

# “一带一路”倡议缓解了参与企业的融资约束吗？

## ——基于信息不对称视角的研究

戴魁早 黄姿 俞志永

(湖南科技大学商学院,湖南湘潭 411201)

**摘要:**本文以2010~2018年中国A股上市企业为研究样本,运用双重差分法,从信息不对称视角实证检验“一带一路”倡议对企业融资约束的影响。研究结果表明:“一带一路”倡议显著降低了参与企业的投资—现金流敏感性,即缓解了参与企业的融资约束,该结论在经过一系列的有效性和稳健性检验后仍然成立。“一带一路”倡议对参与企业融资约束的缓解作用主要是通过降低外部投资人与企业之间、银企之间的信息不对称实现的。此外,“一带一路”倡议对重点行业和重点省份参与企业融资约束的缓解效果更好。本文丰富了企业融资约束领域的研究内容,对“一带一路”倡议的后期部署具有一定参考价值。

**关键词:**融资约束;信息不对称;投资—现金流敏感性;“一带一路”倡议

**中图分类号:**F74 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2021)06-0093-12

### 一、引言

“一带一路”倡议不仅是一个自由贸易协定,更是新时期中国对外开放战略的重要内容<sup>[1]</sup>。共建“一带一路”倡议自提出起,就旨在开创中国对外开放新格局,如中共十九大提出要以“一带一路”建设为重点,形成陆海内外联动、东西双向互济的开放格局;中共十九届五中全会强调要推动共建“一带一路”高质量发展,以实现高水平对外开放。同时,“一带一路”倡议得到了越来越多沿线国家和国际组织的积极响应,不仅深化了中国与沿线国家的经济合作,而且促进了中国的对外开放,其经济效应与社会效应备受世界瞩目。

学术界有大量文献关注了“一带一路”倡议的实施效果。宏观层面的研究表明,“一带一路”倡议在促进经济增长、产业升级以及改善沿线国家基础设施状况等方面有着重要作用<sup>[2][3][4]</sup>。微观层面

**收稿日期:**2021-07-25

**基金项目:**国家自然科学基金面上项目“要素价格扭曲对中国高技术产业出口技术复杂度的影响机制及调控政策研究”(71773107);国家自然科学基金面上项目“技术要素市场发展对中国制造业生产率增长的影响机制及调控政策研究”(72173042)

**作者简介:**戴魁早(1974—),男,湖南衡阳人,湖南科技大学商学院教授,博士生导师;

黄姿(1998—),女,湖南湘潭人,湖南科技大学商学院博士生;

俞志永(1995—),男,安徽淮南人,湖南科技大学商学院博士生。

的探索发现,“一带一路”倡议有助于降低支持企业的投资风险<sup>[5]</sup>、提高企业投资水平<sup>[6]</sup>、促进企业境外直接投资<sup>[7]</sup>、推动创新与企业升级<sup>[8]</sup>、提升资本市场信息效率<sup>[9]</sup>。以上研究引导我们进一步关注参与“一带一路”建设对企业经营的影响。“一带一路”建设有诸多港口、铁路和能源等大型基础设施项目,这些项目投资周期长、资金需求量大,对于参与这类对外投资的中国企业来说,需要长期可持续的资金支持<sup>[5]</sup>,以满足中长期的投资需求。因而,融资问题是“一带一路”建设参与企业需要面对的直接且重要的问题<sup>[10][11]</sup>,由此自然有这样的疑问,“一带一路”倡议实施对企业普遍存在的融资约束有着怎样的影响呢?

关于政府行为对企业融资支持的少量文献涉及政府政策(或“一带一路”倡议)与融资约束这一主题的研究。Chen 等认为,政府支持行业中的国有企业更容易获得国家银行发放的优惠贷款,这促进了投资增长,但会带来更多的过度投资<sup>[12]</sup>。王克敏等发现,相对于未受产业政策鼓励或未受产业政策重点支持的公司,受产业政策鼓励或重点支持公司的政府补助、长期负债较多,其投资水平更高,投资效率更低,过度投资程度更高<sup>[13]</sup>。卢盛峰和陈思霞的研究显示,地方政府的支持政策至少会从以下三个方面影响企业融资约束状况:一是政府直接制定企业融资的信贷优惠政策措施;二是政府政策支持形成的示范效应能够引导社会信贷资金的流动方向,激发社会投资者对企业进行投资;三是政府政策通过向企业进行政策袒护有利于企业“声誉”的形成,缓解信息不对称并增加企业投资机会<sup>[14]</sup>。陈冬华和姚振晔则进一步认为,随着国家产业政策的实施,职能部门会制定各自职能领域的支持政策,如银行出台的针对支持行业公司的优惠信贷政策,税务部门出台的支持行业公司的税收政策<sup>[15]</sup>。以上研究均表明政府政策有助于缓解相应行业的企业融资约束。此外,徐思等采用微观企业数据专门研究了“一带一路”倡议对企业融资约束的影响,并指出“一带一路”倡议的实施主要通过融资来源和经营成本等政府支持渠道降低企业融资约束<sup>[10]</sup>。该文是从政府支持这一非市场因素视角展开分析的,而信息不对称是影响企业融资约束最主要的市场因素<sup>[16][17]</sup>,这为本文的研究提供了可能的突破空间。

事实上,国内融资约束领域的文献非常关注信息不对称的影响,如张纯和吕伟探讨了信息披露与分析师的市场关注如何通过影响信息不对称进而降低企业融资约束<sup>[18]</sup>。屈文洲等从信息不对称视角深入研究了融资约束与投资—现金流敏感性的关系,并认为信息不对称导致的企业融资约束与投资—现金流敏感性的关系不是线性的<sup>[19]</sup>。于蔚等对政治关联与融资约束的研究发现,政治关联能够起到信号发送功能,降低资金供求双方的信息不对称,从而缓解民营企业的融资约束<sup>[20]</sup>。李红和谢娟娟则认为,金融发展可以通过降低融资双方的信息不对称进而缓解企业的融资约束<sup>[21]</sup>。姜付秀等探究了银行竞争是如何通过降低银企之间的信息不对称,进而缓解企业融资约束的<sup>[22]</sup>。可见,资本市场或银企之间的信息不对称程度降低对于缓解企业的融资约束至关重要。

