显著促进参与共建企业创新增量提质,假设 2 的后半部分得证。

表 6 创新网络溢出效应的检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	<i>OFDI</i>	<i>Inno_qty</i>	<i>Inno_qy</i>	$OFDI \times CE$	<i>Inno_qty</i>	<i>Inno_qy</i>	<i>RDOS</i>	<i>Inno_qty</i>	<i>Inno_qy</i>
<i>BRI</i>	0.86*** (2.71)	-0.01 (-0.15)	-0.01 (-0.19)	0.20** (2.18)	-0.04 (-0.79)	-0.08 (-1.28)	0.07*** (10.01)	0.05*** (2.95)	0.09*** (3.66)

表6(续)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	<i>OFDI</i>	<i>Inno_qty</i>	<i>Inno_qy</i>	<i>OFDI×CE</i>	<i>Inno_qty</i>	<i>Inno_qy</i>	<i>RDOS</i>	<i>Inno_qty</i>	<i>Inno_qy</i>
<i>OFDI</i>		0.00 (0.13)	-0.00 (-0.91)						
<i>OFDI×CE</i>					0.02* (1.95)	0.04** (2.44)			
<i>RDOS</i>								0.03* (1.72)	0.10*** (3.70)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	3 640	3 640	3 640	2 946	2 946	2 946	19 361	19 361	19 361
$R^2$	0.20	0.06	0.12	0.04	0.05	0.12	0.16	0.06	0.12

## (二) 企业数字化转型的调节作用

前文已验证,“一带一路”倡议通过研发投入效应和创新网络溢出效应促进参与共建企业创新,而企业数字化转型能提升参与共建企业的资源配置分析决策能力、知识和技术的消化吸收能力,以及知识与资源的协调整合效率,进而强化“一带一路”倡议对参与企业创新的积极作用。因此,本文在模型(1)中加入企业数字化转型与核心解释变量的交互项,进一步检验企业数字化转型对两者关系的调节作用。

在企业数字化转型的刻画上,借鉴已有文献<sup>[24]</sup>的做法,构建底层技术架构和数字技术应用两方面相关词汇的企业数字化词典,再将该词典中的词汇扩充到 Python 的“jieba”中文分词库,然后对上市公司年报文本进行分词处理,从分词结果中查询并计数词典中词汇的词频( $TF$ )。但由于很多词汇会出现在大量的年报文本中,它们并不能反映这篇年报的关键信息,因此使用逆文本频率( $IDF$ )对  $TF$  进行调整, $IDF$  表示一个词在所有文本中出现的频率,并度量词条在整个文本集合中的重要性,反映词典对年报的区分能力。词频-逆文本频率( $TF-IDF$ )的目的在于突出重要单词,抑制次要单词。具体计算公式如下:

$$DCG = \sum_{\omega} TF_{i,t}(\omega) \cdot IDF_{i,t}(\omega) = \sum_{\omega} \frac{n_{i,t}(\omega)}{n_{i,t}(\ast)} \cdot \ln\left(\frac{N_t + 1}{N_t(\omega) + 1} + 1\right) \quad (6)$$

式(6)中, $n_{i,t}(\omega)$  为关键词  $\omega$  在  $t$  年企业  $i$  的年报中出现的次数, $n_{i,t}(\ast)$  为  $t$  年企业  $i$  年报中的总词数。 $N_t$  为基于全样本年份的年报总数, $N_t(\omega)$  为包含关键词  $\omega$  的年报数量。

回归结果如表 7 所示,交互项  $BRI \times DCG$  的系数均显著为正,说明企业数字化转型正向调节企业参与“一带一路”共建与其创新数量和质量间的关系。也就是说,随着企业数字化转型的持续深化,“一带一路”倡议对参与共建企业的创新绩效和能力的促进作用将被强化,假设 3 得到验证。

