
“一带一路”倡议、企业信贷融资增进效应与异质性

李建军 李俊成^{*}

内容提要 本文基于 2008–2017 年中国 A 股上市公司的面板数据,采用双重差分方法检验了“一带一路”倡议对企业信贷融资的影响。研究发现:“一带一路”倡议的提出显著扩大了相关企业的信贷融资规模,而降低信息不对称和改善财务状况是“一带一路”倡议影响企业信贷融资的重要机制。异质性检验的结果表明,“一带一路”倡议对企业信贷融资的增进效应在外向型节点城市、商贸服务产业以及大型企业中更突出,且不存在所有制歧视。此外,“一带一路”倡议可以有效降低相关企业的融资成本与融资交易成本。本研究对推进“一带一路”建设、提高“一带一路”资金融通效率具有启示意义。

关键词 “一带一路”倡议 信贷融资 信息不对称 财务状况

一 引言

伴随“一带一路”建设的持续推进,越来越多的中国企业响应国家“走出去”的号召,在“一带一路”沿线国家和地区开展投资和贸易活动。中国商务部的统计数据显

* 李建军、李俊成(通讯作者):中央财经大学金融学院 中央财经大学金融学院亚投行研究中心 北京海淀区学院南路 39 号 100081 电子信箱:ljjsh@126. com(李建军);lje_cufe@163. com(李俊成)。

作者感谢国家社科基金后期资助项目(19FJLB038)、中国-东盟区域发展协同创新中心科研专项以及教育部长江学者和创新团队发展计划联合资助项目(CWZD201803)的资助,感谢匿名审稿专家的建设性意见。当然,文责自负。

示,2019年1-7月,中国企业对“一带一路”沿线52个国家和地区新增投资79.7亿美元,占同期总额的12.5%;中国与“一带一路”沿线国家和地区进出口贸易额增长10.2%,拉动整体进出口增长2.8个百分点。在当前世界经济增速放缓、发达国家贸易保护主义势头不断上升的背景下,中国企业与“一带一路”沿线国家和地区经贸合作的稳步推进已成为全球经济发展一大亮点。

在“一带一路”倡议成为影响中国企业行为和企业价值创造的背景下,其微观经济效应正逐步显现。“一带一路”倡议通过打造互联互通的物理条件和人文环境,直接推动了中国企业跨境贸易与海外投资的迅猛增长(孙楚仁等,2017;吕越等,2019)。不仅如此,“一带一路”倡议还深刻改变了中国企业的生产和经营模式,伴随中国企业国际化程度不断加深,其投资效率、创新能力和全要素生产率均得到有效提升(陈胜蓝和刘晓玲,2018;李秋梅等,2019;王桂军和卢潇潇,2019a)。

在投资和贸易规模逐年增长的同时,“一带一路”企业的融资需求也在不断增加。“一带一路”建设项目往往具有资金投入量大、盈利周期长、短期收益不确定性较高等特点,加之“一带一路”沿线国家和地区多为发展中经济体,其资本利用效率和金融活跃程度远落后于发达经济体,中国企业通常难以利用东道国金融市场来满足其巨大的融资需求(李建军和李俊成,2018a)。同时,由于部分沿线国家和地区付款能力和信用水平也存在较大不确定性,使一些企业承受的资金压力较大(李笑影和李玲芳,2018)。因此,加大对“一带一路”企业的融资支持力度已成为保障“一带一路”建设持续推进的关键。

那么,“一带一路”倡议在为企业带去广阔市场空间的同时,是否也增强了企业获取发展资源特别是企业发展倚重的信贷资源能力?在“一带一路”倡议提出之初,学者们就已经意识到金融支持对“一带一路”建设的重要意义。蒋志刚(2014)提出,要以“规划先行、金融先导”为基本原则,规划整合各方资源,服务企业走出去。随后,学者们围绕“一带一路”倡议背景下企业融资模式、融资路径、融资支持体系等问题展开了丰富的讨论(沈铭辉和张中元,2018;陆长平等,2019;张晓涛等,2019)。但对“一带一路”倡议是否可以和如何影响企业信贷融资这一重要问题,至今尚未有深入研究。

综上,本文围绕“一带一路”倡议与企业信贷融资问题进行探索。首先梳理“一带一路”倡议影响企业信贷融资的传导路径;进一步将2013年秋中国提出的“一带一路”倡议视为准自然实验,以2008-2017年中国A股上市公司为研究对象,检验“一带一路”倡议对企业信贷融资的影响。研究结果表明,“一带一路”倡议的提出显著促进了相关企业的信贷融资,而降低企业信息不对称、改善企业自身财务状况是“一

“一带一路”倡议影响企业信贷融资的重要机制。本研究还发现“一带一路”倡议影响企业信贷融资存在异质性。

本文贡献主要体现在以下方面：第一，拓宽了“一带一路”倡议的研究范畴，对基于理论视角的研究进行补充。当前学者们对“一带一路”倡议相关议题的探讨主要以理论研究为主，关注“一带一路”倡议的现实背景、政策内容及经济内涵（王国刚，2015；佟家栋，2017），缺少对“一带一路”倡议的绩效评估。本文利用2013年秋中国提出“一带一路”倡议的准自然实验，检验“一带一路”倡议的经济绩效。第二，从企业层面研究“一带一路”倡议对企业信贷融资的影响，有助于理论和实务界全面客观认识“一带一路”倡议对微观经济的影响，为“一带一路”政策体系的制定和实施提供微观证据。企业作为对外经济合作的市场载体，是“一带一路”建设的实施主体。然而，受限于微观数据的可得性，针对企业展开的研究相对较少，“一带一路”倡议对微观经济特别是对企业行为影响的考察还非常匮乏。为此，本文通过梳理上市公司年报等多种形式，在其可披露范围内，手工整理获取上市公司与“一带一路”沿线国家和地区开展业务的情况，并在此基础上，检验“一带一路”倡议对企业信贷融资的影响。第三，基于信息不对称和企业财务状况视角，研究“一带一路”倡议影响企业信贷融资的传导机制，有助于进一步打开“一带一路”倡议如何影响企业信贷融资的黑箱。过往文献在考察“一带一路”倡议的经济效应时，大多通过制度因素视角，关注政府政策在资源配置中扮演的角色，无法体现“一带一路”倡议“开放、包容、以市场化为导向”的鲜明特征（吾买尔江·艾山等，2019；徐思等，2019）。有别于以往研究，本文着重挖掘和梳理了“一带一路”倡议影响微观经济运行的市场机制。

本文余下内容安排为：第二部分为“一带一路”倡议影响企业信贷融资的理论框架；第三部分为研究设计；第四部分为经验结果分析；第五部分为作用机制探索；第六部分是异质性分析；第七部分是进一步研究；最后是本文结论与启示。

二 “一带一路”倡议与企业信贷融资：一个理论框架

已往研究普遍认为，关键外部制度因素作为国家分配经济资源和实现经济发展目标的重要手段，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（辛清泉等，2007）。“一带一路”倡议可从多种渠道对企业信贷融资行为产生影响（见图1）。

首先，“一带一路”倡议作为一项经济合作倡议，其目的在于推动中国与相关国家和地区的宏观政策协调，消解政策壁垒，减少贸易摩擦，促进经济要素有序自由流动、

资源高效配置及市场深度融合(沈铭辉,2019)。“一带一路”倡议的提出帮助中国企业与外部市场建立全新的交易关系,减少了中国企业与沿线国家和地区经贸往来的交易摩擦,通过拓展中国企业海外市场的业务规模,降低其参与跨国贸易和海外投资的交易成本,提高相关企业经营绩效,改善财务状况,进而提高企业获取融资的条件。

