

“一带一路”倡议能够缓解中国企业产能过剩吗?

李启佳¹, 罗福凯², 庞廷云²

(1. 中国海洋大学 经济学院, 山东 青岛 266100; 2. 中国海洋大学 管理学院, 山东 青岛 266100)

摘要:“一带一路”倡议的推进为国内企业运用国际市场优化产能利用提供了重要契机。以2011—2016年沪深两市A股非金融上市公司为研究对象,实证检验了“一带一路”倡议对国内企业产能过剩的影响。研究发现,“一带一路”倡议的落实显著缓解了企业产能过剩问题,并且在采用倾向得分匹配、安慰剂检验和其他稳健性测试以控制内生性问题后,该研究结论依然成立。异质性检验表明,在融资约束程度较高的企业、产能过剩程度较高的行业以及新兴优势产业中,“一带一路”倡议更能发挥其产能优化作用。依据作用渠道分析,国内企业产能效率的改善可依靠跨国经营带来的技术创新能力提升和资源优化配置来实现,但其持续性影响仍需政府的配套性政策保障。结论不仅丰富了“一带一路”倡议对微观企业行为的影响研究,更为政府深入推动“一带一路”倡议及践行供给侧改革提供了经验证据。

关键词:“一带一路”倡议; 产能过剩; 技术创新; 资本配置; 准自然实验

中图分类号: F062.9 **文献标志码:** A **文章编号:** 1671-9301(2021)04-0129-14

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2021.04.010

一、引言

受益于改革开放的政策引导,我国经济在过去几十年间始终维持高速发展态势。但长期的粗放型发展模式也导致诸多问题日益凸显,经济持续发展面临严峻考验,产能过剩即为其中的一个重要方面。长时期的产能过剩不仅会导致资本配置扭曲,还将加剧经济波动、恶性竞争和资源浪费等诸多问题^[1-2],严重影响国民经济的健康发展。虽然各级政府频繁颁布多种产能管制措施,但此类政策收效甚微,产能过剩问题“久调未决”^[3]。近年来,随着供给侧改革的推行,“去产能”已成为“三去一降一补”的首要任务。将有限的生产要素从成长潜力有限的产业或“僵尸企业”中释放出来,实现资源有效供给,将对我国生产力的创造和提升产生深远影响^[4]。

为突破传统发展模式的桎梏,进一步深化改革和扩大开放,国家于2013年先后提出“丝绸之路经济带”和“21世纪海上丝绸之路”的倡议,并于次年将其正式写入政府工作报告。该倡议提出以来,沿线诸多国家积极把握新的发展契机,努力推动互利合作。在当前市场环境下,其不仅激励了国内企业“走出去”,更深化了企业跨境产能合作。企业是产能扩张的微观主体,其产能过剩问题的解决对缓解国内经济发展中的产能过剩具有重要价值^[5]。在“一带一路”倡议引导下,国内企业能否依靠对外投资和产能合作寻求化解产能过剩的有效途径?其作用渠道又体现在哪些方面?对此类问题的探究将为“一带一路”建设提供广泛的借鉴意义。

收稿日期:2021-03-02; 修回日期:2021-06-05

作者简介:李启佳(1988—),男,山东烟台人,管理学博士,中国海洋大学经济学院讲师,研究方向为公司金融、技术创新、资本配置;罗福凯(1959—),男,山东烟台人,管理学博士,中国海洋大学管理学院教授,研究方向为财务基础理论和企业资本理论;庞廷云(1989—),女,山东聊城人,通讯作者,管理学博士,中国海洋大学管理学院讲师,研究方向为公司财务与技术创新。

基金项目:国家社会科学基金项目(15BJL021);青岛市博士后应用研究项目;山东省社会科学规划研究项目(18CKJ06)

自“一带一路”倡议提出以来,学者们通过宏微观视角对其政策效果做出了研究评价^①。本文试图借助“一带一路”倡议与企业产能过剩的内在关联,对其微观经济影响予以拓展。本文选用2011—2016年沪深两市A股上市公司为研究样本,以“一带一路”倡议的提出作为准自然实验,构建了双重差分模型。研究发现,与对照组企业相比,“一带一路”倡议的实施显著缓解了处理组企业产能过剩问题,但其影响程度却逐年衰减。进一步地,文章有效识别了“一带一路”倡议的异质性影响和作用渠道。实证结果表明,在融资约束较强的企业、产能过剩程度更高的行业以及新兴优势产业中,“一带一路”倡议的产能优化作用更突出。此外,“一带一路”倡议改善企业产能利用状况的主要途径在于提升经营主体的技术创新能力和资本配置效率。

本文的研究贡献主要体现在以下几个方面:首先,从企业产能过剩视角揭示了“一带一路”倡议的政策影响,丰富了宏观经济政策与微观企业行为的内在关联,为验证“一带一路”倡议如何影响企业经营决策提供了经验证据。其次,立足于微观经营主体,考察了我国产能过剩的影响因素及治理问题。不同于传统的宏观和中观层面产能利用分析,企业产能过剩源于多重因素影响,既涉及组织内部治理结构问题^[13],又面临外部制度环境干预^[14-15]。同时,作为经济体系的最小构成单位,企业产能效率的提升,更有助于从根源上解决产业层面的产能过剩。再次,揭示了“一带一路”倡议的异质性影响,从微观和中观层面分析如何更有效地发挥其产能优化作用,为深入推进“一带一路”倡议提供合理的政策建议。最后,明确了“一带一路”倡议引导下我国企业产能优化的主要路径在于创新能力和资本配置效率的提升,而非低效产能的临时性对外转移。

二、文献回顾和研究假设

(一) 企业产能过剩文献回顾

产能过剩普遍存在于国内外各经济体的发展历程中。通常而言,客观经济波动和主观人为干预均会引致此类现象。学者们曾立足于宏观、中观和微观视角对产能过剩问题予以界定^[4,14],并将其与生产能力闲置相关联。国内企业产能过剩问题不仅源于市场因素,也与政府干预和治理结构缺陷密切相关^[13,16]。江飞涛等^[2]将地方政府干预和保护视为诱发企业“重复建设”和“过度投资”的主要原因。王文甫等^[14]也认为,中国的非周期性产能过剩归因于地方政府过度追求GDP和税收最大化而盲目扩大政府采购和补贴,最终使得部分大企业形成过度投资倾向。徐业坤和马光源^[5]则直接阐明,迫于政绩压力,地方官员会通过干预关键资源配置推动企业产能扩张。依据前期文献,产能过剩的成因可归纳为市场失灵假说、体制扭曲(政府失灵)假说、结构失衡假说和需求不足假说等四种主流研究视角。

市场失灵假说将产能过剩归因于经济自身的周期性波动。在此基础上,林毅夫^[17]依据信息非对称性将产能过剩界定为一种“潮涌现象”。处于发展中国家的企业通常更容易在产业前景上达成共识,从而导致某些行业成为资金聚集的焦点,引发严重的产能过剩问题^[1]。在现实中,政府部门曾基于市场失灵假说推行了一系列产能过剩治理政策,但其效果却不尽如人意^[18]。体制扭曲假说则以我国经济转轨过程中的制度缺陷揭示产能过剩成因。除了前文提及的政策性补贴^[19]、政绩考核体制^[20]和官员晋升机制^[13]等原因外,产业政策和财政分权同样是加剧产能过剩的主要诱因。程俊杰^[21]认为,产业政策体现的非均衡发展思维会导致大量资源集中流入政策扶持产业,增加产能过剩的概率。旨在促进特定产业发展的经济政策扭曲了企业投资和退出决策,产生非合意激励,加剧产能过剩^[22]。以“十一五”规划作为政策冲击,顾振华和陈强远^[23]发现,中央政府产业政策和地方政府财政补贴的双重叠加构成了产能过剩的真实原因。此外,在央地分权体制中,各地政府围绕经济增长展开的晋升竞赛成为部分企业过度投资,继而引发产能过剩的症结^[24]。

