

“一带一路”倡议实施与企业金融化决策

曹越¹ 刘泽惠¹ 白玉²¹

(1. 湖南大学工商管理学院, 湖南 长沙 410082;

2. 国网湖南省电力有限公司, 湖南 长沙 410004)

【摘要】: 依据 2009-2018 年沪深两市 A 股上市非金融企业数据, 基于 2014 年“一带一路”倡议实施这一准自然实验, 考量“一带一路”倡议实施对企业金融化水平的影响。结果显示: “一带一路”倡议的实施可以显著抑制企业的金融化水平; “一带一路”倡议实施对企业金融化水平的抑制效应仅在非国有企业、内部控制质量高、东部地区以及重点扶持行业的公司中存在; 缓解融资约束是“一带一路”倡议实施抑制企业金融化水平的一个重要渠道。

【关键词】: “一带一路”倡议 金融化 融资约束 投资“替代”

【中图分类号】: F812.42 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1003-7217(2021)01-0070-09

一、引言

在 2013 年 9 月与 10 月, 习近平总书记先后提出共同建设“新丝绸之路经济带”与“21 世纪海上丝绸之路”(以下简称为“一带一路”)的国家级顶层合作倡议, 是当前中国扩大与深化对外开放的需要。截至目前, “一带一路”建设已取得丰硕成果, 成为中国经济发展的新契机。“十三五”规划、2019 年的《政府工作报告》中也都明确提出, 要推动国内与沿线国家共同建设“一带一路”, 坚持“共商、共建、共享”三项原则, 充分发挥企业主体作用, 将“一带一路”建设作为我国构建对外开放新格局的重点。关键外部制度是国家分配经济资源、实现经济发展目标的一个重要手段, 对微观经济运行发挥着重要影响, 是企业发展不可忽视的重要因素^[1]。“一带一路”倡议的提出对沿线国家以及国内企业的影响成为了近年来政府与学者们关注的热点话题。从宏观层面来看, 现有研究发现“一带一路”倡议有助于提高国内以及沿线国家的经济水平、促进国家间产能合作以及缓解投资风险^[2,3]等; 从微观企业层面看, “一带一路”倡议主要会影响贸易风险、资本市场信息效率、全要素生产率、企业创新及其绩效以及企业投融资决策^[4-9]。虽然学者们从企业投资水平、对外投资效率和风险与对外投资的绿色化进程等方面对“一带一路”倡议与投资的关系进行了深入研究^[10,11], 但在一定程度上忽视了“一带一路”倡议对企业如何进行投资决策的影响。

企业的投资选择及决策受到诸多因素的影响。近些年来, 实体经济增速放缓, 但金融业发展迅速, 越来越多的企业涉足金融行业, 中国逐渐出现了“企业金融化”现象。党的十九大报告明确指出, 要深化金融体制改革, 引导金融支持实体经济, 完善金融监管体系, 但同时要注意加强监管, 避免企业“脱实向虚”。现有文献在研究企业金融化的影响因素时, 主要从微观和宏观两个层面展开: 一是微观企业层面, 学者发现高管学术经历抑制了企业金融化程度, 而 CEO 金融背景、客户集中度、机构投资者、盈余管理动机等都显著地促进了企业金融化^[12-16]; 二是宏观经济层面, 学者发现融资融券机制促进了企业金融化^[17], 而宏观经济环境、经济政策不确定性等都显著地抑制了非金融企业的金融化趋势^[15,18]。

作者简介: 曹越(1981-), 男, 湖南常宁人, 博士, 湖南大学工商管理学院教授, 博士生导师, 研究方向: 产权会计与公司税务。

基金项目: 国家社会科学基金项目(20BGL071)

全球化中的不平等、不均衡问题的突出表现是资本短缺与过度金融化并存,企业金融化是经济“脱实向虚”的一种微观企业表现^[17,19],而“一带一路”倡议是消化过剩产能、提升贸易投资、加快国际产能合作和应对全球可持续发展挑战的新机遇。中国经济正处于转型的关键时期,企业过度金融化会阻碍企业创新,导致企业偏离主营业务而趋于空心化,这不利于企业核心竞争力的形成以及宏观经济的稳定。深入理解“一带一路”倡议与企业金融化的内在逻辑,有助于促进非金融企业“脱虚向实”。

二、理论分析与研究假设

非金融企业持有金融资产的动机是衡量企业进行实体投资或者金融投资的一个重要的影响因素^[20],而目前我国固定资产收益率与金融资产收益率存在巨大差异,本文将非金融企业进行金融投资的动机大致分为投资“替代”动机与融资约束动机两类。其中,投资“替代”动机是指金融市场的蓬勃发展和实体经济的不景气改变了企业的经营决策,金融投资日益成为企业追求利润增长的重要途径,企业金融投资比例日益提高。在该动机下,企业金融化阻碍了实体经济的发展^[11],其影响主要包括降低企业技术创新能力^[21]、抑制企业技术创新的动力^[16,22]、增加企业的融资难度、损害企业未来主营业务的发展^[23,24]、降低企业价值^[20]。融资约束动机是指企业利用资金在高流动性的金融资产中发挥金融资产的“蓄水池”效应,当货币环境趋紧,企业会卖出金融资产以维持经营、舒缓资金压力。该动机驱使下,企业金融化一定程度上有助于提高企业创新投入、创新绩效^[25]以及企业研发投入的持续性以及转化率^[26]。本文基于企业金融化的投资“替代”动机、融资约束动机两个方面,认为“一带一路”倡议实施会降低企业金融化水平,主要理由如下:

从投资“替代”动机角度看,“一带一路”倡议实施会降低企业的金融化水平。企业金融化在一定程度上可以看作是企业对于实体化收益与金融化利益的权衡^[27],Tobin(1965)也指出了实物资产与金融资产在投资组合中具有可替代性。结合“一带一路”倡议目前的投资规划与项目进展,“一带一路”倡议支持企业的经营范围主要包括工程建材、航运港口、基建工程与机械装备这四大领域,且投资项目也主要是以交通、电信、能源等基础设施建设项目为主,鼓励装备制造等产业投资^[28],在较短的时间内刺激企业进行固定资产投资。“一带一路”倡议为中国企业的对外直接投资创造了机遇,且与沿线国家共建的一系列合作平台可以帮助企业实现规模效应、降低成本,从而增加企业利润^[6],进而导致企业实体化与金融化的均衡点可能发生改变,在整体投资安排之中,向实体化投资倾斜,金融化水平降低。此外,“一带一路”沿线国家工业基础薄弱,而中国工业发展已进入后期阶段^[29],与其他国家合作有助于缓解国内企业资本、货物以及建筑业行业产能过剩,为国内上市企业在低成本海外市场投资提供了渠道^[10],有助于工业、建筑业等实体经济发展,弱化企业投资“替代”动机,降低企业的金融化水平。

从融资约束动机角度看,“一带一路”倡议实施可以通过缓解企业融资约束程度而降低金融化水平。相关部门都采取了一系列措施推动“一带一路”建设:财政部加大对重点产业的扶持力度以及完善相关专项资金使用方式;商务部进一步完善了出口信贷管理办法并将“一带一路”重点合作产业列为重点项目;人民银行推进金融机构改革,促进人民币“走出去”;证监会、银监会等部门则积极引导证券、信贷等资金投向“一带一路”建设,而各级政府在很大程度上决定了银行信贷投放的方向以及规模。为推进“一带一路”倡议实施,国家开发银行、中国进出口银行和中国农业发展银行三大政策性银行与国有大型商业银行等多家金融机构都在积极布局,设立代表处、分行机构,加大对“一带一路”倡议相关企业的信贷支持,特别是重点扶持行业(如交通基础设施、钢铁、建材等)的融资支持力度^[9]。除了信贷支持,银行还对“一带一路”相关企业实施绿色审批、融资成本优惠等支持,缓解了资金短缺风险。证券交易所也通过发行“一带一路”主题债券、搭建投资信息平台等举措支持“一带一路”企业在债券市场进行投融资,极大地缓解了参与“一带一路”倡议企业的融资约束程度。同时,成立亚洲投资银行与丝路基金支持“一带一路”建设^[30],也缓解受倡议支持企业的融资约束程度。受融资约束程度不同的企业在配置金融资产时的行为和动机可能也是不同的:当实体企业面临的融资约束较为严重时,为保证企业充足的现金流,企业更倾向于将资产配置于流动性强、回报周期短的金融资产^[18,31];而当实体企业融资能力增强时,企业更容易从银行等金融机构获得贷款,其融资约束动机程度减弱^[18],为了长期利益最大化以及可持续发展的目的,企业会选择将更多的资金投入到低效率的实体生产中,减少金融投资。总之,“一带一路”倡议实施改善了外部投资环境,缓解了企业的融资约束程度,进而降低了企业金融化水平。

上述分析表明,“一带一路”倡议实施可以显著地降低企业的金融化水平。据此,提出研究假设 1:

H1 “一带一路”倡议实施有助于降低企业的金融化水平。

三、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

“一带一路”倡议提出时间为2013年9月,为保证事件发生前后时间区间一致,本文以2009-2018年的A股主板上市企业为初始研究样本,并按照以下原则筛选样本:(1)剔除ST、PT公司;(2)剔除金融、保险以及房地产行业^[32]; (3)剔除相关数据缺失的样本。上述筛选程序与现有文献基本一致^[9, 23],最终获得19419个样本数据。为了消除异常值的影响,对所有的连续变量在1%~99%分位上进行了缩尾处理。为使结果更加稳健,采用公司层面聚类稳健标准误。内部控制质量来自迪博数据库(DIB)的内部控制指数,“一带一路”倡议支持企业来自同花顺,其余数据来自CSMAR数据库与CNRDS数据库。