其次,“一带一路”倡议的提出将激励地方政府制定具体的配套政策以帮助国家经济政策在地区更好落地,而系列配套政策的推出将使相关企业直接从中受益。具体地,为保障“一带一路”建设的顺利推进和鼓励更多企业参与到“一带一路”建设中来,地方政府会制定包括但不限于政府补贴、税收优惠及专项补助等在内的一系列配套政策,这些优惠政策通过向企业转移补贴资金或降低企业税费水平等方式直接改善企业财务状况(Boycko 等,1996),改善企业获取外部资金的自身条件。

再次,“一带一路”倡议的提出使相关企业迅速成为各方关注焦点。当获得“一带一路”企业的“身份标签”后,媒体对企业的关注和报道会大幅上升。媒体报道通过信息传播将有效降低资金供给方搜集和评估信息的成本(Dyck 等,2008),降低企业信息不对称程度(Tetlock,2010);不仅如此,媒体报道还具有信息披露功能,能够暴露企业潜在的治理问题,提高企业信息透明度,缓解代理问题,降低资金供给的风险(赖黎等,2016)。

最后,“一带一路”倡议提出后,“一带一路”概念股迅速成为市场热切关注的重点板块。分析师对相关企业包括盈利能力、发展前景、风险水平等在内的一系列经营情况进行持续关注和研究,企业重要信息被不断揭示或释放,市场对企业价值判断更客观准确,同时将降低企业与资金供给者间的信息不对称程度(伍燕然等,2016;吴红军等,2017)。

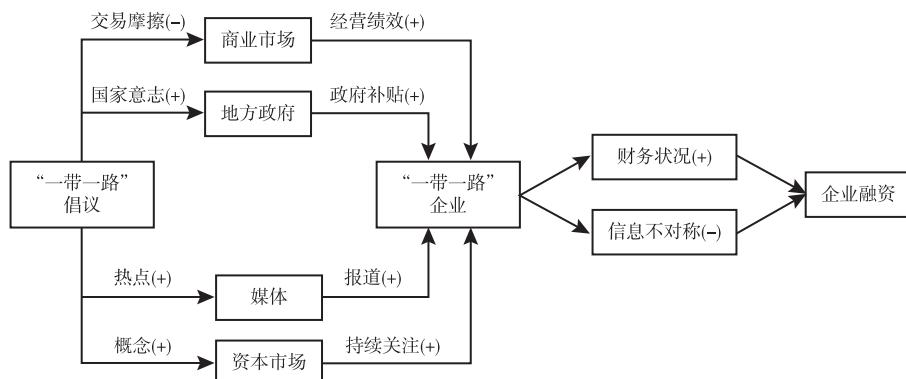


图1 “一带一路”倡议影响企业信贷融资的理论框架

三 研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文选取 2008–2017 年沪深两市 A 股的上市公司为研究样本(见表 1)。考虑新上市企业的融资决策和行为具有一定特殊性,为排除这一潜在因素的影响,保证企业样本在观测起点 2008 年前已上市;金融类企业由于财务报表项目构成与实体企业有较大差异,而本文重点关注实体企业,故排除金融类企业;另外,连续 2 年或 3 年亏损的企业(ST 和 *ST 企业)为避免被退市,财务信息可能失真,故样本中剔除 ST 和 *ST 企业。同时,我们对连续变量数据在 1% 水平进行双向缩尾处理(winsorize),即将分位数在 1% 和 99% 之外的数据分别用 1% 和 99% 分位数上的值替换,以避免个别极端值和异常值的影响。需要说明的是,本文所有回归样本均为 2009–2017 年沪深两市 A 股上市公司,但由于部分指标的计算需使用上一期数据(如企业经营风险),因此实际样本期间为 2008–2017 年。

表 1

样本选择与数据来源

初始研究样本:2008–2017 年沪深两市 A 股上市公司	24 702
剔除在观测起点 2008 年前未上市公司	9052
剔除金融业样本	290
剔除连续 2 年或 3 年亏损企业样本(ST 和 *ST 企业)	1021
最终样本	14 339

本文使用的上市公司年度报告来自巨潮资讯、上海证券交易所、深圳证券交易所等有关网站,我们通过手工整理上市公司年报等形式获取上市公司与“一带一路”沿线国家和地区开展业务的情况。另外,上市公司财务、公司治理以及股票交易数据均来自国泰安经济金融研究数据库(CSMAR),上市公司利息支出数据来自锐思金融研究数据库(RESSET),分析师预测数据来自万得数据库(WIND)。

(二) 模型设定

$$Loan_{it} = \alpha + \gamma Treat_i \times Post_t + \lambda Z_{it} + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,被解释变量 $Loan$ 为企业信贷融资衡量指标。 $Treat$ 为区分实验组和控制组的虚拟变量,若企业在“一带一路”倡议提出前已与“一带一路”国家和地区存在业务往来,则属于实验组,该变量取值为 1;若企业在“一带一路”倡议提出前后均未与“一

带一路”国家和地区发生业务往来，则属于控制组，该变量取值为0。特殊说明的是，为避免政策冲击与实验组产生内生性问题，我们剔除了在“一带一路”倡议提出后才开始与“一带一路”沿线国家和地区发生业务往来的样本。 $Post$ 为时间虚拟变量，当 $Post_t = 1$ 时，表示第 t 年为政策冲击发生年份，文中具体指“一带一路”倡议提出的年份。由于“一带一路”倡议是习近平总书记于2013年9月提出，本文选择2014年作为政策冲击事件发生年份。 Z_u 为可能影响企业信贷融资的其他控制变量； δ_i 表示个体固定效应； μ_t 表示时间固定效应； ε_u 为随机误差项。

(三) 变量说明

1. 企业信贷融资(*Loan*)。参考李涛和黄晓蓓(2008)的做法，本文使用企业取得借款所收到的现金表示企业当年获得的银行信贷，并将其与企业总资产的比值作为信贷融资的代理变量。

2. “一带一路”企业(*Treat*)。将“一带一路”倡议视为准自然实验，采用双重差分(DID)方法评估“一带一路”倡议的经济绩效已逐渐成为国内主流研究的普遍做法，如陈胜蓝和刘晓玲(2018)、王桂军和卢潇潇(2019b)以及徐思等(2019)分别采用 DID 模型研究了“一带一路”倡议对企业投资水平、创新水平以及融资约束的影响。其中，陈胜蓝和刘晓玲(2018)与王桂军和卢潇潇(2019b)依据企业注册地是否在“一带一路”重点省份来判断企业是否受“一带一路”倡议影响，徐思等(2019)则依据同花顺网络信息公司提供的“一带一路”概念板块来判断企业是否受“一带一路”倡议影响。与上述文献不同，本文基于上市公司是否与“一带一路”沿线国家和地区开展业务来识别企业是否受“一带一路”倡议影响。具体地，本文通过梳理上市公司年报等形式，在其可披露范围内，获取上市公司是否与“一带一路”沿线国家和地区开展业务的情况。我们对上市公司与“一带一路”沿线国家和地区^①存在业务往来的认定主要分为3类：(1)企业明确公告宣布对“一带一路”国家和地区进行直接投资；(2)企业宣布获得“一带一路”沿线国家和地区的大额订单或大型项目；(3)企业在“一带一路”沿线国家和地区存在国际业务往来。在具体模型设定上，本文将受“一带一路”倡议影响的