针对我国产能过剩的成因,学者们积极寻求提升产能利用率的有效措施。在有关制度变革

的研究中,刘诚和钟春平^[25]发现,行政审批改革简化并集中了审批事项,能够缓解政府对企业经营的干预,进而抑制产能扩张。吴利学和刘诚^[26]也证实,地方政府设立行政审批中心能够显著提升产能利用率。针对地方官员政绩考核和晋升机制,王文甫等^[14]和干春晖等^[13]提出构建多元化政绩考核指标、设立地方官员业绩时序档案和强化官员异地流动的建议。在对外贸易研究中,杨光和孙浦阳^[27]发现,外资管制放松显著增加了中间品供给种类,使下游企业的最终产品更丰富,产能利用更充分。对于国内企业而言,对外直接投资不仅可以促进产品海外销售,消化国内过剩产能,还能实现逆向技术溢出效应,满足多元化市场需求^[28]。因此,对外直接投资有助于改善企业产能利用率。“一带一路”倡议致力于促进各国间产能合作,为缓解国内产能过剩问题提供了新契机。

依据前期研究,我国企业产能过剩可视为市场失灵和体制扭曲的综合结果,这为探寻其解决措施提供了理论依据。仅从市场失灵视角分析我国产能过剩的成因,既忽视了中国经济的特殊性,也难以阐明我国产能过剩的非周期性特征。此外,现有文献从体制扭曲视角分析产能过剩影响因素时,更侧重于对相关现象的定性解释,而缺乏充足的经验证据。同时,学者们提出的产能优化措施主要集中于国内制度改革,忽视了国际市场环境的影响。因此,本文结合“一带一路”倡议,为验证跨国经济合作的产能优化作用提供经验支持,以拓展产能优化治理的研究思路。

(二) “一带一路”倡议与产能过剩

“一带一路”倡议是我国深化对外开放和优化产业结构的重要举措,其推行必然会对企业经营环境和资源获取能力产生影响^[11 29]。在宏观政策引导下,为激励本地企业“走出去”,各地方政府会借助财政补贴和税收减免等形式保障企业资金供给,甚至以低价出让土地、牺牲环境和提供金融资源等方式降低企业资源获取成本^[5]。徐思等^[11]发现,“一带一路”倡议通过扩大融资来源和降低经营成本两种途径有效缓解了处理组企业融资约束问题。那些受政策支持的企业不仅拓宽了外部融资渠道,更因经营成本降低和税收优惠而缓解了内源融资压力。与产业政策相类似,以“一带一路”建设名义提供的政府补助同样会刺激企业增加投资支出,产生投资“潮涌现象”^[1],这种政策性扶持会强化市场乐观预期,使得企业盲目扩大产能^[29]。部分企业为抢占政府资源,迎合政策导向,极有可能忽略市场需求,陷入依靠投资谋求补助的怪圈。依据现有研究,竞争性政府补贴可能会扭曲企业经营决策,引致过度投资行为和低效率产能扩张^[30]。陈胜蓝和刘晓玲^[9]曾证实,上市公司会积极响应“一带一路”倡议的实施,增加投资支出。基于以上分析,本文提出如下假设:

H1a: 在既定条件下,“一带一路”倡议显著增加了企业产能过剩。

虽然在宏观政策支持下,企业可能产生过度投资倾向,但优势产能的对外转移和技术合作同样为企业升级^[10]和产能优化提供了必要条件。随着“一带一路”倡议的实施,国际产能合作已成为化解产能过剩的新途径^[28]。受资源禀赋影响,各国在优势产业塑造中存在普遍差异。因此,当企业在本国丧失比较优势时可借助境外投资发掘新的发展契机。部分“一带一路”沿线国家目前仍处于工业经济发展初期,其劳动力和土地等生产要素价格相对低廉,但对机器设备和基础设施建设需求迫切,这与我国的产能过剩行业形成有效互补^[28]。在“顺梯度”投资模式下,沿线各国可将成熟产业转移至发展相对滞后的国家,引领其融入全球价值链的构建,带动当地产业升级^[31]。孔群喜等^[32]认为,“顺梯度”模式下的产业转移效应有助于优化资源配置和产业结构,可以帮助母国实现疏解产能的目的。张先锋等^[33]则进一步阐明,商贸服务型、当地生产销售型和技术寻求型投资更有助于企业利用国外市场化解产能过剩问题。此外,企业产能过剩的缓解还与其自身技术创新能力密切相关。中国式产能过剩的实质在于产业结构和市场需求不匹配,这主要归因于企业创新力不足和产品质量较低^[15]。随着企业技术创新资源和创新能力的积累,多元化市场需求将不断得以满足,企业产能利用率随之提升。“一带一路”倡议的推进有助于各国基础设施互联互通,促进贸易便捷化,激励国内

企业参与沿线国家直接投资^[10],而对外直接投资能够显著提升企业技术创新能力^[34-35]。毛其淋和许家云^[36]发现,OFDI对企业创新决策和创新密集度均有显著促进作用,且该影响具有持续性。海外投资获得的关键性资源会产生逆向技术溢出效应,有助于企业优化产品品质,提高生产效率和产能利用率^[37-38]。基于以上分析,本文提出如下假设:

H1b: 在既定条件下,“一带一路”倡议显著缓解了企业产能过剩。

随着“一带一路”倡议深入推行,其政策效果会因各行业产能利用和政府关注度的不同而呈现出异质性。通常而言,所处行业产能过剩程度越高,企业迫于压力寻求跨国产能合作的积极性越强。而且,产能合作的主要目的在于充分发挥各国比较优势,依靠产能互补实现互利共赢。依据我国自身产业优势,“一带一路”建设确立的重点行业在政策执行过程中将获得更多配套措施保障。因此,即便同属于“一带一路”倡议政策影响的企业,新兴优势产业将获得更多资源保障,隶属于该产业的上市公司在跨境产能合作中将更具有积极性。另外,企业产能过剩问题既由市场环境因素驱动,也同企业融资约束水平密切相关。充足的外部资金供给降低了企业投资成本,使其更容易出现“投资饥渴症”^[5],加剧企业过度投资倾向。黎文靖和李耀淘^[39]发现,虽然依靠行政手段能够拓宽企业融资渠道,增加投资支出,但却导致投资效率下降。因此,与融资约束企业相比,非融资约束企业更有可能面临严峻的产能过剩问题。基于以上分析,本文提出如下假设:

H2: 在产能过剩程度较高的行业、新兴优势产业和融资约束程度较高的企业中,“一带一路”倡议能够更有效地缓解企业产能过剩。

三、研究设计

(一) 样本选择和数据来源

本文选取2011—2016年沪深两市A股上市公司为研究对象,以“一带一路”倡议的提出作为准自然实验,分析该倡议对企业产能利用率的影响。依据样本筛选的基本原则,本文删除了金融类和经营状况异常的ST类样本,剔除了资不抵债和财务数据缺失的样本,最终获得2 277家企业的11 466个样本观测值。为缓解异常值影响,文章对所有参与模型构建的连续型变量在1%的水平上进行了Winsorize处理。假设检验所需财务数据均来源于国泰安CSMAR数据库,处理组样本依据中国商务部网站公布的《境外投资企业(机构)名录》整理获得。

(二) 变量设定与模型构建

1. 变量设定

(1) 企业产能过剩设定。有关产能过剩的研究存在于宏微观等多个层面^[14]。考虑到数据可获得性,本文在研究企业层面产能过剩时,运用生产函数的随机边界分析构建其替代变量。借鉴李雪松等^[28]、于斌斌和陈露^[15]的研究,本文采用公司总产值、资本投入和劳动投入构建C-D生产函数^②,以此获得上市公司产能利用率 $W1$,相应地, $1 - W1$ 则揭示了产能过剩程度^③($CU1$)。由于衡量方法选择会显著影响产能过剩指标设定,本文还选用超越对数生产函数和替换劳动投入变量的方式生成另外两组产能过剩变量,即 $CU2$ 和 $CU3$ 。

(2) 政策变量设定。“一带一路”倡议政策冲击识别的关键在于处理组(*Treat*)和政策影响期(*Post*)的选取。近期研究中,学者们曾以2015年《推动共建丝绸之路经济带和21世纪海上丝绸之路的愿景与行动》所涉及的省份设定两组变量^[9]。但企业是否面临“一带一路”倡议的影响主要取决于其经营业务与该倡议所涉及的国家是否相关。而且,“一带一路”倡议鼓励国内企业同沿线国家互利合作,这使得境外投资成为辨识企业是否真正“走出去”的关键^[10,42]。因此,本文选取境外投资目标为“一带一路”沿线国家的企业为处理组样本,尚未对沿线国家进行境外投资的企业为对照组样本。由于“一带一路”倡议在2014年被写入政府工作报告,开始正式发挥其政策指导作用,本文选择该年度作为政策冲击时点,其他控制变量定义如表1所示。

