

自贸区设立缓解了企业的融资约束吗？

——基于上市公司的经验证据

王洪亮, 颜国强

(南京审计大学 经济学院, 江苏 南京 211815)

[摘要]使用2010—2019年中国上市公司的面板数据,采用多期双重差分法探讨了自贸区设立对企业融资约束的影响。研究发现,自贸区的设立能够缓解企业融资约束,上述结论经过一系列稳健性检验后依旧成立。进一步的异质性分析发现:自贸区设立对国有企业融资约束的缓解程度强于非国有企业,自贸区设立能显著缓解非高新技术企业融资约束,但对高新技术企业融资约束影响不显著。机制分析结果表明,自贸区政策通过提高企业创新和外商直接投资的路径缓解企业的融资约束,同时金融发展水平的提高在自贸区缓解企业融资约束中发挥了显著的协同作用。研究结论为高水平对外开放的战略背景下缓解企业融资约束提供了有价值的政策依据。

[关键词]自由贸易试验区;制度环境变革;融资约束;金融发展;外商直接投资

[中图分类号]F741;F425 **[文献标志码]**A **[文章编号]**2096-3114(2023)03-0092-10

一、引言

当前中国面临严峻复杂的外部经济形势,以美国为首的西方国家企图重构贸易格局,贸易保护主义不断升级,逆全球化浪潮愈演愈烈。从国内形势来看,中国正处在由粗放式资源型经济到经济高质量发展的转型期,更需要高水平的对外开放倒逼产业升级。面对复杂多变的国际经济形势和国内经济转型的挑战,中小企业融资难、融资贵问题突出,融资成本居高不下。除中小企业外,我国上市公司也普遍面临融资约束困境^[1]。因此,“十四五”规划和2035年远景目标纲要提出,通过创新政策工具来降低企业融资成本,拓宽企业融资渠道,以满足企业融资需求。

自2013年上海自贸区成立以来,在梯度性批复的制度设计下,我国的自贸区快速向内陆省份覆盖。截至2021年末,六批中国自贸区已涉及21个省份,分布广泛而又各具特色。自贸区经过近十年的发展,不断形成一系列可复制可推广的制度创新成果,为改善企业融资环境、拓宽企业融资渠道提供了良好的制度条件。因此,从制度环境角度探讨如何缓解企业融资约束,不仅对企业在经济“新常态”这一特殊的时代背景下站稳脚跟具有重要意义,而且对国民经济发展具有同样重要的理论意义和现实价值。

自贸区设立的经济效应可分为直接效应和间接效应两个方面。就直接效应而言,殷华和高维和通过反事实的估计方法研究发现上海自贸区的设立促进了上海市的GDP增长,且这种影响具有长期性^[2]。随着福建、广东、天津第二批自贸区的设立,部分学者进一步展开了对四大自贸区的经济效应评估,得到了一致的结论^[3]。自贸区对经济增长的促进作用主要源于一系列制度创新和政府驱动^[4]。就间接效应而言,自贸区设立对金融市场、国际贸易、环境质量等方面均有正向的经济影响。项后军等认为自贸区的建立能促进金融市场的发展、加快资本流动和要素流动^[5];余壮雄等发现无论是综合保税

[收稿日期]2023-02-11

[基金项目]国家社会科学基金项目(20BJL151);教育部人文社会科学基金项目(18YJA790076);江苏省“333工程”培养资助项目(BRA2020073);江苏省研究生科研创新计划项目(KYCX22_2119)

[作者简介]王洪亮(1977—),男,山东滨州人,南京审计大学经济学院教授,硕士生导师,博士,主要研究方向为健康不平等、福利经济学;颜国强(1994—),男,安徽宿州人,南京审计大学经济学院硕士生,主要研究方向为城市经济学,邮箱:473250338@qq.com。

区还是在此基础上升级的自贸区的设立,都促进了企业进行高附加值的一般贸易出口^[6];胡宗义等基于2008—2017年中国环保重点城市数据发现自贸区的设立能够显著降低城市的大气污染浓度,其环境效应能够有效降低城市大气污染物浓度12%~17%^[7]。

目前我国资本市场的各项制度还不够完善,在主要依靠银行信贷作为融资渠道的情况下,上市公司普遍面临融资问题。如何缓解融资约束已成为政府、企业和学界共同关注的重要话题。从企业内部因素来看,缓解融资约束的主要方式在于改善企业与外部资金提供者的信息不对称。姜付秀等发现信息发布者拥有财务经历可以缓解企业的融资约束^[8]。此外,环保信息披露是对财务信息披露的补充,也能降低公司面临的融资约束^[9]。从企业外部环境来看,资本市场的完善是导致企业内外源资本成本差异的核心问题。资本市场的发展能为企业提供多元化的融资渠道,从而提升企业融资的可获得性,对缓解企业融资约束至关重要^[10-11]。

鲜有文献直接探讨自贸区设立对企业融资约束的影响,但有学者间接触及这一问题。如周泽将等基于2009—2018年A股上市公司样本,发现营商环境的改善能够显著降低企业信贷成本,缓解融资约束^[12]。卞泽阳等基于国家级开发区对主导产业政策偏向的准自然实验,发现开发区内主导产业的上下游供应链企业的融资约束均得到不同程度缓解^[13]。袁月等基于各地行政审批中心设立的“准自然实验”,研究发现行政审批中心的设立缓解了企业融资约束^[14]。通过对上述文献的梳理发现,缓解企业融资约束不仅要从企业内部加强信息披露,而且要从外部改善企业所处的营商环境、政务环境等制度环境。因此,本文以2010—2019年中国上市公司为样本,研究自贸区设立对企业融资约束的影响,并试图探究其中的具体机制。本文的边际贡献可能在于:第一,从研究视角来看,本文从制度环境角度探讨如何缓解企业融资约束,拓展了企业融资约束研究的相关文献,有助于剖析自贸区设立在微观层面的实施效果。与此同时,考虑到双重差分法可能存在的内生性问题,从不同角度进行稳健性检验,使得结果具有可信性和稳健性。第二,从机制路径来看,本研究还将企业创新、外商直接投资和金融发展水平纳入自贸区设立与企业融资约束的分析框架,检验企业创新和外商直接投资的中介效应以及金融发展水平的调节作用,厘清了自贸区设立对缓解企业融资约束的内在传导机制,具有丰富的政策内涵。