^① 参考孙焱林和覃飞(2018)与王桂军和卢潇潇(2019a)的研究，并结合中国一带一路网(www.yidaiyilu.gov.cn)上公开报道的相关文件，我们整理获得以下“一带一路”沿线国家和地区名单：蒙古、新加坡、马来西亚、印度尼西亚、缅甸、泰国、老挝、柬埔寨、越南、文莱、菲律宾、伊朗、伊拉克、土耳其、叙利亚、约旦、黎巴嫩、以色列、巴勒斯坦、沙特阿拉伯、也门、阿曼、阿联酋、卡塔尔、科威特、巴林、希腊、塞浦路斯、印度、巴基斯坦、孟加拉国、阿富汗、斯里兰卡、马尔代夫、尼泊尔、不丹、哈萨克斯坦、乌兹别克斯坦、土库曼斯坦、塔吉克斯坦、吉尔吉斯斯坦、波兰、立陶宛、爱沙尼亚、拉脱维亚、捷克、斯洛伐克、匈牙利、斯洛文尼亚、克罗地亚、波黑、黑山、塞尔维亚、罗马尼亚、保加利亚、马其顿、埃及、俄罗斯、乌克兰、白俄罗斯、格鲁吉亚、阿塞拜疆、亚美尼亚、摩尔多瓦。

企业作为实验组,将未受倡议影响的企业作为控制组。

3. 政策冲击时间(*Post*)。由于“一带一路”倡议是习近平总书记于2013年9月提出的,当时更多被视为是战略构想和外交理念。直到2014年,“一带一路”倡议才由顶层设计落实为国家政策,正式进入务实推进阶段。因此,本文与主流文献的通行做法一致,选择2014年作为政策冲击事件发生的年份(孙楚仁等,2017;孙焱林和覃飞,2018;李建军和李俊成,2018b;徐思等,2019;王桂军和卢潇潇,2019a),将2014年及之后年份的*Post*定义为1,将2014年之前的*Post*定义为0。

4. 控制变量。本文借鉴姜付秀等(2016)的研究,控制了可能影响企业银行信贷水平的企业财务与治理层面的特征变量,包括资产回报率(*Roa*)、固定资产占比(*Fixed*)、第一大股东占比(*Top1*)、企业成立年限(*Age*)、独立董事占比(*Indep*)以及董事长和总经理两职合一(*Dual*)。具体变量定义及描述性统计见表2。

表2 变量定义及描述性统计

变量名	变量定义	平均值	标准差	25% 分位数	中位数	75% 分位数
<i>Loan</i>	企业取得借款所收到的现金/总资产	0.221	0.201	0.067	0.186	0.318
<i>Treat</i>	“一带一路”企业取值为1;否则为0	0.152	0.359	0.000	0.000	0.000
<i>Post</i>	2014年及之后的 <i>Post</i> 取值为1;否则为0	0.456	0.498	0.000	0.000	1.000
<i>Roa</i>	税后净利润/总资产	0.033	0.054	0.010	0.029	0.057
<i>Fixed</i>	固定资产净额/总资产	0.244	0.182	0.100	0.209	0.355
<i>Top1</i>	第一大股东持股占比	0.353	0.154	0.231	0.333	0.461
<i>Age</i>	企业成立年限	16.877	5.142	13.000	17.000	20.000
<i>Indep</i>	独立董事人数/董事会人数	0.370	0.054	0.333	0.333	0.400
<i>Dual</i>	若董事长和总经理由同一人担任,则取值为1;否则为0	0.173	0.378	0.000	0.000	0.000

(四) 差异性检验

表3汇报了企业信贷融资的代理变量(*Loan*)在“一带一路”倡议前后的差异变化。其中,实验组和控制组的定义与DID模型中的定义相同;倡议前表示2009–2013年,倡议后表示2014–2017年。从表3可看出,在“一带一路”倡议提出前,实验组信贷融资水平略低于控制组,但两者并不存在显著差异;在“一带一路”倡议提出后,实验

表 3 差异性检验

	实验组	控制组	实验组-控制组	
倡议前	0.230 (0.006)	0.232 (0.003)	-0.002 (0.007)	组信贷融资水平反超控制组,两者差额由“一带一路”倡议前的 -0.002 上升至 0.024,且在 1% 水平上显著。以上信息表明,“一带一路”倡议确实对实验组企业的信贷融资水平起到了正向作用,拉大了实验组和控制组之间企业获取信贷资源的差距,但这种差距还需利用 DID 模型做进一步检验。
倡议后	0.227 (0.007)	0.204 (0.003)	0.024 *** (0.007)	
倡议后-倡议前			0.026 ** (0.010)	

四 经验分析

(一) 基准回归

本文从“一带一路”倡议这一准自然实验出发,运用 DID 方法考察“一带一路”倡议对企业信贷融资的影响,回归结果见表 4。其中,第(1)列只加入了“一带一路”企业(*Treat*)与“一带一路”倡议冲击(*Post*)的交互项(*Treat* × *Post*),其系数在 1% 水平上显著为正,表明“一带一路”倡议可以显著促进企业的信贷融资水平。第(2)列进一步控制了企业财务和治理层面的相关变量,*Treat* × *Post* 的系数大小略有变动,但仍在 1% 水平上显著为正。

表 4 第(3)列考察了“一带一路”倡议增进企业信贷融资的动态效应。我们在基准模型基础上将分组虚拟变量(*Treat*)与“一带一路”倡议政策冲击虚拟变量(*Post*)的交互项替换为 *Treat* 与倡议提出后年份虚拟变量(*Year*)的交互项 *Treat* × *Year*。该交互项系数可用以检测“一带一路”倡议增加企业信贷融资的变化趋势。比较各年份的估计结果可发现,在倡议提出的第 1 年(2014 年),“一带一路”倡议对企业信贷融资的影响为正,但并不显著;在倡议提出的后 3 年里(2015–2017 年),“一带一路”倡议对企业信贷融资的增进效应分别为 0.0292、0.0336、0.0396,且依次在 1%、5%、1% 的水平上显著。由此可见,“一带一路”倡议对企业信贷融资具有长期稳定的增进作用;且伴随“一带一路”建设的持续推进,“一带一路”倡议对企业信贷融资的增进作用与日俱增。这同李建军和李俊成(2018b)与王桂军和卢潇潇(2019a)测算的“一带一路”倡议动态效应变化趋势一致。在“一带一路”倡议的直接推动下,中国企业以“一带一路”建设为重点,加快形成面向全球的贸易、投资、生产及服务网络,越来越多地参与到国际经贸往来中去。在这个过程中,一批优质项目与受益企业得以显现,银行积极调整信贷投放的方向和规模,“一带一路”企业在信贷融资方面受到更大支持,“一带一

路”倡议的融资增进效应不断放大。总体看,第(1)–(3)列关键解释变量系数的显著性和大小十分稳定,表明“一带一路”倡议有助于促进企业的信贷融资。

表 4

基准回归

Loan	(1)	(2)	(3)
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0.0288 *** (0.010)	0.0287 *** (0.009)	0.0137 (0.009)
<i>Treat</i> × <i>Year</i> 2014			0.0292 *** (0.011)
<i>Treat</i> × <i>Year</i> 2015			0.0336 ** (0.013)
<i>Treat</i> × <i>Year</i> 2016			0.0396 *** (0.014)
<i>Treat</i> × <i>Year</i> 2017			0.4123 *** (0.031)
常数项	0.3003 *** (0.019)	0.4093 *** (0.031)	0.4123 *** (0.031)
控制变量	未控制	控制	控制
样本量	12 615	12 389	12 389

说明:括号内的值为聚类到企业层面的稳健标准误,*、** 及 *** 分别表示在 10%、5% 及 1% 的水平上显著。本文所有回归均控制了行业、企业以及年份固定效应。下表同。

(二)平行趋势及安慰剂检验

本文采用 DID 方法研究“一带一路”倡议对企业信贷融资的影响。DID 方法的运用需满足平行趋势假定,即在政策发生时点前实验组和控制组随时间变化的趋势不存在显著差异。为检验实验组和控制组是否满足平行趋势假定,我们借鉴 Moser 和 Voena (2012) 的做法,在模型中加入分组虚拟变量 (*Treat*) 与年份虚拟