表 1 变量定义

变量类别	变量名称	变量符号	变量描述
被解释变量	企业产能过剩	$CU1$	依据 C-D 生产函数获得的产能过剩变量
		$CU2$	依据超越对数生产函数获得的产能过剩变量
		$CU3$	以员工人数作为劳动投入变量获得的产能过剩变量
核心解释变量	政策影响与否	$Treat$	面临“一带一路”倡议影响的虚拟变量,倡议提出前涉及“一带一路”国家境外投资的企业取值为 1,否则为 0
	政策颁布时期	$Post$	“一带一路”倡议写入政府工作报告的虚拟变量,2014 年及之后年度取值为 1,其余年度为 0
控制变量	企业规模	$Size$	期末总资产的自然对数
	流动资产比率	$Liquidity$	期末流动资产总额/期末总资产
	公司年龄	Age	企业成立年限的自然对数
	资产负债率	Lev	期末总负债/期末总资产
	投资支出	$Capital$	构建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金/期末总资产
	两职合一	$Dual$	两职兼任虚拟变量,董事长兼任总经理职务取值为 1,否则为 0
	企业性质	Soe	企业性质虚拟变量,实际控制人为国有性质取值为 1,否则为 0
	行业	Ind	控制行业因素
	年度	$Year$	控制年度因素

2. 模型构建

本文采用 DID 模型对“一带一路”倡议能否缓解企业产能过剩予以识别,具体设定如下:

$$CU_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat_{it} \times Post_{it} + \beta_2 Treat_{it} + \beta_3 Post_{it} + \beta Control_{it} + \lambda_t + \mu_j + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中 $Control_{it}$ 为一系列反映企业特征的控制变量, λ_t 和 μ_j 分别为年度和行业层面虚拟变量, ε_{it} 为随机干扰项。考虑到政策影响的滞后性特征,本文借鉴钱雪松等^[43]的研究,进一步分析“一带一路”倡议影响企业产能过剩的动态效应:

$$CU_{it} = \beta_0 + \sum_{t=2014}^{2016} \beta_t Treat_{it} \times Year_t + \beta Control_{it} + \lambda_t + \mu_j + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中 $Year_t$ 为相应年度虚拟变量,当 t 取值为 2014、2015、2016 时, $Year_{2014}$ 、 $Year_{2015}$ 、 $Year_{2016}$ 在相应年度取值为 1,其余年度取值为 0,对应系数 β_{2014} 至 β_{2016} 则反映了“一带一路”倡议影响企业产能过剩的动态趋势。

(三) 描述性统计

针对参与假设检验的 11 466 个样本观测值,本文对关键变量提供总体描述性统计,具体如表 2 所示。企业产能过剩的三组替代变量($CU1$ 、 $CU2$ 和 $CU3$),在样本分布特征上基本保持一致,而且与前期文献^[23 28]的统计结果较为接近。各产能过剩变量的均值都高于 0.3,表明上市公司产能利用率不足 70%,生产能力闲置状况严重。流动资产比率($Liquidity$)和资产负债率(Lev)的描述性统计表明,各企业在投资和筹资策略中具有普遍差异性,最小值分别为 0.081 和 0.056,而最大值分别为 0.962 和 0.902。两组虚拟变量 $Dual$ 和 Soe 的均值表明,总样本中两职合一的比重为 22.8%,实际控制人为国有性质的样本占比为 45.6%。

表 2 变量描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
$CU1$	11 466	0.321	0.091	0.146	0.312	0.599
$CU2$	11 466	0.311	0.086	0.141	0.303	0.577
$CU3$	11 466	0.331	0.095	0.148	0.320	0.620
$Size$	11 466	22.168	1.276	19.525	22.003	26.024
$Liquidity$	11 466	0.559	0.214	0.081	0.573	0.962
Age	11 466	2.773	0.364	1.609	2.833	3.401
Lev	11 466	0.455	0.211	0.056	0.453	0.902
$Capital$	11 466	0.052	0.048	0.000	0.038	0.229
$Dual$	11 466	0.228	0.419	0.000	0.000	1.000
Soe	11 466	0.456	0.498	0.000	0.000	1.000

四、实证结果及分析

(一) 单变量检验

依据表 3 的单变量 T 检验,处理组和对照组样本在“一带一路”倡议提出后,产能过剩程度均有

所提升。虽然,该倡议提出前处理组的产能过剩问题普遍偏低^④,但倡议提出后两组间的均值差异进一步增加。该变动趋势在变量 *CU1*、*CU2* 和 *CU3* 中基本保持一致,表明“一带一路”倡议有助于缓解企业产能过剩问题,增加了处理组和对照组企业产能利用的差距。当然,该结论在统计意义上是否具有显著性还需要借助 DID 模型予以论证。

(二) “一带一路”倡议缓解企业产能过剩的主假设检验

以“一带一路”倡议的提出作为准自然实验,文章基于模型(1)对研究假设 H1a 和 H1b 进行双重差分检验。若 $Treat \times Post$ 的回归系数显著为正,则表明研究假设 H1a 成立;若 $Treat \times Post$ 的回归系数显著为负,则表明研究假设 H1b 成立。实证结果如表 4 所示。列(1)至列(3)在引入企业特征变量的同时控制了年度和行业固定效应,而列(4)至列(6)则选用固定效应模型进一步控制了企业非时变特征变量。由表 4 列(1)至列(3)可知,对于三种产能过剩指标(*CU1*、*CU2* 和 *CU3*),交互项 $Treat \times Post$ 的回归系数均为负(分别为 -0.006、-0.006 和 -0.008),且均通过了 5% 水平下的显著性检验。同样地,由表 4 列(4)至列(6)可知,对于不同方式计算出的产能过剩指标,交互项 $Treat \times Post$ 的回归系数也均为负(分别为 -0.005、-0.006 和 -0.006),且至少通过了 10% 水平下的显著性检验。在经济意义上,结合表 4 列(1)至列(3)中的系数估计值和表 2 中的变量描述性统计可知,受“一带一路”倡议的影响,企业产能利用率分别提升 1.87%、1.93% 和 2.42%。在列(4)至列(6)的固定效应模型估计下,受政策影响企业的产能优化依然能维持在 1.56%、1.93% 和 1.81% 的水平上。以上实证研究结果表明,“一带一路”倡议的提出有效缓解了我国企业产能过剩问题,即研究假设 H1b 成立。

双重差分模型适用的前提在于处理组和对照组在政策实施前满足共同趋势假设。为此,我们在模型中引入各年度虚拟变量与 $Treat$ 变量的交互项。如果产能过剩在政策实施前趋势差异不存在,

表 3 单变量 T 检验

变量	Groups	处理组 <i>Treat</i> = 1	对照组 <i>Treat</i> = 0	Difference	T-test
<i>CU1</i>	<i>Post</i> = 0	0.292	0.306	-0.014	3.786***
	<i>Post</i> = 1	0.318	0.337	-0.019	4.884***
<i>CU2</i>	<i>Post</i> = 0	0.298	0.311	-0.013	3.647***
	<i>Post</i> = 1	0.297	0.314	-0.017	4.954***
<i>CU3</i>	<i>Post</i> = 0	0.306	0.322	-0.016	3.942***
	<i>Post</i> = 1	0.322	0.343	-0.021	5.414***