表7 企业数字化转型的调节作用

变量	<i>Inno_qty</i>	<i>Inno_qy</i>
<i>BRI</i>	0.05*** (2.58)	0.10*** (3.10)
<i>DCG</i>	0.01 (0.95)	0.04*** (3.48)
<i>BRI</i> × <i>DCG</i>	0.02** (1.97)	0.15** (2.29)
控制变量	控制	控制
行业	控制	控制
年份	控制	控制
观测值	19 293	12 193
$R^2$	0.05	0.09

## 六、进一步讨论

### (一) 异质性分析

#### 1. 基于企业产权性质的异质性分析

相较于非国有企业,国有企业与政府间存在天然联系,首先,在政策支持、资金和人才等资源获取方面具有较大优势<sup>[42]</sup>,更容易获取“一带一路”大型基础设施项目的投建机会,更有能力开展长期、持续和高质量的技术创新活动。其次,国有企业拥有较强的风险承担能力,“一带一路”倡议由中国政府发起并主导,国有企业与政府的政治纽带有利于其维护与“一带一路”沿线国家政府的关系和缓解政治、法律等宏观风险,更易于与当地政府和企业合作建立创新合作伙伴关系、开展与国际接轨的创新活动。本文按照企业产权性质将样本分为国有企业和非国有企业分别进行验证,回归结果如表8所示。由产权性质的异质性分析结果可以看出,无论是国有企业还是非国有企业,*BRI*的系数均显著为正,且当被解释变量为创新质量时,国有企业样本的*BRI*系数明显大于非国有企业,通过了组间差异检验,说明“一带一路”倡议对国有企业创新质量的促进作用强于非国有企业。这在一定程度上说明“一带一路”倡议的推进能够激发国有企业的高质量创新动力,促使其充分发挥在国家科技创新中的骨干作用。

#### 2. 基于地区市场化水平的异质性分析

中国各省份由于体制机制、经济发展程度的不同,市场化水平也呈现较大的差异,市场化水平较高的省份市场竞争环境较为良好、知识产权保护制度较为完善、国际化程度也较高。若企业所在省份市场化水平较低,企业将面临更大的制度不确定性,创新风险和成本更高,“一带一路”倡议能够为其提供更强的政策与资金支持和国际化发展机会,进而激发其创新意愿和动力。相反,在市场化水平较高的省份,企业创新环境较为宽松、创新动力本身就较强,“一带一路”倡议对其创新的政策红利效应就会相对较弱。为了验证这一结论,本文采用王小鲁等(2018、2021)<sup>[43-44]</sup>编制的《中国分省份市场化指数报告》中的各省份市场化指数来

衡量地区的市场化水平<sup>①</sup>,将企业按注册地址所属省份的市场化水平划分为高水平和低水平两组样本分别进行回归检验,结果如表8所示。可以看出,高水平组中 *BRI* 的系数不显著,而低水平组中 *BRI* 的系数在1%的水平上显著为正,说明在低水平组,“一带一路”倡议能显著促进企业创新数量与质量的提升,而在市场化水平较高的省份,“一带一路”对企业创新的政策红利不明显。

表8 企业数字化转型的调节作用

变量	产权性质				市场化水平			
	<i>Inno_qty</i>		<i>Inno_qy</i>		<i>Inno_qty</i>		<i>Inno_qy</i>	
	国有	非国有	国有	非国有	高水平	低水平	高水平	低水平
<i>BRI</i>	0.07*** (2.74)	0.06** (2.26)	0.16*** (4.48)	0.06* (1.74)	0.02 (0.96)	0.12*** (4.30)	0.05 (1.51)	0.21*** (5.32)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
组间系数差异检验	0.44		4.40**		6.60***		10.24***	
观测值	8 860	11 767	8 860	11 767	11 152	9 475	11 152	9 475
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.09	0.06	0.15	0.13	0.05	0.08	0.11	0.14

