

“走出去”对企业产能利用率的影响

——来自“一带一路”倡议准自然实验的证据

罗长远 陈智韬

摘要 通过使用 2010—2018 年中国上市企业数据，基于“一带一路”倡议准自然实验，运用单时点和多时点双重差分法，考察了“走出去”对企业产能利用率的影响。基准估计和稳健性检验的结果表明，“一带一路”倡议作为中国新时期“走出去”的重要战略，显著地提升了企业的产能利用率，对外直接投资和海外工程建设都是有效的途径。异质性分析显示，“一带一路”倡议提升产能利用率的效应，在国有企业、高生产率企业、资本密集度低的企业和非出口企业中表现得更为突出。为了揭示传导机制，通过进一步理论建模分析，结果显示，“一带一路”通过降低调整成本、缓解信息不对称，以及削弱政府的规模偏好，提升了企业的产能利用率。

关键词 “一带一路”倡议 产能利用率 双重差分

作者罗长远，复旦大学经济学院教授（上海 200433）；陈智韬，复旦大学经济学院硕士研究生（上海 200433）。

中图分类号 F124

文献标识码 A

文章编号 0439-8041(2021)01-0063-17

一、引言

要素投入驱动实现了中国经济的跨越式发展，但是也在一定程度上造成供需关系失衡，产能过剩是其中的一个表现。在 2015 年的中央经济工作会议上，中央提出要推进供给侧结构性改革，并将“去产能”列为五大任务之首。在化解产能过剩的过程中，不仅着眼于内部调整，还要积极寻求外部机会。国家发展和改革委员会指出，要多措并举，通过科技攻关、兼并重组、优胜劣汰、鼓励企业到海外，消化产能过剩、淘汰落后产能。

2013 年中国领导人提出了“一带一路”倡议，产能合作是重要议题之一。截至 2018 年 8 月，中国已与 38 个“一带一路”沿线国家建立了产能合作机制。^①这一倡议为企业“走出去”提供了新的契机，带动了中国企业在沿线国家的投资和工程建设。商务部的统计显示，2019 年中国企业在“一带一路”沿线国家非金融类直接投资 150.4 亿美元，占同期总额的 13.6%；新签对外工程承包项目合同金额 1548.9 亿美元，占同期新签合同金额的 59.5%。随着“一带一路”倡议的推进和国际产能合作的深入，中国企业是否通过参与“一带一路”建设有效地提高了产能利用率成为亟待厘清的问题。

^① 中华人民共和国商务部网站：“一带一路”建设促进国家产能合作 <http://cafiac.mofcom.gov.cn/article/zsj/201808/20180802779395.shtml>。

与本文相关的文献主要有两支。一支是产能利用率的文献。根据产业组织理论,产能过剩是不完全竞争条件下企业博弈的结果。经典的理论模型证明,“在位企业”为了保持自身的垄断地位,会过度投资从而向潜在进入者发出可信的威胁。^①对于中国产能过剩的原因,代表性的解释有两类。一是市场失灵导致的产能过剩。“潮涌假说”提出,发展中国家在追赶发达经济的过程中,会确定一些重点发展行业,企业也容易对有前景的产业达成共识,以至于在特定阶段,大量资金和企业涌入这些行业,造成产能过剩。^②后续的一些研究也支持这一假说。^③二是体制扭曲导致的产能过剩。江飞涛等通过构建两期博弈模型,验证了地方政府低价供地等行为扭曲了企业的投资活动,造成行业产能过剩。^④王文甫等通过构建动态随机一般均衡模型,检验了政府不当干预对于企业行为的扭曲性影响。^⑤郭长林采用“反事实”分析方法,证明财政政策与信贷因素是导致产能过剩的重要原因。^⑥徐业坤和马光源将中国工业企业数据与地级市市委书记数据相匹配,证实了企业产能过剩可能是地方官员迫于政绩压力进行干预的结果。^⑦

另一支是“一带一路”倡议经济效益的文献。在宏观层面,多数研究表明,虽然中国与“一带一路”沿线国家间在税收竞争力、贸易便利化与投资便利化方面存在差异,^⑧但是随着“一带一路”倡议的推进,中国与沿线国家的贸易和投资壁垒将显著降低,^⑨中国与沿线国家的经济发展水平将得到提升。^⑩不过,有研究发现,“一带一路”倡议对重点对接省份的外资利用产生了负面影响,在财政负担重、发展水平低和市场化程度弱的省份这一影响更为强烈。^⑪在微观层面,有研究表明,“一带一路”倡议显著降低了企业在沿线国家的投资风险。^⑫在“一带一路”沿线,特别是大陆沿线国家,中国海外直接投资(ODI)增长显著。^⑬“一带一路”显著促进了中国企业对沿线国家交通行业的投资。^⑭还有研究发现,“一带一路”政策通过融资来源和经营成本两个渠道降低了企业的融资约束。^⑮也有研究显示,“一带一路”倡议通过推动创新实现了企业升级,改善了企业的价值链地位,促进了企业的出口。^⑯

-
- ① Spence, M., "Consumer Misperceptions, Product Failure and Producer Liability," *The Review of Economic Studies*, 1977, 44(3), pp. 561-572; Dixit, A., "The Role of Investment in Entry-Deterrence," *The Economic Journal*, 1980, 90(357), pp. 95-106.
- ② 林毅夫:《潮涌现象与发展中国家宏观经济理论的重新构建》,《经济研究》2007年第1期;林毅夫、巫和懋、邢亦青:《“潮涌现象”与产能过剩的形成机制》,《经济研究》2010年第10期。
- ③ 白让让:《竞争驱动、政策干预与产能扩张——兼论“潮涌现象”的微观机制》,《经济研究》2016年第11期;贾润崧、胡秋阳:《市场集中、空间集聚与中国制造业产能利用率——基于微观企业数据实证研究》,《管理世界》2016年第12期。
- ④ 江飞涛、耿强、吕大国、李晓萍:《地区竞争、体制扭曲与产能过剩的形成机理》,《中国工业经济》2012年第6期。
- ⑤ 王文甫、明娟、岳超云:《企业规模、地方政府干预与产能过剩》,《管理世界》2014年第10期。
- ⑥ 郭长林:《财政政策扩张、纵向产业结构与中国产能利用率》,《管理世界》2016年第10期。
- ⑦ 徐业坤、马光源:《地方官员变更与企业产能过剩》,《经济研究》2019年第5期。
- ⑧ 孔庆峰、董虹蔚:《“一带一路”国家的贸易便利化水平测算与贸易潜力研究》,《国际贸易问题》2015年第12期;崔日明、黄英婉:《“一带一路”沿线国家贸易投资便利化评价指标体系研究》,《国际贸易问题》2016年第9期;张亚斌:《“一带一路”投资便利化与中国对外直接投资选择——基于跨国面板数据及投资引力模型的实证研究》,《国际贸易问题》2016年第9期;张友棠、杨柳:《“一带一路”国家税收竞争力与中国对外直接投资》,《国际贸易问题》2018年第3期。
- ⑨ de Soyres, F., Mulabdic, A., Murray, S., Rocha, N., and Ruta, M., "How Much Will the Belt and Road Initiative Reduce Trade Costs?" *International Economics*, 2019, 159(C), pp. 151-164.
- ⑩ 陈虹、杨成玉:《“一带一路”国家战略的国际经济效应研究——基于CGE模型的分析》,《国际贸易问题》2015年第10期;孙楚仁、张楠、刘雅莹:《“一带一路”倡议与中国对沿线国家的贸易增长》,《国际贸易问题》2017年第2期;Zhai, F., "China's Belt and Road Initiative: A Preliminary Quantitative Assessment," *Journal of Asian Economics*, 2018, 55, pp. 84-92;胡再勇、付韶军、张璐超:《“一带一路”沿线国家基础设施的国际贸易效应研究》,《数量经济技术经济研究》2019年第2期。
- ⑪ Luo, C., Chai, Q., and Chen, H., "Going Global and FDI Inflows in China: One Belt & One Road Initiative as a Quasi Natural Experiment," *The World Economy*, 2019, 42(6), pp. 1654-1672.
- ⑫ 孙淼林、覃飞:《“一带一路”倡议降低了企业对外直接投资风险吗》,《国际贸易问题》2018年第8期。
- ⑬ Du, J., and Zhang, Y., "Does One Belt One Road Initiative Promote Chinese Overseas Direct Investment?" *China Economic Review*, 2018, 47, pp. 189-205.
- ⑭ 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》,《中国工业经济》2019年第9期。
- ⑮ 徐思、何晓怡、钟凯:《“一带一路”倡议与中国企业融资约束》,《中国工业经济》2019年第7期。
- ⑯ 王桂军、卢潇潇:《“一带一路”倡议与中国企业升级》,《中国工业经济》2019年第3期。

