

# “走出去”是否有助于抑制企业的 “脱实向虚”行为？

——基于“一带一路”倡议准自然实验的证据

罗长远 李 铮 智 艳\*

**摘要：**本文基于“一带一路”倡议这一准自然实验，使用双重差分法，考察了“走出去”对企业“脱实向虚”的影响。基准估计发现，参与“一带一路”建设的企业与未参与的企业相比，金融化程度有所削弱，表现出“脱虚返实”的倾向。针对传导机制所作的研究表明，企业通过参与“一带一路”建设“走出去”提升了实体获利能力，抑制了金融化动机。本文的结论为更有效地推动企业参与“一带一路”建设和推动企业“脱虚返实”提供了新的视角。

**关键词：**“一带一路”；企业金融化；双重差分法

**DOI：**10.13821/j.cnki.ceq.2023.06.18

## 一、引 言

近年来，推动企业“走出去”和治理经济“脱实向虚”成为政策关注的着力点，在这一背景下，本研究聚焦的问题正是，利用“一带一路”建设的契机“走出去”是否有助于企业“脱虚返实”？2013年，中国国家主席习近平提出了“一带一路”倡议。2014年，中央财经领导小组第八次会议发起建立亚洲基础设施投资银行和设立丝路基金。2015年，国家发展和改革委员会、外交部和商务部联合发布《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》，提出将政策沟通、设施联通、贸易畅通、资金融通、民心相通作为“一带一路”建设的重点内容。据统计，2020年，中国企业对“一带一路”沿线国家非金融类直接投资177.9亿美元，同比增长18.3%，占同期总额的16.2%，在沿线国家新签承包工程合同额1414.6亿美元，完成营业额911.2亿美元，分别占同期总额的55.4%和58.4%。<sup>①</sup>不少研究表明，企业参与“一带一路”建设后，在对外直接投资、技术创新以及产能利用效率等方面都有不同程度的收获。

另一方面，2008年金融危机以来，中国经济出现了“脱实向虚”的苗头。在微观层

\* 罗长远，复旦大学世界经济研究所；李铮，复旦大学经济学院；智艳，上海社会科学院世界经济研究所。通信作者及地址：罗长远，上海市国权路600号复旦大学经济学院，200433；电话：(021) 65643708；E-mail: chyluo@fudan.edu.cn。本研究得到国家社会科学基金一般项目(20BJL059)，国家社会科学基金重大项目(21&ZD075)，以及国家自然科学基金创新研究群体项目(72121002)的经费支持，论文的初稿在复旦大学、东南大学和华东师范大学的学术会议上报告过，与会专家提出了建设性的评论，两位匿名审稿人提出了宝贵的意见，一并表示感谢。当然，文责自负。

<sup>①</sup> “2020年我国企业对‘一带一路’沿线非金融类直接投资177.9亿美元”，中国一带一路网，<https://www.yidaiyilu.gov.cn/xwzx/gnxw/162412.htm>，访问时间：2022年2月8日。

面,经济“脱实向虚”主要表现为实体企业的金融化,即实体企业总投资中金融投资占比和利润中金融渠道获利占比日益提高(Orhangazi, 2008)。企业金融化是经济“脱实向虚”的基础,近年来,大量实体企业涉足金融行业和房地产行业,上市公司的收入也更多地依赖于金融和房地产投资等非主营业务收入。王红建(2016)的统计发现,自2009年以来,平均每年有250家实体企业不同程度地进入金融或房地产行业,它们在这些行业获得的收入约占其主营业务收入的20%。企业金融化是一把“双刃剑”,适度金融化对企业经营具有一定的积极作用,而过度金融化会产生许多消极的影响。现有研究大多显示,中国企业的金融化行为更多地体现为“脱实向虚”而非“产融相长”,不利于企业自身和社会的发展。因此,有必要关注如何缓解企业的金融化倾向。

2014年国务院常务会议提出,促进“脱实向虚”的信贷资金归位,更多投向实体经济。<sup>①</sup>2017年党的十九大报告指出,“建设现代化经济体系,必须把发展经济的着力点放在实体经济上”,要“增强金融服务实体经济能力”。推动中国实体经济发展、治理经济“脱实向虚”,不仅要着眼内部调整,也需要在外部寻找机会,特别是借助国际投资等方式“走出去”,拓展实体经济的发展空间。不过,学界关于“走出去”对企业“脱实向虚”的影响的研究还非常有限,而这正是本文关注的重点。

根据本文的研究样本,我们计算了2010—2018年中国实体企业整体的金融化水平,如图1所示。从样本总体来看,金融渠道收益率从2010年的5.23%上涨到2015年的20.33%,表明2010年以来中国企业的金融化水平急剧上升,存在“脱实向虚”的趋势。本文进一步将样本总体分为“一带一路”企业和非“一带一路”企业,可以发现:

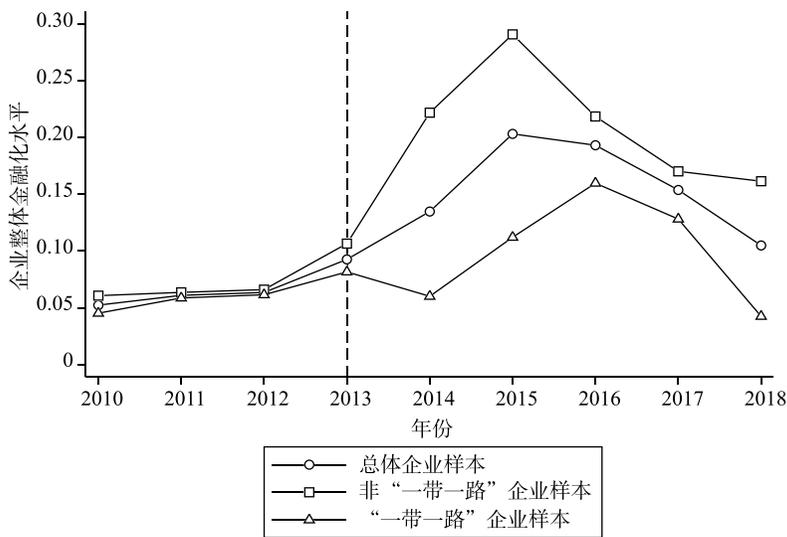


图1 2010—2018年中国企业整体的金融化水平

注:此处的金融化水平用金融渠道收益率来衡量,具体计算方式见下文。“一带一路”企业样本指参与“一带一路”建设的企业,根据中国一带一路网的中国企业名录进行认定。

<sup>①</sup>“李克强主持召开国务院常务会议,部署严肃整改审计查出的问题”,新华网, [http://www.xinhuanet.com/politics/201407/02/c\\_1111429264.htm](http://www.xinhuanet.com/politics/201407/02/c_1111429264.htm), 访问时间:2022年2月8日。

2013年以前，两组企业的金融化水平的增长是一致的；2013年以后，“一带一路”企业的金融化水平的增长明显慢于非“一带一路”企业。这说明，相比于其他企业，参与“一带一路”建设的企业在2013年以后其“脱实向虚”的趋势有所削弱。因此，本文感兴趣的是，通过参与“一带一路”建设“走出去”是否可以缓解企业的金融化水平，从而推动企业“脱虚返实”？