基于此,本文从信息不对称视角分析“一带一路”倡议对参与企业融资约束的影响及其作用机制,然后,以 2010~2018 年中国 A 股上市企业为研究样本,利用“一带一路”倡议这一外生政策冲击,实证检验“一带一路”倡议对参与企业融资约束的影响<sup>①</sup>。本文的边际贡献可能体现在两个方面:第一,本文从信息不对称视角为“一带一路”倡议对企业融资约束的影响提供了新的经验证据。徐思等从地方政府和职能部门的融资支持视角分析了“一带一路”倡议与企业融资约束的关系<sup>[10]</sup>,而信息不对称是影响企业融资约束最主要的市场因素,因而,本文为“一带一路”倡议的企业融资影响效应提供了增量证据。第二,本文丰富了信息不对称视角的融资约束缓解研究。已有从信息不对称视角研究企业融资约束的文献,要么采用不同指标、方法或数据检验信息不对称对企业融资约束的影响<sup>[16][17][19]</sup>,要么分析政治关联<sup>[20]</sup>、金融发展<sup>[21]</sup>、银行竞争<sup>[22]</sup>等中微观因素如何通过信息不对称这一机制缓解企业融资约束,但很少研究政府经济政策能否通过降低融资双方的信息不对称从而改善企业融资约束状况。考虑到“一带一路”建设是实行高水平对外开放的重要内容,本文从“一带一路”倡议实施这一宏观经济政策视角探究信息不对称与企业融资约束缓解问题。

## 二、理论分析

当资本市场不完善时,公司外部投资者与内部人之间存在信息不对称,使得外部融资的成本高于内部融资成本<sup>[23]</sup>,这直接导致企业存在融资约束<sup>[16][17]</sup>。由于我国资本市场发展相对不成熟,市场中的资金需求者和供给者之间有很高的信息不对称。对于需要融通资金的企业来说,信息不对称带来的逆向选择使其无法获得充足的资金支持,导致企业受到融资约束困扰<sup>[19][24]</sup>。理论上,“一带一路”倡议的实施要求参与企业更好地披露企业信息<sup>[9]</sup>,并激励银行更多地搜集和挖掘企业信息,这能减弱外部投资人与企业之间、银企之间的信息不对称,因而有助于缓解参与“一带一路”投资企业的融资约束。具体来说:

第一,外部投资人与企业之间的信息不对称分析。在直接融资方式下,企业对外披露信息可以提高企业对外的信息透明度,增加外部投资人对企业的了解程度,减少信息不对称,增强投资者对企业的投资信心。“一带一路”倡议包含了泛欧亚大陆上的大部分国家和地区。由于历史遗留问题和地理因素,这些国家在社会体制、信仰文化、政治环境和经济发展水平等方面差异较大。部分国家和地区对企业来说存在较高的投资风险、国家政局动荡、法律违约以及安全形势等一系列不稳定因素,营商环境较差。因此,政府要求参与“一带一路”投资的企业定时进行信息披露,防范投资过程中的潜在风险。2018年国家发展改革委、外交部等多部门联合发布的《企业境外经营合规管理指引》,明确对“一带一路”项目参与企业提出了具体监管要求。

事实上,有关企业经营信息的披露频率和质量越高,企业的对外信息透明度就越高,融资能力也就越强<sup>[25]</sup>。因此,参与“一带一路”项目投资的企业,为了增加外部投资者对企业投资的了解和信心,消除可能的恐慌情绪,获取更多的项目资金支持,有动机披露而非隐瞒与企业投资经营项目有关的各项事宜和风险信息<sup>[9]</sup>,通过提高投资者对企业潜在风险事项的识别判断,使投资者增加对企业经营业务和投资情况的了解。因此,企业对外公布的信息事宜和内容越多,信息不对称程度就越低,投资者在充分掌握企业的投资信息后,投资意愿可能就大大增强,企业就可以更加容易地获得外部资金支持,进而缓解企业的融资约束<sup>[26]</sup>。

第二,银企之间的信息不对称分析。在间接融资方式下,为了避免逆向选择到一些低质量的客户,银行通常对资信一般或抵押担保品价值不足的企业在贷款时要求更多的信息证明材料,这就导致部分有投资计划的企业无法及时获得资金支持。已有研究表明,国家政策导向会影响银行的贷款决策,银行会对有政策支持的企业给予更多的信贷支持<sup>[12][13]</sup>。“一带一路”倡议政策实施以“五通机制”为基础,其中“资金融通”机制就旨在解决企业可能存在的融资约束问题。

在“一带一路”倡议实施过程中,为了鼓励更多的企业参与倡议项目的投资建设,各级政府出台了一系列的政策优惠措施。对于银行和外部投资者来说,政府对企业的政策优惠可以视为政府对参与企业的一种隐形信用担保,暗示着企业投资项目的发展前景很好,而且,银行主观上有意愿加大对参与重点项目企业的贷款支持力度。在响应“一带一路”倡议过程中,为了确保贷款资金的安全、防范贷款过程中的潜在风险,银行既会主动地收集参与“一带一路”项目企业对外披露的投资经营项目信息,又有意愿更加积极地挖掘外部投资者难以获取的企业私有信息,这能降低银企之间的信息不对称程度,有助于缓解参与企业的融资约束<sup>[22]</sup>。

根据以上分析,本文提出以下待检验的假设:

假设 1:“一带一路”倡议实施可以缓解参与企业的融资约束;

假设 2:“一带一路”倡议实施主要通过降低融资双方的信息不对称缓解参与企业的融资约束。

## 三、研究设计

### (一)样本选择与数据来源

与融资约束领域大多数研究的做法一致,本文选取 2010~2018 年中国 A 股上市企业数据为原

始样本,数据来源于 Wind 数据库。参考已有研究的做法,结合本文研究目的,按照以下程序筛选和处理样本:剔除金融及保险行业的企业数据,因为这类企业在财务上与其他公司有较大差异;剔除 ST 和 \* ST 企业样本;剔除变量存在大量缺失的样本;剔除上市年份晚于 2014 年的企业,因为这类企业只有“一带一路”倡议实施后的信息;为降低离群值对回归方程的影响,估计时对所有连续变量进行缩尾处理。最终,得到了 2411 家企业 19288 个观测样本。

## (二)自然实验选取与样本分组

2013 年,习近平主席在出访中亚和东南亚国家时,提出了“一带一路”倡议。2014 年 3 月国务院正式将“一带一路”倡议写入政府工作报告,开始进入实践阶段。可见,从 2014 年起,“一带一路”倡议由顶层设计进入务实推进阶段。与“一带一路”倡议的微观经济效应研究领域的文献相一致<sup>[8][10]</sup>,本文将部分上市公司自 2014 年陆续响应“一带一路”倡议作为一次准自然实验。通过构建配对样本和双重差分模型来考察“一带一路”倡议的政策效果。在使用双重差分模型时,将“一带一路”倡议政策冲击时间定为 2014 年。