从已有研究来看,虽然有部分研究关注到“一带一路”倡议对化解产能过剩的重要意义,^①但是基于微观层面的实证研究较为缺乏。王欣等的研究与本文最相关^②,他们验证了“一带一路”倡议可以提高创新能力和投资效率,影响企业的产能利用率,但是他们的研究样本局限于对外直接投资企业。本文视“一带一路”倡议为准自然实验,利用上市公司数据,通过构建双重差分模型,实证检验参与“一带一路”建设对企业产能利用率的影响。进一步地,本文考察了企业通过对外直接投资和海外工程建设两种方式提升产能利用率的效果。基于实证研究结果,本文进行理论建模,指出“一带一路”倡议通过改善市场竞争环境、缓解信息不对称、减少政府干预造成的扭曲三条机制,提升了企业的产能利用率。

本文的边际贡献主要体现在以下四个方面:(1)在选题上,基于微观数据,聚焦“一带一路”倡议对于企业产能利用率的影响,拓展了“一带一路”对于微观市场主体的研究。(2)在产能利用率的测算上,考虑到其他方法的局限性,使用扩展成本函数法,尽可能地减少要素价格变化、成本函数形式单一以及内生性问题对产能利用率测度的影响。(3)使用双重差分模型,以识别“一带一路”提升产能利用的因果关系,在单时点模型基础上,进一步使用多时点双重差分模型进行估计,并进行稳健性检验和异质性分析。此外,还探讨了对外直接投资和海外工程建设两种参与“一带一路”建设的具体方式,对于企业产能利用率的影响。(4)为更好地跟踪传导机制,在实证研究的基础上建立理论模型,通过引入调整成本、设定信息不对称和政府偏好,揭示参与“一带一路”建设提升企业产能利用率的路径。

本文余下部分的结构如下:第二部分为产能利用率的测算;第三部分为数据说明及研究设计;第四部分为实证分析及稳健性检验;第五部分是拓展性分析;第六部分为基于建模的理论分析;第七部分是结论。

二、产能利用率的测算

在这一节,对产能利用率的计算方法进行了梳理。扩展成本函数方法改进了现有文献存在的问题^③,本文将将其作为测算产能利用率的主要方法。在稳健性检验部分,也使用了标准化可变成成本函数方法。

(一) 现有测算方法

自“产能过剩”的概念提出以来,有关产能利用率(Capacity Utilization)的测算一直受到学界的关注。从文献来看,学者们普遍采用实际产能与潜在产能之比来衡量产能利用率。目前,对于产能利用率的测算主要有峰值法、非参数法和函数法。峰值法源于“沃顿指数”,它将一段时间内产值水平的峰值作为潜在产能^④,假设产量达到峰值时的产能利用率为100%。然而,现实中往往存在“弱高峰”的情况^⑤,即使产量达到峰值,但生产能力并未充分利用,从而高估了产能利用率。数据包络法^⑥以及随机前沿法^⑦,都属于非参数估计方法,它们假定潜在生产能力是可变投入不受限制时企业的最大生产能力,通过求解生产前沿面,估计出偏离生产前沿的无效率部分,便可测算产能利用率。但是,非参数方法的局限是缺乏经济学意义,且将所有的随机因素归为非效率,很难通过统计检验。^⑧

函数法通过设定生产函数、成本函数或利润函数来测算企业的生产能力,从而计算产能利用率。^⑨在

① 李杨、张晓晶:《新常态:经济发展的逻辑与前景》,《经济研究》2015年第5期;盛斌、黎峰:《“一带一路”倡议的国际政治经济分析》,《南开学报(哲学社会科学版)》2016年第1期。

② 王欣、余吉祥、陈劫琦:《“一带一路”倡议与中国企业产能利用率》,《世界经济研究》2020年第6期。

③ 范林凯、吴万宗、余典范、苏婷:《中国工业产能利用率的测度、比较及动态演化》,《管理世界》2019年第8期。

④ Klein, L. R., “Some Theoretical Issues in the Measurement of Capacity,” *Econometrica*, 1960, 28(2), pp. 272-286.

⑤ Phillips, A., “An Appraisal of Measures of Capacity,” *American Economic Association*, 1963, 53(2), pp. 275-292.

⑥ Fare, R., Grosskopf, S., and Kokkelenberg, E. C., “Measuring Plant Capacity, Utilization and Technical Change: A Nonparametric Approach,” *International Economic Review*, 1989, 30(3), pp. 655-666; 董敏杰、梁咏梅、张其仔:《中国工业产能利用率:行业比较、地区差距及影响因素》,《经济研究》2015年第1期;包群、唐诗、刘碧:《地方竞争、主导产业雷同与国内产能过剩》,《世界经济》2017年第10期;王欣、余吉祥、陈劫琦:《“一带一路”倡议与中国企业产能利用率》,《世界经济研究》2020年第6期。

⑦ 李雪松、赵宸宇、聂菁:《对外投资与企业异质性能利用率》,《世界经济》2017年第5期。

⑧ 梁咏梅、董敏杰、张其仔:《产能利用率测算方法:一个文献综述》,《经济管理》2014年第11期。

⑨ 郭庆旺、贾俊雪:《中国潜在产出与产出缺口的估算》,《经济研究》2004年第5期;黄梅波、吕朝凤:《中国潜在产出的估计与“自然率假说”的检验》,《数量经济技术经济研究》2010年第7期。

函数法中,成本函数法得到了较为广泛的运用,其将短期平均成本曲线的最低点设定为生产能力。^①该方法对于均衡状态的界定标准主要是成本最小化或利润最大化,能够综合考虑各种要素投入对产出的影响,通过资本、劳动、中间投入以及相应的价格等数据,推导出企业可以达到的最低短期成本点,产能利用率就是实际产出与达到最低成本时潜在产出的比值。

由于函数形式的设定和投入要素种类的划分具有一定的主观性,数据来源往往存在统计口径不一致的问题,从而容易导致测度偏误。^②对于标准可变成成本函数法^③,范林凯等学者分析了其缺陷,并提出扩展成本函数方法,通过估计企业生产函数从而得到产能利用率。较好地解决了要素价格水平变化、成本函数形式单一以及内生性问题导致的测度偏差。^④为此,本文针对企业产能利用率的测算主要参考了这一方法。

(二) 扩展成本函数

假设同一行业的生产要素和要素弹性相同,但企业间存在全要素生产率的异质性,本文设定企业的生产函数为柯布—道格拉斯形式:

$$Y = AK^{\alpha_j}L^{\beta_j}M^{\gamma_j} \quad (1)$$

其中, j 表示行业, Y 、 K 、 L 、 M 和 A 分别表示企业的产出、资本存量、劳动投入、中间投入和全要素生产率, α_j 、 β_j 、 γ_j 和 A 可以通过估计生产函数得到。范林凯等学者指出,这样可以避免估计系数的内生性问题。^⑤

企业的短期平均成本函数可表示为:

$$SATC = \frac{P^K K + P^L L + P^M M}{Y} \quad (2)$$

其中, P^K 、 P^L 和 P^M 分别表示资本、劳动和中间投入的使用价格,假设短期内资本存量为准固定投入。通过 $SATC$ 对 Y 的偏导为零和企业利润最大化条件,可以得到短期平均成本最小时的潜在产出水平:

$$Y^* = \left(\frac{\beta_j}{1 - \beta_j - \gamma_j} \frac{P^K}{P^M} \right)^{\beta_j + \gamma_j} \left(\frac{\gamma_j P^L}{\beta_j P^M} \right)^{\gamma_j} AK^{\alpha_j + \beta_j + \gamma_j} \quad (3)$$

通过计算实际产出与潜在产出的比值就可以得到产能利用率:

$$CU = \frac{Y}{Y^*} \quad (4)$$

(三) 标准化可变成成本函数

接下来,对标准化可变成成本函数方法进行说明。根据文献^⑥,假定资本投入是企业的固定投入要素,则企业的固定成本可以表示为: $TFC = P^K \times K$ 。其中, VC 是短期可变成本,那么企业的短期总成本函数为:

$$SRTC = VC + P^K K \quad (5)$$

短期内,企业难以调整其固定(长期)的投资水平,于是在每一个时期对于每一个企业来说,都存在一个潜在的短期最优产出 Y_m ,此时企业的短期总成本最小。根据理论模型^⑦,企业为了追求最低成本,将调整其准固定投入要素(资本)。潜在最优产出水平将由短期平均总成本对资本的偏导数为零这一条件决定,即:

① Berndt, E. R., and Hesse, D. M., "Measuring and Assessing Capacity Utilization in the Manufacturing Sectors of Nine OECD Countries," *European Economic Review*, 1986, 30(5), pp. 961-989; Nelson, R. A., "On the Measurement of Capacity Utilization," *The Journal of Industrial Economics*, 1989, 37(3), pp. 273-286; 余森杰、崔晓敏:《中国的产能过剩及其衡量方法》,《学术月刊》2016年第12期。

② 樊茂清:《中国产业部门产能利用率的测度以及影响因素研究》,《世界经济》2017年第9期。

③ 韩国高、高铁梅、王立国、齐鹰飞、王晓姝:《中国制造业产能过剩的测度、波动及成因研究》,《经济研究》2011年第12期;国务院发展研究中心《进一步化解产能过剩的政策研究》课题组:《当前我国产能过剩的特征、风险及对策研究——基于实地调研及微观数据的分析》,《管理世界》2015年第4期。

④ 范林凯、吴万宗、余典范、苏婷:《中国工业产能利用率的测度、比较及动态演化》,《管理世界》2019年第8期。

⑤ 范林凯、吴万宗、余典范、苏婷:《中国工业产能利用率的测度、比较及动态演化》,《管理世界》2019年第8期。

⑥ Nelson, R. A., "On the Measurement of Capacity Utilization," *The Journal of Industrial Economics*, 1989, 37(3), pp. 273-286.