## (二)“一带一路”倡议与数字赋能对企业关键核心技术创新的协同影响分析

“一带一路”倡议与企业数字化转型的协同,为高技术企业关键核心技术创新提供了强有力的政策保障,建立了充分的全球资源整合优势,从而为关键核心技术创新构建了强支持力、高开放性、更多元化和更高效率的创新生态环境。中国部分战略性产业领域的关键核心技术仍面临严重的“卡脖子”问题,而中国企业参与共建“一带一路”,不仅有利于其剥离外围研发,还可以帮助企业融入“一带一路”创新网络,在重点领域开展优势互补的科技合作;企业数字化转型则可以提高全球搜寻获取和配置整合的能力与效率,进而加速关键核心技术突破。“一带一路”倡议与数字赋能两者协同互动、相辅相成,形成“内部资源+外部资源+内部能力”的良性循环,以国内产业链为依托,加快促进中国高科技企业的关键核心技术创新、突破中国产业链发展中的堵点和难点,进一步推动高质量发展。

关键核心技术创新是基于基础研究和原始创新,在某一产业技术体系中具有重要地位、对后续技术发展具有重大贡献的科研突破<sup>[45]</sup>。虽然已有文献通常用企业发明专利的被引用量衡量企业创新质量,但该指标在评估企业关键核心技术创新上仍存在一定局限性。鉴于此,本文选取高科技产业为研究样本,参考聂力兵等(2022)<sup>[46]</sup>的做法,从基础性、体系性、竞争性三方面综合测度关键核心技术创新。具体来讲,以高科技企业发明专利的引用(他人的)专利数量作为核心技术研发基础累计度( $X_1$ )的衡量指标、以高科技企业发明专利自申请后3年内被引用次数作为核心技术体系价值性( $X_2$ )的衡量指标、以高科技企业发明专利的知

<sup>①</sup> 报告中2009—2016年与2016—2019年数据的基期不同,两个时间段的市场化指数不能直接进行数据分析比较,因此本文计算了2016—2019年市场化指数的平均增长率,根据该增长率在第一个时间段中2016年的指数对2017、2018和2019年的数据予以修正,由此得到可直接对比的2009—2019年的市场化指数。

识宽度作为核心技术竞争性( $X_3$ )的衡量指标。本文使用熵权法构建关键核心技术创新综合评价指标( $KTI$ )并确定前述指标的权重,具体计算过程如下。

首先,对各指标进行标准化处理:

$$X'_{ijt} = \frac{X_{ijt} - X_{min}}{X_{max} - X_{min}} \quad (7)$$

$$replace X'_{ijt} = 0.00001 \quad if X'_{ijt} = 0 \quad (8)$$

其次,计算第 $j$ 项指标的熵值:

$$Y_{ijt} = \frac{X'_{ijt}}{\sum_t \sum_i X'_{ijt}} \quad (9)$$

$$S_j = -k \sum_t \sum_i (Y_{ijt} \ln(Y_{ijt})), k = \frac{1}{\ln(it)} \quad (10)$$

然后,计算第 $j$ 项指标的差异系数:

$$E_j = 1 - S_j \quad (11)$$

接下来,计算第 $j$ 项指标的权重:

$$W_j = \frac{E_j}{\sum_j E_j} \quad (12)$$

最后,计算企业 $i$ 在 $t$ 年的关键核心技术创新综合得分:

$$KTI_{it} = \sum_j (W_j (X'_{ijt})^T) \quad (13)$$

接下来,为了探讨“一带一路”倡议和数字化转型对企业关键核心技术创新的协同影响,将  $BRI$ 、 $DCG$ 、 $BRI \times DCG$  依次与  $KTI$  进行回归,结果如表 9 所示。列(1)仅将  $BRI$  和  $DCG$  纳入回归,可以看出,  $BRI$  和  $DCG$  的系数均显著为正,这说明在高科技企业中,“一带一路”倡议与企业数字化转型均有助于企业关键核心技术创新的提升。列(2)将  $BRI \times DCG$  纳入回归,结果显示,交互项的系数也显著为正,这在一定程度上表明“一带一路”倡议与数字赋能对高科技企业关键核心技术创新的影响表现为互补和协同效应。也就是说,企业在参与共建“一带一路”的同时进行数字化转型时,更有利于促进关键核心技术创新。此外,列(3)—列(7)分别展示了将高技术行业分为计算机通信和其他电子设备制造业、航空航天器及设备制造业、医药制造业、医疗仪器设备及仪器仪表制造业、信息化学品制造业五类之后进行分组回归的结果。可以看出,只有列(3)中  $BRI \times DCG$  的系数显著为正,说明“一带一路”倡议与数字赋能的协同能显著促进计算机通信和其他电子设备制造业企业关键核心技术创新,对航空航天器及设备制造业等其他四类行业企业关键核心技术创新的促进效果不明显。原因可能在于,计算机通信和其他电子设备制造业新技术和新产品迭代频繁,全球数字变革和“一带一路”新型基础设施互联互通建设为其关键核心技术攻关提供空前机遇。而对于航空航天器及设备制造业等其他四类行业而言,由于自身产品较为传统、专业性较强、技术壁垒较高、创新周期长等原因,难以像计算机通信和其他电子设备制造业那样,迅速充分利用“一带一路”和数字转型带来的新机遇,实现创新数量与质量的显著提升。

表9 “一带一路”倡议和数字化转型对企业关键核心技术创新的协同影响

变量	高技术行业整体		高技术行业分类				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>BRI</i>	0.25*	0.15	0.06	-0.98	0.31	-0.25	-1.60*
	(1.89)	(1.13)	(0.32)	(-1.39)	(1.18)	(-1.19)	(-1.83)
<i>DCG</i>	0.19***	0.14***	0.16**	0.14	0.02	0.19*	-0.23
	(3.98)	(2.95)	(2.36)	(0.46)	(0.21)	(1.77)	(-1.64)
<i>BRI×DCG</i>		0.26***	0.26**	0.25	-0.59**	-0.27	0.52
		(3.21)	(2.39)	(0.68)	(-2.23)	(-1.49)	(1.48)
控制变量	控制						
行业	控制						
年份	控制						
观测值	5 967	5 967	3 685	151	863	974	294
$R^2$	0.06	0.06	0.08	0.33	0.04	0.08	0.12

## 七、研究结论与政策启示

在理论机制的基础上,本文通过对上市企业年报文本的挖掘,利用2009—2019年A股上市企业的面板数据构建多时点DID模型,系统评估了“一带一路”倡议对参与共建企业创新的影响。本文的主要结论有:“一带一路”倡议显著促进了参与企业创新的增量提质。该结论在平行趋势检验、内生性分析和一系列稳健性检验后依然成立。机制检验结果表明,“一带一路”倡议通过研发投入效应和“一带一路”创新网络溢出效应促进参与企业创新数量与质量的提升。此外,企业数字化转型正向调节“一带一路”倡议对参与企业创新数量和质量的提升效应。异质性分析结果表明,“一带一路”倡议能显著提升国有和非国有企业的创新数量和质量,且对国有企业创新质量的促进作用强于非国有企业;“一带一路”倡议对地区市场化水平较低的参与企业创新能力的促进作用更明显。此外,“一带一路”倡议和数字化转型还对高科技企业特别是计算机通信和其他电子设备制造业企业的关键核心技术创新具有显著的协同促进作用。

本文的政策启示如下:

(1)对于政府而言,第一,继续加强“一带一路”的“五通”建设,鼓励和吸纳更多企业参与“一带一路”共建。着力解决规则、制度等“软联通”滞后于“硬联通”问题,增强政策、规则与标准的互认互通,选择一些有优势、实践较为成熟的领域率先形成具有全球性普遍意义的制度规则、技术标准,坚定企业“走出去”的制度信心,推动共建“一带一路”高质量发展。第二,搭建科技创新合作平台,创新商业合作模式。通过建立联合实验室、组建国际科技组织合作平台等,凝聚创新资源,进行联合科研攻关,构建高效贯通、优势互补、信息丰富的“一带一路”合作创新网络,共享科技创新成果并充分吸收知识溢出。同时,加强技术转让和专利交易等制度机制建设,健全创新技术治理体系。第三,继续加强数字“一带一路”合作,加快参与“一带一路”共建企业的数字化转型。进一步加强“一带一路”沿线数字基础设施投资,弥合数字鸿沟,促进沿线国家移动通信、海底光缆、陆地电缆等数字基础设施建设;积极探索数字经济型产业园区建设模式,加强“一带一路”

数据中心建设合作,加快推动数据中心互联共用;重视在数字治理规则方面进行探索,重视数字经济中网络合规、跨境数据保护等方面的规则建设,重视“一带一路”数字合作的数据安全保护,着力解决数据安全与跨境网络开放共享之间的矛盾。

(2)对于企业而言,在积极参与共建“一带一路”的同时,要充分利用互联网、人工智能和云计算等数字技术,完善数据计算中心等数字化转型配套服务体系、培育具有数字化运营能力的国际化复合型人才,加快进行数字化转型,应用数字技术来优化企业生产、管理、吸收、学习等各个环节的进程,建立数据驱动的技术创新机制,强化关键核心技术攻关,提高自身核心竞争力。

#### 参考文献:

- [1] 吕越,陆毅,吴嵩博,等.“一带一路”倡议的对外投资促进效应——基于2005—2016年中国企业绿地投资的双重差分检验[J]. 经济研究, 2019, 54(9): 187-202.
- [2] 金刚,沈坤荣. 中国企业对“一带一路”沿线国家的交通投资效应:发展效应还是债务陷阱[J]. 中国工业经济, 2019(9): 79-97.
- [3] 戴翔,宋婕.“一带一路”倡议的全球价值链优化效应——基于沿线参与国全球价值链分工地位提升的视角[J]. 中国工业经济, 2021(6): 99-117.
- [4] 卢盛峰,董如玉,叶初升.“一带一路”倡议促进了中国高质量出口吗——来自微观企业的证据[J]. 中国工业经济, 2021(3): 80-98.
- [5] 方慧,赵甜. 中国企业对“一带一路”国家国际化经营方式研究——基于国家距离视角的考察[J]. 管理世界, 2017(7): 17-23.
- [6] 王桂军,卢潇潇.“一带一路”倡议与中国企业升级[J]. 中国工业经济, 2019(3): 43-61.
- [7] 徐思,何晓怡,钟凯.“一带一路”倡议与中国企业融资约束[J]. 中国工业经济, 2019(7): 155-173.
- [8] 王桂军,卢潇潇.“一带一路”倡议可以促进中国企业创新吗? [J]. 财经研究, 2019, 45(1): 19-34.
- [9] VAN POTTELSBERGHE DE LA PORTERIE B, LICHTENBERG F. Does foreign direct investment transfer technology across borders? [J]. The Review of Economics and Statistics, 2001, 83(3): 490-497.
- [10] 赵伟,古广东,何元庆. 外向FDI与中国技术进步:机理分析与尝试性实证[J]. 管理世界, 2006(7): 53-60.
- [11] 赵宸宇,李雪松. 对外直接投资与企业技术创新——基于中国上市公司微观数据的实证研究[J]. 国际贸易问题, 2017(6): 105-117.
- [12] 李梅,柳士昌. 对外直接投资逆向技术溢出的地区差异和门槛效应——基于中国省际面板数据的门槛回归分析[J]. 管理世界, 2012(1): 21-32, 66.
- [13] DAHLANDER L, GANN D M. How open is innovation? [J]. Research Policy, 2010, 39(6): 699-709.
- [14] 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.
- [15] LIU Q, MA H. Trade policy uncertainty and innovation: firm level evidence from China's WTO accession[J]. Journal of International Economics, 2020, 127: 103387.
- [16] DONALDSON D, HORNBECK R. Railroads and American economic growth: a “market access” approach [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2016, 131(2): 799-858.
- [17] 沙文兵. 东道国特征与中国对外直接投资逆向技术溢出——基于跨国面板数据的经验研究[J]. 世界经济研究, 2014(5): 60-65.
- [18] SARALA R M, VAARA E. Cultural differences, convergence, and crossvergence as explanations of knowledge transfer in international acquisitions [J]. Journal of International Business Studies, 2010, 41(8): 1365-1390.
- [19] MAZMANIAN M. Avoiding the trap of constant connectivity: when congruent frames allow for heterogeneous practices[J]. Academy of Management Journal, 2013, 56(5): 1225-1250.
- [20] YOO Y, HENFRIDSSON O, LYTYINEN K. Research commentary—the new organizing logic of digital innovation: an agenda for information