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著。

表 4 “一带一路”倡议与企业产能过剩: DID 检验结果

变量	<i>CU1</i> (1)	<i>CU2</i> (2)	<i>CU3</i> (3)	<i>CU1</i> (4)	<i>CU2</i> (5)	<i>CU3</i> (6)
$Treat \times Post$	-0.006** (-2.05)	-0.006** (-2.08)	-0.008** (-2.38)	-0.005* (-1.72)	-0.006** (-2.24)	-0.006** (-2.07)
<i>Treat</i>	-0.002 (-0.44)	-0.003 (-0.64)	-0.005 (-1.01)			
<i>Post</i>	0.041*** (16.72)	-0.002 (-0.68)	0.027*** (10.17)			
<i>Size</i>	-0.003* (-1.78)	-0.000 (-0.23)	-0.001 (-0.66)	-0.002 (-0.76)	0.007** (2.50)	0.005 (1.59)
<i>Liquidity</i>	-0.141*** (-15.89)	-0.134*** (-15.61)	-0.169*** (-17.79)	-0.110*** (-10.68)	-0.110*** (-11.18)	-0.121*** (-11.24)
<i>Age</i>	-0.001 (-0.22)	0.000 (0.09)	-0.002 (-0.47)	-0.008 (-0.67)	-0.003 (-0.21)	-0.020 (-1.56)
<i>Lev</i>	-0.081*** (-9.21)	-0.079*** (-9.34)	-0.065*** (-6.89)	-0.035*** (-3.45)	-0.040*** (-4.11)	-0.038*** (-3.54)
<i>Capital</i>	-0.090*** (-3.34)	-0.076*** (-2.89)	-0.095*** (-3.18)	0.010 (0.58)	0.018 (1.06)	0.014 (0.76)
<i>Dual</i>	0.003 (1.11)	0.002 (0.76)	0.005 (1.51)	0.002 (0.68)	0.001 (0.26)	0.004 (1.31)
<i>Soe</i>	0.004 (1.32)	0.004 (1.33)	-0.011*** (-2.98)	-0.010 (-1.31)	-0.009 (-1.22)	-0.015* (-1.82)
<i>Constant</i>	0.505*** (15.67)	0.454*** (14.82)	0.470*** (13.60)	0.498*** (6.84)	0.246*** (3.44)	0.383*** (4.90)
<i>Ind</i>	YES	YES	YES	NO	NO	NO
<i>Firm</i>	NO	NO	NO	YES	YES	YES
<i>Year</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	11 466	11 466	11 466	11 466	11 466	11 466
Adj. R ²	0.295	0.263	0.257	0.226	0.080	0.142

注:括号内为 t 值,***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著;考虑到异方差和序列相关等问题的影响,文章借助企业层面聚类获得聚类稳健标准误,后文表格与此相同,不再重复说明。

则系数 β_{2011} 、 β_{2012} 和 β_{2013} 在统计意义上不显著。在表5的平行趋势检验中,交互项 $Treat \times Year_{2011}$ 、 $Treat \times Year_{2012}$ 和 $Treat \times Year_{2013}$ 的系数值均未通过显著性检验。虽然“一带一路”倡议在2014年被正式列入政府工作报告,但各上市公司在调整市场经营策略时会存在一定的时滞效应。因此,本文依据模型(2)进一步揭示“一带一路”倡议对企业产能过剩的动态影响。依据表5的动态效应分析,在政策实施后第二年(2015年)，“一带一路”倡议仍能有效缓解国内企业产能过剩,但第三年后其产能优化作用日趋减弱。蒋冠宏和蒋殿春^[44]也曾证实,企业生产率不会因对外直接投资而持续提高。

由此可知,“一带一路”倡议的推进仍需政府给予充分的政策支持,以促进国内企业与沿线国家的产能合作,确保产能利用率得到持续性改善。

由于处理组样本依据对外投资企业名录筛选得出,受外部市场环境的影响,其产能利用状况可能优于其他企业^⑤。为缓解样本自选择产生的内生性问题,我们借助PSM方法为试点企业寻找对照组,并采用DID模型重估“一带一路”倡议的提出对企业产能过剩的影响。在样本匹配中,我们选用政策执行当期企业作为备选匹配对象,借助倾向得分

值,以无放回抽样方式将其与同年度处理组企业进行最近邻匹配。经过匹配,获得与处理组企业一一对应的219家对照组企业,总计2506个样本观测值。表6分别报告了样本匹配前后,各特征变量的组间均值差异。在样本匹配前,多个企业特征变量在1%的水平上存在显著的组间差异,而匹配后的处理组和对照组样本在总体企业特征上不再具有显著差异(Difference均不显著),通过了平衡性检验。该数据匹配过程有效缓解了样本选择性偏差,进而缓解了此类偏差引致的内生性问题。

表7提供了匹配后样本的DID模型系数估计值,同样,列(4)至列(6)在列(1)至列(3)的基础上进一步控制了企业层面固定效应。如表7列(1)至列(3)所示, $Treat$ 和 $Post$ 交互项的系数均为负(分别为-0.013、-0.013和-0.016),且通过了1%水平下的显著性检验。在匹配后的样本中,三组产能过剩指标的均值分别为0.308、0.300和0.317。因此,在经济意义上,当以 $CU1$ 、 $CU2$ 和 $CU3$ 作为产能过剩替代变量时,受政策影响,企业产能利用率分别提升4.22%、4.33%和5.05%,相比于全样本企业,经济影响更突出。在进一步缓解变量遗漏问题的影响后,列(4)至列(6)实证结果依然支持研究假设H1b, $Treat \times Post$ 的系数估计值在1%的水平上均显著为负,相应的经济影响分别表现

表5 “一带一路”倡议与企业产能过剩:平行趋势检验与动态效应分析

变量	平行趋势检验			动态效应分析		
	CU1 (1)	CU2 (2)	CU3 (3)	CU1 (4)	CU2 (5)	CU3 (6)
$Treat \times Year_{2011}$	0.002 (0.42)	0.001 (0.23)	0.001 (0.12)			
$Treat \times Year_{2012}$	-0.005 (-0.94)	-0.005 (-1.13)	-0.008 (-1.51)			
$Treat \times Year_{2013}$	-0.004 (-0.73)	-0.004 (-0.95)	-0.007 (-1.44)			
$Treat \times Year_{2014}$	-0.010** (-1.97)	-0.010** (-2.26)	-0.014*** (-2.79)	-0.009** (-2.01)	-0.010** (-2.31)	-0.014*** (-2.83)
$Treat \times Year_{2015}$	-0.009* (-1.93)	-0.010** (-2.29)	-0.014*** (-2.74)	-0.009* (-1.96)	-0.010** (-2.33)	-0.014*** (-2.76)
$Treat \times Year_{2016}$	-0.006 (-1.14)	-0.006 (-1.36)	-0.010* (-1.84)	-0.006 (-1.15)	-0.006 (-1.37)	-0.010* (-1.84)
Constant	0.504*** (15.65)	0.454*** (14.80)	0.469*** (13.57)	0.505*** (15.72)	0.455*** (14.91)	0.471*** (13.68)
Control	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	11466	11466	11466	11466	11466	11466
Adj. R ²	0.295	0.260	0.257	0.295	0.261	0.257

注:括号内为t值,***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平下显著。

表6 处理组和对照组企业匹配前后特征变量的组间均值差异

变量	匹配前			匹配后		
	处理组 Mean	对照组 Mean	Difference	处理组 Mean	对照组 Mean	Difference
Size	22.605	22.147	0.458***	22.605	22.527	0.078
Liquidity	0.583	0.546	0.037**	0.583	0.607	-0.024
Age	2.727	2.815	-0.088***	2.727	2.758	-0.031
Lev	0.478	0.462	0.016	0.478	0.466	0.012
Capital	0.059	0.046	0.012***	0.059	0.056	0.003
Dual	0.237	0.227	0.011	0.237	0.233	0.005
Soe	0.356	0.471	-0.115***	0.356	0.365	-0.009

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平下显著。

为 3.25%、3.33% 和 4.10% 的产能利用率提升。匹配后样本的多元回归分析进一步证实了“一带一路”倡议在缓解国内企业产能过剩和优化产能利用率中的关键作用。