政策准自然实验要求将直接受到政策冲击影响的企业和未受到影响的企业进行处理组和控制组的划分,如何判断并精准识别上市公司是否受到“一带一路”倡议的影响是检验潜在处理效应的关键。关于判断上市公司是否响应了“一带一路”倡议,陈胜蓝和刘晓玲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到“一带一路”倡议的影响<sup>[6]</sup>。徐思等基于同花顺提供的“一带一路”概念板块识别微观企业是否受到“一带一路”倡议的影响<sup>[10]</sup>。朱杰则使用网络爬虫技术从上市公司年度财务报告中提取与“一带一路”有关的文本信息,经过人工阅读与筛选确定参与“一带一路”的跨境投资项目与经营业务的“公司一年度”样本<sup>[9]</sup>。与王桂军和卢潇潇<sup>[8]</sup>、吕越等的做法相同<sup>[11]</sup>,本文将全部 A 股上市公司名称与中国商务部网站公布的《境外投资企业(机构)名录》的企业名称进行一对一匹配,根据名录中企业有无对外投资以及是否投资了“一带一路”沿线东道国,将参与投资“一带一路”沿线国家的企业划定为处理组企业,为了避免投资目的国为沿线国家之外的企业对估计结果的干扰,将没有参与对外直接投资的企业划定为控制组。这样进行判断具有两个方面的优势:一是中国商务部网站公布的《境外投资企业(机构)名录》具有权威性,二是以是否投资了“一带一路”沿线东道国作为判断标准更为直接准确。

## (三)融资约束的衡量

企业融资约束的衡量方法主要有两类:一类是以 Fazzari 等为代表提出的投资—现金流敏感性的非受约束模型(简称 FHP)<sup>[16]</sup>,另一类是 Kaplan 和 Zingales 以及 Hadlock 和 Pierce 提出的利用企业综合财务定性定量信息构建的融资约束指数:KZ 指数和 SA 指数<sup>[17][27]</sup>。

在不完美的资本市场中,企业内外部融资成本存在差异,内部融资比外部融资更有成本优势。融资约束严重的企业内外部融资成本差异较大,企业的投资会更依赖于内部现金流<sup>[16][22]</sup>。与姜付秀等的做法一致<sup>[22]</sup>,这里选取应用较为广泛的投资—现金流敏感性衡量企业融资约束高低。投资—现金流敏感性模型如下:

$$inv_{it} = \delta_0 + \delta_1 cfo_{it} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中,inv 代表企业投资,cfo 代表企业现金流水平,系数 $\delta_1$ 衡量企业投资—现金流敏感性大小。

## (四)计量模型与变量说明

为了验证“一带一路”倡议的政策效果,借鉴姜付秀等的做法<sup>[22]</sup>,设定如下 DID 模型:

$$inv_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 cfo_{it} \times treat_i \times time_t + \alpha_2 control_{it} + \tau_i + \mu_t + \epsilon_{it} \quad (2)$$

式(2)中,i 代表企业,t 代表年份,inv<sub>it</sub>为企业 i 在 t 年的投资支出水平,cfo<sub>it</sub>为企业 i 在 t 年的现金流水平。time<sub>t</sub>为样本企业的时间虚拟变量,按照上文关于“一带一路”倡议政策时间的划分标准,“一带一路”倡议实施前(2010~2013 年),time<sub>t</sub>取 0;倡议提出后,time<sub>t</sub>取 1。treat<sub>i</sub>为样本企业的分组虚拟变量,按照上文分组标准,对于处理组企业,treat<sub>i</sub>取 1;对于控制组样本企业,treat<sub>i</sub>取 0。 $\tau_i$ 为年

份固定效应,控制不同年份所有企业面临的共同冲击。 $\mu_i$ 为个体固定效应,控制企业层面不随时间变化的因素。 $\epsilon_{it}$ 为随机扰动项。考虑到公司层面的聚类效应可能对结果造成偏误,本文对标准误差进行了企业层面的聚类调整。

式(2)反映的是“一带一路”倡议对上市企业融资约束的平均影响效应。交乘项 $cfo_{it} \times treat_i \times time_t$ 为核心变量。若系数 $\alpha_1$ 显著为负,则表明相对于控制组企业(未参与“一带一路”的企业)来说,处理组企业(参与“一带一路”的企业)的投资对现金流变化的弹性降低。也就是说,“一带一路”倡议实施之后,响应倡议的企业投资对现金流变化的敏感度降低,说明企业的融资约束下降了,即可验证假设1。

$control_{it}$ 代表协变量。参照企业融资约束领域的文献<sup>[19][22]</sup>,本文控制营业收入增长率、盈利能力、股权集中度、资本结构、上市年龄和企业规模等变量。具体来说,营业收入增长率( $growth$ )的计算公式为(当期营业收入-上期营业收入)/上期营业收入;盈利能力( $roa$ )以总资产收益率表示;股权集中度( $fh$ )以第一大股东股份占比衡量;资本结构( $lev$ )以企业资产负债率表示;上市年龄( $age$ )以企业上市年数加1的自然对数表示;企业规模( $size$ )用企业总资产的自然对数表示。主要变量的具体计算方法及描述性统计结果详见表1。

表1 主要变量的测度说明与描述性统计

变量含义与符号	变量定义	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
投资支出水平( $inv$ )	(购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金)/(前期固定资产+前期无形资产)	19288	0.3005	0.3299	0.0106	1.2678
现金流水平( $cfo$ )	内部经营活动产生的现金流量净额/期末总资产	19288	0.0489	0.0679	-0.0788	0.1857
营业收入增长率( $growth$ )	(当期营业收入-上期营业收入)/上期营业收入	19288	0.1421	0.2421	-0.2498	0.7211
盈利能力( $roa$ )	总资产收益率	19288	0.0717	0.0608	-0.0336	0.2113
股权集中度( $fh$ )	第一大股东股份占比	19288	0.3139	0.1720	0.0000	0.6213
资本结构( $lev$ )	资产负债率	19288	0.4314	0.2032	0.1048	0.7985
上市年龄( $age$ )	企业上市年数加1取自然对数	19288	2.7728	0.3205	2.0794	3.2581
企业规模( $size$ )	企业总资产的自然对数	19288	21.8435	1.2730	19.7590	24.4491
信息不对称:股票周转率( $turnover$ )	上市企业的年度股票交易量与股票流通数量之比	19272	3.4748	3.3525	0.0000	77.0102
信息不对称:贷款交易成本( $tradercost$ )	支付的其他与经营活动有关的现金流量	19272	0.0607	0.3731	0.0054	47.0288