1. 变量定义及度量。

(1)解释变量。以往的研究关于处理组的选择主要包括:一是通过地理位置判断企业是否受到“一带一路”倡议影响^[6],这种划分方式的局限性在于部分企业虽不属于“一带一路”重点省份,但是其业务范围以及对外投资国家都与“一带一路”紧密相关,如四川路桥(股票代码为600039);二是同花顺提供的“一带一路”概念板块^[9],该划分方式也存在遗漏。例如,部分企业对外投资目的地为“一带一路”沿线国家,如小商品城(股票代码为600415)。因而,结合两种划分方式,本文根据同花顺提供的“一带一路”概念板块以及企业是否从事对外投资且其目的地为“一带一路”沿线国家来划分上市公司是否受到“一带一路”倡议的影响,受到“一带一路”倡议影响的企业设置为处理组(Treat=1),其他的企业为控制组(Treat=0)。“一带一路”倡议提出时间为2013年9月7日,因而定义After为政策是否实施虚拟变量,即若时间t为2014年及以后年份,则After=1,否则After=0。因此,本文的核心解释变量为Treat和After的交乘项,即Treat×After,其系数代表“一带一路”倡议实施对企业金融化的影响程度。(2)被解释变量。参考杜勇等(2017)^[23]的衡量方法,采用金融资产总额占总资产的比值来定义企业金融化水平(Fin),其中金融资产包括交易性金融资产、衍生金融资产、发放贷款及垫款净额、可供出售金融资产净额、持有至到期投资净额与投资性房地产净额。(3)控制变量。借鉴彭俞超等(2018a)^[18]、宋军和陆旸(2015)^[31]的做法,设置公司特征与宏观经济特征两类控制变量,此外,还控制了年份(Year)和公司(Firm)个体固定效应,变量定义具体见表1。

表1 变量定义

	变量符号	变量名称	变量定义
因变量	Fin	金融化水平	(交易性金融资产+衍生金融资产+发放贷款及垫款净额+可供出售金融资产净额+持有至到期投资净额+投资性房地产净额)/资产总计
解释变量	Treat×After		Treat×After
	Treat		公司受到“一带一路”倡议影响:Treat=1 公司未受到“一带一路”倡议影响:Treat=0
	After		Year≥2014, After 为 1 Year<2014, After 为 0
控制变量	公司特征变量	Roa	总资产利润率 净利润/期末资产总额
		Size	公司规模 期末资产总额的自然对数

	Lev	资产负债率	期末负债账面价值/期末资产账面价值
	Cashing	经营现金流	经营活动现金流量净额/期末资产总额
	Dual	是否两职合一	CEO 兼任董事长即为 1, 否则为 0
	Top1	第一大股东持股比例	期末第一大股东持股数/期末总股数
	Lnage	企业年龄	将企业的上市年限取对数
	Ind_Q	行业成长性	各年度、行业的托宾 Q 的中位数
	Growth	成长机会	托宾 Q 值, 等于年末公司股票市场价值/期末资产总额
宏观经济特征	GDP	实际 GDP 环比增速	期末实际 GDP/上期末实际 GDP
	M2_growth	M2 增长率	期末货币供给量/上期末货币供给量
Year		年度	
Firm		企业	

(二) 模型构建

为了检验“一带一路”倡议实施对企业金融化水平的影响, 借鉴王桂军和卢潇潇(2019a)^[6]、徐思等(2019)^[9]的做法, 利用面板数据双重差分模型(DID), 以检验“一带一路”倡议实施的政策效应。

$$\begin{aligned}
 Fin = & a_1 + a_2 Treat_i \times After_t + a_3 Treat_i + \\
 & a_4 After_t + a_5 Size_{i,t} + a_6 Lev_{i,t} + a_7 Lnage_{i,t} + \\
 & a_8 Dual_{i,t} + a_9 Cashing_{i,t} + a_{10} Growth_{i,t} + \\
 & a_{11} Top1_{i,t} + a_{12} Roa_{i,t} + a_{13} GDP_{m,t} + \\
 & a_{14} M2_growth_{m,t} + a_{15} Ind_Q_{i,t} + \sum Year + \\
 & \sum Firm + \epsilon_{i,t} \quad (1)
 \end{aligned}$$

其中, 下标 i 、 t 、 j 、 m 分别代表各个样本企业、时间、行业以及省份。模型(1)中, Fin 表示企业金融化水平, Fin 越大, 企业的金融化水平越高。若“一带一路”倡议实施降低了企业的金融化水平, 则 $Treat \times After$ 的系数显著为负, 而若“一带一路”倡议实施提高了企业的金融化水平, 则 $Treat \times After$ 的系数应该显著为正。此外, 对上述模型进行公司层面聚类调整。

四、实证检验结果及分析

(一) 描述性统计

未报告的主要变量的描述性统计结果显示:Treat 的平均值为 0.103,表示有 10.3%的样本企业为“一带一路”倡议支持的企业,与已有文献的结果基本一致^[9]。金融化水平(Fin)的平均值为 0.029,最小值为 0,最大值为 0.355,表明金融化水平在样本企业中存在差异。其他变量与现有文献基本一致,不再赘述。

参考杜勇和邓旭(2020)^[17]的做法,采用组间差异检验实验组与控制组之间金融水平以及相关控制变量的差异。未报告的单变量检验结果显示,相比“一带一路”倡议支持企业,非支持企业的金融化水平在 1%水平上显著更高,初步验证了假设 1,也就是“一带一路”倡议的实施降低了企业的金融化水平。同时,控制变量在两组之间皆存在显著差异,表明“一带一路”倡议对公司财务特征具有重要影响,这为本文的研究提供了契机。