借鉴 Chen *et al.*^[45] 和徐思等^[11] 的研究,文章通过构建虚假处理组和改变倡议提出年度的方式进行安慰剂检验,检验结果如表 8 所示。我们选用 PSM 的对照组企业构建虚假处理组,其余未匹配成功的企业为对照组,其他变量设定与模型(1)相同。依据列(1)的研究结果,*Treat* 和 *Post* 交互项的系数显著为正,与主假设检验结果不一致,间接证实了原假设结论的真实性。如列(2)和列(3)所示,文章还分别选取 2012—2014 年(*Post* 在 2012 年取值为 0,在 2013 年和 2014 年取值为 1)和 2014—2016 年(*Post* 在 2014 年取值为 0,在 2015 年和 2016 年取值为 1)为样本区间,依据重新定义的 *Post* 变量构建 DID 模型。其中 *Treat* 与虚构的 *Post* 变量交互项的系数并不显著,仅有依据“一带一路”倡议实施年度设定的 *Post* 变量方可获得与主假设相一致的实证结果,如列(4)所示。

为确保研究结论的稳健性,本文还通过关键变量替换、缓解政策干预溢出、控制省份固定特征和排除其他政策干扰等方式对主假设进行检验。首先,在变量 *CU2* 和 *CU3* 的设定中,我们分别通过生产函数和劳动投入变量的替换做出了调整。以此为基础,本文在选用员工人数作为劳动投入变量的同时,以超越对数生产函数的随机前沿分析构建变量 *CU4*,结果见表 9 的列(1)。*Treat* × *Post* 的系数仍显著为负,与前文检验结果相一致。其次,为缓解政策影响的外溢效应,我们剔除了对照组中进行境外投资的企业,结果详见列(2)。而且,文章还剔除了“一带一路”倡议首次提出年度的样本,结果详见列(3)。排除此类潜在因素的影响后,交互项系数并未发生实质性改变。再次,由于“一带一路”倡议对各省份影响具有普遍差异,省份层面固定效应的控制将有助于缓解变量遗漏的潜在风险,因此,本文还在模型中引入省份虚拟变量,结果如列(4)所示。模型整体拟合程度得到显著提升,但“一带一路”倡议对产能过剩的缓解作用依然存在。最后,通常而言,政府颁布其他扶持政策会对“一带一路”倡议效果的识别产生干扰^[12],列(5)和列(6)分别通过控制政府补助和税收减免的方式阻隔相关政策冲击^⑥。可见,在排除其他政策干预的情况下,文章结论依然成立。

表 7 “一带一路”倡议与企业产能过剩:PSM-DID 检验结果

变量	CU1 (1)	CU2 (2)	CU3 (3)	CU1 (4)	CU2 (5)	CU3 (6)
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	-0.013 *** (-3.00)	-0.013 *** (-3.01)	-0.016 *** (-3.38)	-0.010 *** (-2.60)	-0.010 *** (-2.69)	-0.013 *** (-2.90)
<i>Treat</i>	-0.000 (-0.04)	-0.001 (-0.09)	0.000 (0.02)			
<i>Post</i>	0.040 *** (8.81)	0.022 *** (4.74)	0.034 *** (7.20)			
<i>Constant</i>	0.493 *** (4.66)	0.514 *** (5.23)	0.558 *** (5.08)	0.482 *** (3.53)	0.317 ** (2.35)	0.367 ** (2.48)
<i>Control</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Firm</i>	NO	NO	NO	YES	YES	YES
N	2 506	2 506	2 506	2 506	2 506	2 506
Adj. R ²	0.308	0.264	0.259	0.322	0.129	0.200

注:括号内为 *t* 值,***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著。

表 8 安慰剂检验

变量	2011—2016	2012—2014	2014—2016	2013—2015
	PSM 对照组企业 (1)	<i>Post</i> = 2013—2014 (2)	<i>Post</i> = 2015—2016 (3)	<i>Post</i> = 2014—2015 (4)
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0.009 ** (2.38)	0.002 (0.57)	-0.002 (-0.90)	-0.006 ** (-2.19)
<i>Treat</i>	-0.002 (-0.40)	-0.008 * (-1.71)	-0.005 (-1.13)	-0.003 (-0.65)
<i>Post</i>	0.009 *** (6.09)	0.000 (0.10)	0.003 ** (2.14)	0.010 *** (7.53)
<i>Constant</i>	0.548 *** (11.53)	0.599 *** (10.01)	0.508 *** (14.15)	0.576 *** (11.30)
<i>Control</i>	YES	YES	YES	YES
N	10 168	6 115	5 527	5 743
Adj. R ²	0.295	0.274	0.265	0.282

注:表 8 安慰剂检验仅报告了以 *CU1* 为因变量的检验结果,在选用 *CU2* 和 *CU3* 作为替代变量时,研究结论同样成立;括号内为 *t* 值,***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著。

表9 其他稳健性检验

变量	替换产能过剩关键变量 (1)	排除政策对照组影响 (2)	剔除倡议提出年度样本 (3)	控制省份虚拟变量 (4)	控制政府补贴影响 (5)	排除其他政策干扰 (6)
<i>Treat × Post</i>	-0.008 *** (-2.37)	-0.008 *** (-2.63)	-0.007 *** (-2.11)	-0.006 *** (-2.02)	-0.006 *** (-2.20)	-0.006 *** (-1.96)
<i>Treat</i>	-0.006 (-1.19)	-0.001 (-0.15)	-0.001 (-0.25)	-0.000 (-0.05)	-0.001 (-0.26)	0.005 (1.00)
<i>Post</i>	-0.003 (-1.05)	0.042 *** (14.92)	0.025 *** (12.62)	0.027 *** (13.39)	0.043 *** (17.66)	0.042 *** (15.57)
<i>Subsidy</i>					-0.002 *** (-5.26)	-0.003 *** (-5.09)
<i>Constant</i>	0.444 *** (12.86)	0.499 *** (13.59)	0.522 *** (10.79)	0.569 *** (14.75)	0.480 *** (15.01)	0.505 *** (10.81)
<i>Prov</i>		NO	NO	YES	NO	NO
<i>Control</i>		YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	11 466	9 177	9 633	11 466	11 466	9 385
<i>Adj. R²</i>	0.242	0.301	0.297	0.319	0.302	0.320

注:表9的列(2)至列(6)仅报告了以*CU1*为因变量的检验结果,但选取*CU2*和*CU3*为替代变量时,结论依然成立;括号内为*t*值,***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平下显著。

(三) “一带一路”倡议缓解企业产能过剩的异质性检验

依据前文经验分析,“一带一路”倡议能够有效缓解国内企业产能过剩问题。但是,由于企业融资约束程度和所处市场环境不同,“一带一路”倡议的政策影响将因此呈现差异化特征。本文借鉴Hadlock and Pierce^[46]的研究,以SA指数评价企业融资约束状况, $SA = -0.737 \times SIZE + 0.043 \times SIZE^2 - 0.04 \times AGE$ 。通过以上公式获得的SA指数绝对值越大,企业面临的融资约束越严重。进一步地,当上市公司SA指数绝对值高于年度行业中位数时,*SA_dum*取值为1,否则取值为0。表10对比了不同融资约束程度下“一带一路”倡议对企业产能过剩的差异化影响。依据实证检验结果,在融资约束程度较高的样本中(*SA_dum* = 1),*Treat × Post*的系数值均显著为负,当*SA_dum*取值为0时,*Treat × Post*的系数并未通过显著性检验。由此可知,在融资约束程度较高的样本中,企业跨境产能合作更有助于抑制低效率行为。

“一带一路”倡议的贯彻实施需要沿线各国依据自身产业优势互利合作,明确各自的角色定位^[11]。商务部依据国内各行业发展潜力,详细界定了对外投资重点合作产业,其中,新兴优势产业的发展在“一带一路”整体布局中得到重点关注,被视为推动经济增长方式转变的主力军。因此,隶属于该产业的经营主体将获得更多政策引导^[47],其对外合作意向会更加明确。表11依据上市公司是否隶属于新兴优势产业,对比了“一带一路”倡议的差异化影响。研究结果显示,在新兴优势产业中(*New_dum* = 1),*Treat × Post*的系数均在10%的水平上显著为负,这表明“一带一路”倡议有效缓解了新兴优势产业的产能过剩问题。相比之下,*New_dum*取值为0时,*Treat × Post*的系数并不显著,其产能优化成果并不突出。由此可见,在“一带一路”倡议的政策引导下,我国应致力于推动新兴产业的对外合作,而非谋求低端产业的对外输出。