注:变量处理过程中,缺失值默认为0,  $fh$ 和  $turnover$ 缺失了部分数据,因而最小值为0。

#### 四、经验证据

##### (一)基准回归结果分析

表2第(1)~(4)列报告了式(2)的DID方法估计结果,即检验“一带一路”倡议实施对参与企业融资约束的平均影响效应。第(1)列和第(2)列为没有加入协变量的估计结果,第(3)列和第(4)列为加入协变量的估计结果,第(1)列和第(3)列未控制年份固定效应。根据估计结果可知,无论是否加入协变量以及是否控制年份固定效应,交乘项 $cfo_{it} \times treat_i \times time_t$ 的系数 $\alpha_1$ 都为负且在5%水平上显著。这表明,“一带一路”倡议实施以后,相比未参与对外投资的企业,参与倡议项目投资企业的融资约束得到了有效缓解。第(4)列结果表明,“一带一路”倡议实施使得参与项目投资企业的融资约束缓解了26.31%,这验证了假设1。

DID估计的使用条件是处理组样本和控制组样本在政策冲击发生前具有相同的变化趋势,处理组企业与控制组企业在政策实施前没有显著的差异,即满足平行趋势假定。为此,借鉴吕越的做法<sup>[11]</sup>,在式(2)基础上,选取2012~2017年的样本进行平行趋势检验。具体方程设定如下:

$$inv_{it} = \alpha_0 + \sum_{j=2012}^{2017} \alpha_j cfo_{it} \times treat_i \times time_t^j + \alpha_2 control_{it} + \tau_t + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (3)$$

式(3)中, $time_t^j$ 为年份虚拟变量,当年取1,其他年份取0,例如当年份为2014年时, $time_t^{2014}$ 取1,

其他年份取 0。这里选择“一带一路”倡议实施前两年和实施后三年的样本企业做平行趋势检验,样本区间为 2012~2017 年。估计结果显示(限于篇幅,估计结果未报告),在 95%的置信区间中,平行趋势的检验结果是 2012 年和 2013 年的估计结果均不显著异于 0,这说明在“一带一路”倡议提出前,处理组和对照组的变化趋势相同,即满足平行趋势假设。

表 2 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
cfo * treat * time	-0.5197*** (0.1304)	-0.2943** (0.1385)	-0.4618*** (0.1194)	-0.2631** (0.1204)
growth			0.1352*** (0.0104)	0.1272*** (0.0110)
roa			0.6982*** (0.0574)	0.6470*** (0.0581)
fh			0.1230*** (0.0207)	0.1243*** (0.0209)
lev			-0.1399*** (0.0197)	-0.1765*** (0.0204)
age			-0.1799*** (0.0124)	-0.1232*** (0.0136)
size			0.0050 (0.0038)	0.0123*** (0.0039)
常数项	0.3021*** (0.0039)	0.3645*** (0.0058)	0.6429*** (0.0788)	0.3687*** (0.0840)
个体固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	否	是	否	是
N	19288	19288	19288	19288
R <sup>2</sup>	0.0020	0.0372	0.0576	0.0693

注:括号内为聚类到企业层面的标准误,\*、\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平。以下表同。

## (二)动态效应结果分析

国家层面宏观政策对微观企业的影响,往往会存在不同程度的时效性<sup>[8]</sup>。“一带一路”倡议作为我国宏观经济的顶层设计,从政策实施到实际产生效果需要一个过程,这一过程往往也会带有一定的滞后性和时效性。式(2)只检验了倡议实施的平均影响结果,这里进一步检验倡议实施后对参与企业样本(处理组)的动态影响效应及变化趋势。计量方程设定如下:

$$\text{inv}_{it} = \alpha_0 + \sum_{j=2014}^{2018} \alpha_j \text{cfo}_{it} \times \text{treat}_i \times \text{time}^j + \alpha_2 \text{control}_{it} + \tau_i + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (4)$$

式(4)考察了“一带一路”倡议政策实施对处理组企业融资约束的动态影响。交乘项系数的大小反映了“一带一路”倡议影响程度的变化,预期为负。

表 3 报告了 DID 估计结果,可以看出,“一带一路”倡议实施当年(2014 年)交乘项的系数都在 1%的水平上显著为负。在实施后的 2015 年、2016 年、2017 年和 2018 年,“一带一路”倡议实施对处理组企业融资约束的影响系数分别为-0.2806、-0.4140、-0.4709 和-0.4113,且都在 1%的水平上显著(以第(2)列为例)。这说明,“一带一路”倡议对企业融资约束的缓解程度总体呈现出一定的边际效应上升趋势(尽管 2018 年的边际效应出现了一定下降),即“一带一路”倡议实施的影响具有明显的长期动态效应。这也进一步验证了假设 1。

对此可能的解释是,“一带一路”倡议作为国家层面的政策倡议,在实施过程中政策冲击并不会只发生一次,相反,随着时间的推移政府有关部门会出台一系列的配套相关政策,如中国“一带一路”可持续发展投融资规则不断完善,相应的配套支持计划如丝路基金、亚投行等的相继成立,“一带一路”倡议的政策影响力会逐步扩大。这说明“一带一路”的政策红利释放需要一个过程,对参与“一带一路”项目投资的企业融资约束的影响也是随着时间的推移越来越大。

表 3

动态效应的估计结果

	(1)	(2)
cfo * treat * time2014	-0.4742*** (0.0684)	-0.2138*** (0.0821)
cfo * treat * time2015	-0.5371*** (0.0685)	-0.2806*** (0.0887)
cfo * treat * time2016	-0.5501*** (0.0741)	-0.4140*** (0.0968)
cfo * treat * time2017	-0.6030*** (0.0768)	-0.4709*** (0.0893)
cfo * treat * time2018	-0.4732*** (0.0832)	-0.4113*** (0.0990)
控制变量	是	是
个体固定效应	是	是
年份固定效应	否	是
N	19288	19288
R <sup>2</sup>	0.0683	0.0770