二、理论分析与假设提出

本文首先对自贸区与企业融资约束的关系进行论述,然后从企业创新效率、外商直接投资和金融发展水平三个方面构建自贸区设立对企业融资约束影响的理论分析框架,并进一步阐述自贸区设立影响企业融资约束的传导机制。

(一) 自贸区与企业融资约束的关系分析

一方面,自贸区的设立能有效减少企业的贸易和经营成本。作为制度创新的桥头堡、对外开放的新高地,自贸区自设立以来就以对接高标准的国际经贸规则为核心目标,以其负面清单管理的制度创新、政府职能转变的特殊优势以及投资贸易的便利举措重塑了政府和市场的关系,使政府真正成为市场的“守夜人”,为企业的生产经营带来了便利,在纾解企业融资约束的难题上发挥着得天独厚的优势。另一方面,外部融资是企业缓解融资约束的重要渠道,自贸区的设立为企业有效获取外部融资提供了制度保障。首先,一揽子金融开放举措使得自贸区内的资金流动机制更加完善。自贸区设立带来的金融开放格局突破了传统资金流动的壁垒,将传统资本流动渠道与境外资本流动渠道相结合,使得自贸区成为一个调节资金流量的巨型“资金池”,为缓解企业融资约束提供充裕的外部资金来源^[5]。其次,自贸区的设立允许、鼓励民营资金和外资在自贸区内设立金融机构,使得自贸区内金融领域的市场化程度进一步提升,降低信贷市场的信息不对称,能有效缓解企业的融资约束和提高金融配置效率^[15]。据此,本文提出如下假设:

H1:自贸区的设立能够缓解政策试点城市的企业融资约束。

(二) 企业创新的中介效应

从企业微观的视角来看,自贸区能够通过促进企业创新缓解其融资约束。首先,自贸区为企业创新的提升提供了良好的制度保障。专利审批速度从最初的几年到几个月再到几十天,凸显出自贸区在专利审查方面的“自贸速度”和制度优势。与此同时,自贸区内知识产权保护制度的创新以及执法效率的提升,为企业营造了创新所需的法治化营商环境,进而降低了企业创新活动成本,提高了企业技术创新的数量和质量。其次,自贸区加快了区域内创新资源的集聚。自贸区设立后,良好的制度环境使得优质的人力资本和物力资本实现了自贸区内的集聚,资本、技术等生产要素实现了跨区域的再配置,优化了资源配置效率。人才和企业的集聚会加剧自贸区内创新的竞争效应和溢出效应,增强自贸区内企业的技术创新和区域创新活力^[16]。

自贸区各项制度创新和改革提高了企业技术创新的动力和活力,专利数量与质量随之增加,专利作为企业创新的重要产出形式,也是企业的技术性资产。专利能够作为一种向投资者传递企业质量的信号,可以减轻投资者和企业之间的信息不对称,从而能够缓解企业的融资约束^[17]。企业也能够通过专利质押获得银行贴息贷款、税收减免以及政府资助资金和补贴,从而缓解融资约束^[18]。据此,本文提出如下假设:

H2a:自贸区设立通过促进企业创新缓解了企业融资约束。

(三) 外商直接投资的中介效应

自贸区设立可通过外商投资准入特别管理措施(负面清单)的缩减来吸引外商直接投资,进而缓解企业融资约束。2013年上海自贸区首份《自由贸易试验区外商投资准入特别管理措施(负面清单)》上共有190条,到2022年仅剩下27条。随着自贸区政策试点城市进一步扩容,外商投资负面清单不断缩减,极大地降低了外资准入壁垒,为国际资本投资中国市场提供了更加便利的资本流动渠道。

外部投资作为企业缓解融资约束的重要资金来源之一,能够从以下两个方面缓解企业融资约束:一方面,外部资本能够以直接注资的方式改善东道国企业的融资约束^[19]。由于跨国企业在国际金融市场拥有良好的融资能力,因此国内企业与外商的合作能够有效缓解企业融资约束^[20]。另一方面,外商直接投资能够通过降低信贷市场的信息不对称,有效缓解企业的融资约束和提高金融配置效率。在信息不对称的金融市场中,是否拥有外资背景已经是银行判断企业优劣的信号。此外,有学者发现外商直接投资缓解企业融资约束主要集中在外资背景的企业,国有企业的融资状况不受外商直接投资的影响^[21]。据此,本文提出如下假设:

H2b:自贸区设立通过促进外商直接投资缓解了企业融资约束。

(四) 金融发展水平的调节效应

金融发展能够带动资源流动,提高金融资源的配置效率,促进金融服务实体经济效率的提升,是缓解实体企业的融资约束的重要途径。目前我国是以银行为主导的金融体系,银行业规模的扩大意味着银行可以为社会资金需求方提供更多的信贷支持,提高银行储蓄投资率,进而能够向企业提供庞大的金融资源^[22]。此外,银行业规模的扩大有助于银行搜集和处理信息,缓解金融市场的信息不对称带来的逆向选择和道德风险问题,进而能提高资金的分配效率和降低企业的外部融资成本。