本文余下部分的结构如下：第二部分是文献综述；第三部分是理论假说和研究设计；第四部分是实证分析；第五部分是机制分析；第六部分是稳健性分析；第七部分是结论及政策建议。

## 二、文献综述

与本文选题相关的文献一共有两支，其中一支是关于企业金融化的研究，我们主要关注了企业金融化的动机。目前学界关于企业金融化的动机有三种理论解释。第一种是“蓄水池”理论，认为企业基于预防目的，在面临不确定性和现金流冲击时会通过配置金融资产进行流动性储备，从而降低未来的经营风险和资金链断裂风险（胡奕明等，2017）。不过，张成思和张步昙（2016）发现中国企业的金融投资与实体投资是负相关的，彭俞超等（2018）发现经济政策不确定性上升显著抑制了企业金融化趋势，说明储蓄预防并不是中国企业金融化的主要动机。第二种是“投资替代”理论，认为企业基于趋利避险的理性选择，在实体投资获利降低和金融投资获利提升的条件下，将投资从实体部门转向金融市场以获取更加丰厚的回报（Orhangazi, 2008; Demir, 2009）。这一理论比较符合中国经济的现实：整体上看，2010年至2015年中国企业的实体投资回报率持续下降，金融投资回报率有所上升。<sup>①</sup>第三种是“实体中介”理论，由Shin and Zhao（2013）率先提出，主要用于解释新兴市场国家的企业金融化现象。新兴市场国家的金融市场发展缓慢，银行差别性对待风险异质性的企业，导致借贷便利的企业“为贷而借”，通过影子借贷体系将资金提供给那些难以从银行获得融资的企业，这样的实体企业被称为“实体中介”。影子银行活动实际上是一种变相的金融投资活动，是造成中国企业金融化的原因之一（彭俞超和黄志刚，2018）。“投资替代”和“实体中介”本质上都体现了资本的逐利性，也是中国企业金融化的主要动机。

与本文相关的另一支文献是关于“一带一路”的研究，我们主要关注了“一带一路”建设的经济成效。宏观层面，“五通”建设是“一带一路”建设的重点内容。现有研究发现，“一带一路”倡议加强了中国与沿线国家的双边政治关系（Lu et al., 2021），“一带一路”倡议提出后，相关国家间的运输成本、运输时间和贸易成本显著降低（De Soyres et al., 2019），“一带一路”倡议使参与国之间的贸易流量增加了4.1%（Baniya et al., 2020），“一带一路”倡议通过降低信息不对称和改善财务状况扩大了相关企业的信贷融资规模（李建军和李俊成，2020），“一带一路”倡议提升了欧洲与中亚国家公民对中国国家形象的评价（宋弘等，2021）。此外，“一带一路”倡议提出以来，相关企业

<sup>①</sup> 在本文所选的样本中，企业整体的实体投资回报率由2010年的15.21%持续下降到2015年的5.74%，金融投资回报率由2010年的2.06%持续上升到2015年的3.85%。

主体在政府的支持下积极“走出去”，并取得了初步的成效。研究发现，“一带一路”建设促进了中国企业对外直接投资（吕越等，2019），提高了中国企业的全要素生产率，推动了企业升级（王桂军和卢潇潇，2019），改善了企业的产能利用率（罗长远和陈智韬，2021）。

就作者所涉猎的文献来看，目前关注“走出去”对企业金融化的影响的研究还很有有限，安磊和沈悦（2020）以及周伯乐等（2020）与本文的关注点最为相关。前者发现对外直接投资对实体企业金融资产持有产生了明显的抑制作用，后者发现“一带一路”倡议通过缓解融资约束和提升实体利润率降低了企业持有的金融资产。与现有文献尤其是与这两项研究相比，本文在边际上的贡献包括三个方面：一是，在理论上，本文结合中国经济现实和已有文献，将“走出去”对企业金融化的影响机制总结为实体获利能力和金融化动机两个方面，并在经验研究中找到了证据，对现有研究做了一定的补充。二是，在企业金融化指标选取上，这两项研究只关注了企业金融资产持有，而本文同时从金融资产持有和金融渠道收益这两个维度考察了企业的金融化水平，可以更全面地捕捉企业在参与“一带一路”建设前后金融化程度的变化。三是，在“走出去”的界定和估计方法上，本文通过中国一带一路网和CGIT数据库认定“一带一路”参与企业，认定方法相对更加精确，并同时使用了单时点和多时点双重差分估计，进一步提高了结果的稳健性。

### 三、理论假说和研究设计

在这一部分，先针对企业“走出去”对金融化水平的影响提出理论假说，然后介绍本文的数据、变量以及模型设计。

#### （一）理论假说

不少研究表明，2008年以来，在外部需求持续低迷和国内经济经历结构转型的背景下，实体部门相对疲软，投资收益率和利润率不断下滑，实体经营风险有所上升，而金融部门相对活跃，虚拟经济收益提高，因此，大量产业资本涌入金融部门，导致实体经济与虚拟经济的增长出现失衡（黄群慧，2017）。结合已有研究，本文认为，通过参加“一带一路”建设“走出去”，可以从提升企业实体获利能力和抑制企业金融化动机两个途径缓解实体企业的金融化程度。

一方面，“走出去”可以从产能利用率、生产率和实体投资回报率三方面提升企业的实体获利能力，进而促使企业的投资重返实体部门。首先，产能过剩是中国实体部门投资效率低下的一个重要原因，也是企业金融化的重要驱动因素，而“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，可以提升企业的产能利用率（罗长远和陈智韬，2021），有助于企业进一步释放优质产能，提升在实体部门的投资效率。其次，企业生产率水平的相对落后直接导致了实体部门的利润率下降，加剧企业的金融化倾向。企业通过“走出去”可以获得逆向技术溢出，从而提高自身的生产率水平（蒋冠宏等，2013），并且“一带一路”可以同时通过“顺梯度”投资和“逆梯度”投资的研发创新路径提高企业的全要素生产率，助推企业升级（王桂军和卢潇潇，2019）。

生产率的提升有助于企业降低生产成本，提高主营业务的获利状况。最后，“走出去”的企业可以在更广阔的市场上寻求利润最大化的资源配置方式，借助对“一带一路”沿线国家的直接投资实现逆向效率溢出（杜龙政和林伟芬，2018），企业有机会利用相同的实体投资获得更高的回报。产能利用率、生产率以及实体投资回报率的提高，提升了企业在实体业务上的获利能力，改善了实体部门的资产收益率，在促进资本从金融部门向实体部门转移中发挥了“拉力”的作用，有助于企业“脱虚返实”。