表10 异质性检验:基于融资约束程度分组

变量	<i>CU1</i>		<i>CU2</i>		<i>CU3</i>	
	<i>SA_dum</i> = 1 (1)	<i>SA_dum</i> = 0 (2)	<i>SA_dum</i> = 1 (3)	<i>SA_dum</i> = 0 (4)	<i>SA_dum</i> = 1 (5)	<i>SA_dum</i> = 0 (6)
<i>Treat × Post</i>	-0.011 ** (-2.29)	-0.003 (-0.60)	-0.009 ** (-2.00)	-0.002 (-0.51)	-0.010* (-1.93)	-0.006 (-1.16)
<i>Treat</i>	0.002 (0.41)	-0.008 (-1.20)	0.001 (0.13)	-0.008 (-1.21)	-0.002 (-0.32)	-0.009 (-1.35)
<i>Post</i>	0.030 *** (9.35)	0.021 *** (7.15)	0.003 (1.02)	0.007 ** (2.39)	0.018 *** (5.10)	0.015 *** (4.72)
<i>Constant</i>	0.617 *** (10.18)	0.459 *** (10.42)	0.526 *** (8.85)	0.448 *** (10.97)	0.534 *** (7.96)	0.446 *** (9.69)
<i>Control</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	6 300	5 166	6 300	5 166	6 300	5 166
<i>Adj. R²</i>	0.286	0.324	0.252	0.290	0.264	0.264

注:括号内为*t*值,***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平下显著。

产能过剩问题在我国各行业中存在普遍差异,比如采矿业与公共事业产能利用率相对更低,产能优化空间更大。为揭示“一带一路”倡议在不同行业中的产能优化效果,进而有序引导企业发展对外经济,本文对比了不同产能利用程度下“一带一路”倡议的异质性影响。基于文章采用的三组产能过剩替代变量,当行业层面产能过剩变量均值高于年度样本均值时,变量 IND_dum 取值为 1,否则取值为 0。依据表 12 中的实证检验结果,当 $IND_dum = 1$ 时,各产能过剩指标对应的交互项 $Treat \times Post$ 的系数值至少在 10% 的水平下显著为负,而产能利用相对充分的行业 ($IND_dum = 0$),“一带一路”倡议的产能优化作用相对有限。由此可知,在产能过剩程度严峻的行业中,“一带一路”倡议的政策效果更为突出,引导此类行业实现国际产能合作势在必行。

(四) “一带一路”倡议影响企业产能过剩的渠道分析

既然“一带一路”倡议能够缓

解国内企业产能过剩,那么,它通过何种路径实现产能优化效果呢?在前文研究假设中,本文认为企业技术创新是缓解产能过剩的重要途径。创新有助于保证企业产品和工艺更顺应市场需求^[48],避免投资“潮涌现象”。因此,本文在渠道分析中引入企业技术创新能力替代变量,以便更好地识别“一带一路”倡议如何影响企业产能利用率,具体模型设定如下:

$$Patent_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat_{it} \times Post_{it} + \beta_2 Treat_{it} + \beta_3 Post_{it} + \beta Control_{it} + \lambda_t + \mu_j + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

在模型(3)中,变量 $Patent$ 反映了企业技术创新能力,借鉴 Fang et al.^[48] 的研究,本文选用样本企业专利申请量定义 $Patent1$ 、 $Patent2$ 和 $Patent3$ 。其中, $Patent1$ 为公司发明专利申请量加 1 的自然对数, $Patent2$ 为发明专利和实用新型专利总申请量加 1 的自然对数, $Patent3$ 则进一步引入外观设计专利,即三种类型专利总申请量加 1 的自然对数。其余变量设定与模型(1)相一致。为揭示“一带一路”倡议对企业创新能力的持续性影响,文章还采用模型(4)进行动态效应分析:

$$Patent_{it} = \beta_0 + \sum_{t=2014}^{2016} \beta_t Treat_{it} \times Year_t + \beta Control_{it} + \lambda_t + \mu_j + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

表 13 列示了两组模型的实证分析结果。表 13 的列(1)至列(3)显示, $Treat \times Post$ 的回归系数 β_1 均显著为正,这表明与对照组企业相比,“一带一路”倡议显著提升了受其影响企业的创新能力。并

表 11 异质性检验:基于新兴优势产业分组

变量	CU1		CU2		CU3	
	$NEW_dum = 1$	$NEW_dum = 0$	$NEW_dum = 1$	$NEW_dum = 0$	$NEW_dum = 1$	$NEW_dum = 0$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Treat \times Post$	-0.008*	-0.004	-0.008*	-0.004	-0.010*	-0.006
	(-1.78)	(-1.08)	(-1.74)	(-1.15)	(-1.90)	(-1.34)
$Treat$	-0.000	-0.002	0.000	-0.004	-0.004	-0.005
	(-0.01)	(-0.33)	(0.03)	(-0.62)	(-0.56)	(-0.71)
$Post$	0.024***	0.010***	-0.014***	0.001	0.011***	0.006***
	(7.75)	(6.00)	(-4.65)	(0.79)	(3.15)	(3.51)
$Constant$	0.464***	0.582***	0.398***	0.516***	0.468***	0.528***
	(9.29)	(13.42)	(7.74)	(13.07)	(8.97)	(11.27)
$Control$	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	4 436	7 030	4 436	7 030	4 436	7 030
Adj. R ²	0.271	0.301	0.238	0.265	0.234	0.273

注:括号内为 t 值,***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著。

表 12 异质性检验:基于行业产能过剩程度分组

变量	CU1		CU2		CU3	
	$IND_dum = 1$	$IND_dum = 0$	$IND_dum = 1$	$IND_dum = 0$	$IND_dum = 1$	$IND_dum = 0$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Treat \times Post$	-0.011**	-0.004	-0.012*	-0.007*	-0.013**	-0.003
	(-2.21)	(-1.01)	(-1.90)	(-1.70)	(-2.30)	(-0.75)
$Treat$	-0.002	-0.008	0.002	-0.010*	0.008	-0.007
	(-0.22)	(-1.42)	(0.22)	(-1.90)	(1.00)	(-1.42)
$Post$	0.028***	0.013***	-0.014***	0.006**	0.034***	0.020***
	(6.19)	(4.29)	(-4.16)	(2.37)	(9.23)	(7.75)
$Constant$	0.471***	0.486***	0.559***	0.382***	0.513***	0.499***
	(10.37)	(8.29)	(6.67)	(8.84)	(11.56)	(10.58)
$Control$	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	5 798	5 668	5 285	6 181	5 180	6 286
Adj. R ²	0.204	0.205	0.195	0.193	0.223	0.205

注:括号内为 t 值,***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著。

且列(4)至列(6)的动态效应检验结果还证实,“一带一路”倡议对企业创新能力的提升具有持续性,在政策执行当期及之后两年内,处理组企业创新产出均显著增加。因此,企业技术创新能力的增强是“一带一路”倡议缓解企业产能过剩的重要渠道。

前文理论分析还指出,“一带一路”倡议的推进为企业在全球市场合理分配过剩产能和优化资源配置效率提供了必要条件。因此,本文在影响渠道分析中还借鉴 Richardson^[49]的研究构建了企业资本配置效率变量,具体模型设定如下:

$$Inv_{it} = \beta_0 + \beta_1 Growth_{it-1} + \beta_2 Lev_{it-1} + \beta_3 Cash_{it-1} + \beta_4 Age_{it-1} + \beta_5 Size_{it-1} + \beta_6 Return_{it-1} + \beta_7 Inv_{it-1} + \lambda_t + \mu_j + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中 $Inv = (\text{资本支出} + \text{并购支出} - \text{长期资产出售} - \text{折旧}) / \text{总资产}$, $Cash = \text{现金及现金等价物} / \text{总资产}$, $Return$ 为企业股票年收益率, $Growth$ 为托宾 Q 值。模型(5)估计的残差绝对值($Absinv1$)反映了资本配置效率,该变量取值越大,资本配置效率越低^[50]。此外,我们还以市盈率和账面市值比作为 $Growth$ 的替代变量,构建另外两组资本配置效率指标,即 $Absinv2$ 和 $Absinv3$,进而运用模型(6)验证“一带一路”倡议对资本配置效率的影响:

$$Absinv1_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat_{it} \times Post_{it} + \beta_2 Treat_{it} + \beta_3 Post_{it} + \beta Control_{it} + \lambda_t + \mu_j + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