“深化金融领域的开放创新”是我国各个自贸区制度创新的内在要求,自贸区政策推行了一揽子金融开放举措,不仅有效吸引了国内金融企业和非金融企业向区内聚集,而且积极部署金融机构为自贸区内企业提供信贷支持,而金融资源的集聚带来的金融资本扩张是金融服务实体经济的基本保障^[23]。此外,自贸区内人民币跨境使用、建设国际金融市场等一系列金融制度性的开放,逐渐缩小我国现行法律体系与国际金融规则的落差,为金融体系的发展和创新提供了重要动力。然而,自贸区经过改革建立起的政府职能转变、贸易开放、投资自由、金融创新等一系列制度体系,固然能为缓解企业融资约束提供良好的制度环境,但如果城市金融发展水平低下或发展不充分,则必然会导致自贸区设立城市的金融要素承载能力不足,使自贸区制度创新对缓解企业融资约束的效应大打折扣。自贸区制度创新红利的释放,

在一定程度上受制于金融发展水平,换言之,自贸区政策与金融发展水平的叠加效应,更有助于缓解企业融资约束。据此,本文提出如下假设:

H2c:金融发展水平对自贸区设立缓解企业融资约束起到正向调节作用。

三、研究设计

(一) 数据来源

考虑到2008年全球金融危机和2020年新冠疫情对企业融资的重大负面影响,数据不具有普遍代表性,因此本文以2010—2019年为样本区间,使用企业—城市层面宏观匹配数据。虽然自贸区以省级行政区为单位划分,但只有各省级行政区的部分城市设有自贸区。经过样本匹配后数据中设立自贸区的城市有35个,共23375个样本。数据来自历年的《中国城市统计年鉴》及各省份的统计年鉴,企业财务数据来自国泰安数据库(CSMAR)。

(二) 变量定义

1. 被解释变量。从现有研究来看,关于企业融资约束的衡量指标,部分学者采用的是内部现金流和现金持有量^[24-26]。由于实体项目投资普遍拥有较长的投资周期,且企业进行实体投资时需要将大量的资源优先配置其中,因此一旦没有充裕现金流的支持和畅通的融资渠道,企业投资行为的机会成本将会被极大地抬高。企业融资约束越大,企业进行外部融资的难度越大,企业为追求资金的安全性,其投资行为就会愈发谨慎。因此,本文借鉴上述文献的思路,将企业投资支出率作为企业融资约束的衡量指标,以企业现金流除以总资产占比作为融资约束的代理变量进行后续的稳健性检验。

2. 核心解释变量。结合多期双重差分模型,本文引入虚拟变量 FTA_{jt} 作为地级(直辖)市设立自贸区的度量,当地级市 j 在第 t 年设立自贸区以后,赋值为1,否则为0,该变量相当于传统双重差分法中的交互项。

3. 控制变量。政府作为“最大购买者”,在参与市场经济活动时可以通过财政性资金的使用方向和规模调整来影响微观的市场经济行为,所以出于对政府在经济活动中扮演特殊身份的考虑,加入了财政自主度、财政支出规模控制变量。本文还采用第三产业增加值占GDP比重、第二产业增加值占GDP比重以控制经济结构变动产生的影响。本文还控制了一些常规的城市控制变量人口自然增长率,企业层面变量还控制了上市时间、公司规模、总负债率。上述变量的描述性统计如表1所示,上市公司的平均投资支出率为5.0%,标准差为0.051,说明样本企业之间的融资约束水平的差别较大。

表1 变量描述性统计

变量符号	变量名称	观测值	均值	标准差
inv_t	企业投资支出率	23375	0.050	0.051
$flow$	企业现金流占比	23375	0.039	0.140
FTA_{jt}	是否入选自贸区试点城市	23375	0.186	0.389
$rkzrzzl$	人口自然增长率	23375	6.226	5.688
$dscyzb$	第三产业增加值占GDP比重	23375	52.952	13.483
$decyzb$	第二产业增加值占GDP比重	23375	42.518	11.207
$fisspt$	财政自主度	23375	1.549	0.931
$fiscal$	财政支出规模	23375	0.160	0.094
$lnage$	上市时间	23375	2.076	0.895
$size$	公司规模	23375	22.127	1.524
tl	总负债率	23375	0.461	0.651

(三) 模型设定

由于国务院批准在不同城市建立自贸区的过程采取的是逐步推进、分期批复的方式,各个城市在设立自贸区的时间上存在明显差异。多期DID能够较好地衡量自贸区设立的时间变化趋势,以此来衡量净效应的影响。因此,我们构建具体模型如下:

$$Inv_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 FTA_{jt} + \gamma X_{ijt} + \delta_i + \varphi_j + \sigma_t + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中, i 表示企业个体 j 表示地级(直辖)市, t 表示年份。 Inv_{ijt} 用于衡量企业的融资约束, FTA_{jt} 相当于传统双重差分法中的交互项。 X_{ijt} 为城市层面变量和企业层面变量的控制变量。为克服城市和企业中

不随时间变化的特征变量对回归结果产生影响,文章控制了城市固定效应 φ_j 和企业固定效应 δ_i 。此外,本文还进一步控制了时间层面的固定效应 σ_t ,以控制时间变量因素对企业创新的影响,双重差分项的系数 α_1 度量了设立自贸区对企业融资约束的影响,是本文关注的核心变量。如果 α_1 显著为正,则说明自贸区的设立对企业融资约束的缓解起到了促进作用。