另一方面，“走出去”也可能降低企业基于“投资替代”和“实体中介”的金融化动机，从而缓解企业“脱实向虚”的倾向。第一，金融投资回报率与实体投资回报率之差（简称金融投资的回报溢价）和实体投资的相对风险是企业基于“投资替代”动机进行金融化的主要驱动因素（张成思和郑宁，2018）。任何有助于提高实体投资回报，降低实体经营风险，以及纠正金融投资回报畸高的因素，都可以降低金融投资的回报溢价和实体投资的相对风险，进而抑制企业基于“投资替代”的金融化动机。通过“一带一路”建设“走出去”可以提高企业的实体投资回报率，同时对企业在金融部门的投资产生一定的挤压，有助于降低企业的金融投资的回报溢价。“走出去”也意味着经营多元化，可以分散实体投资的风险。借助“一带一路”倡议提供的平台，中国与沿线国家的双边政治关系得以加强（Lu et al., 2021），与相关国家政府的协调和磋商得以增加，这些都有助于降低企业在“走出去”过程中面临的不确定性和投资风险。第二，影子银行活动是“实体中介”企业进行金融化的主要动机。“一带一路”建设的设施联通和贸易畅通促进了企业的对外直接投资，也对金融投资产生了“挤出效应”，减少“实体中介”企业参与影子银行活动的资金。“走出去”还可以改善中国资本和劳动力的错配（白俊红和刘宇英，2018），资源配置优化可以缓解国内银行信贷歧视引致的资金配置的失衡和低效，从而减少企业的影子银行活动规模（李建军和韩珣，2019）。总的来说，“走出去”可以通过降低金融投资的回报溢价和实体投资的相对风险抑制企业基于“投资替代”的金融化动机，还可以通过减少影子银行活动抑制“实体中介”企业的金融化动机，这在促进资本从金融部门转移到实体部门的过程中发挥“推力”作用，助推企业“脱虚返实”。

综上所述，本文提出如下两个待检验的假说：

**假说1** 通过参与“一带一路”建设“走出去”，可以缓解企业的金融化倾向，有助于企业“脱虚返实”。

**假说2** 通过参与“一带一路”建设“走出去”，可以提升企业的实体获利能力和抑制企业的金融化动机，进而缓解企业的金融化倾向。

## （二）研究设计

### 1. 企业金融化程度的度量

现有研究大多数从资产和收益两个方面来捕捉企业从事金融投资活动的程度。一般而言，金融化程度越高的企业，持有的金融资产占总资产的比重越高，通过金融渠道获得的收益占总利润的比重也越高。金融资产持有率关注资本运作的配置方式，刻画了企业在多大程度上将资产运用于金融投资而非传统的生产经营活动；金融渠道收益率关注企业的经营结果，刻画了企业利润在多大程度上来源于非生产性投资和资本运作而非经

营利润。为了比较全面地观察企业在“走出去”过程中金融化的变动情况,本文同时采用金融资产持有率和金融渠道收益率作为企业金融化的度量。参考 Demir (2009)、张成思和张步昙(2016)的做法,金融资产持有率=金融资产/总资产,金融渠道收益率=金融渠道收益/营业利润,同时为了避免营业利润出现负值而影响度量的准确性,利用营业利润的绝对值对金融渠道收益率进行标准化。<sup>①</sup> 根据已有研究和中国的会计准则,金融资产和金融渠道收益有广义和狭义之分。<sup>②</sup> 相对于广义口径而言,狭义口径的金融资产和金融渠道收益更准确地衡量了企业用于金融部门的非生产性投资和收益。在基准回归中,本文采用狭义口径的金融资产持有率(记为 FAR)和金融渠道收益率(记为 FIRR)作为被解释变量,而在稳健性分析部分运用广义口径的金融化程度进行检验。

## 2. 研究样本

本文的研究样本是沪深两市的 A 股公司,企业层面的数据来自同花顺数据库和 CS-MAR 数据库。首先,参考黄群慧(2017)的分类,实体经济部门包括第一、第二产业以及除金融房地产以外的服务业,因此本文删除了金融业和房地产行业的企业。其次,2010 年之前金融市场的波动较大,政府也出台了相应的措施,这些政策和市场的冲击最终将反映到具体的财务数据上(张成思和郑宁,2018)。为此,本文将研究窗口设定为 2010 年至 2018 年。最后,删除关键指标有缺失的企业样本。经过清理,本文最终选取了 2 374 家企业。

## 3. “一带一路”参与企业的认定

本文实证研究的处理组为参与“一带一路”的企业。参考罗长远和陈智韬(2021)的做法,本文采用两种认定口径:一是根据中国一带一路网公布的中国企业名录,列入名录的企业视为参与“一带一路”的企业,通过该口径认定了 233 家参与“一带一路”的企业。二是根据“中国全球投资跟踪”(CGIT)数据库<sup>③</sup>,在“一带一路”沿线国家有直接投资或者工程建设的企业视为参与“一带一路”的企业,通过该口径认定了 217 家参与“一带一路”的企业。

## 4. 控制变量

参考已有文献,本文选取 6 个反映企业基本特征的变量和 4 个反映企业治理结构的变量作为控制变量。企业规模,企业的总资产取自然对数;企业年龄,当前年份与企业成立年份之差加 1,再取自然对数;杠杆率,即企业的资产负债率;流动性,用企业现金与总资产的比例代理,表示企业的现金盈余程度;总资产报酬率,即企业营业利润与总资产之比,表示企业的获利能力;成长性,用企业年营业收入增长率代理,衡量企业的成长程度;股权集中度,用企业前十大股东持股比例代理;机构持股比例,即企业由基金等金融机构持股的比例;独立董事比例,即企业独立董事人数占董事会总人数比

① 标准化的金融渠道收益率=(金融渠道收益-营业利润)/|营业利润|。

② 其中,广义金融资产为货币资金、持有至到期投资、交易性金融资产、衍生金融资产、投资性房地产、买入返售金融资产、可供出售金融资产、长期股权投资、应收股利和应收利息以及其他非流动金融资产 11 个资产科目的总和,狭义金融资产即扣除广义金融资产中的货币资金和长期股权投资。广义金融渠道收益具体为投资收益、其他综合收益、净汇兑收益以及公允价值变动损益 4 个收益科目的总和,狭义金融渠道收益即扣除投资收益中对联营和合营企业的部分。

③ 该数据库详细记录了中国企业对外投资金额超过一亿美元的直接投资和工程承包的信息,从 2013 年开始,还公布了每笔投资的目的地是否位于“一带一路”的信息。

例；两职合一，董事长与总经理是否同一人，是则取值为1，否则为0。

### 5. 模型设定

通过中国一带一路网认定的处理组企业，参考吕越等（2019）的研究，以2013年作为企业通过参与“一带一路”建设“走出去”的年份，据此设定单时点双重差分模型。通过CGIT数据库可以识别处理组企业参与“一带一路”的具体年份，据此设定多时点双重差分模型。基本的模型设定如下：

$$y_{it} = \alpha + \beta OBOR_i \times POST_t + X'_{it} \gamma + \lambda_i + \lambda_t + \lambda_{pt} + \lambda_{ht} + \epsilon_{it}, \quad (1)$$

$$y_{it} = \alpha + \beta BRI_{it} + X'_{it} \gamma + \lambda_i + \lambda_t + \lambda_{pt} + \lambda_{ht} + \epsilon_{it}, \quad (2)$$

其中，式（1）和式（2）分别是单时点双重差分模型和多时点双重差分模型。 $y_{it}$ 是被解释变量，即企业的金融化程度，包括狭义口径的金融资产持有率（FAR）和金融渠道收益率（FIRR）。 $OBOR_i$ 是个体虚拟变量，如果企业*i*是通过中国一带一路网认定的处理组企业，取值为1，否则取0。 $POST_t$ 是时间虚拟变量，2013年及以后取1，其他年份取0。 $BRI_{it}$ 为个体时间虚拟变量，根据CGIT数据库，如果企业*i*在*t*年在“一带一路”沿线国家有直接投资或者工程建设，取值为1，否则取0。 $X'_{it}$ 是上述一系列刻画企业基本特征和内部治理结构的控制变量。 $\lambda_i$ 为企业个体固定效应，控制了随企业个体变化但不随时间变化的因素。 $\lambda_t$ 为年份固定效应，控制了随时间变化但不随个体变化的因素。 $\lambda_{pt}$ 、 $\lambda_{ht}$ 分别是省份-年份固定效应和行业-年份固定效应，控制了不同省份和不同行业的企业在金融化方面的时间趋势。 $\epsilon_{it}$ 为随机误差项。