(二)实证结果分析

表 2 列示了“一带一路”倡议实施(Treat×After)影响企业金融化水平(Fin)的双重差分实证结果。表中第(1)~(3)列为 OLS 回归结果:在第(1)列中未控制行业和年度固定效应,也未加入控制变量,仅检验了自变量对因变量的影响;第(2)列在第(1)列的基础上,控制了行业与年度固定效应;第(3)列中添加了其他控制变量。结果均显示,与非支持企业相比,“一带一路”倡议实施显著降低了支持企业的金融化水平。表中第(4)列为年份与企业个体的双重固定效应回归结果,值得注意的是,因为 Treat 不随时间改变而会被个体固定效应吸收,因此不列示 Treat 的结果。在考虑时间与个体的双向固定效应之后,结果显示,Treat×After 的系数为-0.0066,且在 1%水平上显著为负,说明与非支持企业相比,“一带一路”倡议的实施使得倡议支持企业减少了 0.0066 个单位的金融行业投资,这就相当于减少了金融投资平均值的 22.8%(0.0066/0.029),验证了本文的假设 1,即“一带一路”倡议的实施显著抑制了企业的金融化水平。

表 2 “一带一路”倡议实施与企业金融化水平

变量	PooledOLS			FE
	(1)	(2)	(3)	(4)
Treat×After	-0.0060**	-0.0060**	-0.0049*	-0.0066**
	(-2.463)	(-2.446)	(-1.943)	(-2.629)
Treat	-0.0073**	-0.0044	-0.0039	
	(-2.471)	(-1.512)	(-1.345)	
After	0.0175***	0.0165***	0.0857	0.0566
	(15.221)	(8.571)	(1.344)	(0.938)
Size			-0.0018*	-0.0068**
			(-1.818)	(-3.820)
Lev			-0.0397***	-0.0149**
			(-5.842)	(-2.189)
Lnage			0.0191***	0.0113***
			(11.636)	(5.810)

Dual			-0.0015	-0.0003
			(-0.796)	(-0.201)
Top1			0.0011	0.0064
			(0.160)	(0.566)
Cashing			-0.0116	0.0023
			(-1.423)	(0.515)
Growth			-0.0006	0.0003
			(-0.806)	(0.539)
M2_growth			0.4564	0.2221
			(1.257)	(0.645)
GDP			0.4926	0.3015
			(1.442)	(0.933)
Ind_Q			-0.0011	-0.0019
			(-0.344)	(-0.620)
Roa			-0.0197	-0.0309***
			(-1.507)	(-3.258)
_cons	0.0212***	0.0172***	-0.1279	0.0694
	(17.250)	(3.458)	(-1.006)	(0.523)
Year	未控制	控制	控制	控制
Ind	未控制	控制	控制	/
Firm	/	/	/	控制
R ²	0.0222	0.1059	0.1477	0.0870
R ² _a	0.0220	0.1045	0.1460	0.0861
N	19419	19419	19419	19419
F	90.2302	19.3058	18.1998	31.8508

五、进一步分析

考虑到企业内部和外部治理机制对企业金融化水平具有重要影响,进一步考察内部治理机制、外部环境对“一带一路”倡议

实施与企业金融化水平之间关系的影响。

(一)内部治理机制:产权性质与内部控制质量

1. 产权性质。

国有企业与非国有企业在战略目标、风险承担等方面都存在着较大的差异,从而会影响“一带一路”倡议对企业金融化程度的关系。与非国有企业相比,国有企业风险承担能力更强,国有企业从金融投资中所获取的收益也更高,其主营业务投资风险更低^[33],使得国有企业在金融化行为上具有更大的优势。因此,“一带一路”倡议提出所带来的外部投资环境改善、经营风险降低不会对国有企业的投资决策产生很大的改变。而对于非国有企业,“一带一路”倡议对其实体对外投资带来了极大的发展机会,同时减少了投资时所面临的政治与经济风险^[6],这会促进企业加快研发创新^[34],减少金融投资。因此,“一带一路”倡议实施抑制企业金融化水平在非国有企业中更明显。为了验证上述推理,设置产权性质(Soe)的虚拟变量:若上市公司为国有,则 Soe 为 1,否则为 0。分组回归结果列于表 3 第(1)(2)列。结果显示,仅在非国有企业的样本组中,“一带一路”倡议实施对企业金融化水平的 Treat×After 系数才显著为负,即“一带一路”倡议实施对企业金融化水平的抑制作用仅存在于非国有企业之中。

表 3 内部治理机制、“一带一路”倡议实施与企业金融化水平

变量	产权性质		内部控制	
	Soe=0(1)	Soe=1(2)	ICQ=0(3)	ICQ=1(4)
Treat×After	-0.0085**	-0.0025	-0.0006	-0.0078***
	(-1.983)	(-0.821)	(-0.161)	(-2.902)
After	0.0032	0.1647**	-0.0173	0.1708**
	(0.032)	(2.271)	(-0.190)	(2.171)
ConVars	控制	控制	控制	控制
_cons	0.2298	-0.1208	0.1401	-0.1057
	(1.106)	(-0.727)	(0.711)	(-0.593)
Year	控制	控制	控制	控制
Firm	控制	控制	控制	控制
R ²	0.1129	0.0579	0.0684	0.0934
R ² _a	0.1114	0.0556	0.0666	0.0916
N	11479	7940	9339	9250
F	23.3153	10.5054	17.5486	18.6339