⑦ Morrison, C. J., "Primal and Dual Capacity Utilization: An Application to Productivity Measurement in the U.S. Automobile Industry," *Journal of Business & Economic Statistics*, 1985, 3, pp. 312-324.

$$\frac{\partial SRTC}{\partial K} = \frac{\partial VC}{\partial K} + P^K = 0 \quad (6)$$

令 G 、 $\overline{P^M}$ 、 $\overline{P^K}$ 为经劳动力价格 (P^L) 标准化后的可变成本、原材料及中间投入价格和资本价格： $G = \frac{VC}{P^L}$ ， $\overline{P^M} = \frac{P^M}{P^L}$ ， $\overline{P^K} = \frac{P^K}{P^L}$ 。于是得到：

$$\frac{\partial G}{\partial K} + \overline{P^K} = 0 \quad (7)$$

效法成本函数的文献^①，本文设定如下模型：

$$G = L + M = \alpha_0 + \sum_f \lambda_f FD_f + \beta_Y Y + \beta_{YT} YA + \beta_{YM} Y \overline{P^M} + \frac{1}{2} \beta_{YMM} Y (\overline{P^M})^2 + \beta_{YMT} Y \overline{P^M} A + \gamma_K \ln K + \frac{1}{2} \gamma_{KK} \frac{K^2}{Y} + \frac{1}{2} \beta_{KK} \frac{(\Delta K)^2}{Y} + \gamma_{KM} K \overline{P^M} + \gamma_{KT} KA \quad (8)$$

其中， FD_f 为企业的个体特征， ΔK 为企业资本存量当年的增加额。根据该方程，对于上市企业的面板数据进行回归，得到各系数，并将其带入最优产出的计算式：

$$Y_m = - \frac{\gamma_{KK} K}{\gamma_K + \gamma_{KM} \overline{P^M} + \gamma_{KT} A + \overline{P^K}} \quad (9)$$

通过计算实际产出与最优产出的比值就可以得到产能利用率：

$$CU = \frac{Y}{Y_m} \quad (10)$$

三、数据说明及研究设计

本文企业层面的数据来自同花顺数据库 2010—2018 年上交所和深交所的 A 股企业年报（不包括金融和房地产领域的企业），共计 3412 家企业。“一带一路”官网（简称 NDRC）和中国全球投资追踪数据库（简称 CGIT），为判断企业是否参与“一带一路”建设提供了依据。在此基础上，建立单时点和多时点双重差分模型，以识别参与“一带一路”建设对于企业产能利用率的影响。

（一）相关指标的测算

1. 资本存量 (K_{it})。用固定资产净值作为资本存量的代理变量。^② 根据数据可得性，用 t 时期企业固定资产原价减去累计折旧额，得到该企业当年的固定资产净值。

折旧率 (δ_{it})。企业历年的新增固定资本可由固定资产原价的一阶差分得到，资本存量 K_{it} 、上年度资本存量 K_{it-1} 、同该企业新增固定资本投资额 I_{it} 之间^③，存在如下关系：

$$K_{it} - K_{it-1} = I_{it} - \delta_{it} \cdot K_{it-1} \quad (11)$$

从而得到折旧率：

$$\delta_{it} = 1 - \frac{K_{it} - I_{it}}{K_{it-1}} \quad (12)$$

2. 资本价格 (P_{it}^K)。用企业 i 在 t 时期的资本使用成本来衡量资本价格，企业的资本使用成本分为三个部分：^④ 企业放弃的机会成本 $r_t \cdot q_t$ 、所需要承担的资本折旧 $\delta_{it} \cdot q_t$ 、以及市场购置价格波动对资本价格的影响 $\Delta q_t = q_t - q_{t-1}$ 。资本价格的决定式如下：

$$P_{it}^K = r_t \cdot q_t + \delta_{it} \cdot q_t - \Delta q_t \quad (13)$$

其中，根据《中国统计年鉴》，用固定资产投资价格指数（令 $P_{i2018}^K = 1$ ）作为每年资本品的真实市场购置价格 q_t 。用央行三年期固定资产贷款的月基准利率，进行加权处理，减去当年的通货膨胀率，得到年真实

① Morrison, C. J., and Berndt, E. R., "Short Run Labor Productivity in A Dynamic Model," *Journal of Econometrics*, 1980, 16, pp. 339-365; 韩国高、高铁梅、王立国、齐鹏飞、王晓妹：《中国制造业产能过剩的测度、波动及成因研究》，《经济研究》2011 年第 12 期。

② 韩国高、高铁梅、王立国、齐鹏飞、王晓妹：《中国制造业产能过剩的测度、波动及成因研究》，《经济研究》2011 年第 12 期。

③ 张军、章元：《对中国资本存量 K 的再估计》，《经济研究》2003 年第 7 期。

④ 韩国高、高铁梅、王立国、齐鹏飞、王晓妹：《中国制造业产能过剩的测度、波动及成因研究》，《经济研究》2011 年第 12 期。

利率 r_t 。

3. 劳动力价格 (P_{it}^L)。用人均工资来构建实际劳动力价格指数。^① 由于 2007 年数据缺失较为严重, 用 2018 年作为基期。其中, $wage_{it}$ 为企业 i 在 t 时期的平均工资:

$$P_{it}^L = \frac{wage_{it}}{wage_{i2018}} \quad (14)$$

4. 原材料及中间投入价格 (P_{it}^M)。用《中国统计年鉴》中原材料、燃料、动力购进价格分类指数来衡量原材料价格。将上市公司的证监会行业分类, 与年鉴中八大类原材料购进行业进行匹配 ($P_{i2018}^M = 1$)。^②

5. 原材料及中间投入 (M_{it})。根据《中国统计年鉴》的定义, 将制造费用、管理费用、销售费用中剔除各部分的应付职工薪酬后, 加上财务费用中的利息净支出, 作为企业的原材料及中间投入的代理变量。

6. 工业增加值 (Y_{it})。根据《中国统计年鉴》的定义, 用上市公司主营业务收入加库存商品期末余额减期初余额来测算企业的工业生产总产值, 工业生产总产值减掉原材料及中间投入、加上应交所得税得到工业增加值。

7. 技术水平 (A_{it})。用 OP 方法估算企业全要素生产率 A_{it} ^③, 并取对数作为企业 i 在 t 时期技术水平的代理变量。

(二) 企业参与“一带一路”建设的判定^④

根据“一带一路”官网公布的中国企业名录, 设立哑变量 D_ndrc_i : 若企业参与“一带一路”建设, 其值为 1; 否则为 0。然而, 官网数据的局限是, 缺少企业参与“一带一路”的具体年份。为此, 进一步使用 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。据此, 设立哑变量 BRI_{it} : 若企业 i 于 t 时期在“一带一路”沿线国家有直接投资或者工程建设, 其值为 1,^⑤ 否则为 0。

将 CGIT 数据与上市企业数据进行匹配。^⑥ 从事直接投资或者工程建设的上市企业有 280 家, 视其为参与“一带一路”建设的企业。其中, 有 235 家企业在“一带一路”从事直接投资, 160 家企业在“一带一路”从事工程建设。

(三) 回归模型

为了探究“一带一路”建设对企业产能利用率的影响, 本文采用双重差分的识别策略。以 2013 年为提出“一带一路”倡议的年份, 将样本中参与“一带一路”的企业作为处理组, 其他企业作为对照组, 估计

① 韩国高、高铁梅、王立国、齐鹰飞、王晓姝:《中国制造业产能过剩的测度、波动及成因研究》,《经济研究》2011 年第 12 期。

② 黑色金属材料类: 黑色金属冶炼及压延加工业, 有色金属材料类: 有色金属冶炼及压延加工业, 化工原料类: 石油化工、炼焦及核燃料加工业、化学原料及化学制品制造业、医药制造业、化学纤维制造业、橡胶制品业、塑料制品业, 木材及纸浆类: 木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业、家具制造业、造纸及纸制品业、印刷业和记录媒介的复制业、文教、体育用品制造业, 建材类: 非金属矿物制品业、金属制品业、通用设备制造业、专用设备制造业、交通运输设备制造业、电气机械及器材制造业、通信设备、计算机及其他电子设备制造业、仪器、仪表及文化、办公用机械制造业, 农副食品类: 农副食品加工业、食品制造业、饮料制造业、烟草制造业, 纺织原料类: 纺织业、纺织服装、鞋、帽制造业、皮革、皮毛、羽毛(绒)及其制品业, 主要原材料、燃料、动力购进价格指数: 作为其他类型企业的原材料及中间投入价格代理变量。

③ Olley, G. S., and Pakes, A., "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry," *Econometrica*, 1996, 64(6), pp. 1263-1297.