### 6. 变量的描述性统计

为消除异常值对于回归结果的影响，本文对连续变量进行1%分位数和99%分位数的缩尾处理。表1报告了关键变量的描述性统计。为了对处理组和对照组的差异有一个直观认识，列（6）和列（7）分别比较了单时点双重差分模型和多时点双重差分模型中的处理组与对照组关于各个变量的均值差异。由Panel A和Panel C可知，平均而言，相比于对照组，处理组企业的金融化水平更低，产能利用率、生产率和实体投资回报率更高，而金融投资的回报溢价、实体投资的相对风险以及影子银行活动规模更低。<sup>①</sup>这与前文的理论分析一致，也呼应了我们的理论假说。

表1 描述性统计

	观察值	均值	标准差	最小值	最大值	组别比较 (单时点)	组别比较 (多时点)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Panel A: 被解释变量							
金融资产持有率	21 366	0.0273	0.0556	0	0.3310	-0.0052***	-0.0091***
标准化的金融渠道收益率	21 366	-0.5273	0.8143	-1.0313	1.4356	-0.0224*	-0.0248*
Panel B: 核心解释变量							
$OBOR_i \times POST_t$	21 366	0.0654	0.2473	0	1		
$BRI_{it}$	21 366	0.0429	0.2026	0	1		

① 机制变量的计算方法见下文机制分析部分。需要留意的是，由于上市企业的一些基础数据缺失，产能利用率和生产率的观测值较其他变量要少一些。

(续表)

	观察值	均值	标准差	最小值	最大值	组别比较 (单时点)	组别比较 (多时点)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Panel C: 机制变量							
产能利用率	8 397	0.9195	0.5231	0.0347	1.9628	0.0924***	0.1217***
全要素生产率	16 398	6.0858	0.8812	-3.9252	9.2967	0.0267*	0.0054*
实体投资回报率	21 284	0.1060	0.3678	-0.1186	0.5222	0.0589***	0.0525***
金融投资的回报溢价	21 284	-0.0676	0.3950	-1.9628	2.2973	-0.0539***	-0.0444***
实体投资的相对风险(单时点)	21 318	0.7222	0.2738	0.0002	1	-0.0519***	
实体投资的相对风险(多时点)	21 346	0.7155	0.2539	0.0004	1		-0.0366**
影子银行活动	21 319	0.4891	0.2089	0	0.9986	-0.0391***	-0.0375***
Panel D: 控制变量							
企业规模	21 366	21.9563	1.3929	13.0760	28.5200	1.4859***	1.3469***
企业年龄	21 365	2.8401	0.3468	0	4.1589	0.0095	-0.0188**
杠杆率	21 366	0.4308	0.2151	0.0462	0.9738	0.1427***	0.1284***
流动性	21 366	0.1952	0.1479	0.0120	0.7211	-0.0365***	-0.0364***
总资产报酬率	21 366	0.0411	0.0674	-0.2726	0.2439	-0.0113***	-0.0118***
营业收入增长率	21 339	0.1710	0.3439	-0.5519	1.9067	-0.5814***	-0.0477***
股权集中度	20 132	0.5756	0.1573	0.2175	0.9172	0.0425***	0.0405***
机构持股比例	19 867	0.3914	0.2298	0.0046	0.8792	0.1308***	0.1223***
独立董事比例	20 070	0.3733	0.0531	0.3333	0.5714	0.0015	0.0011
两职合一	20 102	0.2510	0.4336	0	1	-0.1721***	-0.1591***

注: \*、\*\*、\*\*\*分别表示双边 $t$ 检验显著性水平为0.1、0.05、0.01。

## 四、实证分析

在这一部分,就“一带一路”对企业金融化的影响进行基准估计,以检验第一个理论假说,并在此基础上进行双重差分法的适用性检验。

### (一) 基准估计结果

表2是基准估计结果,限于篇幅,表格中没有呈现控制变量的估计系数。列(1)和列(4)在控制了双向固定效应后,本文感兴趣的估计系数显著为负。列(2)和列(5)在此基础上加入刻画企业基本特征和治理结构的控制变量,列(3)和列(6)进一步加入省份-年份固定效应和行业-年份固定效应,估计系数依然显著为负。列(3)的估计结果表明,企业通过参与“一带一路”建设“走出去”后,其金融资产持有率相比于其他企业降低了0.39%和0.74%。列(6)的估计结果表明,企业通过参与“一带一

路”建设“走出去”后，其金融渠道收益率相比于其他企业降低了 6.51% 和 17.11%。以上结果验证了假说 1，相比其他企业，参与“一带一路”建设的企业在“走出去”后其金融化程度显著下降，表现为“脱虚返实”。<sup>①</sup>

表 2 基准估计结果

被解释变量	FAR			FIRR		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Panel A: 单时点双重差分模型						
$OBOR_i \times POST_t$	-0.0068*** (0.0013)	-0.0042*** (0.0014)	-0.0039*** (0.0015)	-0.1529*** (0.0321)	-0.0950*** (0.0334)	-0.0651** (0.0348)
Adj. $R^2$	0.6255	0.6398	0.6474	0.3706	0.3909	0.4010
Panel B: 多时点双重差分模型						
$BRI_{it}$	-0.0084*** (0.0013)	-0.0075*** (0.0014)	-0.0074*** (0.0014)	-0.2049*** (0.0313)	-0.1893*** (0.0323)	-0.1711*** (0.0333)
Adj. $R^2$	0.6257	0.6401	0.6477	0.3711	0.3917	0.4018
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
控制变量		是	是		是	是
省份-年份固定效应			是			是
行业-年份固定效应			是			是
观察值	21 366	19 792	19 792	21 366	19 792	19 792

注：括号内为稳健标准误；\*  $p < 0.1$ ，\*\*  $p < 0.05$ ，\*\*\*  $p < 0.01$ 。

## (二) 双重差分法适用性检验

### 1. 平行趋势检验

为了检验处理组和对照组企业的金融化程度的发展趋势在参与“一带一路”建设前是否一致，我们设定如下模型：

$$y_{it} = \alpha + \sum_{k=-3, k \neq -1}^5 \beta_k OBOR_i \times YEAR_{2013+k} + \lambda_i + \lambda_t + \lambda_{pt} + \lambda_{ht} + \epsilon_{it}, \quad (3)$$

$$y_{it} = \alpha + \sum_{j=-5, j \neq -1}^4 \beta_j BRI_{i,t-j} + \lambda_i + \lambda_t + \lambda_{pt} + \lambda_{ht} + \epsilon_{it}, \quad (4)$$