### (三)影响机制分析:信息不对称视角

上文的实证分析验证了“一带一路”倡议可以减轻参与企业的融资约束,而且政策影响的长期性显著。那么,“一带一路”倡议的影响机制是什么呢?理论分析认为,“一带一路”倡议促进了参与企业披露信息以及银行主动搜集企业信息,降低了外部投资人与企业之间、银企之间的信息不对称,进而更好地缓解了参与企业的融资约束。对于这样的机制分析是否正确,这里采用如下递归模型进行检验:

$$\text{inv}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{cfo}_{it} \times \text{treat}_i \times \text{time}_t + \alpha_2 \text{control}_{it} + \tau_t + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (5)$$

$$\text{IAS}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{treat}_i \times \text{time}_t + \beta_2 \text{control}_{it} + \tau_t + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (6)$$

$$\text{inv}_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{cfo}_{it} \times \text{treat}_i \times \text{time}_t + \gamma_2 \text{IAS}_{it} + \gamma_3 \text{control}_{it} + \tau_t + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (7)$$

式(5)与上文式(2)相同。式(6)和式(7)中,IAS<sub>it</sub>代表信息不对称,其他符号的含义与式(2)一致。式(6)中系数β<sub>1</sub>反映“一带一路”倡议对信息不对称的影响;式(7)中γ<sub>2</sub>为信息不对称的系数值,γ<sub>1</sub>反映加入信息不对称变量后融资约束的变化;如果γ<sub>1</sub>和γ<sub>2</sub>都显著,且γ<sub>1</sub>绝对值小于式(5)中α<sub>1</sub>绝对值,则存在部分中介效应,即“一带一路”倡议对参与企业融资约束的影响,有一部分是通过信息不对称这一机制实现的。关于信息不对称(IAS)的衡量,与上文理论分析一致,这里采用两个指标分别衡量外部投资人与企业之间、银企之间的信息不对称。

关于外部投资人与企业之间信息不对称的衡量,年度股票周转率是较为合适的指标<sup>[26]</sup>。这是因为,对于股票市场交易者来说,若长期以来关注股票并进行深入研究,则了解公司的信息就越多,股票市场的交易量也就越大。尽管短期内股票交易量可能受其他一些因素的影响,例如市场情绪、投机套利和黑天鹅事件等,但从长期来看,股票周转率可以衡量公司的信息不对称程度<sup>[26]</sup>。基于此,本文用年度股票周转率衡量投资人与企业之间的信息不对称,并以上市企业的年度股票交易量与股票流通数量之比测算企业股票年周转率(用turnover表示),相关数据来源于Wind数据库。股票周转率较大,说明信息不对称程度较低;反之,如果股票周转率较小,则说明信息不对称程度较高。

关于银企之间信息不对称程度,贷款交易成本能够较好地反映。这是因为,贷款活动的信息不对称程度与银行的行为密切相关,如果银行更加主动地收集企业的信息,那么,贷款活动中银企之间的信息不对称程度相对较低,进而可能有助于缓解企业融资约束。实际上,为了获得银行的信贷支持,企业往往需要采用多种手段(包括邀约调研等)与银行进行信息交流,以提高银行对企业状况的了解<sup>[12]</sup>。因而,如果银行更加主动地收集企业信息,企业向银行寻求沟通的活动就会减少,贷款交易成本也会相应地下降。事实上,“一带一路”倡议实施以来,各银行金融机构也纷纷积极响应,丝路基金、亚投行等也较为便捷地为参与企业提供融资,企业能以较低的贷款交易成本获取资金支持。由此可见,贷款交易成本的变化能够间接反映银行主动地收集企业信息情况,是衡量银企之间信息不对称程度的重要指标<sup>[22]</sup>。鉴于无法直接获取企业在寻求贷款时所支付的贷款交易成本,这里借鉴姜付秀等的做法<sup>[22]</sup>,用企业财务报表中的“支付的其他与经营活动有关的现金流量”反映企业贷款交易成本

(用 tradecost 表示),以衡量银企之间的信息不对称程度,数据来源于 Wind 数据库。贷款交易成本较大,则说明银企之间信息不对称程度较高。

表 4 报告了机制检验递归模型第二步和第三步的估计结果,第一步估计结果与上文表 2 中第(4)列相同。其中,表 4 第(1)列和第(2)列是用股票周转率(turnover)衡量信息不对称的结果,第(3)列和第(4)列是用贷款交易成本(tradecost)衡量信息不对称的结果。从第(2)列和第(4)列的结果来看,各解释变量系数的显著性与影响方向大多一致,这说明表 4 的估计结果具有较好的稳健性。

表 4 影响机制估计结果

中介效应 被解释变量	股票周转率		贷款成本	
	(1) turnover	(2) inv	(3) tradecost	(4) inv
treat * time	0.1737 ** (0.0772)		-0.0353 *** (-0.0128)	
cfo * treat * time		-0.2368 *** (0.0503)		-0.2070 *** (0.0502)
growth	0.5498 *** (0.0645)	0.1224 *** (0.0109)	0.0781 *** (0.0102)	0.1261 *** (0.0109)
roa	-9.7217 *** (0.4067)	0.7846 *** (0.0594)	-0.0002 (0.0661)	0.7092 *** (0.0587)
fh	3.8466 *** (0.1479)	0.0929 *** (0.0212)	-0.0427 * (0.0226)	0.1308 *** (0.0209)
lev	-2.1502 *** (0.1383)	-0.1591 *** (0.0206)	0.1684 *** (0.0288)	-0.1819 *** (0.0204)
age	0.0819 (0.0830)	-0.1229 *** (0.0135)	0.1248 *** (0.0240)	-0.1223 *** (0.0137)
size	-0.2438 *** (0.0229)	0.0137 *** (0.0039)	-0.1157 *** (0.0066)	0.0123 *** (0.0040)
turnover		0.0091 *** (0.0012)		
tradecost				-0.0260 *** (0.0082)
常数项	7.9830 *** (0.4654)	0.3062 *** (0.0832)	2.5140 *** (0.1396)	0.3587 *** (0.0842)
个体固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
N	19272	19272	19272	19272
R <sup>2</sup>	0.3583	0.0710	0.0741	0.0687