④ 本文的企业对外投资数据, 没有使用商务部《境外投资企业(机构)备案名录》, 原因是, 该名录局限于对外直接投资企业, 且缺少实际投资的年份, 分析“一带一路”的经济效应可能存在时间维度的偏误。

⑤ “一带一路”官网也公布了已同中国签订共建“一带一路”合作文件的国家名录。至 2019 年 7 月底, 中国政府已与 136 个国家和 30 个国际组织签署了 195 份政府间合作协议。

⑥ 在匹配过程中遇见一些特殊问题, 对于 CGIT 数据库数据的处理过程如下: (1) 数据中存在大量签署方拥有多个子公司, 本文通过母公司官方网站, 根据公布的“上市子公司”名单, 将其均作为参与企业。例如: (投资方为 Hisense Group, “海信集团”, 企业官网中旗下上市公司为“海信电器 600060”和“海信家电 000921”); (2) 数据中存在大量中方单位英文名称是以英语简称或是中文拼音简称出现的现象。在匹配中如果可以找到唯一的对应企业, 本文就将其作为一一对应的匹配; 但是如果出现该 CGIT 的英文名称可能对应多家上市公司企业的情况(包括存在英文名称为上市公司名称的英文、中文拼音首字母组合或是中文名称的英语意译), 利用人工识别, 根据该数据中海外投资内容、英文名称与备选上市公司的主营业务、归属省份(地级市)之间的关联性, 并查询其企业官网, 查询其是否公布了参与“一带一路”经济活动的信息。

方程如下：

$$CU_{it} = \alpha + \beta D_{2013_t} * D_{ndrc_i} + \gamma X_{it} + \phi_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

其中， CU_{it} 为企业 i 在 t 时期的产能利用率。 D_{2013_t} 为时间哑变量，2013 年及之后为 1，其他为 0。 D_{ndrc_i} 为哑变量，出现在“一带一路”官网目录上的企业，其值为 1，否则为 0。 X_{it} 表示反映企业特征的控制变量，包括企业利润率 $rate_{it}$ （净利润/营业收入）、资本存量的对数 lnk_{it} 、企业规模 $size_{it}$ （用年营业收入的对数值代理）、国企哑变量 soe_{it} 、企业年龄 age_{it} 、出口哑变量 $export_{it}$ 。^① ϕ_i 和 δ_t 分别为年份和企业个体固定效应， ε_{it} 为随机误差项。

由于企业参与“一带一路”建设的时间不尽相同，本文也使用多时点双重差分模型进行估计，具体如下：

$$CU_{it} = \alpha + \beta BRI_{it} + \gamma X_{it} + \phi_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

其中， BRI_{it} 为哑变量，企业 i 在 t 时期在“一带一路”沿线国家有直接投资或者工程建设，其值为 1，否则为 0。

为消除异常值对于回归结果的影响，连续变量做了 1% 分位数和 99% 分位数的缩尾处理。主要变量的描述性统计见表 1。

表 1 主要变量的描述性统计

变量	观察值	均值	标准差	最小数	中位数	最大数
CU_{it}	10364	0.9652	0.5215	0.0347	0.9395	1.9628
$rate_{it}$	28385	0.5581	0.6220	-0.0090	0.3694	5.2444
lnk_{it}	24856	19.9570	1.6310	15.2143	19.9115	24.5392
$size_{it}$	28400	21.0475	1.3869	17.4351	20.9168	25.1653
soe_{it}	30676	0.2946	0.4558	0	0	1
age_{it}	30637	15.4699	6.0183	0	15	60
$export_{it}$	30676	0.5577	0.4967	0	1	1

四、基准估计和稳健性检验

在这一节，先报告基准估计结果，然后进行平行趋势检验和安慰剂检验，最后进行稳健性检验。

（一）基准估计结果

基准估计结果见表 2。列（1）—（3）为基于“一带一路”官网进行单时点双重差分的估计结果。列（1）在控制了双向固定效应后， $D_{2013_t} * D_{ndrc_i}$ 的估计系数显著为正。根据这一估计，在“一带一路”倡议提出后，参与企业的产能利用率相对于其他企业提高了 18.8%。列（2）和列（3）在加入控制变量和双向固定效应后， $D_{2013_t} * D_{ndrc_i}$ 的估计系数仍然显著为正，分别为 0.15 和 0.19。

列（4）—（6）为基于 CGIT 数据库进行多时点双重差分的估计结果。列（4）控制了双向固定效应后， BRI_{it} 的估计系数显著为正。根据这一估计，参与“一带一路”建设的企业的产能利用率相对于其他企业提高了 14.4%。列（5）和列（6）在加入控制变量和双向固定效应后， BRI_{it} 的估计系数仍然显著为正，均为 0.13。

基准估计的结果说明，企业参与“一带一路”建设之后，产能利用率显著得到提升。针对“一带一路”提升产能的机制，本文在第六部分将通过建模进行更为深入的探讨。

（二）平行趋势检验和安慰剂检验

在这里，进行平行趋势检验。对于单时点双重差分，我们将 2011—2018 年的年份哑变量引入回归方程：

$$CU_{it} = \alpha + \sum_{\tau=2011}^{2018} \beta_{\tau} D_{\tau_t} * D_{ndrc_i} + \gamma X_{it} + \phi_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (17)$$

① 余森杰、金洋、张睿：《工业企业产能利用率衡量与生产率估算》，《经济研究》2018 年第 5 期。

表 2 基准估计结果

解释变量	CU_{it}			CU_{it}		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$D_{2013_t} * D_{ndrc_t}$	0.1880*** (0.0445)	0.1489*** (0.0434)	0.1920*** (0.0436)			
BRI_{it}				0.1443*** (0.0489)	0.1338*** (0.0467)	0.1332*** (0.0463)
$rate_{it}$		0.3350*** (0.0202)	0.3446*** (0.0201)		0.3346*** (0.0202)	0.3447*** (0.0201)
lnk_{it}		-0.4009*** (0.0130)	-0.3910*** (0.0129)		-0.4015*** (0.0130)	-0.3922*** (0.0129)
$size_{it}$		0.4486*** (0.0135)	0.4313*** (0.0135)		0.4478*** (0.0135)	0.4314*** (0.0136)
soe_{it}		0.2945# (0.1856)	0.2872# (0.1838)		0.2931# (0.1857)	0.2863# (0.1840)
age_{it}		-0.0301*** (0.0022)	-0.0234 (0.3710)		-0.0295*** (0.0022)	-0.0295 (0.3713)
$export_{it}$		-0.0134 (0.0235)	-0.0152 (0.0233)		-0.0173 (0.0236)	-0.0193 (0.0233)
$cons$	1.1255*** (0.0183)	-0.0803 (0.2617)	-0.0141 (4.4450)	1.1137*** (0.0183)	-0.0611 (0.2619)	0.0742 (4.4482)
年份效应	是	否	是	是	否	是
个体效应	是	是	是	是	是	是
R^2	0.0556	0.1930	0.2097	0.0545	0.1927	0.2085
观察值	10364	10161	10161	10364	10161	10161

注：括号内为标准误；#、*、**、***分别表示在15%、10%、5%、1%水平上显著。

估计结果见图 1 (左)，对于参与“一带一路”建设的企业来说，在 2013 年之前，估计系数均不能拒绝零假设，在 2013 年及之后，估计系数基本为正。这表明，单时点双重差分模型满足平行趋势假设，且“一带一路”建设对于企业产能利用率存在正向效应。