其中， $YEAR_{2013+k}$  为年度虚拟变量，当年取值为 1，否则为 0。 $BRI_{i,t-j}$  为一系列虚拟变量，如果企业  $i$  在  $t-j$  年参与了“一带一路”，则取值为 1，否则为 0。 $\beta_k$  和  $\beta_j$  反映了相应年份处理组与对照组企业金融化程度的差异，本文把参与“一带一路”的前一年设为基准。图 2 展示了相应的估计结果。可以发现，在参与“一带一路”之前处理组与对照

<sup>①</sup> 通过比较可以发现，多时点双重差分估计系数（绝对值）大于单时点双重差分估计。这是因为，单时点双重差分估计将处理组企业参与“一带一路”建设的时间统一设定为 2013 年，可能会导致处理组的金融化水平偏高，进而低估“走出去”对企业金融化水平的抑制作用。

组企业之间金融化程度的差异并不显著,而参与“一带一路”后处理组企业的金融化程度显著低于对照组。因此,处理组和对照组满足平行趋势假设。<sup>①</sup>

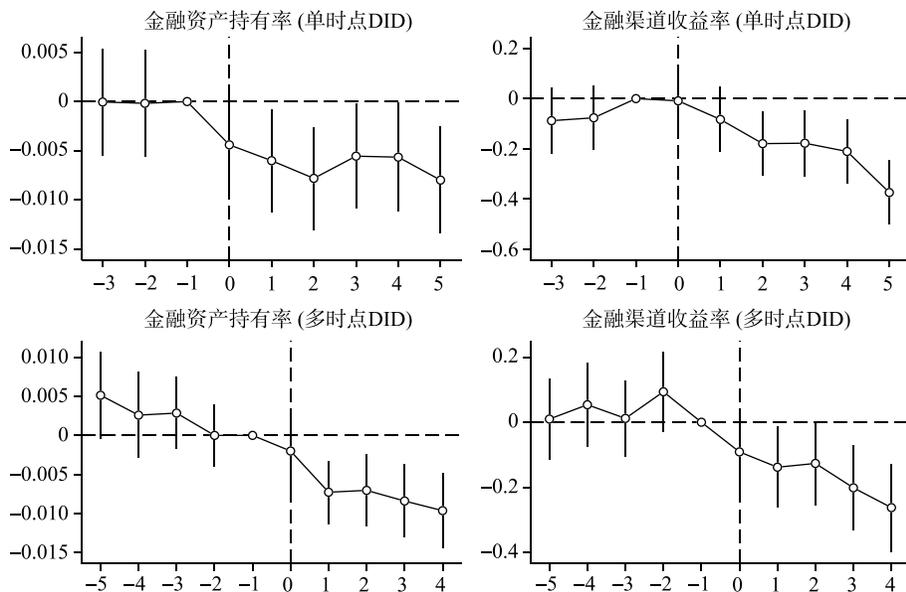


图2 平行趋势检验

注:图中横轴为相对参与“一带一路”建设的时间,纵轴为 $\beta_k$ 和 $\beta_j$ ,实线为95%的置信区间。

## 2. 安慰剂检验<sup>②</sup>

使用双重差分法还需要考虑基准估计结果是否受到其他随时间变化的不可观测因素的影响,为此,本文利用“一带一路”参与企业的随机分配进行间接性的安慰剂检验。具体地,从所有企业中随机抽取产生处理组的企业名单,利用基准估计模型进行回归,得到一个错误的伪估计系数,将该过程重复进行500次,得到500个伪估计系数的分布图。结果发现,伪估计系数的均值接近于0且绝大部分 $p$ 值大于0.1。因此,可以认为“一带一路”对于企业金融化的抑制效应并非源于其他不可观测的因素。

## 五、机制分析

在这一部分,本文通过机制分析检验第二个理论假说。

根据前文的分析,企业通过参与“一带一路”建设“走出去”降低自身的金融化水平,背后的作用机制可能体现为两方面。第一,“走出去”可以提高企业的实体获利能力——包括产能利用率、生产率和实体投资回报率,通过“拉力”作用促进企业资本回流实体部门。第二,“走出去”还可以抑制企业的金融化动机——包括企业金融投资的回报溢价、实体投资的相对风险以及影子银行活动,通过“推力”作用阻碍资本进一步

<sup>①</sup> 由图2可以看到,在观察的时间窗口内,企业参与“一带一路”之后,金融化水平下降的幅度随时间推移有所增加。对此,可能的解释是,随着时间的推移,企业在海外市场扎根更深,可以更灵活地调整资产配置以及收益渠道,通过参与“一带一路”建设取得收获的可能性更大,因此“脱虚返实”的效果更强。

<sup>②</sup> 安慰剂检验结果参见附录I。限于篇幅,附录未在正文报告,感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网(<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>)下载。

流向金融部门，减缓企业金融化的倾向。为了检验参与“一带一路”建设对企业的实体获利能力和金融化动机的影响，本文分别把上述六个指标作为被解释变量代入基准估计模型。

参考范林凯等（2019），本文利用拓展成本函数测算产能利用率（记为 CU），并通过 OP 方法计算企业的全要素生产率，并以此代理企业的生产率（记为 PRO）。参考张成思和张步昙（2016），实体投资回报率（记为 RK）=（营业收入—营业成本—税金及附加—期间费用—资产减值损失）/（固定资产、营运资本和无形资产等长期资产净值的总和），金融投资回报率=广义金融渠道收益扣除对联营和合营企业的投资收益/广义金融资产扣除长期股权投资，金融投资的回报溢价（记为 GAP）=金融投资回报率—实体投资回报率。实体投资相对风险（记为 RISK）=实体投资回报率波动/总体波动，由于金融投资回报率与实体投资回报率之间的相关性很小<sup>①</sup>，参考张成思和郑宁（2018）的做法，将总体波动简化为实体投资回报率波动与金融投资回报率波动之和，并用企业参与“一带一路”前后的投资回报率的方差代理波动性。对于影子银行活动，参考李建军和韩珣（2019），用其他流动资产、其他应收款、委托理财以及委托贷款四个科目的加总与企业总资产的比值代理企业的影子银行活动规模（记为 SB）。

表3报告了机制分析的估计结果。根据列（1）至列（3），CU、PRO和RK的估计系数都显著为正，说明相比于其他企业，通过参与“一带一路”建设“走出去”的企业产能利用率、生产率和实体投资回报率得到了显著的提高。根据前文的分析，产能利用率的提高有助于企业进一步释放优质产能，提升自身在实体部门的投资效率；生产率的提高有助于降低企业成本，改善利润空间；实体投资回报率的提高直接提升了企业在实体部门的经营业绩。这三者的提高表明了企业在参与“一带一路”建设后在实体领域的获利能力得到提升，从而促使企业资金回流实体业务，市场资本回流实体部门，助推企业“脱虚返实”。根据列（4）至列（6），GAP、RISK和SB的估计系数都显著为负，说明相比于其他企业，通过参与“一带一路”建设“走出去”的企业其金融投资的回报溢价有所缩小，实体投资的相对风险有所降低，影子银行活动规模有所减少。这些结果说明，企业在“走出去”后，不仅实体投资回报率得到提升，金融投资与实体投资的回报率差异也得到纠正，企业实体投资的相对风险也有所削弱，因此，企业有更多的动力和信心将资金投入实体部门，其基于“投资替代”的金融化动机得到了有效抑制。此外，参与“一带一路”建设后企业减少了影子银行活动的规模，说明“走出去”对企业的金融资本有一定的“挤出效应”，企业将更多的资金用于实体部门的投资而非用于影子银行活动，“实体中介”企业的金融化动机得到了抑制。根据前文分析，金融化动机的降低减缓了企业“脱实向虚”的倾向，有助于企业“脱虚返实”。