2. 内部控制质量。

通常来说,良好的内部控制具有完善的风险监控机制,内部控制质量高的企业会自动将高风险的金融投资排除在外,重视实物投资,约束管理层的利己行为,同时内部控制有助于降低投资风险,缓解融资约束^[21],促进企业实体化投资。“一带一路”倡议的实施改善了外部投资环境,为国内上市企业营造了良好的外部环境,内部控制较好的公司能够把握机会,大力发展实体投资。因此本文预期,针对内部控制较好的企业,“一带一路”倡议实施对其金融化水平的抑制作用更显著。设置内部控制质量(ICQ)的虚拟变量:若其大于“迪博上市公司内部控制指数”除以100后的年度行业中位数,则ICQ赋值为1(内部控制质量高组),否则赋值为0(内部控制质量低组)。分组回归结果列于表4第(3)(4)列。结果显示:Treat×After的系数仅在内部控制质量高的组别中显著为负,说明“一带一路”倡议实施能够显著抑制内部控制质量高的企业的金融化水平。

(二)外部环境:地理位置与重点扶持行业

1. 地理位置。

由于资源配置和政策支持的差异,不同地区金融市场的完善程度和经济发展水平也存在较大差异,因而不同地区企业的金融化水平也有所不同^[18]，“一带一路”倡议实施对企业金融化水平的抑制作用也会受不同地区资源禀赋的影响。根据国家统计局的划分标准,本文将所有省份按东、中、西部地区进行了分类。结果列于表4第(1)(2)(3)列。结果显示:东部地区组Treat×After的系数在1%水平上显著为负,而中部地区和西部地区的Treat×After的系数均不显著,说明“一带一路”倡议实施对企业金融化程度的抑制作用仅在东部地区显著。原因可能是“一带一路”倡议的核心区包含环渤海地区、长三角地区、珠三角地区、西南地区以及西北地区,这些地区主要集中在东部与西部地区,且政策扶持力度大。“一带一路”倡议对企业的金融化水平具有抑制作用。而相对于东部地区而言,西部地区经济发展缓慢、体制不完善,“一带一路”倡议投资项目往往投资周期长、投资额大^[14],因而“一带一路”倡议实施对于西部地区企业的金融化水平的抑制作用不显著。

2. 重点扶持产业。

重点扶持产业符合中国与“一带一路”沿线国家的战略发展需要,国家为帮助相关企业更好地“走出去”,配套相应的支持政策,因而对于重点扶持产业内的相关企业而言,“一带一路”倡议的实施对其金融化水平的抑制作用更加显著。结合“十三五”时期国内企业对外投资合作倡议方向与“一带一路”倡议布局,考虑我国现有的产业优势与国内企业对外投资战略的重点,以及我国与沿线国家对于产业投资与合作的政策优先度,最终确立“一带一路”对外投资合作的重点产业。设置虚拟变量Support表示该企业是否属于重点扶持行业,若企业属于重点扶持行业,则Support记为1;反之,记为0。分组回归结果列于表4第(4)(5)列,结果显示:重点扶持行业组Treat×After的系数在5%水平上显著为负,而非重点扶持行业组系数为负但不显著,说明“一带一路”倡议实施对企业金融化水平的抑制作用仅在重点扶持行业组显著。

表4 外部环境、“一带一路”倡议实施与企业金融化水平

变量	地理位置			重点扶持行业	
	东部(1)	中部(2)	西部(3)	Support=0(4)	Support=1(5)
Treat×After	-0.0094***	0.0022	-0.0068	-0.0029	-0.0069**
	(-2.703)	(0.518)	(-1.435)	(-0.702)	(-2.252)
After	0.0631	-0.0050	0.0617	0.1954	-0.0076
	(0.763)	(-0.044)	(0.506)	(1.526)	(-0.115)
ConVars	控制	控制	控制	控制	控制

_cons	0.1167	0.1934	-0.1353	-0.2550	0.2305
	(0.650)	(0.785)	(-0.499)	(-0.951)	(1.547)
Year	控制	控制	控制	控制	控制
Firm	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.0955	0.0993	0.0830	0.0981	0.0855
R ² _a	0.0942	0.0943	0.0769	0.0961	0.0839
N	13027	3485	2907	8338	11081
F	22.6468	8.6929	4.6031	14.3896	18.3025

六、拓展性分析

前文通过对现有文献的梳理,得出了“一带一路”倡议实施抑制企业的金融化水平可能的作用机制是“一带一路”倡议降低了企业的融资约束程度。本文拟检验潜在的作用机制:融资约束。借鉴 Lamont 等(2001)的做法^[35],构建模型(2)衡量公司融资约束程度的指数(下文简称“KZ指数”):

$$\begin{aligned}
 KZ = & -1.002CashFlow + 0.283TobinQ + \\
 & 3.139Leverage - 39.368Dividends - \\
 & 1.315CashHoldings \quad (2)
 \end{aligned}$$

其中,CashFlow 为企业经营活动现金流量期末值与上一年度末固定资产的比值;TobinQ 为企业托宾 Q 值,本文采用公式 $TobinQ = (\text{流通股市值} + \text{未流通股数} \times \text{每股净资产} + \text{总负债}) / \text{总资产}$ 计算;Leverage 为企业负债总额与资产总额的比值;Dividends 为企业当期现金股利与上一年度末固定资产的比值;CashHoldings 为企业现金以及现金等价物持有量期末值与上一年度末固定资产的比值。KZ 指数值越大,表明企业的融资约束程度越大。