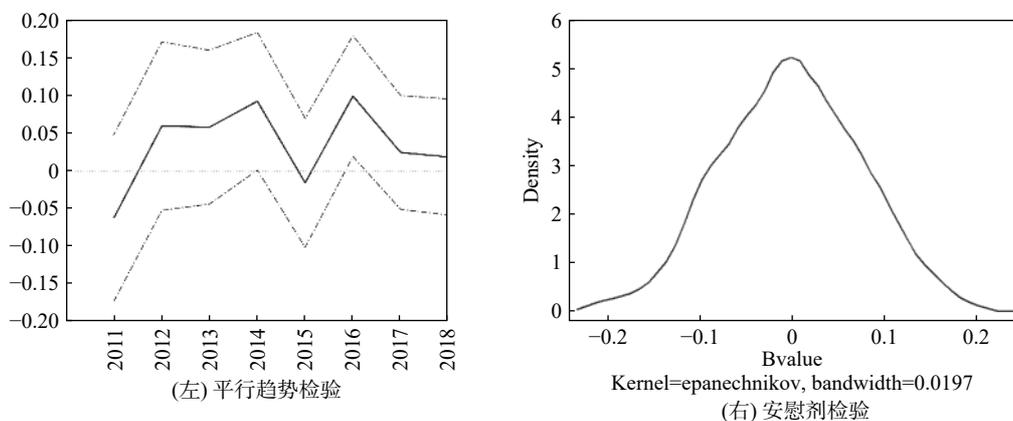


图 1 单时点双重差分

为了验证处理组企业产能利用率的提高确实是由于参与“一带一路”建设所引起的，本文还进行了安慰剂检验。具体地，在 3412 家企业样本中随机抽取新的处理组，重复抽取 500 次。图 1（右）是 500 次估计系数值的概率密度，系数基本分布在 0 值附近且对称。由此，可以得出结论，基于准自然实验得到的估计系数显著异于安慰剂检验得到的估计系数，“一带一路”建设对于产能利用率的提升效应并非源于其他不可观测的因素。

对于多时点双重差分的平行趋势检验，我们将企业参与“一带一路”倡议前后三年的时间哑变量引入回归方程：

$$CU_{it} = \alpha + \sum_{\tau=-3}^3 \beta_{\tau} BRI_{it+\tau} + \gamma X_{it} + \phi_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (18)$$

相应的估计结果见图 2（左），在企业参与“一带一路”建设的之前年份，系数均不能拒绝零假设，而在参与及之后的年份中，估计系数大多为正。与单时点双重差分的平行趋势检验结果类似。针对多时点的安慰剂检验结果见图 2（右），与单时点的安慰剂检验结果类似。

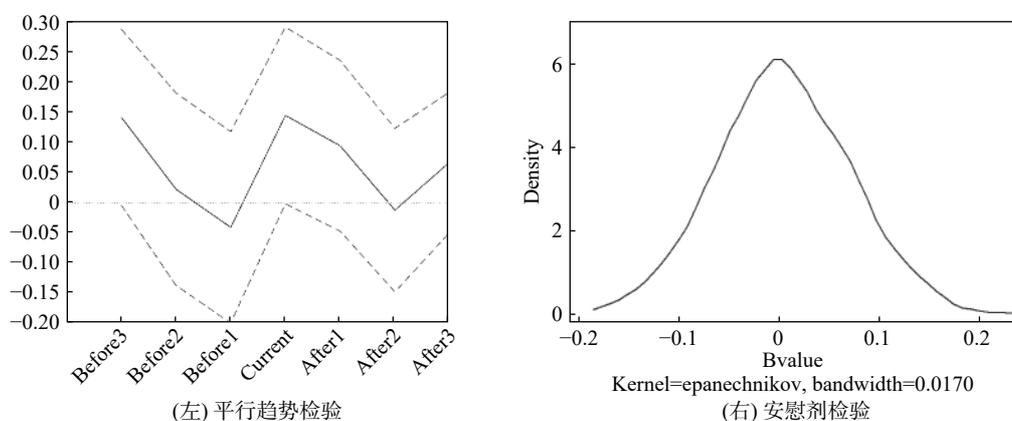


图 2 多时点双重差分

（三）稳健性检验

是否参加“一带一路”建设与企业产能利用率之间可能存在“自选择”的问题。考虑到这一因素，本文通过倾向得分匹配—双重差分的方法（PSM-DID）^①，考察企业参加“一带一路”建设对其产能利用率的影响。

在倾向得分匹配中，用到的特征变量，包括企业利润率、资本存量对数、企业规模、是否为国企、企业年龄、是否为出口企业，通过 Logit 模型计算倾向匹配得分；采用最近邻 1 对 1 匹配方法，匹配后处理组与对照组之间特征变量之间没有显著差异。表 3 的列（1）—（3）是将“一带一路”官网的企业名录作为处理组进行匹配的估计结果；列（4）—（6）是将 CGIT 数据库中的参与企业作为处理组进行匹配的估计结果。

表 3 的估计结果与前文一致，再次表明，参与“一带一路”建设显著提高了上市企业的产能利用率。在经过倾向得分匹配处理后，估计结果的拟合优度明显增大，显示倾向得分匹配对于模型的改进是有效的。

产能利用率测算方法本身也可能存在局限，这里运用标准化可变成本函数方法对企业产能利用率重新进行测算。两种测算结果的概率密度见图 3，它们分布的形状相似。替换被解释变量所进行的稳健性检验，结果见表 4。列（1）—（6）的估计系数均为正，在添加控制变量、个体固定效应和年份固定效应之后，列（3）和列（6）的估计系数分别在 1% 和 15% 的水平上显著为正。由此，可以认为，参与“一带一路”建设对于企业产能利用率的提升效应，在不同测算方法下是一致的。

^① Rosenbaum, P. and Rubin, D., “The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects,” *Biometrika*, 1983, 70(1), pp. 45-55.

表 3 PSM-DID 模型的估计结果

解释变量	CU_{it}			CU_{it}		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$D_{2013_i} * D_{ndrc_i}$	0.1987*** (0.0447)	0.1520*** (0.0433)	0.1987*** (0.0435)			
BRI_{it}				0.1398*** (0.0486)	0.1294*** (0.0465)	0.1290*** (0.0460)
$cons$	1.1243*** (0.0184)	-0.2455 (0.2663)	0.2156 (4.3345)	1.1045*** (0.0184)	-0.1174 (0.2752)	0.1395 (4.4452)
控制变量	否	是	是	否	是	是
年份效应	是	否	是	是	否	是
个体效应	是	是	是	是	是	是
R^2	0.0544	0.2052	0.2230	0.0539	0.1902	0.2064
观察值	10008	9805	9805	9911	9708	9708

注：括号内为标准误；#、*、**、*** 分别表示在15%、10%、5%、1%水平上显著。

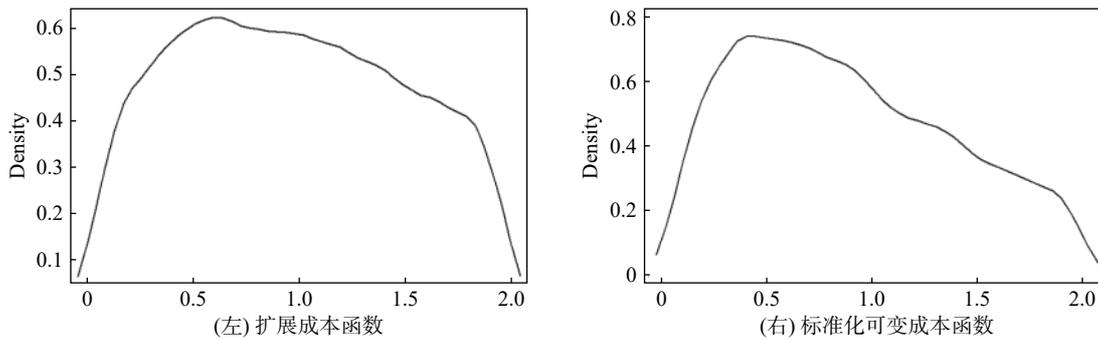


图 3 产能利用率的概率密度

表 4 改变产能利用率测算方法的估计结果

解释变量	CU_{it} 标准化可变成本			CU_{it} 标准化可变成本		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$D_{2013_i} * D_{ndrc_i}$	0.1773*** (0.0479)	0.0818** (0.0394)	0.1432*** (0.0397)			
BRI_{it}				0.0760 (0.0633)	0.0702 (0.0517)	0.0770# (0.0512)
$cons$	1.3645*** (0.2110)	0.0388 (0.2112)	-0.0458 (1.3336)	1.3656*** (0.2111)	0.0509 (0.2111)	-0.0225 (1.3342)
控制变量	否	是	是	否	是	是
年份效应	是	否	是	是	否	是
个体效应	是	是	是	是	是	是
R^2	0.0166	0.3718	0.3847	0.0156	0.3717	0.3841
观察值	15181	14823	14823	15181	14823	14823

注：括号内为标准误；#、*、**、*** 分别表示在15%、10%、5%、1%水平上显著。

在 2010—2018 年期间，上市企业存在进入和退出。为此，这里剔除个别年份有数据缺失的上市企业，构建平衡面板。相应的估计结果见表 5。可以发现，估计系数均显著为正，与前文一致。