机制分析的估计结果验证了假说2，通过参与“一带一路”建设“走出去”的确可以通过提升实体获利能力和抑制金融化动机两个途径来缓解企业的金融化程度。<sup>②</sup>

<sup>①</sup> 在本文的研究样本中金融投资回报率与实体投资回报率的相关系数为0.0006。

<sup>②</sup> 此外，为了比较了各个机制变量对于企业“脱虚返实”的影响大小，我们将文中六个机制变量作为解释变量逐一引入基准估计模型。结果表明，引入CU和PRO后，核心解释变量的估计系数的绝对值下降最大，说明产能利用率和生产率是解释“一带一路”助推企业“脱虚返实”的主要力量。原因可能是，“一带一路”倡议的初衷之一便是通过“走出去”释放富余产能，而生产率是提高企业实体获利能力的根本。限于篇幅，相关结果参见附录表III。

表3 机制分析

被解释变量	实体获利能力			金融化动机		
	CU (1)	PRO (2)	RK (3)	GAP (4)	RISK (5)	SB (6)
Panel A: 单时点双重差分模型						
$OBOR_i \times POST_t$	0.1254*** (0.0438)	0.0810** (0.0371)	0.0363** (0.0167)	-0.0499*** (0.0175)	-0.0175* (0.0101)	-0.0083** (0.0039)
Adj. $R^2$	0.5187	0.6469	0.2734	0.2985	0.7024	0.8553
观察值	8 031	15 977	19 742	19 742	19 770	19 768
Panel B: 多时点双重差分模型						
$BRI_{it}$	0.1360*** (0.0359)	0.1457*** (0.0333)	0.0368** (0.0153)	-0.0512*** (0.0160)	-0.0899*** (0.0096)	-0.0108*** (0.0040)
Adj. $R^2$	0.5192	0.6574	0.2735	0.2986	0.9621	0.8582
观察值	8 031	15 977	19 742	19 742	19 772	19 768

注:表中回归均控制了所有固定效应以及控制变量。括号内为稳健标准误;\*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ 。

此外,根据FAR和FIRR的定义,企业金融化水平的变化既有可能是由分子即金融资产和金融渠道收益的变化引起的,也有可能是由分母即总资产和营业利润的变化引起的。为了进一步了解以上机制对分子和分母的影响,我们在基准模型中逐一引入上述六个机制变量,并将被解释变量分别替换为狭义金融资产、总资产、狭义金融渠道收益以及营业利润四个变量的对数值。估计结果显示:改善实体获利能力主要通过增加总资产降低FAR,并通过降低金融渠道收益和提高营业利润来削弱FIRR;而抑制金融化动机主要通过推动企业减持金融资产和增持实体资产降低FAR,并通过减少金融渠道收益和提升营业利润来降FIRR。<sup>①</sup>

## 六、稳健性分析

在这一部分,进行一系列实证分析,以检验基准估计结果的稳健性。

### (一) 替换被解释变量

首先,本文进一步采用广义口径的金融资产持有率和金融渠道收益率代理企业的金融化水平。其次,金融资产持有率和金融渠道收益率是根据金融化的定义分别从资产和收益维度来进行度量,除此之外,也有学者提出可以从行为维度进行度量,用金融投资率度量企业金融化行为(张成思和张步昙,2016)。此外,胡奕明等(2017)发现,企业持有现金是基于预防储蓄的考虑,而对其他非货币金融资产的配置在一定程度上存在“投资替代”动机,闫海洲和陈百助(2018)也将现金金融资产定义为安全金融资产,将非现金金融资产定义为风险金融资产。黄贤环等(2018)根据流动性大小将企业持有金融资产分为长期和短期两种,并且认为持有短期金融资产是出于预防动机,缓解了企业面临的财务风险,属于“未雨绸缪”行为,而持有长期金融资产则是为了投机,挤出

① 限于篇幅,相关结果参见附录表II2。

了实体投资，属于“舍本逐末”行为。本文参考以上意见，进一步计算了五个度量企业金融化的指标作为被解释变量。<sup>①</sup>其中，金融投资率度量了企业进行金融投资活动的强度，安全金融资产持有率和短期金融资产持有率度量了企业基于“蓄水池”动机进行金融化的程度，而风险金融资产持有率和长期金融资产持有率度量了企业基于“投资替代”动机进行金融化的程度。

表4报告了相关的估计结果。根据列(1)和列(2)，采用广义口径的金融化水平后结论依旧成立。根据列(3)，“走出去”显著降低了企业进行金融化活动的强度。根据列(4)至列(7)，安全金融资产持有率和短期金融资产持有率的估计系数不显著，风险金融资产持有率和长期金融资产持有率的估计系数显著为负，说明通过参与“一带一路”建设“走出去”显著抑制了企业“舍本逐末”的行为，有助于企业“脱虚返实”，但并不影响企业“未雨绸缪”“产融相长”的金融活动。<sup>②</sup>

表4 稳健性分析：替换被解释变量

被解释变量	广义金融	广义金融	金融投资率	安全金融	风险金融	短期金融	长期金融
	资产持有率	渠道收益率		资产持有率	资产持有率	资产持有率	资产持有率
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Panel A: 单时点双重差分模型							
$OBOR_i \times POST_i$	-0.0142*** (0.0028)	-0.1992*** (0.0720)	-0.0453*** (0.0134)	-0.0003 (0.0003)	-0.0142*** (0.0028)	-0.0000 (0.0005)	-0.01136*** (0.0026)
Adj. $R^2$	0.9066	0.3102	0.4163	0.9965	0.7510	0.9902	0.7551
Panel B: 多时点双重差分模型							
$BRI_{it}$	-0.0140*** (0.0024)	-0.2747*** (0.0656)	-0.0649*** (0.0132)	0.0003 (0.0009)	-0.0140*** (0.0024)	-0.0003 (0.0006)	-0.0124*** (0.0022)
Adj. $R^2$	0.9066	0.3105	0.4167	0.9686	0.7510	0.9902	0.7550
观察值	19 792	19 792	19756	19 792	19 792	19 792	19 792

注：表中回归均控制了所有固定效应以及控制变量。括号内为稳健标准误；\*  $p < 0.1$ ，\*\*  $p < 0.05$ ，\*\*\*  $p < 0.01$ 。

## (二) 区分企业参与“一带一路”的方式<sup>③</sup>

本文利用CGIT数据库进一步区分企业“走出去”的方式，具体地，用 $BRI_{it}^{adj}$ 取代 $BRI_{it}$ 使处理组分别包括以下三种情况：仅通过对外直接投资方式“走出去”的企业；仅

① 具体地：金融投资率=投资所支付的现金/投资活动现金总流出；安全金融资产持有率=货币资金/总资产；风险金融资产持有率=(广义金融资产-货币资金)/总资产；短期金融资产持有率=(货币资金+交易性金融资产)/总资产；长期金融资产持有率=(持有至到期投资+衍生金融资产+投资性房地产+买入返售金融资产+可供出售金融资产+长期股权投资+其他非流动金融资产)/总资产。