- systems research[J]. *Information Systems Research*, 2010, 21(4): 724-735.
- [21] YOO Y, BOLAND R J, LYYTINEN K, et al. Organizing for innovation in the digitized world[J]. *Organization Science*, 2012, 23(5): 1398-1408.
- [22] 戚聿东,肖旭. 数字经济时代的企业管理变革[J]. *管理世界*, 2020, 36(6): 135-152.
- [23] NAMBISAN S, LYYTINEN K, MAJCHRZAK A et al. Digital innovation management: reinventing innovation management research in a digital world[J]. *MIS Quarterly*, 2017, 41(1): 223-238.
- [24] 吴非,胡慧芷,林慧妍,等. 企业数字化转型与资本市场表现——来自股票流动性的经验证据[J]. *管理世界*, 2021, 37(7): 130-144, 10.
- [25] JONES C I, TONETTI C. Nonrivalry and the economics of data[J]. *American Economic Review*, 2020, 110(9): 2819-2858.
- [26] NWANKPA J K, ROUMANI Y. IT capability and digital transformation: a firm performance perspective[C]//International Conference on Information Systems. ICIS 2016 proceedings. Dublin: ICIS, 2016: 4.
- [27] 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.
- [28] 邵朝对,苏丹妮,王晨. 服务业开放、外资管制与企业创新:理论和中国的经验[J]. *经济学(季刊)*, 2021, 21(4): 1411-1432.
- [29] AKCIGIT U, BASLANDZE S, STANTCHEVA S. Taxation and the international mobility of inventors[J]. *American Economic Review*, 2016, 106(10): 2930-2981.
- [30] 李建军,李俊成. “一带一路”倡议、企业信贷融资增进效应与异质性[J]. *世界经济*, 2020, 43(2): 3-24.
- [31] 罗长远,曾帅. “走出去”对企业融资约束的影响——基于“一带一路”倡议准自然实验的证据[J]. *金融研究*, 2020(10): 92-112.
- [32] FAJGELBAUM P D, GOLDBERG P K, KENNEDY P J, et al. The return to protectionism[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2020, 135(1): 1-55.
- [33] 白俊红,张艺璇,卞元超. 创新驱动政策是否提升城市创业活跃度——来自国家创新型城市试点政策的经验证据[J]. *中国工业经济*, 2022(6): 61-78.
- [34] 唐松,伍旭川,祝佳. 数字金融与企业技术创新——结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异[J]. *管理世界*, 2020, 36(5): 52-66, 9.
- [35] ACHARYA V, XU Z X. Financial dependence and innovation: the case of public versus private firms[J]. *Journal of Financial Economics*, 2017, 124(2): 223-243.
- [36] DE CHAISEMARTIN C, D'HAULTFŒUILLE X. Two-way fixed effects estimators with heterogeneous treatment effects[J]. *American Economic Review*, 2020, 110(9): 2964-2996.
- [37] GARDNER J. Two-stage differences in differences[Z]. Working Paper, 2021.
- [38] 温忠麟,叶宝娟. 中介效应分析:方法和模型发展[J]. *心理科学进展*, 2014, 22(5): 731-745.
- [39] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. *中国工业经济*, 2022(5): 100-120.
- [40] KAPLAN S N, ZINGALES L. Do investment-cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints? [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1997, 112(1): 169-215.
- [41] 杨震宁,侯一凡,李德辉,等. 中国企业“双循环”中开放式创新网络的平衡效应——基于数字赋能与组织柔性的考察[J]. *管理世界*, 2021, 37(11): 184-205, 12.
- [42] 陈林,万攀兵,许莹盈. 混合所有制企业的股权结构与创新行为——基于自然实验与断点回归的实证检验[J]. *管理世界*, 2019, 35(10): 186-205.
- [43] 王小鲁,樊纲,胡李鹏. 中国分省份市场化指数报告(2018)[M]. 北京:社会科学文献出版社,2019.
- [44] 王小鲁,胡李鹏,樊纲. 中国分省份市场化指数报告(2021)[M]. 北京:社会科学文献出版社,2021.
- [45] 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.
- [46] 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*, 2022[2023-05-05]. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/12.1288.F.20221025.1154.004.html>.