依据表 14 中的研究结果,除列(2)外, $Treat \times Post$ 的系数估计值均显著为负,这表明“一带一路”倡议对非效率资本配置存在一定的抑制作用。而且,考虑到 $Absinv1$ 的受限数据特征,我们还提供了 Tobit 模型的回归结果,具体如列(4)至列(6)所示, β_1 的估计值依然显著为负。因此,依靠产业转移实现的资本配置效率优化也是“一带一路”倡议缓解产能过剩的关键路径。

五、研究结论与政策建议

推行“一带一路”倡议是当前我

国贯彻和深化对外开放布局的重要举措。本文以该倡议的提出作为准自然实验,全面考察了我国上市公司产能过剩问题是否因“一带一路”倡议的落实而得以缓解。研究发现:(1)“一带一路”倡议提出后,受政策影响的上市公司产能利用率显著提升,产能过剩问题得到有效抑制,但其持续性影响仍

表 13 “一带一路”倡议的作用渠道分析:技术创新能力提升

变量	Patent1 (1)	Patent2 (2)	Patent3 (3)	Patent1 (4)	Patent2 (5)	Patent3 (6)
$Treat \times Post$	0.190*** (3.29)	0.125** (2.12)	0.160** (2.56)			
$Treat$	0.464*** (5.11)	0.496*** (5.36)	0.466*** (5.03)			
$Post$	0.229*** (6.18)	0.256*** (6.21)	0.229*** (5.47)			
$Treat \times Year_{2014}$				0.533*** (5.60)	0.492*** (5.08)	0.536*** (5.32)
$Treat \times Year_{2015}$				0.699*** (8.12)	0.636*** (7.33)	0.625*** (7.01)
$Treat \times Year_{2016}$				0.677*** (8.31)	0.677*** (8.07)	0.667*** (7.86)
Constant	-10.784*** (-13.94)	-11.443*** (-12.50)	-11.641*** (-12.60)	-10.938*** (-14.12)	-11.608*** (-12.67)	-11.796*** (-12.75)
Control	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	11 466	11 466	11 466	11 466	11 466	11 466
Adj. R ²	0.431	0.480	0.473	0.427	0.476	0.470

注:在进一步控制省份层面虚拟变量或引入固定效应模型时, $Treat \times Post$ 的回归系数依然显著为正,且在动态分析中,“一带一路”倡议的政策效果仍具有持续性;括号内为 t 值,***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著。

表 14 “一带一路”倡议的作用渠道分析:资本配置效率优化

变量	Absinv1 (1)	Absinv2 (2)	Absinv3 (3)	Absinv1 (4)	Absinv2 (5)	Absinv3 (6)
$Treat \times Post$	-0.003* (-1.73)	-0.003 (-1.61)	-0.003* (-1.67)	-0.003* (-1.78)	-0.003* (-1.66)	-0.003* (-1.72)
$Treat$	0.002* (1.88)	0.002* (1.87)	0.002* (1.89)	0.002* (1.94)	0.002* (1.94)	0.002** (1.96)
$Post$	0.001 (1.22)	0.001 (1.17)	0.001 (1.22)	0.006*** (6.39)	0.006*** (6.40)	0.006*** (6.47)
Constant	0.065*** (8.04)	0.066*** (8.10)	0.064*** (7.96)	0.068*** (10.03)	0.068*** (10.02)	0.067*** (9.90)
Control	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	10 462	10 462	10 462	10 462	10 462	10 462
Adj. R ²	0.204	0.203	0.202	—	—	—

注:括号内为 t 值,***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著。

需政府给予充足的政策保障。(2)“一带一路”倡议的政策影响因企业融资能力和产业环境而呈现出差异性特征。在融资约束程度较高的企业、产能过剩程度更高的行业和新兴优势产业中,“一带一路”倡议能够更有效地缓解企业产能过剩问题。(3)依据作用渠道分析,受政策影响的企业在产能合作中提升了自身技术创新能力和资本配置效率,进而缓解了经营过程中的产能浪费问题。我国推行“一带一路”倡议并非将沿线国家作为消耗国内低端产能的目的地,而是借助产能合作实现互利共赢。

企业产能过剩既是现实中亟待解决的长期性艰巨任务,也是重要的市场经济理论问题。我国产能过剩问题源于市场规律和人为干预的双重影响。“一带一路”倡议的推进为该问题的缓解提供了有效途径。基于当前研究结果,本文提出如下政策建议:(1)深入推进供给侧改革,优化要素资源配置,提升企业产能利用率。企业是构成宏观经济发展的微观实体,其产能闲置会对整体经济产能利用带来负面冲击。“一带一路”倡议为企业产能优化提供了新途径,但仍需辅以国内制度环境保障,例如优化地方官员考核体系、缓解要素市场扭曲、完善企业进入和退出机制,以及克服国企预算软约束等。对于产能扩张相对迅速的行业,政府应予以密切监督,着重推行去产能和去库存,确保经济增长质量。(2)依据研究结论,“一带一路”倡议对产能过剩的抑制具有一定成效。因此,政府应致力于营造国际化发展氛围,确保企业通过多种形式实现跨境产能合作。一方面,政府应积极寻求同沿线国家互利合作,培养战略趋同意识,消除产能合作中的疑虑;另一方面,政府应努力保障“走出去”企业的权益,防范境外复杂环境带来的投资风险。(3)企业创新能力提升是“一带一路”倡议缓解产能过剩的重要路径。因此,为充分利用跨境合作的逆向技术溢出效应,政府应坚持推进创新驱动发展策略,将技术创新融入各经济主体的发展理念中,以保证“一带一路”倡议的产能优化作用得以顺利实现。

注释:

- ①宏观层面的分析体现在“一带一路”倡议对沿线国家的经济影响上,例如市场进入^[6]、对外直接投资^[7]和减贫效应等^[8]。微观视角则集中于企业投资决策^[9]、技术创新^[10]、融资约束^[11]和企业升级^[12]等领域。
- ②依据刘啟仁等^[40]的研究,企业总产值为营业收入和当期库存增加额的总和。资本投入和劳动投入借助企业当期资产总额和现金流量表中“支付给职工以及为职工支付的现金”予以衡量。
- ③徐业坤和马光源^[5]曾借鉴欧美国国家产能利用状况判断产能利用率的正常取值范围在79%至83%之间,所以,产能利用率低于79%表明企业可能处于产能过剩状态。钟春平和潘黎^[41]则指出,中国目前常界定的合意产能利用率为75%。
- ④王桂军和卢潇潇^[12]的研究表明,借助对外直接投资而“走出去”的企业更有助于实现效率提升和结构升级,这使得处理组企业在倡议实施前也保持相对较高的产能利用率。
- ⑤依据前文描述性统计,政策执行前处理组企业产能过剩水平普遍低于对照组企业。
- ⑥列(5)在模型中引入政府补助控制变量 *Subsidy*(当年度政府补助的自然对数),列(6)则剔除了2014年《关于固定资产加速折旧税收政策有关问题的公告》涉及的六大试点行业。

参考文献:

- [1]林毅夫 巫和懋 邢亦青. “潮涌现象”与产能过剩的形成机制[J]. 经济研究, 2010(10): 4-19.
- [2]江飞涛 耿强 吕大国, 等. 地区竞争、体制扭曲与产能过剩的形成机理[J]. 中国工业经济, 2012(6): 44-56.
- [3]徐朝阳 周念利. 市场结构内生变迁与产能过剩治理[J]. 经济研究, 2015(2): 75-87.
- [4]张林. 中国式产能过剩问题研究综述[J]. 经济学动态, 2016(9): 90-100.
- [5]徐业坤 马光源. 地方官员变更与企业产能过剩[J]. 经济研究, 2019(5): 129-145.
- [6]蒋冠宏. 中国企业对“一带一路”沿线国家市场的进入策略[J]. 中国工业经济, 2017(9): 119-136.