四、实证分析

(一) 基准回归

对模型(1)进行基准估计,基准回归结果如表2所示。在控制时间效应、上市公司个体固定效应和城市固定效应的前提下,依次在模型中加入城市和企业层面控制变量,双重差分估计系数依旧在0.01的水平上显著为正,支持了本文提出的第一个假设。以列(3)作为基准回归,代表该政策的虚拟变量 FTA_{jt} 的系数估计值为0.0048,意味着自贸区政策对缓解企业融资约束的经济影响以融资约束均值来衡量提升了9.7%。回归系数的标准误均在城市层面进行了聚类。以上结果表明,自贸区的设立能够缓解政策实施城市的企业融资约束,增加了自贸区上市公司的投资支出率,支持了假设1。

(二) 平行趋势检验

双重差分模型的关键是要满足平行趋势假设。本文基于事件研究法验证多期 DID 的平行趋势,并讨论政策冲击的动态效应。该方法可以表示为:

$$Inv_{ijt} = \alpha_0 + \sum_{t=-3}^6 \alpha_i FTA_{jt} + \gamma X_{ijt} + \delta_i + \varphi_j + \sigma_t + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

其中, FTA_{jt} 是一组对地级(直辖)市设立自贸区的度量,当地级市 j 在第 t 年设立自贸区以后,赋值为1,否则为0。其余变量的符号含义与式(1)的符号相同。 α_i 反映了我国自贸区政策实施的第 t 年自贸区政策试点城市与非自贸区政策试点城市上市公司的融资约束差异,是式(2)中重点关注的系数。平行趋势检验结果如图1所示, $pre6-pre2$ 、 $current$ 、 $post1-post6$ 分别为政策发生前6年到前2年、政策当年、政策发生后1年到后6年的对应 α_i 估计值。如图1所示, $pre6-pre2$ 在0值上下波动,对应95%水平置信区间显著穿过0,表明设立自贸区的城市和非设立自贸区的城市企业投资支出率在政策实施前并无显著差异。此外,图1还反映了自贸区设立对缓解企业融资约束的动态效应, DID 估计量在 $post1$ 、 $post2$ 、 $post3$ 均在95%的水平上显著为正,其系数分别为0.005、0.007、0.004。说明自贸区设立对缓解企业融资约束存在一定的时滞效应,在政策设立后的1年到3年能够显著缓解企业融资约束,且自贸区设立对缓解企业融资约束存在时间异质性,其政策效应大致经历了一个先变大、后变小的过程,并在政策设立后的第二年达到最大、在设立后的第三年后消失。

(三) 稳健性检验

为进一步验证基准回归结果的可靠性,排除混淆因素对研究结论的干扰,本文从样本数据筛选、更换被解释变量、排除其他区位政策的影响、安慰剂检验等维度进行稳健性检验。

表2 自贸区设立对企业融资约束的基准回归

	(1)	(2)	(3)
	<i>inv</i>	<i>inv</i>	<i>inv</i>
<i>DID</i>	0.0054 *** (3.03)	0.0055 *** (3.02)	0.0048 *** (2.71)
<i>rkzrzl</i>		-0.0001 (-0.37)	0.0000 (0.02)
<i>dscyzb</i>		0.0001 (0.15)	-0.0001 (-0.14)
<i>decyzb</i>		0.0001 (0.19)	0.0000 (0.04)
<i>fisspt</i>		-0.0014 (-0.95)	-0.0010 (-0.75)
<i>fiscal</i>		0.0007 (0.07)	0.0003 (0.04)
<i>lnage</i>			-0.0104 *** (-7.51)
<i>size</i>			0.0045 *** (5.27)
<i>tl</i>			-0.0030 ** (-2.02)
<i>_cons</i>	0.0485 *** (146.24)	0.0424 (0.87)	-0.0229 (-0.45)
<i>City Effect</i>	Y	Y	Y
<i>Year Effect</i>	Y	Y	Y
<i>Id Effect</i>	Y	Y	Y
N	23375	23375	23375
Adj-R ²	0.43	0.43	0.43

注:括号内为城市层面聚类调整的t值;***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著。下同。

1. 样本数据筛选。对样本进行缩尾的目的是减小极端值对回归结果的影响, 本文对融资约束指标分别进行 1% 和 5% 的缩尾处理, 重新进行回归。结果如表 3 列(1)至列(2)所示, 剔除极端值后多期 DID 系数估计值依旧在 1% 的水平上通过显著性检验, 说明自贸区的设立对企业融资约束的缓解起到积极的促进作用。

2. 更换被解释变量。以企业净利润与折旧费用之和的企业现金流作为企业内源融资渠道之一, 很大程度上可以缓解企业的融资约束。本文借鉴张杰等和程玉坤等的研究^[27-28], 以企业现金流除以总资产占比作为融资约束的代理变量进行后续的稳健性检验。回归结果如表 3 中列(3)所示。代表该政策的虚拟变量 FTA_{jt} 的系数估计值为 0.0047, DID 估计量的回归系数在 10% 的水平上显著为正, 说明自贸区的设立对企业融资约束的缓解起到积极的促进作用, 增加了企业内部的现金流占比。