## The Belt and Road Initiative, Digital Transformation, and Innovation of Chinese Enterprises

LI Fangfang, FENG Fan

(Nanjing University, Nanjing 210093)

**Abstract:** Enterprise innovation is the key to achieving high-quality economic development, and opening up to the outside world fosters innovation. Since the proposal of the Belt and Road Initiative (BRI), it has achieved fruitful results, built a good external economic circulation for China, and made important contributions to promoting high-quality economic development under the “dual circulation” development paradigm. Therefore, whether and how the BRI affects the innovation of micro-enterprises under the new development pattern deserves further exploration.

This paper uses a combination of text mining and manual assessment to identify the enterprises participating in the BRI construction at the micro level based on the data of A-share listed companies from 2009 to 2019 in China. It also constructs a multi-period DID model to examine the impact and mechanism of the BRI on enterprise innovation. The findings show that the BRI significantly improves the quantity and quality of innovation of participating enterprises. This conclusion still holds after parallel trend tests, endogenous analysis, and robustness tests. Mechanism tests show that the improvement in quantity and quality is achieved through the effect of research and development investment and innovation network spillover, and digital transformation of enterprises positively regulates the relationship between the BRI and the quantity and quality of enterprise innovation. Further analysis shows that the BRI exerts a more pronounced influence on enhancing the innovation quality of state-owned enterprises compared to non-state-owned ones and plays a more obvious role in improving the quantity and quality of innovation of enterprises in regions with lower levels of marketization. In addition, the synergy between participation in the BRI and the digital transformation of enterprises can also promote the key and core technology innovation of high-tech enterprises.

The potential contributions of this paper are as follows. First, it deeply analyzes the mechanism of the BRI's impact on enterprise innovation based on the five-pronged approach, which is conducive to comprehensively and objectively understanding the microeconomic effect of the BRI on enterprise innovation. Second, it establishes a multi-period DID model to evaluate the micro effects of the BRI, and optimizes the problem that the traditional DID method fails to measure the gradual impact of the BRI's shock on micro-enterprises. Third, based on the perspectives of allocation, absorption, and integration of internal and external innovation resources, this paper innovatively identifies the boundary effect of digital transformation of enterprises on the relationship between the BRI and enterprise innovation. Finally, it deeply discusses the synergy effect of the BRI and digital transformation of enterprises on enterprises' key and core technology innovation, providing important policy enlightenment for China to achieve greater self-reliance and strength in science and technology.

**Keywords:** the Belt and Road Initiative; enterprise innovation; R&D investment; spillover effect; digital transformation; key and core technology

责任编辑:李 叶