为了验证融资约束的中介效应,设置如下递归方程模型:

$$\begin{aligned}
 Mediator = & \mu_1 + \mu_2 Treat_i \times After_i + \\
 & \sum_j \mu_j Control_j + \Sigma Year + \Sigma Firm + \epsilon_2 \quad (3)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 Fin = & \rho_1 + \rho_2 Treat_i \times After_i + \rho_3 Mediator + \\
 & \sum_j \rho_j Control_j + \Sigma Year + \Sigma Firm + \epsilon_3 \quad (4)
 \end{aligned}$$

检验原理如下:首先估计模型(1),若 α_2 显著小于 0,说明“一带一路”倡议实施显著降低了企业的金融化水平;接下来,再估计方程(3)(4),若 μ_2 和 ρ_4 均显著异于 0,说明“一带一路”倡议的实施通过中介变量降低了企业的金融化水平;此外,如果方程(4)中 ρ_4 显著但 ρ_3 不显著,说明中介变量发挥了完全中介作用,但若 μ_2 和 ρ_4 中有一个不显著,则要通过 Sobel 检验来判断中介变量的中介效应。

借鉴徐思等(2019)^[9]的做法,选取企业规模、负债水平、盈利能力、两职合一、企业性质、成长机会、固定资产比率与第一大股东持股比例作为模型(4)的控制变量。表5第(1)(2)列展示了“一带一路”倡议的实施通过缓解融资约束程度进而抑制了企业的金融化水平的检验结果。第(1)列中 Treat×After 的系数在5%水平上显著为负,说明“一带一路”倡议的实施显著降低了企业的融资约束;第(2)列 Treat×After 和 KZ 的系数均显著小于0,说明随着企业融资约束的缓解,企业的金融化水平就越低。进一步使用 Sobel 检验对 KZ 指数作为中介因子时的间接效应进行检验,结果得到其 Z 值为 3.159,说明融资约束具有显著的部分中介效应。即表明“一带一路”倡议的实施通过缓解企业融资约束降低了金融化水平。

七、稳健性检验

上文分析结果表明,“一带一路”倡议实施能够抑制企业的金融化水平,促进企业“脱虚返实”。为了使结果更稳健,再作多种稳健性检验:平行趋势检验、倾向得分匹配(PSM)、安慰剂检验、Heckman 两阶段回归以及其他稳健性检验。

表5 拓展性分析

Variable	融资约束	
	KZ(1)	Fin(2)
Treat×After	-0.1486**	-0.0062**
	(-2.519)	(-2.290)
KZ		0.0019***
		(4.503)
After	0.7933***	0.1371**
	(13.480)	(2.160)
ConVars	控制	控制
_cons	10.5426***	-0.1009
	(13.877)	(-0.733)
Year	控制	控制
Firm	控制	控制
R ²	0.3225	0.0792
R ² _a	0.3218	0.0782
N	17163	17183
F	165.7465	26.9213

(一) 平行趋势检验

双重差分模型的一个重要假设是处理组与控制组在政策实施之前具有相同的变化趋势。利用模型 (5) 检验“一带一路”倡议的平行趋势。其中, $Treat_{i,t} \times After_{i,t}$ 代表 $[-2, 3]$ 六个虚拟变量的集合, δ 表示公司 i 距离 2014 年“一带一路”倡议正式提出相差的年份。未报告的结果显示, 2014 年“一带一路”倡议提出之前年份 $Treat \times After$ 的系数均不显著, 说明本文实验组与对照组满足平行趋势检验。2014 年之后 $Treat \times After$ 的系数均显著为负, 符合预期。此外, 2014 年当期不显著可能是由于“一带一路”倡议在 2014 年 3 月才正式推进^[10], 而之后显著性和系数的绝对值呈明显的上升趋势, 说明“一带一路”倡议实施对企业金融化的抑制效果越来越好。

$$Fin_{i,t} = \lambda_0 + \sum_{\delta \in \{-2, -1, 0, +1, +2, +3\}} \lambda_{\delta} Treat_{i,t} \times After_{i,t} + \lambda_{\delta+1} Control + \mu_i + \gamma_t + \epsilon_{i,t} \quad (5)$$

(二) 倾向得分匹配 (PSM)

受到“一带一路”倡议影响的企业与未受到影响的企业在企业规模、成长性等方面都具有一定的差异, 采用倾向得分匹配与双重差分结合 (PSM+DID) 的方法确保处理组与控制组在“一带一路”倡议实施前不存在显著差异, 弱化本文的选择性偏差, 确保结果的稳健性。本文选取了企业规模 (Size)、公司年龄 (Lnage)、经营现金流 (Cashing)、两职合一 (Dual)、成长性 (Growth)、盈利能力 (Roa) 与企业负债水平 (Lev) 等协变量进行倾向得分匹配。分别采用 1:1 最近邻匹配、1:4 最近邻匹配与核匹配等方法进行匹配。未报告的 PSM 协变量匹配结果显示, 匹配之后以上所有协变量的标准化偏差均小于 10%, 结果表明, 经过匹配之后处理组与控制组无明显差异。利用匹配后的样本重新检验模型 (1), 结果见表 6 第 (1) (2) (3) 列。结果显示, “一带一路”倡议实施依然显著抑制了企业的金融化水平。