3. 排除其他区位政策的影响。设立自贸区的省份和城市大多为沿海及东部地区, 往往受到多个层面国家导向型政策的影响进而形成“区中区”的现象。为排除其他区位政策对本文实证结果产生的影响, 参考曹清峰和巴曙松等的研究方法^[29,23], 本文重点考虑以下两个国家层面的区位政策: (1) 国家综合配套改革试验区政策。在样本期内设立的 35 个自贸区试点城市中, 有 11 个城市同时也是国家综合配套改革试验区政策的试点城市, 且均成立于自贸区政策试点之前。因此需要排除国家综合配套改革试验区政策对回归结果的影响。(2) 国家级新区。本文样本中有 12 个国家级新区设立城市均成立于自贸区政策试点之前, 同样需要排除国家级新区政策的影响。为了排除上述政策对本文回归结果的干扰, 本文在式(1)的基础上估计如下模型:

$$Invt_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 FTA_{jt} + \alpha_2 NCRP_{jt} + \alpha_3 NND_{jt} + \gamma X_{ijt} + \delta_i + \varphi_j + \sigma_t + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

式(3)中 $NCRP_{jt}$ 和 NND_{jt} 分别是国家综合配套改革试验区与国家级新区的 DID 估计量。如果其前面的回归系数 α_2 和 α_3 显著, 则说明本文的被解释变量受到上述两个政策的影响; 若不显著, 则说明上市公司融资约束的缓解是自贸区设立的政策效果。回归结果如表 4 所示, 结果证明, 上市公司融资约束的缓解确实是由自贸区设立导致的。

4. 安慰剂检验。本文在基准模型中加入了城市、企业控制变量和双向固定效应以减轻遗漏变量

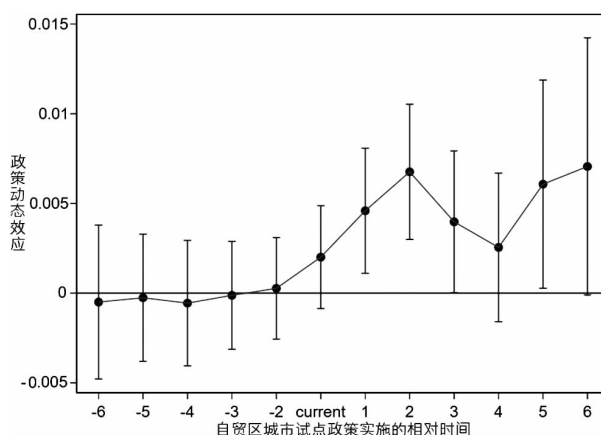


图 1 平行趋势检验

代表该政策的虚拟变量 FTA_{jt} 的系数估计值为 0.0047, DID 估计量的回归系数在 10% 的水平上显著为正, 说明自贸区的设立对企业融资约束的缓解起到积极的促进作用, 增加了企业内部的现金流占比。

表 3 样本数据筛选和更换被解释变量回归结果

	(1)	(2)	(3)
	1% 缩尾	5% 缩尾	更换被解释变量
	<i>invt</i>	<i>invt</i>	<i>cflow</i>
<i>DID</i>	0.0044 *** (2.76)	0.0038 *** (3.10)	0.0047 * (1.72)
<i>cons</i>	-0.0478 (-1.00)	-0.0440 (-1.01)	-0.3495 (-1.64)
<i>Controls</i>	Y	Y	Y
<i>Id Effect</i>	Y	Y	Y
<i>City Effect</i>	Y	Y	Y
<i>Year Effect</i>	Y	Y	Y
N	23375	23375	23403
Adj-R ²	0.46	0.49	0.34

表 4 排除其他区位政策的检验结果

	(1)	(2)	(3)
	<i>invt</i>	<i>invt</i>	<i>invt</i>
自贸区	0.0048 *** (2.68)	0.0047 ** (2.56)	0.0047 ** (2.54)
国家综合配套改革试验区	0.0044 (1.21)		0.0042 (1.15)
国家级新区		0.0033 (1.49)	0.0033 (1.47)
<i>cons</i>	-0.0280 (-0.54)	-0.0211 (-0.41)	-0.0260 (-0.50)
<i>Controls</i>	Y	Y	Y
<i>City Effect</i>	Y	Y	Y
<i>Year Effect</i>	Y	Y	Y
<i>Id Effect</i>	Y	Y	Y
N	23375	23375	23375
Adj-R ²	0.43	0.43	0.43

问题,但仍可能存在不可观测的特征变量会随着时间变化对企业融资约束产生不同的影响。因此本文借鉴 La Ferrara 等和宋弘等的研究设计思路^[30-31],对遗漏的非观测特征是否会影响估计结果这一问题采用一个间接性的安慰剂检验,该方法在相关文献中被广泛地使用。由式(1)可得系数 $\hat{\alpha}_1$ 的表达式:

$$\hat{\alpha}_1 = \alpha_1 + \theta \times \frac{cov(FTA_{jt}, \varepsilon_{ijt} | W)}{var(FTA_{jt} | W)} \quad (4)$$

其中, θ 为不可观测变量对被解释变量的影响,如果 $\theta = 0$,则证明 $\hat{\alpha}_1$ 的估计值是无偏的,但是这一点无法通过直接的方法验证。因此,本文采用间接的安慰剂方法,其原理是用一个理论上不会对结果产生影响的错误变量替代 DID 变量。若 $\hat{\alpha}_1 = 0$,则说明不可观测变量 θ 对被解释变量没有产生影响。从本文具体内容出发,2010—2019 年上市公司—城市匹配数据中,总样本城市为 254 个,其中受政策冲击的城市为 35 个。通过随机生成一个设立自贸区的城市名单,产生错误的 $\hat{\alpha}_1$,将上述过程重复 500 次,得到 500 个回归系数和对应的 P 值。结果如图 2 所示,水平虚线是 P 值为 0.1 回归系数服从均值为 0 的正态分布,且绝大多数回归结果不显著,符合安慰剂检验的预期。综上,安慰剂检验拒绝了模型存在误设的可能,证实了自贸区的设立能够缓解企业的融资约束。