表 4 第(1)列显示,treat \* time 的系数 $\beta_1$ 在 5%显著性水平上为正,这说明“一带一路”倡议显著提高了股票周转率;第(2)列中,中介变量股票周转率的估计系数 $\gamma_2$ 在 1%的水平上显著,值为 0.0091;同时,cfo \* treat \* time 的系数 $\gamma_1$ 在 1%水平上显著为负,且其绝对值小于基准回归系数的绝对值(即表 2 中第(4)列 cfo \* treat \* time 的系数值 -0.2631)。这说明参与“一带一路”投资企业的融资约束对股票周转率的变化是敏感的,即股票周转率上升(或信息不对称下降)显著地缓解了参与“一带一路”投资企业的融资约束。这验证了“一带一路”倡议能够通过提高股票周转率(降低外部投资人与企业之间的信息不对称)有效缓解企业融资约束。

表 4 第(3)列显示,treat \* time 的系数 $\beta_1$ 在 1%显著性水平上为负,这说明“一带一路”倡议显著降低了贷款交易成本;第(4)列,中介变量贷款交易成本的估计系数 $\gamma_2$ 在 1%的水平上显著,值为 -0.0260;同时,cfo \* treat \* time 的系数 $\gamma_1$ 在 1%水平上显著为负,且其绝对值小于基准回归系数的绝对值。这说明贷款交易成本下降(信息不对称下降)显著地缓解了参与“一带一路”投资企业的融资约束,即验证了“一带一路”倡议能够通过降低贷款交易成本(降低银行与企业之间的信息不对称)有



效缓解企业融资约束。

综上所述,用股票周转率和贷款交易成本两个指标衡量信息不对称时都有效地支持了本文的主要理论逻辑,即“一带一路”倡议通过降低融资双方的信息不对称显著地缓解了参与“一带一路”投资企业的融资约束,即验证了假设 2。

### 五、行业异质性与省份异质性检验

《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》明确了“一带一路”建设的优先行业(或重点行业)和重点圈定省区市<sup>②</sup>。理论上,重点行业与非重点行业、重点省份与非重点省份中企业参与“一带一路”项目的投资规模会存在差异<sup>[11]</sup>。由此可以推测,对于不同行业 and 不同省份的企业来说,“一带一路”倡议实施对其融资约束的影响程度可能也不同。为此,这里采用三重差分法进一步考察“一带一路”倡议对不同行业 and 不同省份的企业融资约束缓解程度是否存在差异。将式(2)拓展后的三重差分模型为:

$$inv_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 cfo_{it} \times indus_j \times treat_i \times time_t + \alpha_2 cfo_{it} \times treat_i \times time_t + \alpha_3 cfo_{it} \times indus_j \times time_t + \alpha_4 cfo_{it} \times treat_i \times indus_j + \gamma control_{it} + \tau_t + \mu_i + \lambda_j + \epsilon_{ijt} \quad (8)$$

$$inv_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 cfo_{it} \times provin_j \times treat_i \times time_t + \alpha_2 cfo_{it} \times treat_i \times time_t + \alpha_3 cfo_{it} \times provin_j \times time_t + \alpha_4 cfo_{it} \times treat_i \times provin_j + \gamma control_{it} + \tau_t + \mu_i + \eta_j + \epsilon_{ijt} \quad (9)$$

式(8)中,  $cfo_{it} \times indus_j \times treat_i \times time_t$  为特定行业交乘项,  $indus_j$  为重点行业虚拟变量,  $indus_j = 1$  表示“一带一路”建设重点行业, 否则为 0。类似的, 式(9)中  $cfo_{it} \times provin_j \times treat_i \times time_t$  为特定省份交乘项,  $provin_j$  为重点地区虚拟变量,  $provin_j = 1$  表示“一带一路”建设重点省区市, 否则为 0。 $\lambda_j$  和  $\eta_j$  分别表示行业和省份固定效应, 其他符号与式(8)含义一致。

表 5 行业异质性与省份异质性的估计结果

	行业异质性:行业—企业—年份维度		省份异质性:省份—企业—年份维度	
	(1)	(2)	(3)	(4)
cfo * indus * treat * time	-0.3929 *** (0.1086)	-0.4893 *** (0.1106)		
cfo * provin * treat * time			-0.1155 ** (0.0539)	-0.1178 ** (0.0548)
cfo * treat * time	-0.1605 *** (0.0666)	-0.1533 *** (0.0697)	-0.4468 *** (0.1454)	-0.3766 ** (0.1537)
乘积项	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	否	是	否	否
省份固定效应	否	否	否	是
年份固定效应	是	是	是	是
行业与年份交乘项	否	是	否	否
省份与年份交乘项	否	否	否	是
N	19288	19288	19288	19288
R <sup>2</sup>	0.0574	0.0586	0.0756	0.0866

首先,考察“一带一路”倡议对重点行业融资约束的缓解程度是否高于其他行业。估计结果如表 5 第(1)列和第(2)列所示,其中,第(1)列没有控制行业固定效应,第(2)列为式(8)引入行业固定效应与年份固定效应交乘项后的估计结果。结果显示,在不同模型设定情况下,交乘项  $cfo * indus * treat * time$  的系数值都在 1% 水平上显著为负,而且  $cfo * treat * time$  的系数值仍显著为负。这说明,“一带一路”倡议实施显著地缓解了优先行业或重点行业的融资约束,这一缓解效果超过了其对其他行业的影响。

其次,考察“一带一路”倡议对不同省区市企业融资约束的影响。由于文件关于 18 个重点省区市

的圈定时间为 2015 年 3 月底,这里借鉴吕越等(2019)的做法<sup>[11]</sup>,使用 2015 年作为政策事件的时间节点,对式(9)进行实证检验。估计结果如表 5 第(3)列和第(4)列所示,其中,第(3)列没有控制省份固定效应,第(4)列在式(9)的基础上引入省份固定效应与年份固定效应的交乘项,可以看出,两个模型中交乘项  $cfo * provin * treat * time$  的系数值都显著为负,且  $cfo * treat * time$  的系数仍显著为负。这说明,“一带一路”倡议实施显著地缓解了重点省区市参与企业的融资约束,这一影响程度超过了其他省份。这个结论间接印证了吕越等(2019)的预期<sup>[11]</sup>,即在更长的时间维度下,“一带一路”倡议对重点省区市可能产生更为显著的影响。