变量 (*Year*) 的交互项 *Treat* × *Post*。如果“一带一路”倡议前各年的 *Treat* × *Post* 不显著,则说明满足平行趋势假定。图 2 展示了平行趋势假设的回归结果以及“一带一路”倡议影响企业信贷融资的动态效应。结果显示,“一带一路”企业与“一带一路”倡议提出前各年及当年的交互项系数均不显著,而与“一带一路”倡议提出后各年的交互系数均显著为正,说明 DID 模型满足平行趋势假定。

除平行趋势检验和动态效果分析外,本文还借鉴徐思等(2019)的做法,对基准回

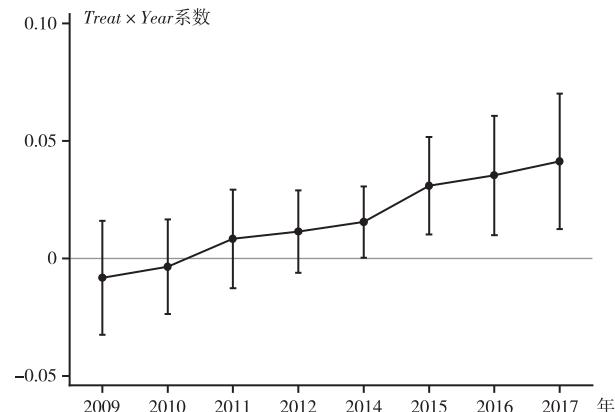


图 2 平行趋势检验

归结论进行安慰剂检验 (placebo test), 以排除时间趋势的影响。其原因在于, 企业信贷融资增进也可能是由于中国金融环境随时间推移不断变好引起的, 并非“一带一路”倡议作用的结果。为排除这种潜在的可能, 本文构建虚拟外生冲击的安慰剂检验。保留“一带一路”倡议提出前样本(2009–2013年)和“一带一路”倡议提出后样本(2014–2017年), 并假设对应的中间年份(2011、2016年)存在一个虚拟外生冲击 (*Shock1*、*Shock2*), 对虚拟外生冲击后企业信贷融资是否发生变化重新进行检验。表5第(1)和(2)列的回归结果均显示, 虚拟外生冲击对企业信贷融资的回归结果并不显著, 说明并没有一个时间趋势驱动本文的基准结果。

表5 安慰剂检验

Loan	2009–2013年		2014–2017年	虚假实验组
	(1)	(2)	(3)	
<i>Treat</i> × <i>Shock1</i>	0.0046 (0.007)			
<i>Treat</i> × <i>Shock2</i>		0.0167 (0.011)		
<i>Pseudo Treat</i> × <i>Post</i>			-0.0119 * (0.007)	
常数项	0.3789 *** (0.052)	0.3856 *** (0.049)	0.3932 *** (0.035)	
控制变量	控制	控制	控制	
样本量	6915	5474	10 481	

同时, 参照李蕾蕾和盛丹(2018)的做法, 我们也通过构建虚假实验组进行安慰剂检验。在基准回归中, 同“一带一路”沿线国家和地区存在业务往来的企业可以充分反映“一带一路”倡议的实施效果, 因而将其作为实验组来研究“一带一路”倡议对企业信贷融资的影响。在稳健性检验中, 我们更改分组办法, 只选择没有和“一带一路”沿

线国家和地区存在业务往来的企业作为样本, 并按企业是否存在海外业务往来分为两组。其中, 存在海外业务往来的企业为虚假实验组样本, 其余没有存在过海外业务往来的企业仍为控制组样本。采用该分组方法的理由在于, 在没有同“一带一路”沿线国家和地区存在业务往来的企业中, 存在海外业务往来的企业或许更有可能受“一带一路”倡议的影响。如果在设置虚假实验组后, 虚假实验组(*Pseudo Treat*)与政策冲击时间(*Post*)的交互项系数不显著, 那么说明本文在基准回归中得到的结果的确来源于“一带一路”倡议的政策效应。表5第(3)列的回归结果显示, *Pseudo Treat* × *Post* 并没有显著为正, 侧面支持了本文结论。值得一提的是, *Pseudo Treat* × *Post* 的系数在10%水平上显著为负。可能的解释是在“一带一路”倡议提出后, 银行信贷资源向“一带一路”沿线国家和地区的项目和企业倾斜。相比同“一带一路”沿线国家和地区有业务往来的企业, 同非“一带一路”沿线国家和地区有业务往来的企业信贷支持可能被挤

占,因此 $Pseudo\ Treat \times Post$ 的系数显著为负。

(三) 稳健性检验

为保证研究结论的稳健性和可靠性,本文采取替换代理变量、更改“一带一路”企业认定办法、删除试点当年样本观测值、更改样本信息集、倾向得分匹配检验、宏观系统性因素影响检验以及排除其他政策冲击干扰等方法对基准回归进行稳健性检验。

1. 更换代理变量。借鉴李志远和余森杰(2013)与 Xu 等(2016)的做法,本文采用利息支出占比(*Interest*)作为企业信贷融资的代理变量。其合理性在于,利息支出占比可以反映企业外部融资情况,企业利息支出占比越高,表明企业信贷融资越多。利息支出占比为企业当年利息支出与总资产的比值。表 6 第(1)列的回归结果显示, $Treat \times Post$ 的系数在 5% 水平上显著为正,即“一带一路”倡议对企业利息支出具有显著增进作用,支持基准回归结论。

2. 更改“一带一路”企业认定办法。借鉴王桂军和卢潇潇(2019a)的划分方法,本文将参与“一带一路”倡议且投资目的地为“一带一路”沿线国家和地区的企业归为实验组样本,将没有参与对外直接投资的企业归为控制组样本,表示为 $NTreat$ 。这一划分标准可能存在一定的局限性,因为除对外直接投资外,企业还可以通过包括国际贸易在内的多种形式与“一带一路”沿线国家和地区发生业务往来。但不可否认的是,参与“一带一路”倡议且投资目的地为“一带一路”沿线国家和地区的企业更容易受“一带一路”倡议的影响。上述新实验组和控制组的估计结果见表 6 第(2)列, $NTreat \times Post$ 的系数仍在 1% 水平上显著为正,前文研究结论保持不变。

3. 删除试点当年的样本观测值。由于“一带一路”倡议首次在 2013 年的 9 月提出,本文根据现有通行做法,将政策冲击的年份设定在 2014 年。其不足之处在于,企业或许在 2013 年年末已受政策影响。出于稳健性考虑,我们删除所有样本企业在 2013 年的观测值,再一次检验基准模型。表 6 第(3)列的回归结果显示, $Treat \times Post$ 的系数仍在 1% 水平上显著为正,再次支持原有结论。

4. 更改样本信息集。为排除企业特殊性的影响,本文通过以下两种方法进行稳健性检验:第一种方法分别删除信贷融资占比最大和最小两端各 5% 的企业样本点;第二种方法是剔除交叉上市企业,这类企业同时在国内和海外资本市场获取信贷,其融资行为与国内其他公司不具可比性。表 6 第(4)和(5)列汇报了剔除信贷融资异质性样本点后的回归结果,可以看到 $Treat \times Post$ 的系数均在 1% 水平上显著为正。这也意味着在处理企业异质性因素后,研究结论并未受影响,“一带一路”倡议的影响效应依然非常稳健。

5. 倾向得分匹配检验。为避免政策本身可能存在的非随机选择导致内生性问

题,本文借鉴杨兴全等(2018)的研究,采用倾向得分匹配与双重差分相结合(PSM + DID)的方法对模型重新回归。该结合方法的优点是倾向得分匹配(PSM)可确保实验组与控制组的控制变量在政策效果评估前不存在显著差异,将可能存在的样本选择性偏误进一步弱化以保证结果的稳健性。表6第(6)列展示了匹配后双重差分模型的估计结果,核心解释变量 $Treat \times Post$ 的系数依旧显著为正,与前文基准回归结果一致。