5. 其他稳健性检验。(1)上海自贸区扩区的影响分析。本文采取如下两种检验方法:一是剔除注册地在上海的企业,用其他样本重新进行回归。二是保持其他自贸区的政策冲击时间不变,将上海自贸区的政策冲击时间定在 2015 年重新进行回归。(2)反事实检验。本文将自贸区政策试点时间提前 2 年,以进一步排除其他政策的干扰。(3)联合固定效应模型。本文在基准模型的基础上,进一步控制城市—年份的联合固定效应,用以捕捉各个城市随着时间变化的政策效应。检验结果证实了本文实证结论的稳健性。限于篇幅,检验结果未报告,留存备索。

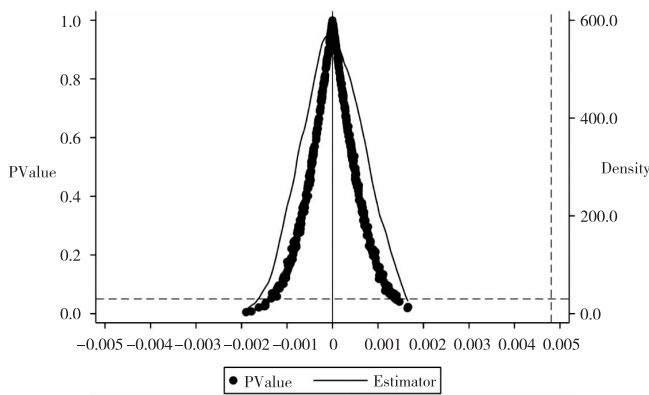


图 2 多期 DID 的安慰剂检验

五、进一步分析

(一) 中介效应分析

通过前文理论分析,本文认为,企业创新和外商直接投资在自贸区政策缓解企业融资约束中起到了中介作用,而金融发展水平将在缓解企业融资约束中发挥明显的协同作用。在此基础上,我们建立如下回归模型:

$$\ln zlsq_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 FTA_{jt} + \gamma X_{ijt} + \delta_i + \varphi_j + \sigma_t + \varepsilon_{ijt} \quad (5)$$

$$\ln zlsqs_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 FTA_{jt} + \gamma X_{ijt} + \delta_i + \varphi_j + \sigma_t + \varepsilon_{ijt} \quad (6)$$

$$FDI_{jt} = \alpha_0 + \alpha_1 FTA_{jt} + \gamma X_{ijt} + \delta_i + \varphi_j + \sigma_t + \varepsilon_{ijt} \quad (7)$$

其中, $\ln zlsq_{ijt}$ 和 $\ln zlsqs_{ijt}$ 分别为专利申请和专利授权数加 1 取对数后得到的变量,作为企业创新产出指标。同时,本文选取以外商直接投资占 GDP 的比重作为外商直接投资的衡量指标。模型估计结果如表 5 所示。列(1)和列(2)的回归结果表明,双重差分估计量均在 1% 的水平上显著为正,自贸区的设立对于企业专利申请数和专利授权数均有显著的促进作用,极大地提高了企业的创新产出。但从回归系数中不难发现,专利授权数的回归系数小于专利申请数。可能的解释是自贸区的设立调动了企业主

体的创新活力,但是政府在专利审批过程中,仍旧存在专利预审和授权的速度远远跟不上企业创新的速度等诸多问题,使得专利授权方面未能最大程度释放政策产生的红利。列(3)的回归结果表明,解释变量的系数均显著为正,表明自贸区政策能够通过提高外商直接投资的路径缓解企业的融资约束,从而支持了假设 2a 和假设 2b。

(二) 调节效应分析

通过前文理论分析,本文认为金融发展水平在自贸区政策对缓解企业融资约束中发挥明显的协同作用。为检验上述猜测,本文将金融发展水平作为调节变量与 DID 变量进行交乘,并构建如下模型:

$$Invt_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 FTA_{jt} \times Fin_{jt} + \gamma X_{ijt} + \delta_i + \varphi_j + \sigma_t + \varepsilon_{ijt} \quad (8)$$

$$Invt_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 FTA_{jt} \times Fin_{jt} + \alpha_2 FTA_{jt} + \alpha_3 Fin_{jt} + \gamma X_{ijt} + \delta_i + \sigma_t + \varepsilon_{ijt} \quad (9)$$

其中,本文用年末金融机构贷存比作为地区金融发展水平(Fin_{jt})的衡量指标。回归结果如表 5 列(4)和列(5)所示。仅加入调节效应交互项时,交互项系数在 1% 的水平上显著为正。在控制金融发展水平和 DID 变量基础上,交互项系数在 10% 的水平上显著为正。回归结果表明金融发展水平作为企业缓解融资约束的重要外部环境,在自贸区政策对缓解企业融资约束中具有不容忽视的影响,假设 2c 得以验证。

表 5 机制与调节效应回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	专利申请数	专利授权数	外商直接投资	金融发展水平	
	lnzlsq	lnzlsqs	FDI	Invt	Invt
<i>DID</i>	0.156 *** (2.69)	0.140 *** (2.52)	0.0085 ** (2.09)		-0.0060 (-0.88)
<i>Fin</i>					0.0006 (0.60)
<i>did × Fin</i>				0.0013 *** (3.32)	0.0024 * (1.66)
<i>Controls</i>	Y	Y	Y	Y	Y
<i>Id Effect</i>	Y	Y	N	Y	Y
<i>City Effect</i>	Y	Y	Y	Y	N
<i>Year Effect</i>	Y	Y	Y	Y	Y
N	23375	23375	2148	23546	23546
Adj-R ²	0.27	0.29	0.79	0.43	0.44