(三) 安慰剂检验

参照徐思等 (2019)^[9] 的做法, 通过虚拟处理组检验“一带一路”倡议处理组选取是否正确。具体做法为: 保留控制组样本, 按照企业所在省份是否属于“一带一路”倡议重点省份分为两组, 属于重点省份则属于处理组, 否则即属于控制组。结果列示于表 6 第 (4) 列, $Treat \times After$ 的系数并不显著为负, 与本文回归结果不一致, 侧面印证了前文结果的可靠性。

(四) Heckman 两阶段

在使用双重差分模型估计“一带一路”倡议实施与企业金融化水平的关系时, 所选取的实验组本身在某些方面强于非倡议支持企业, 因而为了解决实验组可能存在的自选择问题, 采用 Heckman 两阶段回归控制其影响。借鉴王桂军和卢潇潇 (2019a)^[6] 的做法, 选取古代丝绸之路途径省份 (IV) 作为工具变量。将模型 (1) 中的全部控制变量以及行业年份虚拟变量对核心解释变量 ($Treat \times After$) 进行第一阶段回归, 计算逆米尔斯比 (IMR), 并将其加入第二阶段回归方程中进行估计, 回归结果列于表 6 第 (9)、(10) 列。第一阶段回归结果显示, IV 对 $Treat \times After$ 的系数显著大于 0, 说明古代丝绸之路途径省份与“一带一路”倡议重点影响企业之间有一定联系; 第二阶段回归结果中 IMR 的系数显著为正, 说明确实存在自选择问题, 而 $Treat \times After$ 的系数依旧显著为负, 表明在控制选择性偏差导致的自选择问题后, “一带一路”倡议实施抑制企业金融水平的效应依然存在, 与前文的结论一致。

(五) 其他稳健性检验

为了保证本文结果的科学与稳健, 进行了删除 2009 年数据、删除 2013 年数据、控制宏观因素影响与替换被解释变量等一系列检验, 未报告的结果显示与前文的结论保持一致, 保证了文章结果真实性。

表 6 稳健性检验

变量	PSM+DID			安慰剂检验					Heckman 两阶段	
	1:1 最近邻 匹配(1)	1:4 最近邻 匹配(2)	核匹配 (3)	虚拟处理 组(4)	2011- 2013(5)	2012- 2014(6)	2014- 2016(7)	2015- 2017(8)	Treat× After(9)	Fin(10)
Treat× After	-0.0090**	-0.0070**	-0.0062**	0.0038*	-0.0021	-0.0025	-0.0019	-0.0001		-0.0092***
	(-2.089)	(-2.130)	(-2.365)	(1.697)	(-1.519)	(-1.586)	(-0.912)	(-0.069)		(-5.717)
After	0.0545	0.0477	0.0954	0.0769	-0.0010	-0.0016*	0.0045*	0.0003		0.3471***
	(0.561)	(0.532)	(1.529)	(1.143)	(-0.285)	(-1.799)	(1.831)	(0.212)		(4.597)
IV									0.0929***	
									(9.235)	
IMR										0.2481***
										(9.453)
ConVars	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
_cons	-0.1888	-0.0090	0.0254	0.0385	0.0496	0.2613***	0.2097**	0.2053**	-0.6671***	-0.8851***
	(-0.779)	(-0.043)	(0.186)	(0.261)	(0.778)	(4.412)	(2.489)	(2.246)	(-7.033)	(-5.352)
Year	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Firm	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.0771	0.0743	0.0774	0.0885	0.0104	0.0876	0.0506	0.0264	0.1050	0.0825
R ² _a	0.0681	0.0701	0.0764	0.0875	0.0085	0.0858	0.0487	0.0245	0.1041	0.0816
N	1955	4259	17757	17415	6097	6248	6229	6216	19419	19419
F	3.6570	7.4212	26.1124	28.7975	3.1524	21.5517	13.3244	6.9755	66.5300	85.3619

八、研究结论与政策建议

“一带一路”倡议是我国在后金融危机时代,将自身的产能优势、技术与资金优势、经验与模式优势转化为市场与合作优势,实行深层次与全方位开放的一大创新。在“一带一路”倡议的推进过程中,中国企业能否把握机会、大力发展实体投资、降低金融投资水平受到社会的广泛关注。因而,采用 2009-2018 年中国非金融行业的上市企业,以受到“一带一路”倡议影响的企业为处理组,其他企业为控制组,利用 DID 模型考察了“一带一路”倡议实施对企业金融化水平的影响效应及内在机理,得出以下结论:(1)“一带一路”倡议的实施显著抑制了非金融企业的金融化水平,促进了企业“脱虚向实”,在进行平行趋势检验、倾向得分匹配、安慰剂检验、控制一系列内生性问题以及其他的一些稳健性检验之后,“一带一路”倡议对企业金融化水平的抑制作用

依然显著;(2)“一带一路”倡议的实施对企业金融化水平的抑制作用仅在非国有企业、内部控制质量高、东部地区以及重点扶持行业的企业显著;(3)“一带一路”倡议可以通过缓解企业的融资约束程度而降低企业的金融化水平,即融资约束程度降低是“一带一路”倡议实施抑制企业金融化水平的重要渠道机制。