表6 稳健性检验

	更改“一 替换代理 变量		删除 2013 年样本观 测值	剔除信贷 程度异常 企业	剔除交叉 上市企业	PSM + DID	省份与年 份交互固 定效应	排除大气 十条政策 干扰
	(1) <i>Interest</i>	(2) <i>Loan</i>	(3) <i>Loan</i>	(4) <i>Loan</i>	(5) <i>Loan</i>	(6) <i>Loan</i>	(7) <i>Loan</i>	(8) <i>Loan</i>
<i>Treat × Post</i>	0.0009 ** (0.000)		0.0283 *** (0.010)	0.0287 *** (0.009)	0.0241 ** (0.011)	0.0253 * (0.014)	0.0322 *** (0.010)	0.0288 *** (0.011)
<i>N Treat × Post</i>			0.0238 *** (0.006)					
常数项	0.0065 * (0.004)	0.4025 *** (0.038)	0.4142 *** (0.031)	0.4093 *** (0.031)	0.4028 *** (0.032)	0.3366 *** (0.053)	0.4845 *** (0.065)	0.3741 *** (0.033)
<i>City</i>							控制	
<i>Province × Year</i>							控制	
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	11 480	10 738	10 923	12 389	11 294	2303	12 389	9219

6. 宏观系统性因素影响检验。本文通过进一步引入地市固定效应(*City*)及省份与年份的交互效应(*Province × Year*)来捕捉系统性宏观变动,前者用于刻画不可观测性宏观系统因素的影响,后者则从动态趋势上刻画随时间变化的宏观系统因素的影响。估计结果见表6第(7)列, $Treat \times Post$ 的系数依旧在1%水平上显著为正。这意味着即使在控制宏观环境系统性变化后,“一带一路”倡议估计系数的符号和显著性依然非常稳健。

7. 排除“大气十条”政策干扰。2013年9月10日,国务院印发《大气污染防治行动计划》(以下简称“大气十条”)。现有研究指出,环境规制政策通过合规成本、创新效应等多种渠道影响企业的财务状况(颉茂华等,2014;于斌斌等,2019)。考虑大气十条规制行业有更旺盛的消化过剩产能需求,相关行业的企业更有可能参与到“一带一路”建设。如果试点地区企业在实验组与控制组的分布存在差异,则大气十条政策产生

的冲击无法通过双重差分模型消除。为此,本文剔除大气十条规制行业的企业样本,以削弱该政策对基准结果的潜在干扰。表6第(8)列的回归结果显示,Treat×Post的系数在1%水平上显著为正。这表明大气十条政策对平均效应估计系数造成的影响较小。

五 作用机制分析

前文结果表明,“一带一路”倡议有助于增进企业信贷融资。那么“一带一路”倡议如何影响企业信贷融资?具体作用机制是什么?前文理论分析表明,“一带一路”倡议的提出有助于降低企业与外部的信息不对称,改善企业自身财务状况,进而促进企业信贷融资。下文将分别进行检验。

(一)信息不对称视角

“一带一路”倡议是否通过缓解企业与外界的信息不对称,从而提高银行的资金供给意愿?为验证这一作用路径,本文以企业与外界的信息不对称程度(Asy)作为被解释变量,采用如下模型进行检验:

$$Asy_{it} = \beta + \delta Treat_i \times Post_t + \varphi Z_{it} + \delta_i + \mu_t + \zeta_{it} \quad (2)$$

1. 借鉴Amihud等(1997)的办法,采用股票流动性比率(*LR*)测算Asy。在股票交易中,与企业关系密切的知情交易者拥有更多关于企业经营状况和经营前景信息。非知情交易者由于担心处于信息劣势而蒙受损失,会要求一个“柠檬溢价”作为补偿。信息不对称程度和逆向选择问题越严重,柠檬溢价就越高,股票流动性也就越差。*LR*测算方法为:

$$LR_{it} = -\frac{1}{D_{it}} \sum \sqrt{\frac{V_{it}(k)}{|r_{it}(k)|}}$$

其中, $r_{it}(k)$ 表示*i*企业*t*年度第*k*个交易日的股票收益率; $V_{it}(k)$ 表示日成交量; D_{it} 表示当年交易天数。信息不对称程度越轻,股票流动性越高,单位成交量对应的价格变化越小,即信息不对称越轻,*LR*越小。

2. 借鉴王玉涛和王彦超(2012)与王化成等(2017)的办法,以分析师对企业每股收益预测值的偏差程度(*FERR*)和离散程度(*FDISP*)作为Asy的代理变量。作为资本市场的重要信息中介,分析师预测能够通过对企业进行全方位、多角度、深层次的系统解剖,向市场上其他参与者传递企业的重要信息,从而提高市场对企业认知的准确度(方军雄,2007)。分析师预测受企业信息披露数量和质量的影响,通常企业披露的信息数量越多、质量越高,分析师预测的效果就越好。因此,分析师预测结果可以在一定程

度上反映企业信息披露的数量和质量,即反映企业与外部市场间的信息不对称。具体地,分析师预测的准确度反映了企业与外部市场信息不对称的程度,即分析师预测的准确度越高,企业信息不对称程度越低(Atiase 和 Bamber,1994);而分析师预测离散度反映了企业信息不对称程度在不同感知上的差异,分析师预测结果越趋于一致,表明企业信息不对称程度越低(Barry 和 Brown,1985)。*FERR* 和 *FDISP* 的测算方法为:

$$FERR_i = \frac{|AEPS_{it} - FEPS_{it}|}{|AEPS_{it}|}, \quad FDISP_i = \frac{Std(FEPS_{it})}{|AEPS_{it}|}$$

其中, $AEPS_{it}$ 为 i 企业 t 年实际每股收益, $FEPS_{it}$ 为分析师对 i 企业 t 年每股收益预测值。借鉴周开国等(2014)的做法,本文选取企业实际每股收益公布前每位分析师最终预测值的平均值作为分析师每股收益预测值。分析师预测偏差(*FERR*)和预测离散程度(*FDISP*)的值越大,代表预测准确性越低,信息不对称程度越高。

表 7 作用机制:基于信息不对称视角

	(1) <i>LR</i>	(2) <i>FERR</i>	(3) <i>FDISP</i>
<i>Treat × Post</i>	-0.6694 *** (0.203)	-1.3596 ** (0.673)	-0.8004 * (0.477)
常数项	-5.1704 *** (0.856)	0.6913 (2.556)	0.6744 (1.327)
控制变量	控制	控制	控制
样本量	12 196	8327	7461

表 7 汇报了基于信息不对称视角的作用机制检验结果。从中可看出,无论是利用企业个股交易资料,捕捉证券市场非知情交易者与知情交易者关于企业价值信息不对称程度的股票流动性比率,还是基于分析师预测的预测偏差和离散度指标,*Treat × Post* 的回归系数均显著为负。这表明,相对未受倡议支持企业,受倡议支持企业与外界的信息不对称程度显著降低,说明“一带一路”倡议通过降低企业信息不对称,增加了银行资金供给意愿。

(二)企业财务状况

如前所述,“一带一路”倡议实施能够通过缓解企业信息不对称,帮助企业更易获得信贷融资,这为“一带一路”倡议的积极效果提供了一定的证据。在实践中,除信息不对称外,企业自身财务状况也是影响企业能否获得融资的关键因素。企业财务状况是银行进行信贷决策的重要参考(王贞洁等,2019)。这是因为企业财务指标直接反映了企业抗风险能力,是银行判断企业能否如期还款的基本依据。通常,企业营运效率越高、盈利能力越强、经营风险越小,企业出现财务风险和信贷违约的概率越小,银行信贷资金越安全,企业获得信贷融资的概率越高。从这个角度看,“一带一路”倡议还可以通过改善企业自身财务状况,进而提高企业获取信贷资源的能力。为验证这一