表 5 构建平衡面板的估计结果

解释变量	CU_{it}			CU_{it}		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$D_{2013} * D_{ndrc}_i$	0.2527*** (0.0692)	0.2258*** (0.0666)	0.2932*** (0.0650)			
BRI_{it}				0.2195*** (0.0812)	0.1782** (0.0789)	0.2020*** (0.0763)
$cons$	0.8609*** (0.0280)	0.0279 (0.7178)	0.0637 (0.6914)	0.8461*** (0.0286)	0.1101 (0.7207)	0.1714 (0.6966)
控制变量	否	是	是	否	是	是
年份效应	是	否	是	是	否	是
个体效应	是	是	是	是	是	是
R^2	0.1285	0.1824	0.2496	0.1236	0.1775	0.2402
观察值	1206	1206	1206	1206	1206	1206

注：括号内为标准误；#、*、**、*** 分别表示在15%、10%、5%、1%水平上显著。

五、拓展性分析

基准估计的结果显示，企业参与“一带一路”建设可以显著提升其产能利用率。为考察企业参与“一带一路”建设的方式对于产能利用率的影响，下面进一步分析企业以对外直接投资和海外工程建设方式参与“一带一路”建设对于产能利用的影响。进一步地，本文还从企业所有权性质、生产率、资本密集度以及是否出口四个方面，考察“一带一路”产能利用率效应的异质性。

(一) 参与“一带一路”倡议的具体方式

根据国务院发布的《关于推进国际产能和装备制造合作的指导意见》，“……推进国际产能和装备制造合作要坚持突出重点、有序推进，应根据不同国家和行业的特点，有针对性地采用贸易、承包工程和投资等方式有序推进与沿线国家的产能合作……”为此，本文进一步跟踪对外直接投资和海外工程建设这两种方式对企业产能利用率的影响。把式(16)中的 BRI_{it} 替换为 TZ_{it} 和 GC_{it} ： TZ_{it} 是企业 i 在 t 年通过对外直接投资方式参与“一带一路”建设的哑变量； GC_{it} 是企业 i 在 t 年通过工程建设方式参与“一带一路”建设的哑变量。

考虑到企业存在既有对外投资，又有海外工程建设的情况，本文对处理组做了相应的设定：一是将在“一带一路”沿线国家进行直接投资 (TZ_{it}) 或工程建设 (GC_{it}) 的上市企业作为处理组；二是将在“一带一路”沿线国家仅进行直接投资 (TZ_{it}^{only}) 和仅有工程建设 (GC_{it}^{only}) 的上市企业作为处理组；三是将对“一带一路”沿线国家既进行直接投资，又有工程建设的上市企业作为处理组 ($TZGC_{it}^{both}$)。相应的估计结果见表6。

对外直接投资。有关直接投资的估计结果见表6列(2)和(4)。在加入控制变量并引入年份和个体固定效应后，变量 TZ_{it} 和 TZ_{it}^{only} 的系数分别在1%和10%的水平上显著为正。这表明，在“一带一路”有投资的企业，相对于其他企业，产能利用率提高15.46%；只进行直接投资的“一带一路”企业，相对于其他企业，产能利用率提高9.36%。从这些结果来看，直接投资是企业参与“一带一路”建设提升产能利用率的有效方式。

海外工程建设。有关工程建设的估计结果见表6列(3)和(5)。在加入控制变量并引入年份和企业个体固定效应后，变量 GC_{it} 和 GC_{it}^{only} 的系数分别在1%和5%的水平上显著为正。参与“一带一路”工程建设的企业，相对于其他企业，产能利用率提高15.22%；只进行工程建设的“一带一路”企业，相对于其他企业，产能利用率提高19.99%。从这些结果来看，工程建设也是企业参与“一带一路”建设提升产能利用率的有效方式。

表 6 参与“一带一路”倡议的具体方式

解释变量	CU_{it}		CU_{it}		CU_{it}	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
BRI_{it}	0.1332*** (0.0463)					
TZ_{it}		0.1546*** (0.0470)				
GC_{it}			0.1522*** (0.0540)			
TZ_{it}^{only}				0.0936* (0.0566)		
GC_{it}^{only}					0.1999** (0.0982)	
$TZGC_{it}^{both}$						0.1833*** (0.0552)
<i>cons</i>	0.0742 (4.4482)	0.0650 (4.4474)	0.0815 (4.4483)	0.0725 (4.4498)	0.0818 (4.4494)	0.0720 (4.4474)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份效应	是	是	是	是	是	是
个体效应	是	是	是	是	是	是
R^2	0.2085	0.2088	0.2085	0.2080	0.2081	0.2088
观察值	10161	10161	10161	10161	10161	10161

注：括号内为标准误；#、*、**、***分别表示在15%、10%、5%、1%水平上显著。

根据表 6 列 (6) 的结果，可以看出，当企业在“一带一路”既有直接投资，又有工程建设，相较于其他企业，产能利用率提升 18.33%。这说明，直接投资和工程建设这两种方式具有协同效应，两种方式相互促进，有效地降低了平均成本，提高了生产效率。

上述结果表明，企业响应“一带一路”倡议后，对于沿线国家经济活动的参与显著地提升了自身的产能利用率。对外直接投资和海外工程建设是企业参与“一带一路”倡议的具体方式，它们均有效地促进了企业产能利用率的提升。

(二) 异质性分析

为跟踪“一带一路”效应在企业间的异质性，本文从企业所有权性质、生产率、资本密集度以及是否出口四个方面，考察参与“一带一路”建设对于产能利用率的影响。

为考察与企业所有权性质相关的异质性，在基准回归方程 (15) 和 (16) 的基础上，加入是否为国企的哑变量 SOE_i ，并在方程中添加相应的交互项，估计结果见表 7 列 (1) 和 (2)。列 (1) 的结果表明，在 2013 年及之后，参与“一带一路”的国有企业相比非国有企业，产能利用率高出 15.42%。列 (2) 的结果显示，参与“一带一路”建设对产能利用率的提升完全体现在国有企业上。这表明，“一带一路”对于企业产能利用率的影响存在差异，国有企业比非国有企业的提升效应更强。

与非国有企业相比，借助“一带一路”建设，国企“走出去”面临更大的机遇，它们在融资、信贷等涉外经济活动方面有更多的便利。另一方面，国企在基础建设、工程承包等领域具有优势，参与“一带一路”建设对于提升国企的产能利用率更为有效。

为考察与企业生产率有关的异质性，在基准回归的基础上，加入是否为高生产率企业的哑变量 $PROD_i$ ^①，并在方程中添加相应的交互项，估计结果见表 7 列 (3) 和 (4)。列 (3) 的结果表明，在

① 对于每个截面，本文把全要素生产率高于该年度样本中位数的企业设定为高生产率企业， $PROD_i=1$ ；其他为低生产率企业， $PROD_i=0$ 。

2013年及之后,参与“一带一路”的高生产率企业相比低生产率企业,产能利用率高出23.40%。列(4)的结果显示,参与“一带一路”建设对产能利用率的提升完全体现在高生产率企业上。这表明,“一带一路”对于企业产能利用率的影响存在差异,高生产率企业比低生产率企业的提升效应更强。

表7 异质性分析:企业所有权性质与生产率

解释变量	CU_{it}		CU_{it}	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$D_{2013_i} * D_{ndrc_i} * SOE_i$	0.1542*** (0.0437)			
$BRI_{it} * SOE_i$		0.2153** (0.0949)		
$D_{2013_i} * D_{ndrc_i} * PROD_i$			0.2340** (0.0972)	
$BRI_{it} * PROD_i$				0.2815*** (0.1005)
$D_{2013_i} * D_{ndrc_i}$	0.1059** (0.0499)		0.1329*** (0.0500)	
BRI_{it}		-0.0023 (0.0755)		0.0503 (0.0549)
$cons$	-0.0431 (4.4417)	0.0520 (4.4470)	-0.0110 (4.4436)	0.0788 (4.4462)
控制变量	是	是	是	是
年份效应	是	是	是	是
个体效应	是	是	是	是
R^2	0.2109	0.2091	0.2103	0.2093
观察值	10161	10161	10161	10161

注:括号内为标准误;#、*、**、***分别表示在15%、10%、5%、1%水平上显著。

“一带一路”倡议给予企业“走出去”的机会。在更大的市场环境中,单一市场造成的扭曲将会减弱,相比于低生产率企业,高生产率企业的技术、成本优势将进一步显现,助力其开拓国外市场,参与“一带一路”建设对于它们的产能利用率的提升作用也更为明显。

为考察与资本密集度相关的异质性,在基准回归的基础上,加入是否为高资本密集度企业的哑变量 KL_i ^①,并在方程中添加相应的交互项,估计结果见表8列(1)和(2)。列(1)的结果表明,在2013年及之后,参与“一带一路”建设的高资本密集度企业相比低资本密集度企业,产能利用率低26.56%。列(2)的结果显示,参与“一带一路”建设的高资本密集度企业相比低资本密集度企业,产能利用率低25.76%。这表明,“一带一路”对于企业产能利用率的影响存在差异,低资本密集度企业比高资本密集度企业的提升效应更强。