政策建议主要有:(1)受倡议支持企业应主动参与“一带一路”项目建设,借助政府与相关金融机构的支持,聚焦发力实体主营业务,抑制金融化倾向,通过拓展国外市场布局实现自身的战略目标;(2)“一带一路”倡议的实施要坚持“脱虚向实”的价值导向,在企业参与“一带一路”项目投资时,政府应该积极引导金融机构为大规模公司、民营公司和内部控制质量高的公司提供信贷支持,同时应重点关注中西部地区、非重点扶持行业以及市场化进程低地区相关企业参与“一带一路”项目建设的动机,监督信贷支持资金的效率;(3)证据表明,融资约束是制约“一带一路”倡议实施引导企业“脱虚向实”的重要因素,说明“一带一路”倡议的顺利实施既要为参与企业提供低成本的信贷支持,又要关注项目的投资效率,从而为实现更高水平的开放型经济奠定坚实基础。

参考文献:

- [1]辛清泉,郑国坚,杨德明.企业集团、政府控制与投资效率[J].金融研究,2007(10):123-142.
- [2]Huang Y.Understanding China's belt & road initiative:Motivation, framework and assessment[J].China Economic Review,2016(40):314-321.
- [3]Yu H.Motivation behind China's One Belt,One Road initiatives and establishment of the Asian infrastructure investment bank[J].Journal of Contemporary China,2017,26(105):353-368.
- [4]李笑影,李玲芳.互联网背景下应对“一带一路”贸易风险的机制设计研究[J].中国工业经济,2018(12):97-114.
- [5]朱杰.“一带一路”倡议与资本市场信息效率[J].经济管理,2019,41(9):38-56.
- [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,2019a,(3):43-61.
- [7]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,2019b,45(1):19-34.
- [8]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.
- [9]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.
- [10]Du J,Zhang Y.Does One Belt One Road initiative promote Chinese overseas direct investment[J].China Economic Review,2018,47(2):189-205.
- [11]张成思,张步县.中国实业投资率下降之谜:经济金融化视角[J].经济研究,2016,51(12):32-46.
- [12]杜勇,谢瑾,陈建英.CEO金融背景与实体企业金融化[J].中国工业经济,2019(5):136-154.
- [13]李馨子,牛煜皓,张广玉.客户集中度影响企业的金融投资吗?[J].会计研究,2019(9):65-70.

-
- [14]刘伟,曹瑜强.机构投资者驱动实体经济“脱实向虚”了吗[J].财贸经济,2018,39(12):80-94.
- [15]邓超,张梅,唐莹.中国非金融企业金融化的影响因素分析[J].财经理论与实践,2017,38(2):2-8.
- [16]许罡,朱卫东.金融化方式、市场竞争与研发投入挤占——来自非金融上市公司的经验证据[J].科学学研究,2017,35(5):709-719.
- [17]杜勇,邓旭.中国式融资融券与企业金融化——基于分批扩容的准自然实验[J].财贸经济,2020,41(2):69-83.
- [18]彭俞超,韩珣,李建军.经济政策不确定性与企业金融化[J].中国工业经济,2018a(1):137-155.
- [19]彭俞超,倪晓然,沈吉.企业“脱实向虚”与金融市场稳定——基于股价崩盘风险的视角[J].经济研究,2018b,53(10):50-66.
- [20]戚聿东,张任之.金融资产配置对企业价值影响的实证研究[J].财贸经济,2018,39(5):38-52.
- [21]Orhangazi O. Financialization and capital accumulation in the nonfinancial corporate sector: A theoretical and empirical investigation on the US economy: 1973-2003[J]. Cambridge Journal of Economics, 2008, 32(6): 863-886.
- [22]王红建,曹瑜强,杨庆,等.实体企业金融化促进还是抑制了企业创新——基于中国制造业上市公司的经验研究[J].南开管理评论,2017,20(1):155-166.
- [23]杜勇,张欢,陈建英.金融化对实体企业未来主业发展的影响:促进还是抑制[J].中国工业经济,2017(12):113-131.
- [24]Epstein G, Jayadev A. The rise of rentier incomes in OECD countries: Financialization, central bank policy and labor solidarity[M]. Financialization and World Economy, MA: Edward Elgar Publishing, 2005.
- [25]徐珊,刘笃池.企业金融化对技术创新影响的实证研究[J].科研管理,2019,40(10):240-249.
- [26]杨松令,牛登云,刘亭立,等.实体企业金融化、分析师关注与内部创新驱动力[J].管理科学,2019,32(2):3-18.
- [27]Stockhammer E. Financialisation and the slowdown of accumulation[J]. Cambridge Journal of Economics, 2004, 28(5): 719-741.
- [28]武汉大学“一带一路”研究课题组.“一带一路”境外经贸合作区可持续发展研究[J].社会科学战线,2019,(6):82-88.
- [29]胡必亮.“一带一路”:倡议实施前景[J].中国人口科学,2018(1):2-18.
- [30]张红力.金融引领与“一带一路”[J].金融论坛,2015,20(4):8-14.
- [31]宋军,陆旸.非货币金融资产和经营收益率的U形关系[J].金融研究,2015(6):111-127.

-
- [32]Krippner G R.The financialization of the American economy[J].Socio-economic Review,2005,3(2):173-208.
- [33]张成思,郑宁.中国实业部门金融化的异质性[J].金融研究,2019(7):1-18.
- [34]Pradhan J P,Singh N.Outward FDI and knowledge flows:A study of the Indian automotive sector[J].Institutions and Economies,2009(1):156-187.
- [35]Lamont O,Polk C,Saaá-Requejo J.Financial constraints and stock returns[J].The Review of Financial Studies,2001,14(2),529-554.