## 六、稳健性检验

为了验证上文结论的稳健性,这里进一步通过 PSM-DID 模型、安慰剂检验、替换被解释变量以及其他一系列方法对基准估计进行稳健性检验<sup>③</sup>。

### (一)PSM-DID 检验

企业进行对外投资决策时除了会考虑企业外部因素外,企业自身情况(如资产规模、管理水平、投资效率和资金水平等)也是影响企业是否参与“一带一路”倡议建设的关键因素。因此,对于决定参与“一带一路”倡议的企业,可能存在潜在的企业自选择行为。为了排除由于企业特征差异导致的自选择和选择性偏差问题,保证回归分析结论的稳健性,这里利用倾向得分匹配法,根据企业特征(控制变量)对样本企业进行匹配。基于新的样本进行估计,其结果显示,交乘项  $cfo_{it} \times treat_t \times time_t$  的系数符号和显著性水平基本与上文一致。这排除了样本自选择问题和选择性偏差的干扰,说明上文的基准估计结果具有较好的稳健性。

### (二)安慰剂检验

正如上述分析,DID 使用的前提条件是政策事件冲击发生之前处理组企业和控制组企业的投融资行为不存在较大的差异。为此,这里假设“一带一路”倡议提出的年份( $time$ )分别为实际倡议实施的前一年(2013 年)和前两年(2012 年),由于这时企业实际上并没有受到“一带一路”倡议带来的影响,企业的融资约束不会发生显著变化,因此预期核心变量( $cfo * treat * time$ )的估计系数将不会显著,也即在“一带一路”倡议提出后,投资支出水平的现金流敏感性没有显著的变化。若回归结果与预期相反,那么就意味着确实存在某些潜在的不可观测因素会影响企业融资约束,而不仅仅是因为“一带一路”倡议实施产生的政策效应。估计结果表明,无论是提前一年还是提前两年,交乘项  $cfo_{it} \times treat_t \times time_t$  的系数  $\alpha_1$  均不显著,安慰剂检验结果验证了本文的基准回归结果具有有效性。

### (三)替换被解释变量

KZ 指数和 SA 指数是根据企业综合财务定性定量信息构建的融资约束指数,也是学术界常用的融资约束衡量指标。为了验证结果可靠性,借鉴 Hadlock 和 Pierce(2010)、姜付秀等(2019)的做法<sup>[27][22]</sup>,本部分还使用 SA 指数作为融资约束的衡量指标进行稳健性检验。结果验证了上文结论具有较好的稳健性。

### (四)其他稳健性检验

1.采用绿地投资数据进行稳健性检验。鉴于《全球绿地投资数据库》较完整地记录了当前中国所有对外直接投资的每一个实际投资项目,可以真实有效地描绘中国企业对外绿地投资的全貌,是目前可获得的较为完整真实的企业层面全球绿地投资数据库<sup>[11]</sup>,这里采用 2010~2016 年《全球绿地投资数据库》数据进行稳健性检验。具体做法是,将 A 股上市企业名称与《全球绿地投资数据库》的企业名称进行一对一匹配,将参与对外绿地投资且绿地投资目的地为“一带一路”沿线国家的企业划定为处理组企业,最终得到了 1376 家企业 9632 个观测样本。利用绿地投资数据对相关模型进行估计,结果显示,上文结论具有较好的稳健性。

2.删除政策当年样本值。在式(2)中,将 2011~2013 年划定为政策冲击发生前,2014~2018 年划定为政策冲击发生后,为了保证基本回归结果的稳健性,剔除 2014 年的样本数据,并重新对式(2)进

行回归检验。估计结果显示,在剔除“一带一路”倡议实施当年的样本后,“一带一路”倡议依然显著地缓解了参与企业的融资约束,进一步验证了上文结论具有稳健性。

3.选取2010~2016年观测值。近年来,“一带一路”版图进一步扩大,相关政策内容更加全面详细,相关贸易合作更加多元化,采用单期DID方法对2010~2018年观测值进行估计,结果可能存在一定误差。考虑到相关微观数据的可获得性,这里选取2010~2016年A股上市企业数据为样本,以2014年作为政策冲击时间进行稳健性检验。其结果与基准估计结果一致,从而验证了上文结论的稳健性。

4.排除其他政策干扰。为了确保估计结果的稳健性,需要进一步排除“一带一路”倡议同期其他政策的可能影响。研究指出,“营改增”政策可以提高企业投资效率,且对高融资约束企业的影响更显著<sup>[28]</sup>。从2012年1月1日起,上海率先试点增值税改革,之后一些省区市也加入试点改革。从2016年5月1日开始,增值税改革政策在全国范围内实施。对于率先实施增值税改革的地区(上海、北京、江苏、安徽、福建、广东、天津、湖北和浙江),企业的融资约束可能会受到增值税改革政策的影响,从而对上文回归结果产生干扰。于是剔除率先实行“增值税改革”政策试点地区的企业样本,只保留未进行前期增值税改革试点地区的企业样本,对处理后的样本再利用式(2)进行估计。上述方法的估计结果表明,在排除了增值税改革政策的干扰之后,该倡议还是缓解了参与企业的融资约束。

5.虚拟处理效应的概率分布。为了排除“一带一路”倡议对企业融资约束的影响并不是随机事件引起的,这里对样本企业进行虚拟化处理,利用式(2)估计了虚拟处理效应的结果。具体做法是,将衡量企业内部现金流水平的“营业现金流占比”随机分配给企业,并使用式(2)估计企业随机分得的“营业现金流占比”对企业投资支出的敏感性,上述过程重复500次。如果基准回归的结果是由于一些随机因素导致的,那么经过对样本企业的虚拟处理后,结果仍会在随机试验中以大概率出现。其结果显示,上文结果在随机试验中出现的概率小于0.2%。所以,参与“一带一路”倡议企业的融资约束程度缓解是由于响应该倡议带来的,而不是其他随机因素造成的。

## 七、主要结论与政策启示

鉴于“一带一路”倡议是新时期中国对外开放战略的重要内容,本文利用“一带一路”倡议这一外生政策冲击探究参与“一带一路”建设对企业融资约束的影响。“一带一路”倡议显著降低了参与“一带一路”上市企业的投资—现金流敏感性,即缓解了参与企业的融资约束,该结论在经过一系列的有效性和稳健性检验后仍然成立。“一带一路”倡议对参与企业融资约束的缓解作用主要是通过降低外部投资人与企业之间、银企之间的信息不对称实现的。异质性分析发现,“一带一路”倡议对重点行业和重点省份参与企业融资约束的缓解效果好于其他行业和其他省份。