在“一带一路”倡议下,随着市场竞争环境的改善,要素回报率和要素价格之间的扭曲减弱。随着资本与劳动回报率的进一步修正,以钢铁、水泥等行业为代表的资本投入过剩企业,短期内无法提升生产效率,而低资本密集度企业在“一带一路”倡议后的生产效率明显提升。

为考察与出口相关的异质性,在基准回归的基础上,加入是否为出口企业的哑变量 EXP_i ,并在方程中添加相应的交互项,估计结果见表8列(3)和(4)。列(3)的结果表明,在2013年及之后,参与“一带一路”的出口企业相比非出口企业,产能利用率平均低10.54%,但并不显著。列(4)的结果表明,参

① 本文设定资本密集度为资本存量与劳动力的比值。对于每个截面,本文把资本密集度高于该年度样本中位数的企业设定为高资本密集度企业, $KL_i=1$; 其他为低资本密集度企业, $KL_i=0$ 。

与“一带一路”的出口企业相比非出口企业，产能利用率平均低 31.81%。这表明，“一带一路”对于企业产能利用率的影响存在差异，非出口企业比出口企业的提升效应更强。

表 8 异质性分析：资本密集度与是否出口

解释变量	CU _{it}		CU _{it}	
	(1)	(2)	(3)	(4)
D ₂₀₁₃ _t *D _{ndrc} _i *KL _i	-0.2656*** (0.0886)			
BRI _{it} *KL _i		-0.2576** (0.1289)		
D ₂₀₁₃ _t *D _{ndrc} _i *EXP _i			-0.1054 (0.1278)	
BRI _{it} *EXP _i				-0.3181** (0.1385)
D ₂₀₁₃ _t *D _{ndrc} _i	0.3651*** (0.0723)		0.0997 (0.1201)	
BRI _{it}		0.3526*** (0.1192)		0.4114*** (0.1297)
cons	-0.0218 (4.4427)	0.0741 (4.4473)	0.0892 (4.4469)	0.0551 (4.4469)
控制变量	是	是	是	是
年份效应	是	是	是	是
个体效应	是	是	是	是
R ²	0.2106	0.2089	0.2097	0.2091
观察值	10161	10161	10161	10161

注：括号内为标准误；#、*、**、*** 分别表示在15%、10%、5%、1%水平上显著。

对于提升企业的产能利用率而言，参与“一带一路”建设和出口之间可能存在替代性。出口企业在对标国际市场和实现全球价值链合作的过程中，已经完成自身生产效率的提升，参与“一带一路”倡议对于出口企业产能利用的提升效果有限，而非出口企业在积极参与“一带一路”的过程中，进一步对标沿线国家市场，化解自身过剩的要素投入，实现产能利用率的提升。

六、基于建模的理论分析

前文的回归结果已经说明企业可以通过参与“一带一路”倡议提高产能利用率。在这一部分，尝试建立理论模型，进一步阐明企业参与“一带一路”倡议影响产能利用率的机制。

(一) 企业产能利用率低的理论解释

结合文献，本文将企业产能利用率低的原因总结为三个方面：企业的规模调整存在“黏性”、企业同金融市场之间存在信息不对称、以及政府对于企业规模的偏好。在模型中，将分别讨论这三种情形。

参考经典文献^①，假定同行业的企业只生产同质化产品，生产率为 z 的企业，其产能 y 为：

$$y = f(z, n) = zn^\alpha \tag{19}$$

其中， n 为劳动力投入， α 为劳动力产出的弹性系数。本文仅把劳动作为可变投入要素，一方面是考虑短期产能，另一方面是该模型同样可以用来分析多要素投入。在给定市场商品价格 p 、以及工资 w （标准化设定 $w = 1$ ）、每期的固定成本为 c_f ，企业的利润 π 为：

$$\pi(z, p, n_{-1}, n) = pf(z, n) - wn - c_f - wg(n, n_{-1}) \tag{20}$$

① Hopenhayn, H. A., "Entry, Exit, and Firm Dynamics in Long Run Equilibrium," *Econometrica*, 1992, 60, pp. 1127-1150.

约束条件是：^①

$$n + g(n, n_{-1}) \leq \phi^{INF} \cdot n_{-1} \quad (21)$$

$$g(n, n_{-1}) \leq \phi^{GOV} \quad (22)$$

根据产业组织的理论，在利润函数中引入调整成本，见式（20）。引入调整成本的原因在于，企业调整规模是有代价的。劳动力的保护政策会导致企业的成本黏性，企业缺少对于规模调整的灵活性。^② 效仿产业组织文献，设定 g 为企业改变规模需要支付的调整成本（以劳动力计价）， n_{-1} 为上一期企业规模。 $g(n, n_{-1})$ 满足：

$$g(n, n_{-1}) = \tau \cdot (n_{-1} - n), \tau \in (0, 1) \quad (23)$$

调整成本乘数 τ 衡量企业调整投入要素时的难易程度。调整成本的存在，使企业对创造就业机会更加谨慎，减少了对劳动力需求的调整。通过在模型中增大调整成本乘数，可以观察到均衡情况下，企业层面的平均劳动生产率下降。^③ 特别地，可以发现式（23）中， $\frac{\partial g}{\partial n} = -\tau < 0$ ，企业扩大生产规模时，基于吸纳就业等因素的考量，政府往往给予财政补贴和税收减免^④，因而企业额外支付的调整成本将趋于下降。反之反是。

式（21）和（22）是两个约束条件。第一个约束条件是企业规模的限制。^⑤ 由于企业和金融市场之间存在信息不对称，金融部门存在“规模偏好”的现象，更愿意贷款给大企业。这使得企业有扩大自身规模的冲动，以获得相应的金融资源，本文用式（21）捕捉这一特征事实。

政府基于经济增长和就业的考量，同样存在类似的“规模偏好”，在政策设计上，对于规模大的企业给予更多的政策性支持，如税收优惠。这导致企业为了得到优惠政策，倾向于做大自身规模，本文用式（22）捕捉这一特征事实。

企业的决策是动态地实现自身值函数的最大化。^⑥ 首先考虑无约束、无调整成本情况下的均衡解，即 $g = 0$ ， $\phi^{INF} = \infty$ ， $\phi^{GOV} = \infty$ 。给定市场商品价格 p ，可以解得企业的最优规模：

$$\text{当 } g = 0, \phi^{INF} = \infty, \phi^{GOV} = \infty \text{ 时, } n(z, p) = (\alpha pz)^{\frac{1}{1-\alpha}} \quad (24)$$

其次考虑存在调整成本或约束的情况。

情形一，考虑存在调整成本的情况，即 $g \neq 0$ 。通过求解企业最优化问题，可得此时的企业规模为：

$$\text{当 } g \neq 0 \text{ 时, } n(z, p) = \left(\frac{\alpha pz}{1-\tau} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}} \quad (25)$$

通过比较式（24）和（25），可以发现，存在调整成本的企业最优规模大于无调整成本时的最优规模。企业需要通过扩张产能，以平衡额外的调整成本，以实现价值最大化。

情形二，考虑存在信息不对称约束的情况，即 $\phi^{INF} < \infty$ 。可以把式（21）的约束条件改写成：

$$\text{当 } \phi^{INF} < \infty \text{ 时, } n \geq \left(1 - \frac{\phi^{INF}}{\tau} \right) n_{-1} \quad (26)$$

可以发现，在信息不对称的情况下，金融部门对于企业规模存在偏好。这解释了造成过剩产能的第二个原因，企业以扩大规模的方式，避免融资难的困境。

情形三，考虑存在政府偏好的情况，即 $\phi^{GOV} < \infty$ 。可以把式（22）的约束条件改写成：

$$\text{当 } \phi^{GOV} < \infty \text{ 时, } n \geq n_{-1} - \frac{\phi^{GOV}}{\tau} \quad (27)$$

① 本文的模型中，企业融资获得的金融资源是用于支付劳动力工资。

② 刘媛媛、刘斌：《劳动保护、成本黏性与企业应对》，《经济研究》2014年第5期。

③ Hopenhayn, H., and Rogerson, R., “Job Turnover and Policy Evaluation: A General Equilibrium Analysis,” *Journal of Political Economy*, 1993, 101(5), pp. 915-938.

④ 薛云奎、白云霞：《国家所有权、冗余雇员与公司业绩》，《管理世界》2008年第10期。

⑤ Quadrini, V., “Entrepreneurship, Saving and Social Mobility,” *Review of Economic Dynamics*, 2000, 3(1), pp. 1-40; Moll, B., “Productivity Losses from Financial Frictions: Can Self-Financing Undo Capital Misallocation?” *American Economic Review*, 2014, 104(10), pp. 3186-3221.