- [7]刘清杰,刘倩,任德孝. 中国对“一带一路”沿线国家投资倾向于出口平台型吗[J]. 财贸经济 2019(6): 101-116.
- [8]张原. 中国对“一带一路”援助及投资的减贫效应——“授人以鱼”还是“授人以渔”[J]. 财贸经济 2018(12): 111-125.
- [9]陈胜蓝,刘晓玲. 公司投资如何响应“一带一路”倡议?——基于准自然实验的经验研究[J]. 财经研究 2018(4): 20-33.
- [10]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(1): 19-34.
- [11]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.
- [12]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.
- [13]干春晖,邹俊,王健. 地方官员任期、企业资源获取与产能过剩[J]. 中国工业经济 2015(3): 44-56.
- [14]王文甫,明娟,岳超云. 企业规模、地方政府干预与产能过剩[J]. 管理世界 2014(10): 17-36+46.
- [15]于斌斌,陈露. 新型城镇化化解产能过剩吗? [J]. 数量经济技术经济研究 2019(1): 22-41.
- [16]韩国高,高铁梅,王立国,等. 中国制造业产能过剩的测度、波动及成因研究[J]. 经济研究 2011(12): 18-31.
- [17]林毅夫. 潮涌现象与发展中国家宏观经济理论的重新构建[J]. 经济研究 2007(1): 126-131.
- [18]江飞涛,曹建海. 市场失灵还是体制扭曲——重复建设形成机理研究中的争论、缺陷与新进展[J]. 中国工业经济 2009(1): 53-64.
- [19]耿强,江飞涛,傅坦. 政策性补贴、产能过剩与中国的经济波动——引入产能利用率 RBC 模型的实证检验[J]. 中国工业经济 2011(5): 27-36.
- [20]刘航,孙早. 城镇化动因扭曲与制造业产能过剩——基于 2001—2012 年中国省级面板数据的经验分析[J]. 中国工业经济 2014(11): 5-17.
- [21]程俊杰. 中国转型时期产业政策与产能过剩——基于制造业面板数据的实证研究[J]. 财经研究 2015(8): 131-144.
- [22]杨振. 激励扭曲视角下的产能过剩形成机制及其治理研究[J]. 经济学家 2013(10): 48-54.
- [23]顾振华,陈强远. 中央和地方的双重政策保护与产能过剩[J]. 财经研究 2017(11): 84-97.
- [24]杨其静,吴海军. 产能过剩、中央管制与地方政府反应[J]. 世界经济 2016(11): 126-146.
- [25]刘诚,钟春平. 产能扩张中的行政审批: 成也萧何,败也萧何[J]. 财贸经济 2018(3): 50-64.
- [26]吴利学,刘诚. 项目匹配与中国产能过剩[J]. 经济研究 2018(10): 67-81.
- [27]杨光,孙浦阳. 外资自由化能否缓解企业产能过剩? [J]. 数量经济技术经济研究 2017(6): 3-19.
- [28]李雪松,赵宸宇,聂菁. 对外投资与企业异质性产能利用率[J]. 世界经济 2017(5): 73-97.
- [29]王克敏,刘静,李晓溪. 产业政策、政府支持与公司投资效率研究[J]. 管理世界 2017(3): 113-124+145+188.
- [30]王克敏,杨国超,刘静,等. IPO 资源争夺、政府补助与公司业绩研究[J]. 管理世界 2015(9): 147-157.
- [31]贾妮莎,雷宏振. 中国 OFDI 与“一带一路”沿线国家产业升级——影响机制与实证检验[J]. 经济科学 2019(1): 44-56.
- [32]孔群喜,王紫绮,蔡梦. 对外直接投资提高了中国经济增长质量吗[J]. 财贸经济 2019(5): 96-111.
- [33]张先锋,蒋慕超,刘有璐,等. 化解过剩产能的路径: 出口抑或对外直接投资[J]. 财贸经济 2017(9): 63-78.
- [34]CHEN V Z, LI J, SHAPIRO D M. International reverse spillover effects on parent firms: evidences from emerging-market MNEs in developed markets[J]. European management journal 2012, 30(3): 204-218.
- [35]BRANSTETTER L. Is foreign direct investment a channel of knowledge spillovers? Evidence from Japan's FDI in the United States[J]. Journal of international economics 2006, 68(2): 325-344.
- [36]毛其淋,许家云. 中国企业对外直接投资是否促进了企业创新[J]. 世界经济 2014(8): 98-125.
- [37]肖慧敏,刘辉煌. 中国对外直接投资提升了企业效率吗[J]. 财贸经济 2014(5): 70-81.
- [38]蒋冠宏,蒋殿春,蒋昕桐. 我国技术研发型外向 FDI 的“生产率效应”——来自工业企业的证据[J]. 管理世界, 2013(9): 44-54.
- [39]黎文靖,李耀淘. 产业政策激励了公司投资吗[J]. 中国工业经济 2014(5): 122-134.
- [40]刘啟仁,赵灿,黄建忠. 税收优惠、供给侧改革与企业投资[J]. 管理世界 2019(1): 78-96+114.
- [41]钟春平,潘黎. “产能过剩”的误区——产能利用率及产能过剩的进展、争议及现实判断[J]. 经济学动态 2014(3): 35-47.

- [42]方慧,赵胜立. “一带一路”倡议促进了中国产业结构升级吗? ——基于285个城市的双重差分检验[J]. 产业经济研究, 2021(1): 29-42.
- [43]钱雪松,康瑾,唐英伦,等. 产业政策、资本配置效率与企业全要素生产率——基于中国2009年十大产业振兴规划自然实验的经验研究[J]. 中国工业经济, 2018(8): 42-59.
- [44]蒋冠宏,蒋殿春. 中国工业企业对外直接投资与企业生产率进步[J]. 世界经济, 2014(9): 53-76.
- [45]CHEN T, HARFORD J, LIN C. Do analysts matter for governance? Evidence from natural experiments [J]. Journal of financial economics, 2015, 115(2): 383-410.
- [46]HADLOCK C J, PIERCE J R. New evidence on measuring financial constraints: moving beyond the KZ index [J]. The review of financial studies, 2010, 23(5): 1909-1940.
- [47]李后建,张剑. 企业创新对产能过剩的影响机制研究[J]. 产业经济研究, 2017(2): 114-126.
- [48]FANG L H, LERNER J, WU C P. Intellectual property rights protection, ownership, and innovation: evidence from China [J]. The review of financial studies, 2017, 30(7): 2446-2477.
- [49]RICHARDSON S. Over-investment of free cash flow [J]. Review of accounting studies, 2006, 11(2/3): 159-189.
- [50]HOU F, TANG W J, WANG H B, et al. Economic policy uncertainty, marketization level and firm-level inefficient investment: evidence from Chinese listed firms in energy and power industries [J]. Energy economics, 2021, 100: 105353.

(责任编辑:李敏)

Can the Belt and Road Initiative resolve Chinese firms' excess capacity?

LI Qijia¹, LUO Fukai², PANG Tingyun²

(1. School of Economics, Ocean University of China, Qingdao 266100, China;

2. Management College, Ocean University of China, Qingdao 266100, China)

Abstract: The promotion of the Belt and Road Initiative provides an important opportunity for domestic enterprises to utilize the international market to optimize the utilization of their production capacity. Taking non-financial A-share firms listed on the Shanghai and Shenzhen Security Exchanges from 2011 to 2016 as samples, this paper empirically examines the impact of the Belt and Road Initiative on the excess capacity of firms. The research finds that the implementation of the Belt and Road Initiative significantly alleviates the problem of overcapacity, and this conclusion remains valid after using propensity score matching, placebo testing, and other robustness tests to control endogenous problems. The heterogeneity test shows that the Belt and Road Initiative plays a greater role in capacity optimization in enterprises with a high degree of financing constraints, industries with a high degree of excess capacity, and emerging competitive industries. According to the channel analysis, the optimization of productivity efficiency of domestic enterprises can be realized by the improvement of their technological innovation ability and the optimal allocation of resources brought by transnational operations, but its lasting impact still needs the guarantee of matching government policies. The research results supplement the impact of the Belt and Road Initiative on micro-enterprise behavior and provide empirical evidence for the government to further promote the Belt and Road Initiative and practice supply-side reform.

Key words: the Belt and Road Initiative; excess capacity; technical innovation; capital allocation; quasi-natural experiment