(三) 异质性分析

1. 企业所有制的异质性检验。本文按照企业所有制类型将企业划分为国有企业和非国有企业样本,分组进行回归,回归结果见表 6。自贸区政策效应均在 10% 的水平上显著为正,表明自贸区的设立对不同所有制的企业均能够缓解融资约束。此外,相比于非国有企业,国有企业的回归系数要高 0.0013,说明自贸区设立对缓解国有企业融资约束上作用更加明显。可能的解释是:由于银行部门的国有属性和进入壁垒等问题,较低的贷款利率和传统的信贷资源过度集中于受青睐的企业。国有企业的这种“特殊身份”能为其带来“国有信任优势”,使得国有企业在缓解融资约束时,能够与银行联系更加紧密,在银行信贷评估、风险评估体系中占有天然优势,能更多享受到自贸区带给国有企业的政策红利。

2. 行业的异质性检验。根据国家统计局 2017 年修订的第四版《国民经济行业分类》,本文将样本中属于医药制造业、通用设备制造业、铁路等行业归为高新行业,其他样本归为非高新行业,分组进行回归,回归结果见表 6 中列(3)和列(4),非高新产业回归系数为 0.0067,在 1% 的水平上显著为正,说明自贸区的设立极大地缓解了非高新产业的融资约束,而对于高新产业的影响则不显著。可能的解释是,相比于非高新产业,高新产业在资金、人才和技术上具有较大的优势和体量,有着多元化的融资渠道,且在税收政策、高新技术企业政策补贴等多方面享受国家的支持。而非高新技术企业对自贸

表 6 自贸区政策对不同企业所有制、不同行业融资约束的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	企业所有制		行业	
	非国企	国企	非高新	高新
<i>DID</i>	0.0043 ** (2.03)	0.0056 ** (2.49)	0.0067 *** (3.35)	-0.0001 (-0.05)
<i>Controls</i>	Y	Y	Y	Y
<i>City Effect</i>	Y	Y	Y	Y
<i>Year Effect</i>	Y	Y	Y	Y
<i>Id Effect</i>	Y	Y	Y	Y
N	14224	7837	17254	6064
Adj-R ²	0.41	0.47	0.44	0.44

区政策提供的贸易、投融资等制度创新会更加敏感,其政策效应更为显著。

六、结论性评述

本文基于2010—2019年企业—城市层面的宏观匹配数据,将自贸区政策的实施视作一项“准自然实验”,构建多期DID模型探析自贸区政策对缓解企业融资约束的影响。基准回归结果表明,自贸区的设立能够缓解企业的融资约束,显著增加了企业的投资支出率和现金流比率。平行趋势检验证明了多期双重差分模型设定的合理性,且自贸区设立对缓解企业融资约束存在一定的时滞效应,在政策设立后的1年到3年能够显著缓解企业融资约束。此外,本文从不同角度进行稳健性检验,自贸区的设立能够缓解企业融资约束的结论依旧稳健。自贸区政策能够通过提高企业创新效率和外商直接投资的路径缓解企业的融资约束,同时金融发展水平的提高在自贸区缓解企业融资约束中发挥了显著的协同作用。异质性分析表明:相比于非国有企业,自贸区设立对缓解国有企业融资约束上作用更加明显。自贸区成立对非高新技术企业缓解融资约束有显著正向影响,而对高新技术企业不显著。

基于上述研究结论,本文提出如下政策建议:第一,持续优化并扩大自贸区政策的试点范围。自贸区是一项具有多种制度红利的顶层设计,应进一步重视自贸试验区设立对改善企业所处制度环境的作用。要继续坚持自贸区战略,持续优化自贸试验区政策的顶层设计。在总结既有自贸区试点经验的基础上,结合其他地区自身发展的特征,做好后续自贸区政策试点的复制推广工作。第二,全面深化自贸区改革的制度创新。要进一步加快推进制度型开放和深层次的制度创新,更好地发挥自贸区在高水平对外开放中的示范引领作用。企业的高质量发展离不开法治化、市场化、国际化的营商环境,所以要进一步压减自贸区外商投资准入负面清单,进一步加快专利、知识产权的审批速度,缩短专利授权周期,在推动规则、管理、标准等制度型开放方面加大探索。第三,进一步加强非国有企业和非高新技术行业的政策支持。要破除各种自贸区政策中对非国有企业的隐性壁垒,充分利用自贸区的政策红利,发挥国有企业在资源配置中的协调作用,助力形成国有企业与非国有企业互利共生的良好局面。

参考文献:

- [1]王春元,叶伟巍. 税收优惠与企业自主创新:融资约束的视角[J]. 科研管理,2018(3):37-44.
- [2]殷华,高维和. 自由贸易试验区产生了“制度红利”效应吗?——来自上海自贸区的证据[J]. 财经研究,2017(2):48-59.
- [3]王爱俭,方云龙,于博. 中国自由贸易试验区建设与区域经济增长:传导路径与动力机制比较[J]. 财贸经济,2020(8):127-144.
- [4]张阿城,于业芹. 自贸区与城市经济增长:资本、技术与市场化——基于PSM-DID的拟自然实验研究[J]. 经济问题探索,2020(10):110-123.
- [5]项后军,何康,于洋. 自贸区设立、贸易发展与资本流动——基于上海自贸区的研究[J]. 金融研究,2016,(10):48-63.
- [6]余壮雄,张婕,董洁妙,等. 综合保税区政策推动出口企业转型升级了吗? [J]. 统计研究,2022(8):53-71.
- [7]胡宗义,周积琨,李毅. 自贸区设立改善了大气环境状况吗? [J]. 中国人口·资源与环境,2022(2):37-50.
- [8]姜付秀,石贝贝,马云飙. 信息发布者的财务经历与企业融资约束[J]. 经济研究,2016(6):83-97.
- [9]吴红军,刘敏仁,吴世农. 公司环保信息披露与融资约束[J]. 世界经济,2017(5):124-147.
- [10]杨来峰,熊家财. 利率市场化、劳动力雇佣与“稳就业”效应——来自贷款利率完全开放的准自然实验[J]. 山西财经大学学报,2022(9):31-44.
- [11]黄远标,沈亦凡. 金融改革政策缓解企业融资约束了吗?——基于金融综合改革试验区设立的准自然实验[J]. 南方金融,2022(8):3-18.
- [12]周泽将,高雅萍,张世国. 营商环境影响企业信贷成本吗[J]. 财贸经济,2020(12):117-131.
- [13]卞泽阳,李志远,徐铭遥. 开发区政策、供应链参与和企业融资约束[J]. 经济研究,2021(10):88-104.
- [14]袁月,孙光国,张焰朝. 行政审批制度改革缓解企业融资约束了吗?——来自我国地级行政审批中心设立的经验证据[J]. 改革,2021(1):1-18.
- [15]Yao D, Whalley J. The China (Shanghai) pilot free trade zone: Background, developments and preliminary assessment of initial im-

- pacts [J]. *The World Economy*, 2016, 39(1) : 2 - 15.
- [16] Seyoum B, Ramirez J. Foreign trade zones in the United States: A study with special emphasis on the proposal for trade agreement parity [J]. *Journal of Economic Studies*, 2012.
- [17] Hottenrott H, Hall B H, Czarnitzki D. Patents as quality signals? The implications for financing constraints on R&D [J]. *Economics of innovation and new technology*, 2016, 25(3) : 197 - 217.
- [18] 张超,唐杰. 专利权质押融资是否缓解了中小企业的融资约束? [J]. *中央财经大学学报*, 2022(9) : 39 - 51.
- [19] Harrison A E, McMillan M S. Does direct foreign investment affect domestic credit constraints? [J]. *Journal of international economics*, 2003, 61(1) : 73 - 100.
- [20] Egger P, Nelson D. Foreign partners and finance constraints: The case of Chinese firms [J]. *The World Economy*, 2011, 34(5) : 687 - 706.
- [21] 韩旺红,马瑞超. FDI、融资约束与企业创新 [J]. *中南财经政法大学学报*, 2013(2) : 104 - 110.
- [22] 黄婷婷,高波. 金融发展、融资约束与企业创新 [J]. *现代经济探讨*, 2020(3) : 22 - 32.
- [23] 巴曙松,柴宏蕊,方云龙,等. 自由贸易试验区设立提高了金融服务实体经济效率吗?:来自沪津粤闽四大自贸区的经验证据 [J]. *世界经济研究*, 2021(12) : 3 - 21.
- [24] Hall B H. The financing of research and development [J]. *Oxford Review of Economic Policy*, 2002, 18(1) : 35 - 51.
- [25] 陈淑云,王翔翔. 经济政策不确定性会抑制房地产企业投资行为吗? ——基于 2003—2018 年沪深两市房地产企业的数据分析 [J]. *江汉论坛*, 2020(6) : 59 - 68.
- [26] 毛丽娟,刘奕. 经济政策不确定性对旅游企业投资行为的影响研究 [J]. *江西社会科学*, 2022(4) : 85 - 98.
- [27] 张杰,芦哲,郑文平,等. 融资约束、融资渠道与企业 R&D 投入 [J]. *世界经济*, 2012(10) : 66 - 90.
- [28] 程玉坤,周康. 融资约束与多产品出口企业的二元边际:基于中国企业层面的分析 [J]. *南方经济*, 2014(10) : 63 - 81.
- [29] 曹清峰. 国家级新区对区域经济增长的带动效应——基于 70 大中城市的经验证据 [J]. *中国工业经济*, 2020(7) : 43 - 60.
- [30] La Ferrara E, Chong A, Duryea S. Soap operas and fertility: Evidence from Brazil [J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2012, 4(4) : 1 - 31.
- [31] 宋弘,孙雅洁,陈登科. 政府空气污染治理效应评估——来自中国“低碳城市”建设的经验研究 [J]. *管理世界*, 2019(6) : 95 - 108.

[责任编辑:高 婷]

Can the Establishment of Free Trade Zones Alleviate Corporate Financial Constraints? Evidence from Chinese Listed Companies

WANG Hongliang, YAN Guoqiang

(School of Economics, Nanjing Audit University, Nanjing 211815, China)

Abstract: This article uses panel data of Chinese listed companies from 2010 to 2019 and adopts a multi-period difference-in-differences approach to investigate the impact of the establishment of free trade zones on corporate financing constraints. The research finds that the establishment of free trade zones can alleviate corporate financing constraints, and this conclusion still holds after a series of robustness checks. Further heterogeneity analysis reveals that the alleviation of financing constraints for state-owned enterprises is stronger than that for non-state-owned enterprises, and the establishment of free trade zones can significantly alleviate financing constraints for non-high-tech enterprises, but the impact on financing constraints for high-tech enterprises is not significant. Mechanism analysis results show that free trade zone policies alleviate corporate financing constraints through the pathways of promoting corporate innovation and foreign direct investment, and the improvement of financial development plays a significant synergistic role in alleviating corporate financing constraints in the free trade zone. The conclusion provides valuable policy basis for alleviating corporate financing constraints under the strategic background of high-level opening-up.

Key Words: free trade zone; institutional environment reform; financial constraint; financial development; foreign direct investment