⑥ 限于篇幅，省略了企业值函数、其他均衡条件的设定，以及其他内生变量的均衡解，如有需要可向作者索取。

可以发现,存在政府偏好的情况下,企业规模向下调整的空间受到限制。这解释了造成过剩产能的第三个原因,企业以扩大生产的方式,迎合政府对于规模的偏好。

企业在无调整成本、无约束情况下的产出,与受调整成本和约束的影响下的产出,两者的比值就是企业的产能利用率。根据式(19)的生产函数,得到生产率为 z 的企业的产能利用率:

$$CU = \frac{f(z, n|g = 0, \phi^{INF} = \infty, \phi^{GOV} = \infty)}{f(z, n|g \neq 0, \phi^{INF} < \infty, \phi^{GOV} < \infty)} = \left(\frac{n_{g=0, \phi^{INF}=\infty, \phi^{GOV}=\infty}}{n_{g \neq 0, \phi^{INF} < \infty, \phi^{GOV} < \infty}} \right)^\alpha \quad (28)$$

根据模型,我们认为企业规模调整的黏性,以及企业为避免信息不对称、为迎合政府偏好进行的产能扩张,共同造成了产能利用率低的问题。下面,我们将分析“一带一路”倡议通过直接减少企业调整成本、以及间接地解决信息不对称和政府偏好问题,提升企业的产能利用率。

(二)“一带一路”提升产能利用率的机制分析

“一带一路”倡议有助于营造贸易自由、投资便利、金融自由化的经济环境;^①“一带一路”可以缓解企业因为国内生产成本低、利润空间小造成的过剩产能;^②“一带一路”倡议通过降低信息不对称和改善财务状况,扩大参与企业的信贷融资规模;^③“一带一路”政策可以降低企业的经营成本。^④“一带一路”倡议作为中国新时期改革开放的平台,同时也可以带动中国经济内循环和外循环的良性互动,对于企业调整成本有正向的作用。具体地,设定调整成本乘数:

$$\tau = \begin{cases} \tau^l, & BRI = 1 \\ \tau^h, & BRI = 0 \end{cases} \quad (29)$$

其中, τ^l 和 τ^h 分别为参与“一带一路”和不参与“一带一路”的调整成本乘数,且满足 $\tau^l < \tau^h$ 。我们认为,通过参与“一带一路”倡议,企业可以分享“新时代”改革开放平台的溢出效应,体现为企业调整规模所花费成本的下降,规模调整更为灵活。下面,将分析“一带一路”倡议影响企业产能利用率的具体路径。

第一,根据式(30)可以发现,随着调整乘数的减小,为实现目标函数最大化,参与企业的最优规模变小。“一带一路”倡议通过降低调整成本,直接影响企业的最优生产规模,存在降低产能过剩问题的直接效应。

$$n(BRI = 0) = \left(\frac{\alpha pz}{1 - \tau^h} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}} > n(BRI = 1) = \left(\frac{\alpha pz}{1 - \tau^l} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}} \quad (30)$$

第二,“一带一路”倡议降低企业的调整成本,从而间接地减小了金融部门偏好的企业规模。式(31)的系数 $1 - \frac{\phi^{INF}}{\tau}$ 可以捕捉企业与金融部门间的信息不对称程度,该系数随着调整成本降低而减小, $1 - \frac{\phi^{INF}}{\tau^h} > 1 - \frac{\phi^{INF}}{\tau^l}$ 。企业通过参与“一带一路”,向市场发送是优质企业的信号,减小与金融部门的信息不对称,放松了信贷机构对于企业融资的限制条件,减小了金融部门偏好的企业规模。

$$n \geq \left(1 - \frac{\phi^{INF}}{\tau^h} \right) n_{-1} > \left(1 - \frac{\phi^{INF}}{\tau^l} \right) n_{-1} \quad (31)$$

第三,“一带一路”倡议降低企业的调整成本,从而也间接地减小了政府偏好的企业规模。政府对于企业规模的偏好,限制了企业规模向下调整的空间^⑤,式(32)的系数 $n_{-1} - \frac{\phi^{GOV}}{\tau}$ 捕捉了政府偏好下企业规模的最小值,该系数随着调整成本降低而减小, $n_{-1} - \frac{\phi^{GOV}}{\tau^h} > n_{-1} - \frac{\phi^{GOV}}{\tau^l}$ 。随着企业参与“一带一路”,政府放松了企业规模向下调整的约束,减小了政府偏好的企业规模。

① 佟家栋:《“一带一路”倡议的理论超越》,《经济研究》2017年第12期。

② 盛斌、黎峰:《“一带一路”倡议的国际政治经济分析》,《南开学报(哲学社会科学版)》2016年第1期。

③ 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》,《世界经济》2020年第2期。

④ 徐思、何晓怡、钟凯:《“一带一路”倡议与中国企业融资约束》,《中国工业经济》2019年第7期。

⑤ $\frac{\phi^{GOV}}{\tau}$ 捕捉了企业规模向下调整的空间。

$$n \geq n_{-1} - \frac{\phi^{GOV}}{\tau^h} > n_{-1} - \frac{\phi^{GOV}}{\tau^l} \quad (32)$$

综上，式（30）、（31）和（32）的结果均表明，“一带一路”可以缩减企业的规模。结合式（28）对于产能利用率的计算，我们认为“一带一路”倡议，通过直接减少企业调整成本以及间接地解决信息不对称和政府偏好问题，减少过剩产能，提升企业的产能利用率。

七、结论及政策含义

本文利用同花顺上市公司数据、“一带一路”合作国家名录和中国全球投资追踪数据库的匹配数据，使用扩展成本函数方法测算了产能利用率，并运用单时点和多时点双重差分方法就“一带一路”倡议对中国企业产能利用的影响进行了检验。基准回归和稳健性检验的实证结果表明，“一带一路”倡议作为中国新时期“走出去”的重要战略，有效地促进了中国企业产能利用率的提高，对外直接投资和参与海外工程建设是企业化解产能过剩的有效途径。异质性分析显示，“一带一路”倡议提升企业产能利用率的效应，在国有企业、高生产率企业、低资本密集度企业和非出口企业中更加明显。为了更好地揭示传导机制，本文尝试设立理论模型，结果表明，“一带一路”倡议降低了企业的调整成本、改善了信息不对称和政府的规模偏好，从而提升产能利用率。

本文丰富了“一带一路”倡议实施经济效应的微观研究，为“一带一路”倡议所带来的正面效应提供了证据支持。在中国结构转型和要素升级关键时期，如何通过“一带一路”背景下的国际产能合作加速供给侧结构性改革，本文提供了新的思路，对实现产业结构和要素配置优化升级具有重要的政策启示。“一带一路”倡议作为与沿线国家实现经贸合作的平台，政府应该以此为契机，鼓励和推动企业“走出去”，进一步改善企业的营商环境；企业通过参与“一带一路”建设，降低了与金融部门的信息不对称，政府对于市场主体的扶助，应该聚焦到为“走出去”企业缓解融资约束等问题；倡议的提出有助于化解过去政府干预下的过剩投入，政府应该着眼于追求“质”的发展模式，通过市场化手段，积极培育市场的内生发展动力，而不是简单追求“量”上的增长。

（本文为国家社会科学基金一般项目“借助‘一带一路’建设促进中国经济高质量发展研究”（20BJL059）的阶段性成果。审稿人提出了宝贵的修改意见，智艳、曾帅、刘子琦和司春晓在写作过程中提供了大量帮助，一并表示感谢。罗长远为本文的通讯作者。）

（责任编辑：沈敏）

Going Global and Production Capacity Utilization of Enterprises

— The “Belt & Road” Initiative as a Quasi-natural Experiment

LUO Changyuan, CHEN Zhitao

Abstract: This paper uses the data of China’s listed companies from 2010 to 2018 and employs difference-in-differences to investigate the impact of “going global” on the capacity utilization rate of enterprises. We deem the “Belt & Road” initiative a quasi-natural experiment and carry out baseline estimation and robustness checks. The results show that participating the “Belt & Road” construction has significantly increased the capacity utilization rate of enterprises. Outward direct investment and overseas project construction are both effective ways. Extended analyses show that the effect of the “Belt & Road” initiative in increasing the utilization rate of enterprise capacity is more prominent among state-owned enterprises, high-productivity enterprises, low-capital-intensive enterprises and non-export enterprises. Based on the empirical findings, the paper further analyzes the transmission mechanism through theoretical modeling, which shows that the “Belt and Road” initiative has improved the capacity utilization rate of enterprises by reducing adjustment costs, alleviating information asymmetry, and weakening the government’s preference for scale.

Key words: “Belt & Road” initiative, production capacity utilization, difference-in-differences