作用路径,本文以企业财务状况作为被解释变量,采用如下模型进行检验:

$$FR_{it} = \sigma + \rho Treat_i \times Post_t + \xi Z_{it} + \delta_i + \mu_t + \nu_{it} \quad (3)$$

其中, FR 为衡量企业财务状况的代理变量,分别采用营运资金周转率(CTR)、营业利润率(OPR)以及盈利波动性(PV)来衡量。其中, CTR 反映企业经营能力与效率, OPR 反映企业盈利能力, PV 则反映企业经营风险。

表 8 作用机制:基于财务状况视角

	(1) CTR	(2) OPR	(3) PV
$Treat \times Post$	2.2101 * (1.178)	0.0107 ** (0.005)	-0.0107 ** (0.004)
常数项	9.9318 ** (3.964)	-0.0218 (0.039)	-0.0342 (0.030)
控制变量	控制	控制	控制
样本量	8864	12 388	12 233

表 8 汇报了基于企业财务状况的作用机制检验结果。第(1)和(2)列显示, $Treat \times Post$ 的回归系数均显著为正,意味着“一带一路”倡议的提出显著增强了企业的经营效率和盈利能力;第(3)列的 $Treat \times Post$ 系数显著为负,表明“一带一路”倡议显著降低了企业经营风险。因此,相比未受倡议支持的企业,受倡议支持企业的财务状况得到了较好改善,说明“一带一路”倡议通过改善企业财务状况,提高了企业获取信贷资源的能力。

六 异质性检验

从基准回归与稳健性检验的结果可以看出,“一带一路”倡议有助于促进企业信贷融资,但在不同维度下“一带一路”倡议对企业信贷融资影响的差异性还有待进一步验证。由于企业特征不同,各地方政府为推行宏观政策制定的配套措施会存在方向和程度上的差异,导致不同特征企业受“一带一路”倡议的影响力度可能存在差别。我们将分别从企业地理特征、行业特征、个体特征等多个角度分析“一带一路”倡议影响企业信贷融资的异质性。

首先,本文考察不同地理位置企业受“一带一路”倡议融资增进效应影响的差异。国家发展和改革委员会、外交部、商务部在联合发布的《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》中同时确定了 26 个“一带一路”中国主要节点城市^①。

^① 26 个主要节点城市为大连、天津、烟台、青岛、上海、舟山、宁波、福州、泉州、厦门、汕头、深圳、广州、湛江、海口、三亚、郑州、合肥、武汉、南昌、长沙、重庆、成都、兰州、西宁以及西安。其中,7 个内向型节点城市为郑州、南昌、长沙、成都、兰州、西宁以及西安,其余为外向型节点城市。

所谓“一带一路”主要节点城市，指在“一带一路”沿线城市网络中，基础条件较好、比较优势强、辐射范围广，可作为“一带一路”建设主要抓手和重点对接对象的重要城市。根据“一带一路”总体框架下节点城市的地理位置，26个“一带一路”中国主要节点城市又可分为内向型节点城市与外向型节点城市。相比内向型节点城市，外向型节点城市多为沿海城市，与海外市场联系紧密，产业基础好，是中国发展对外经济的重要窗口。受益于此，外向型节点城市企业参与“一带一路”建设项目的范围更广、程度更深。因此，外向型节点城市企业享受“一带一路”政策红利的能力也应更强。为验证这一猜想，本文将中国企业所处城市划分为内向型节点城市、外向型节点城市以及非节点城市，并设置内向型节点城市(*Ino City*)、外向型节点城市(*Exo City*)虚拟变量，通过考察“一带一路”倡议与节点城市虚拟变量的交互项来检验企业所处地理位置对“一带一路”倡议融资增进效应的影响，回归结果见表9。第(1)列 *Treat × Post × Exo City* 的系数在 1% 水平上显著为正，*Treat × Post* 和 *Treat × Post × Ino City* 的系数不显著。这意味着在内向型节点、外向型节点及非节点 3 类城市中，“一带一路”倡议的融资促进作用集中表现在外向型节点城市，与预期相符。“一带一路”外向型节点城市的企业处于“丝绸之路经济带”和“21世纪海上丝绸之路”的关键位置，属于“一带一路”建设的“排头兵”，是“一带一路”发展机遇的直接受益者。因此，“一带一路”外向型节点城市的企业也更容易受银行信贷资金的青睐。

类似地，企业所处产业类别也对企业信贷融资有重要影响。为配合“一带一路”建设顺利推进，商务部确定了“一带一路”重点合作产业，具体包括新兴优势产业、富余产能产业和以商贸服务为主的配套性支持产业^①。过往研究发现，相比其他企业，政府产业政策覆盖的企业更容易从银行获得贷款(祝继高等，2015；Islam 和 Luo, 2018)。为此，我们将企业所处产业进一步划分为“一带一路”重点合作产业的新兴优势产业、富余产能产业、以商贸服务为主的配套性支持产业及非“一带一路”重点合作产业的其他产业，并设置新兴优势产业(*Emerging Ind*)、富余产能产业(*Surplus Ind*)、商贸服务产业(*Business Ind*)虚拟变量，通过考察“一带一路”倡议与重点合作产业虚拟变量的交互项来检验企业所处产业对“一带一路”倡议融资增进效应的影响。表9第(2)列 *Treat × Post × Business Ind* 的系数在 10% 水平上显著为正，*Treat × Post*、*Treat × Post × Emerging Ind* 以及 *Treat × Post × Surplus Ind* 的系数不显著。这意味着，在新兴优

^① 新兴优势产业包括交通基础设施、电力工程建设、信息通信工程与服务、农业、高科技创新等行业；富余产能产业包括钢铁、建材与房屋建筑、矿产资源开发、石油化工天然气能源等行业；配套性支持产业包括商务服务、交通运输网络与商贸物流等行业。

势产业、富余产能产业、商贸服务产业等“一带一路”建设所倚重产业以及非“一带一路”重点合作产业中，“一带一路”倡议的融资促进作用集中表现在商贸服务产业。这与“一带一路”建设的实际情况吻合。新兴优势产业中的企业，多经营新兴高科技项目或重大基础设施工程，其项目具有长周期、高风险性，因而不易获取银行支持；而富余产能产业中的企业，往往面临利润下滑等问题，存在较大经营破产风险，其能否合理处置富余产能存在很大不确定性，因而信贷融资的拒绝率也较高。因此，相比新兴优势和富余产能产业，发展前景广阔、利润空间可观、风险适度可控的商贸服务产业更容易获得信贷资金支持。

表 9 异质性检验

<i>Loan</i>	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0.0037 (0.011)	0.0208 (0.015)	-0.1853 * (0.109)	0.0395 ** (0.020)
<i>Treat</i> × <i>Post</i> × <i>Ino City</i>	0.0279 (0.020)			
<i>Treat</i> × <i>Post</i> × <i>Exo City</i>	0.0721 *** (0.020)			
<i>Treat</i> × <i>Post</i> × <i>Emerging Ind</i>		0.0022 (0.020)		
<i>Treat</i> × <i>Post</i> × <i>Surplus Ind</i>		0.0243 (0.022)		
<i>Treat</i> × <i>Post</i> × <i>Business Ind</i>		0.0799 * (0.048)		
<i>Treat</i> × <i>Post</i> × <i>Size</i>			0.0090 ** (0.005)	
<i>Treat</i> × <i>Post</i> × <i>SOE</i>				-0.0024 (0.022)
<i>Treat</i> × <i>Post</i> × <i>POE</i>				-0.0264 (0.022)
常数项	0.4084 *** (0.031)	0.4099 *** (0.031)	-0.1205 (0.115)	0.4088 *** (0.031)
控制变量	控制	控制	控制	控制
样本量	12 389	12 389	12 389	12 389