据此,有如下三个方面的政策启示。第一,政府需要继续完善和加强以“一带一路”倡议为核心的扩大对外开放战略服务体系,为中国企业“走出去”提供更好、更便捷的支持;同时,需要发挥国家在政府间沟通协调的作用,为中国企业的对外投资营造良好的国际营商环境,以充分降低中国参与“一带一路”企业可能面临的政治、经济、环境和宗教等风险。第二,政府在制定和出台相关政策措施鼓励金融机构提供资金支持的同时,一方面,需要引导银行更好地搜集和挖掘参与“一带一路”企业的信息,同时重视培育银行的债务风险管理能力,以更好地促进银行业和参与企业在“一带一路”建设中共生共荣与协调发展。另一方面,需要引导证券监管部门采取更加规范的方式监督响应“一带一路”倡议的企业更好地披露有关的文本信息,让外部投资人能够更好地评估参与企业的资源配置情况、潜在风险、市场价值及未来前景。第三,国家相关政策措施的调整方向,需要结合国内现代产业体系建设和区域协调发展战略,合理制定今后“一带一路”倡议实施的重点支持行业和重点地区。

注释:

①基于本文的主要研究目的和微观企业数据的可获得性,本文主要从信息不对称视角探讨“一带一路”倡议对参与企业的总体融资状况的影响。关于是否区分对内投资还是对外投资、引进来的投资和走出去的投资,以及是否探讨投资效率的变化等问题,在数据

可获得的情况下,可能需要另起文章专题探讨。诚然,这也是本文可能存在的局限。

②基础设施互联互通是“一带一路”建设的优先领域和重点行业,包括标准对接、交通贯通、能源联通和信息畅通,涉及铁路、港口、机场、电站、输电和输油输气管道、通信设施等,对应 FDI Markets 提供的投资项目行业分类,这些基础设施建设涉及煤、油和天然气、可再生能源、建筑材料、通信、运输以及仓储行业。“一带一路”投资重点省市区包括新疆、陕西、甘肃、宁夏、青海、内蒙古、黑龙江、吉林、辽宁、广西、云南、西藏、上海、福建、广东、浙江、海南和重庆等 18 个省区市。

③限于篇幅,本文稳健性检验的相关估计结果未报告,结果备案。

## 参考文献:

- [1] 裴长洪,于燕.“一带一路”建设与我国扩大开放[J].国际经贸探索,2015,(10):4—17.
- [2] 姜慧,孙玉琴.中国 OFDI、东道国基础设施建设与双边经济增长——基于“一带一路”东道国制度的视角[J].经济理论与经济管理,2018,(12):84—97.
- [3] 纪祥裕.OFDI、制度质量与“一带一路”沿线国家产业结构升级[J].湖南科技大学学报(社会科学版),2019,(2):52—59.
- [4] 黄亮雄,钱馨蓓,隋广军.中国对外直接投资改善了“一带一路”沿线国家的基础设施水平吗? [J].管理评论,2018,(3):226—239.
- [5] 孙焱林,覃飞.“一带一路”倡议降低了企业对外直接投资风险吗[J].国际贸易问题,2018,(8):66—79.
- [6] 陈胜蓝,刘晓玲.公司投资如何响应“一带一路”倡议? ——基于准自然实验的经验研究[J].财经研究,2018,(4):20—33.
- [7] Du, J. L., Zhang, Y. F. Does One Belt One Road Initiative Promote Chinese Overseas Direct Investment? [J]. China Economic Review, 2018, 47(C):189—205.
- [8] 王桂军,卢潇潇.“一带一路”倡议可以促进中国企业创新吗? [J].财经研究,2019,(1):19—34.
- [9] 朱杰.“一带一路”倡议与资本市场信息效率[J].经济管理,2019,(9):38—56.
- [10] 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.
- [11] 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[J].经济研究,2019,(9):187—202.
- [12] Chen, D., Li, O. Z., Fu, X. Five-Year Plans, China Finance and Their Consequences[J].China Journal of Accounting Research, 2017,10(3):189—226.
- [13] 王克敏,刘静,李晓溪.产业政策、政府支持与公司投资效率研究[J].管理世界,2017,(3):113—124.
- [14] 卢盛峰,陈思霞.政府偏袒缓解了企业融资约束吗? ——来自中国的准自然实验[J].管理世界,2017,(5):51—65.
- [15] 陈冬华,姚振晔.政府行为必然会提高股价同步性吗? ——基于我国产业政策的实证研究[J].经济研究,2018,(12):112—128.
- [16] Fazzari, S. M., Hubbard, R. G., Petersen, B. C. Financing Constraints and Corporate Investment[J].Brookings Papers on Economic Activity, 1988,(1):141—195.
- [17] Kaplan, S. N., Luigi, Z. Do Investment-Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints? [J]. Quarterly Journal of Economics, 1997,(1):169—215.
- [18] 张纯,吕伟.信息披露、市场关注与融资约束[J].会计研究,2007,(11):32—38.
- [19] 屈文洲,谢雅璐,叶玉妹.信息不对称、融资约束与投资—现金流敏感性——基于市场微观结构理论的实证研究[J].经济研究,2011,(6):105—117.
- [20] 于蔚,汪淼军,金祥荣.政治关联和融资约束:信息效应与资源效应[J].经济研究,2012,(9):125—139.
- [21] 李红,谢娟娟.金融发展、企业融资约束与投资效率——基于 2002—2013 年上市企业面板数据的经验研究[J].南开经济研究,2018,(4):36—52.
- [22] 姜付秀,蔡文婧,蔡欣妮,李行天.银行竞争的微观效应:来自融资约束的经验证据[J].经济研究,2019,(6):72—88.
- [23] Majluf, M. Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information That Investors Do Not Have[J]. Journal of Financial Economics, 1984,13(2):187—221.
- [24] 朱新蓉,熊礼慧.股权质押、内部控制与非效率投资[J].中南财经政法大学学报,2020,(3):97—106.
- [25] 王雄元,高曦.年报风险披露与权益资本成本[J].金融研究,2018,(1):174—190.
- [26] 于震,王肖梦,刘淼.中国上市企业融资约束成因研究[J].数量经济研究,2019,(2):34—50.
- [27] Hadlock, C. J., Pierce, J. R. New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving beyond the KZ Index[J]. Review of Financial Studies, 2010, 23(5):1909—1940.
- [28] 钱晓东.基于融资约束视角的“营改增”政策与企业投资效率分析[J].商业研究,2018,(9):36—44.

(责任编辑:易会文)