② 这也为本文的机制分析结果提供了间接的证据：“走出去”一方面抑制了企业“投资替代”和“实体中介”的金融化动机，促使企业减持风险金融资产和长期金融资产，另一方面提高了企业的实体获利能力，企业将更多的资金用于购置实体资产和储备“流动性”。

③ 我们还做了其他异质性分析，包括根据企业所在省份(重点对接与否)、所在行业(重点对接与否、产能富余与否)、生产率水平、企业性质(国有和民营)以及是否出口进行分组估计。这些分组估计结果的差异性没有通过邹检验(Chow test)，说明“一带一路”建设助推企业“脱虚返实”的效果，没有因为这些企业异质性而存在显著差异。限于篇幅，其他异质性分析的结果参见附录III。

通过海外工程建设方式“走出去”的企业；同时通过对外直接投资和海外工程建设方式“走出去”的企业。结果见表5，估计系数均显著为负，说明对外直接投资和海外工程建设以及两者协同都是企业通过“走出去”实现“脱虚返实”的有效方式。

表5 稳健性检验：区分企业参与“一带一路”的方式

企业参与 “一带一路”方式	仅参与对外直接投资		仅参与海外工程建设		同时参与对外直接投资和 海外工程建设	
	FAR	FIRR	FAR	FIRR	FAR	FIRR
被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$BRI_{it}^{adj}$	-0.0073*** (0.0016)	-0.1961*** (0.0358)	-0.0090*** (0.0012)	-0.1711*** (0.0392)	-0.0087*** (0.0013)	-0.1763*** (0.0436)
Adj. $R^2$	0.6476	0.4019	0.6477	0.4015	0.6476	0.4014
观察值	19 792	19 792	19 792	19 792	19 792	19 792

注：表中回归均控制了所有固定效应以及控制变量。括号内为稳健标准误；\*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ 。

### (三) 考虑企业国内投资

参与“一带一路”建设的企业有可能同时在国内承担重要的实体投资项目，并对企业金融化产生影响。为此，本文在基准估计模型中进一步控制企业国内投资，即（资本支出一对外投资）/总资产。结果见表6的列（1）和列（2），我们感兴趣的估计系数依旧显著为负，说明在考虑了企业国内投资后，“走出去”仍然有助于企业“脱虚返实”。<sup>①</sup>

表6 稳健性分析：考虑企业国内投资和 PSM-DID

被解释变量	考虑企业国内投资		PSM-DID	
	FAR	FIRR	FAR	FIRR
	(1)	(2)	(3)	(4)
Panel A: 单时点双重差分模型				
$OBOR_i \times POST_t$	-0.0031** (0.0014)	-0.0560* (0.0347)	-0.0039*** (0.0015)	-0.0777** (0.0345)
国内投资	-0.0343*** (0.0065)	-0.9456*** (0.1342)		
Adj. $R^2$	0.6510	0.4048	0.6486	0.4131
观察值	19 562	19 562	19 761	19 761
Panel B: 多时点双重差分模型				
$BRI_{it}$	-0.0069*** (0.0014)	-0.1685*** (0.0332)	-0.0071*** (0.0014)	-0.1805*** (0.0334)

① 参与“一带一路”建设可能给企业带来其他的政策优惠，从而影响企业的实体获利能力。针对这一考虑，我们利用同花顺数据库构建了五个可以捕捉政府对企业政策支持变量，分别是营业外收入占总营业收入之比、政府补贴占营业外收入之比、税收优惠、应付利息占流动性负债之比、专项应付款占非流动性负债之比。我们将这五个变量作为被解释变量进行实证研究，核心解释变量的估计系数均不显著。这说明，对于参与“一带一路”建设的企业而言，这方面的政策支持并没有明显增加。

(续表)

被解释变量	考虑企业国内投资		PSM-DID	
	FAR	FIRR	FAR	FIRR
	(1)	(2)	(3)	(4)
国内投资	-0.0339*** (0.0065)	-0.9349*** (0.1341)		
Adj. $R^2$	0.6513	0.4056	0.6616	0.4238
观察值	19 562	19 562	18 626	18 626

注：表中回归均控制了所有固定效应以及控制变量。括号内为稳健标准误；\*  $p < 0.1$ ，\*\*  $p < 0.05$ ，\*\*\*  $p < 0.01$ 。

#### (四) PSM-DID

考虑到企业对“一带一路”沿线国家投资可能存在“自选择”问题，也不排除企业金融化和企业“走出去”之间存在双向因果关系的可能。为此，本文参考一贯做法，使用PSM-DID的方法再次进行回归。其中，匹配变量包括基准回归模型中所控制的企业基本特征和治理结构，采用近邻匹配的方法，匹配后处理组与对照组的特征变量之间没有显著差异。结果见表6的列(3)和列(4)，核心解释变量的估计系数显著为负，再次表明参与“一带一路”建设显著降低了企业的金融化程度。

#### (五) 其他稳健性分析<sup>①</sup>

首先，为了排除2012年实行的“营改增”政策的干扰，本文在基准回归模型中加入企业实体税负与年份固定效应的交互项<sup>②</sup>，以及剔除所在省份和地区率先实施“营改增”政策的企业样本。

其次，为了排除2013年实行的“大气十条”政策的干扰，本文剔除属于“大气十条”规制行业的企业样本。此外，中国从2013年开始陆续在各地设立自由贸易试验区，鼓励企业更加积极有效地利用外资，这也有可能会影响企业“走出去”的积极性以及金融化行为。为此，本文剔除了所在省份和地区设立自由贸易试验区的企业样本。经过上述不同处理后核心解释变量的估计系数均显著为负，说明在考虑同时期其他政策的影响之后，参与“一带一路”建设仍然显著降低企业的金融化程度。

最后，本文还进行了两期DID，以排除多时点双重差分模型可能存在的序列相关问题；通过引入参与“一带一路”前一年的虚拟变量考察预期效应；以及对样本进行进一步调整，如剔除外资企业或者剔除无企业参与“一带一路”建设的省份和地区。经过以上处理后，我们的估计结果依旧稳健。

<sup>①</sup> 限于篇幅，其他稳健性分析的结果参见附录IV。

<sup>②</sup> 增值税改革引发的实体税负下降降低了制造业企业的金融化水平(徐超等, 2019)，这可能导致本文高估“一带一路”倡议对企业金融化程度的抑制效果。参考徐超等(2019)，企业实体税负使用实体部门税金与营业收入之比进行测度，并采用企业支付的各种税费扣除所得税、营业税金及附加等科目的余额作为实体部门税负的代理变量。

## 七、结论与政策建议

本文利用2010—2018年沪深两市的非金融和房地产行业的A股企业作为研究样本,通过中国一带一路网和中国全球投资追踪数据库匹配“一带一路”参与企业,使用金融资产持有率和金融渠道收益率两个指标衡量企业的金融化程度,并运用单时点双重差分和多时点双重差分估计方法,就“一带一路”倡议对中国企业金融化程度的影响进行了检验。基准估计发现,参与“一带一路”建设的企业与未参与的企业相比,金融化程度有所削弱,表现出“脱虚返实”的倾向。机制分析表明,企业通过参与“一带一路”建设“走出去”提升了实体获利能力和抑制了金融化动机。本文进一步对基准估计的稳健性进行分析,并发现,通过参与“一带一路”建设“走出去”抑制了企业“舍本逐末”的金融化行为,有助于企业“脱虚返实”,但并不影响企业“产融相长”的金融活动。