在研究“一带一路”倡议对企业信贷融资影响时，本文除考虑企业所处外在环境的影响因素外，还试图体现中国企业规模和产权制度的鲜明特征。对企业规模与信贷融资这一议题，绝大多数学者认为，规模越大的企业越容易获得信贷融资（Rajan 和

Zingales, 1995; 张杰等, 2013)。这是因为出于风险规避的考虑, 银行通常要求企业提供足额抵押品进行担保, 小企业往往因缺乏可供抵押的资产而无法获得信贷融资 (Weinstein 和 Yafeh, 1998)。我们以企业总资产的自然对数作为衡量企业规模 (*Size*) 的代理变量。表 9 第(3)列展示了基于企业规模的异质性检验结果, 其 *Treat* × *Post* × *Size* 系数在 5% 的水平上显著为正。这说明“一带一路”倡议可帮助大企业获取信贷融资, 与现实相符。“一带一路”建设项目多具有投资规模大和风险系数高的特点, 小企业产品和项目单一, 面临更大的市场风险和不确定性。因此, 相比大企业, 小企业获得信贷融资的概率较低。

在研究“一带一路”倡议对企业信贷融资作用时, 企业产权性质的影响也是一个令人关注的话题。长期以来, 银行信贷配置的所有制歧视问题受到学术界的关注(苟琴等, 2014)。不同产权性质的企业在“一带一路”倡议背景下获得信贷支持的力度是否存在区别, 或者说企业在响应“一带一路”倡议时获得的政策红利是否存在差异? 这一问题的解答不仅可以为银行信贷配置的所有制歧视问题提供新经验证据, 而且可以为“一带一路”倡议的政策体系建设提供理论参考。国泰安股权性质数据库将中国上市公司的产权性质划分为国企、民企、外资企业以及其他 4 类, 但其他类别的企业占比很低(在本文样本中不足 2%)。因此, 我们将样本企业的产权性质划分为国企、民企和包括外资企业在内的其他企业 3 类, 相应设置国有企业(*SOE*)和民营企业(*POE*)两个虚拟变量, 通过考察“一带一路”倡议与企业产权性质虚拟变量的交互项来检验企业产权性质对“一带一路”倡议融资增进效应的影响。表 9 第(4)列汇报了基于企业产权性质的异质性检验结果, *Treat* × *Post* 的系数在 1% 水平上显著为正, 而 *Treat* × *Post* × *SOE* 和 *Treat* × *Post* × *POE* 的系数均不显著。这表明, “一带一路”倡议的提出可以增强不同所有制企业获取信贷的能力, 且这种增进作用不存在所有制歧视。国有企业、民营企业、外资企业等各类所有制企业间不是“非你即我”的对立关系, 它们均可可以在响应“一带一路”倡议中增强信贷融资能力。

七 进一步研究

前述检验结果表明, “一带一路”倡议通过减少信息不对称和改善企业财务状况渠道增进了企业对信贷资金的获取, 这意味着“一带一路”倡议对增进企业信贷融资规模具有重要积极作用。那么“一带一路”倡议在增进企业信贷融资规模的同时, 是否也有助于企业以更低的成本获得银行信贷资金? 理论上看, “一带一路”倡议的提

出有效降低了企业跨境贸易和投资的风险及不确定性,降低了企业信贷成本中为覆盖风险而支付的风险溢价。同时,考虑在中国现行金融体制下,银行受政策影响较大,出于对国家政策的积极响应,银行通常通过降低企业信贷融资准入门槛、简化审批程序、减免融资手续费等形式,提高企业信贷融资的便利度,降低企业在融资环节的交易成本。从这个角度上说,“一带一路”倡议对降低企业的融资成本和融资交易成本也具有积极影响。

表 10 “一带一路”倡议与企业信贷融资:
基于融资成本和交易成本的检验

	(1) <i>Cost</i>	(2) <i>Fee</i>
<i>Treat × Post</i>	-0.1824 * (0.098)	-0.0644 ** (0.029)
常数项	-0.3340 (0.544)	-0.0702 (0.296)
控制变量	控制	控制
样本量	10 133	5431

参考李广子和刘力(2009)的方法,本文采用利息支出与借款总额之比来衡量企业信贷融资成本(*Cost*);同时,我们手工搜集上市公司报表附注“财务费用明细”中的“手续费”,用手续费占借款总额的比重(*Fee*)衡量企业信贷融资交易成本。表 10 第(1)列结果显示,*Treat × Post* 的系数显著为负,说明“一带一路”倡议显著降低了企业信贷融资成本;第(2)列中 *Treat × Post* 的系数也显著为负,说明“一带一路”倡议显著降低了企业信贷融资交易成本。这意味着,“一带一路”倡议可以帮助企业以更低成本获取信贷资金,显著增强了银行的资金供给意愿。

八 结论与启示

本文基于 2008–2017 年中国 A 股上市公司面板数据,采用 DID 方法检验了“一带一路”倡议对企业信贷融资的影响。研究发现:“一带一路”倡议的提出显著促进了相关企业的信贷融资;在进行平行趋势检验、安慰剂检验、替换核心解释变量、倾向得分匹配检验、干扰性企业检验、宏观因素系统性变化检验以及干扰性政策检验等一系列稳健性检验后,上述结论依然保持稳健。作用机制的研究表明,“一带一路”倡议可以通过降低企业信息不对称、改善企业自身财务状况,促进企业信贷融资。异质性分析表明,“一带一路”倡议对企业信贷融资的增进效应在外向型“一带一路”主要节点城市中更突出;倡议的融资促进作用集中体现在商贸服务产业;倡议显著提高了大型企业的信贷融资水平,且对企业信贷融资的增进作用不存在所有制歧视。

本研究对推进“一带一路”建设、提高“一带一路”资金融通效率具有重要的指导

意义。首先,企业应充分利用“一带一路”倡议带来的发展契机,积极响应国家政策的引导和号召,增强获取政策红利的现实能力,促进企业长足发展。

其次,政府在制定“一带一路”政策体系时,应因地制宜,充分考虑企业的异质性。结合不同企业的实际情况将政策体系细化,在突出城市定位和产业功能的同时,还应强调发展的整体性与协同性,协调好外向型与内向型节点城市、重点产业与非重点产业、大型企业与中小企业、以及各类所有制企业参与“一带一路”建设过程中的竞合关系,最大限度地发挥政策体系的资源配置功能,最大效能地提高各类企业的资金融通效率。

最后,政府在推动“一带一路”建设时,应尽量减少对微观经济市场的直接干预,避免以政府意志代替市场选择。“一带一路”倡议作为经济合作倡议,不仅是一个互利共赢的合作模式,同时也一个协调市场秩序的经济机制。“一带一路”倡议可以通过降低企业与外界市场的信息不对称、改善企业财务状况等市场化手段提高企业获取信贷资源的能力。

参考文献:

- 陈胜蓝、刘晓玲(2018):《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》,《财经研究》第4期。
- 方军雄(2007):《我国上市公司信息披露透明度与证券分析师预测》,《金融研究》第6期。
- 苟琴、黄益平、刘晓光(2014):《银行信贷配置真的存在所有制歧视吗?》,《管理世界》第1期。
- 姜付秀、石贝贝、马云飙(2016):《信息发布者的财务经历与企业融资约束》,《经济研究》第6期。
- 蒋志刚(2014):《“一带一路”建设中的金融支持主导作用》,《国际经济合作》第9期。
- 颉茂华、王瑾、刘冬梅(2014):《环境规制、技术创新与企业经营绩效》,《南开管理评论》第6期。
- 赖黎、马永强、夏晓兰(2016):《媒体报道与信贷获取》,《世界经济》第9期。
- 李广子、刘力(2009):《债务融资成本与民营信贷歧视》,《金融研究》第12期。
- 李建军、李俊成(2018a):《“一带一路”基础设施建设、经济发展与金融要素》,《国际金融研究》第2期。
- 李建军、李俊成(2018b):《“一带一路”倡议是否增进了沿线国家基础设施绩效?》,《兰州大学学报(社会科学版)》第4期。
- 李蕾蕾、盛丹(2018):《地方环境立法与中国制造业的行业资源配置效率优化》,《中国工业经济》第7期。
- 李秋梅、林灵、曾海舰(2019):《“一带一路”倡议是否有利于促进企业创新能力提升》,《科技进步与对策》第17期。
- 李涛、黄晓蓓(2008):《企业现金流量与融资决策关联性的实证研究》,《管理世界》第6期。
- 李笑影、李玲芳(2018):《互联网背景下应对“一带一路”贸易风险的机制设计研究》,《中国工业经济》第12期。
- 李志远、余森杰(2013):《生产率、信贷约束与企业出口:基于中国企业层面的分析》,《经济研究》第6期。
- 陆长平、袁洋、杨柳(2019):《“一带一路”倡议下中国企业走出去融资路径研究——基于货币政策视角》,《国际贸易》第1期。
- 吕越、陆毅、吴嵩博、王勇(2019):《“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》第9期。

沈铭辉(2019):《“一带一路”、贸易成本与新型国际发展合作——构建区域经济发展条件的视角》,《外交评论(外交学院学报)》第2期。

沈铭辉、张中元(2018):《“一带一路”融资机制的实践探索与创新》,《新视野》第5期。

孙楚仁、张楠、刘雅莹(2017):《“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》第2期。

孙焱林、覃飞(2018):《“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》第8期。

佟家栋(2017):《“一带一路”倡议的理论超越》,《经济研究》第12期。

王桂军、卢潇潇(2019a):《“一带一路”倡议与中国企业升级》,《中国工业经济》第3期。

王桂军、卢潇潇(2019b):《“一带一路”倡议可以促进中国企业创新吗?》,《财经研究》第1期。

王国刚(2015):《“一带一路”:基于中华传统文化的国际经济理念创新》,《国际金融研究》第7期。

王化成、张修平、侯粲然、李昕宇(2017):《企业战略差异与权益资本成本——基于经营风险和信息不对称的中介效应研究》,《中国软科学》第9期。

王玉涛、王彦超(2012):《业绩预告信息对分析师预测行为有影响吗》,《金融研究》第6期。

王贞洁、王竹泉、苏昕卉(2019):《我国上市公司杠杆错估误导了银行信贷决策吗》,《南开管理评论》第4期。

吴红军、刘啟仁、吴世农(2017):《公司环保信息披露与融资约束》,《世界经济》第5期。

吾买尔江·艾山(新疆)、史丹丹、郑惠(2019):《“一带一路”背景下企业海外收入与创新绩效的研究——基于政治关联的调节作用》,《软科学》第5期。

伍燕然、江婕、谢楠、王凯(2016):《公司治理、信息披露、投资者情绪与分析师盈利预测偏差》,《世界经济》第2期。

辛清泉、郑国坚、杨德明(2007):《企业集团、政府控制与投资效率》,《金融研究》第10期。

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

杨兴全、尹兴强、孟庆玺(2018):《谁更趋多元化经营:产业政策扶持企业抑或非扶持企业》,《经济研究》第9期。

于斌斌、金刚、程中华(2019):《环境规制的经济效应:“减排”还是“增效”》,《统计研究》第2期。

张杰、刘元春、翟福昕、芦哲(2013):《银行歧视、商业信用与企业发展》,《世界经济》第9期。

张晓涛、刘亿、刘笑萍(2019):《“一带一路”倡议背景下我国企业海外投资金融支持体系研究——日本的经验与启示》,《国际贸易》第3期。

周开国、应千伟、陈晓娟(2014):《媒体关注度、分析师关注度与盈余预测准确度》,《金融研究》第2期。

祝继高、韩非池、陆正飞(2015):《产业政策、银行关联与企业债务融资——基于A股上市公司的实证研究》,《金融研究》第3期。

Amihud, Y. ; Mendelson, H. and Lauterbach, B. “Market Microstructure and Securities Values: Evidence from the Tel Aviv Stock Exchange.” *Journal of Financial Economics*, 1997, 45 (3), pp. 365–390.

Atiase, R. K. and Bamber, L. S. “Trading Volume Reactions to Annual Accounting Earnings Announcements: The Incremental Role of Predisclosure Information Asymmetry.” *Journal of Accounting and Economics*, 1994, 17 (3), pp. 309–329.

Barry, C. and Brown, S. “Differential Information and Security Market Equilibrium.” *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1985, 20 (4), pp. 407–422.

Boycko, M. ; Shleifer, A. and Vishny, R. W. “A Theory of Privatisation.” *Economic Journal*, 1996, 106 (435), pp. 309–319.

- Dyck, A. ; Volchkova, N. and Zingales, L. "The Corporate Governance Role of the Media: Evidence from Russia." *The Journal of Finance*, 2008, 63(3), pp. 1093–1135.
- Islam, A. and Luo, H. "Financing Constraints and Investment Efficiency: Evidence from a Panel of Canadian Forest Firms." *Applied Economics*, 2018, 50(48), pp. 5142–5154.
- Moser, P. and Voena, A. "Compulsory Licensing: Evidence from the Trading with the Enemy Act." *The American Economic Review*, 2012, 102(1), pp. 396–427.
- Rajan, R. G. and Zingales, L. "What Do We Know about Capital Structure? Some Evidence from International Data." *Journal of Finance*, 1995, 50(5), pp. 1421–1460.
- Tetlock, P. C. "Does Public Financial News Resolve Asymmetric Information?" *Review of Financial Studies*, 2010, 23(9), pp. 3520–3557.
- Weinstein, D. E. and Yafeh, Y. "On the Costs of a Bank-centered Financial System: Evidence from the Changing Main Bank Relations in Japan." *The Journal of Finance*, 1998, 53(2), pp. 635–672.
- Xu, J. ; Mao, Q. and Tong, J. "The Impact of Exchange Rate Movements on Multi-product Firms' Export Performance: Evidence from China." *China Economic Review*, 2016, 39, pp. 46–62.

The Belt and Road Initiative, Corporate Credit Finance Enhancement Effects and Heterogeneities

Li Jianjun; Li Juncheng

Abstract: Based on panel data of China's A-share listed companies between 2008 and 2017, this paper uses the difference-in-differences (DID) model to empirically test the impact of the Belt and Road Initiative on corporate credit financing. The study finds that the Belt and Road Initiative has significantly improved the credit financing of related enterprises, and reducing information asymmetry and improving financial standing are critical mechanisms by which the Belt and Road Initiative influences corporate credit financing. The results of the heterogeneity test indicate that the Belt and Road Initiative's promotion effect on corporate credit financing is more prominent in export-oriented nodal cities, business services industries, and large enterprises, and it shows no discrimination in terms of ownership. Further research also finds that the Belt and Road Initiative can effectively reduce the financing costs and financing transaction costs of related enterprises. The research in this paper has implications for advancing the construction of the Belt and Road and improving the efficiency of its financing.

Key words: the Belt and Road Initiative, credit financing, information asymmetry, financial standing

JEL codes: G21, G32, G38

(截稿:2019年12月 责任编辑:吴海英)