结合已有研究,我们认为,通过参与“一带一路”建设“走出去”后,企业的金融化倾向得到缓解,并可能从以下两方面对中国经济产生积极的影响。从微观看,金融化倾向缓解可以减少企业“舍本逐末”的短视投资行为,有助于提高企业的实体投资和主营业务业绩,有利于企业长期和可持续发展。从宏观来看,金融化倾向缓解促使资金从金融部门回流实体部门,有助于夯实和强化我国的实体经济,改善虚拟部门与实体部门之前的失衡。同时,也有助于把跟风投资的“热钱”逐出金融部门,改善金融部门的资金质量,增强金融服务于实体经济的能力。

本文所做的研究为“一带一路”倡议所带来的正面效应提供了新的证据支持,对治理企业“脱实向虚”、实现“金融服务于实体经济”具有重要的政策启示。首先,在中国结构转型和要素升级关键时期,政府应该以“一带一路”建设为契机,进一步鼓励和推动有条件的企业“走出去”,充分利用两个市场和两种资源,通过“走出去”助力企业重返实业。其次,本文的机制分析表明,提高企业的实体获利能力是“走出去”助推企业“脱虚返实”的重要支撑点,政府可以通过完善“五通”建设进一步支持“走出去”的企业挖掘技术与效率的“逆向溢出”,让技术创新和产业升级成为企业“脱虚返实”的核心驱动力。

## 参考文献

- [1] 安磊、沈悦,“企业‘走出去’能否抑制经济‘脱实向虚’——来自中国上市企业海外并购的经验证据”,《国际贸易问题》,2020年第12期,第100—116页。
- [2] 白俊红、刘宇英,“对外直接投资能否改善中国的资源错配”,《中国工业经济》,2018年第1期,第60—78页。
- [3] Baniya, S., N. Rocha, and M. Ruta, “Trade Effects of the New Silk Road: A Gravity Analysis”, *Journal of Development Economics*, 2020, 146, Article 102467.
- [4] De Soyres, F., A. Mulabdic, S. Murray, N. Rocha, and M. Ruta, “How Much Will the Belt and Road Initiative Reduce Trade Costs”, *International Economics*, 2019, 159, 151-164.
- [5] Demir, F., “Financial Liberalization, Private Investment and Portfolio Choice: Financialization of Real Sectors in Emerging Markets”, *Journal of Development Economics*, 2009, 88 (2), 314-324.
- [6] 杜龙政、林伟芬,“中国对‘一带一路’沿线直接投资的产能合作效率研究”,《数量经济技术经济研究》,2018年第12期,第3—21页。

- [7] 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，第84—96页。
- [8] 胡奕明、王雪婷、张瑾，“金融资产配置动机：‘蓄水池’或‘替代’？——来自中国上市公司的证据”，《经济研究》，2017年第1期，第181—194页。
- [9] 黄群慧，“论新时期中国实体经济的发展”，《中国工业经济》，2017年第9期，第5—24页。
- [10] 黄贤环、吴秋生、王瑶，“金融资产配置与企业财务风险：‘未雨绸缪’还是‘舍本逐末’”，《财经研究》，2018年第12期，第100—112+125页。
- [11] 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”，《管理世界》，2013年第9期，第44—54页。
- [12] 李建军、韩珣，“非金融企业影子银行化与经营风险”，《经济研究》，2019年第8期，第21—35页。
- [13] 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，第3—24页。
- [14] Lu, Y., W. Gu, and K. Zeng, “Does the Belt and Road Initiative Promote Bilateral Political Relations?”, *China & World Economy*, 2021, 29 (5), 57-83.
- [15] Luo, C., Q. Chai, and H. Chen, “‘Going Global’ and FDI Inflows in China: ‘One Belt & One Road’ Initiative as a Quasi-Natural Experiment”, *World Economy*, 2019, 42, 1654-1672.
- [16] 罗长远、陈智韬，“‘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”，《学术月刊》，2021年第1期，第63—79页。
- [17] 吕越、陆毅、吴嵩博、王勇，“‘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”，《经济研究》，2019年第9期，第187—202页。
- [18] Orhangazi, O., “Financialization and Capital Accumulation in the Non-Financial Corporate Sector: A Theoretical and Empirical Investigation of the U.S. Economy: 1973-2003”, *Cambridge Journal of Economics*, 2008, 32 (6), 863-886.
- [19] 彭俞超、韩珣、李建军，“经济政策不确定性与企业金融化”，《中国工业经济》，2018年第1期，第137—155页。
- [20] 彭俞超、黄志刚，“经济‘脱实向虚’的成因与治理：理解十九大金融体制改革”，《世界经济》，2018年第9期，第3—25页。
- [21] Shin, H. S., and L. Y. Zhao, “Firms as Surrogate Intermediaries: Evidence from Emerging Economies”, 2013, Princeton Working Paper.
- [22] 宋弘、罗长远、栗雅欣，“对外开放新局面下的中国国家形象构建——来自‘一带一路’倡议的经验研究”，《经济学》（季刊），2021年第1期，第241—262页。
- [23] 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，第43—61页。
- [24] 王红建、李茫茫、汤泰劼，“实体企业跨行业套利的驱动因素及其对创新的影响”，《中国工业经济》，2016年第11期，第73—89页。
- [25] 徐超、庹保庆、张充，“降低实体税负能否遏制制造业企业‘脱实向虚’”，《统计研究》，2019年第6期，第42—53页。
- [26] 闫海洲、陈百助，“产业上市公司的金融资产：市场效应与持有动机”，《经济研究》，2018年第7期，第152—166页。
- [27] 张成思、张步昙，“中国实业投资率下降之谜：经济金融化视角”，《经济研究》，2016年第12期，第32—46页。
- [28] 张成思、郑宁，“中国非金融企业的金融投资行为影响机制研究”，《世界经济》，2018年第12期，第3—24页。
- [29] 周伯乐、葛鸞飞、武宵旭，“‘一带一路’倡议能否抑制实体企业‘脱实向虚’”，《贵州财经大学学报》，2020年第5期，第34—45页。

# Does “Going Global” Help to Restrain Enterprises’ Financialization?

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

LUO Changyuan\* LI Zheng

(Fudan University)

ZHI Yan

(Shanghai Academy of Social Sciences)

**Abstract:** We employ the Difference-in-Differences to investigate the impact of “going global” on enterprises’ financialization. Baseline estimation shows that the degree of financialization of enterprises participating in the “Belt & Road” initiative was lower compared with those not participating in the initiative. Research on the mechanism reveals that “going global” through “Belt & Road” initiative has improved enterprises’ profitability of real sector investment and inhibited their motivation of financialization. These findings provide new perspectives for more effectively promoting enterprises to participate in the “Belt & Road” construction and helping inhibit enterprises’ financialization.

**Keywords:** “Belt and Road”; financialization; Difference-in-Differences

**JEL Classification:** D22, F29, L29

---

\* Corresponding Author; Luo Changyuan, School of Economics, Fudan University, Guoquan Road 600, Shanghai 200433, China; Tel: 86-21-65643708; E-mail: chylo@fudan.edu.cn.