

单位代码	10475
学号	104754221291
分类号	0213

河南大學
碩士學位論文
(專業學位)

“一带一路”政策对企业融资约束的影响研究
——基于双重差分和因果森林算法

培养单位：数学与统计学院
专业学位领域：应用统计
专业学位类别：理学硕士
申请 人：吴凤琴
指导教师：杨晓慧 教授
职业导师：张霄杰 统计师

二〇二四年六月

Research on the Impact of the "Belt and Road" Policy on Corporate Financing Constraints ——Based on Difference-in-Difference and Causal Forest Algorithm

A Dissertation Submitted to
the Graduate School of Henan University
in Partial Fulfillment of the Requirements
for the Degree of
Master of Applied Statistics

By
Wu Fengqin
Supervisor: Professor Yang Xiaohui
Date: June, 2024

摘要

“一带一路”倡议是中国为应对全球性挑战、实现共同发展而提出的一项开放包容、合作共赢的国际合作倡议，它不仅有利于促进沿线国家的经济社会发展和民生改善，也有利于推动经济全球化健康发展、促进全球治理体系变革、构建人类命运共同体。而融资约束对企业的长期发展来说是至关重要的，参与“一带一路”倡议能否有效降低企业的融资约束程度，既是评价“一带一路”倡议影响力的一个依据，也会影响到企业参与“一带一路”倡议的积极性。因此，研究“一带一路”这一政策对企业的融资约束水平到底会产生何种影响具有重要意义。

本文基于2010至2022年A股上市企业的样本数据，运用双重差分法和因果森林算法，分别研究了“一带一路”政策对企业融资约束的平均处理效应和在不同企业群体间的异质性处理效应。具体来说，主要开展了以下工作：

(1) 平均处理效应分析。建立双重差分模型，对“一带一路”政策对企业融资约束的平均处理效应进行实证分析，并进一步分析了不同年份的动态影响效应，通过安慰剂检验和稳健性检验证明了所得结论的可靠性。而后进行了中介效应分析，从信贷支持、融资来源、利润率、税收优惠等方面分析了“一带一路”政策对企业融资约束的影响机制。从平均水平上看，“一带一路”政策对企业融资约束的平均处理效应显著为负，即参与“一带一路”政策能缓解企业的融资约束，这一影响主要通过增加参与企业的银行信贷支持、扩大企业的外部融资来源、提高资产回报率、增加税收优惠等渠道来实现。

(2) 异质性处理效应分析。使用因果森林算法详细分析了“一带一路”政策对不同类型企业融资约束影响的异质性。利用最优线性预测检验证了“一带一路”政策对企业融资约束处理效应异质性的存在，根据因果森林算法的特征变量重要性排序结果识别出了异质性来源，最后选出财务杠杆率、企业规模、盈利能力和第一大股东持股比例这四个企业特征进行异质性分析，得出了相应的条件平均处理效应的变化情况。在一定范围内，对于资金杠杆率较高、企业规模较大、亏损严重或盈利能力强、股权集中度较高的企业，其融资约束水平受“一带一路”政策影响而缓解的程度更大。

关键词：“一带一路”，融资约束，异质性分析，双重差分，因果森林

ABSTRACT

The "Belt and Road" initiative is an open, inclusive and win-win international cooperation initiative put forward by China to address global challenges and achieve common development, it is not only conducive to promoting the economic and social development and improving people's livelihoods of countries along the "Belt and Road", but also to promoting the healthy development of economic globalization, promoting the transformation of the global governance system, and building a community with a shared future for mankind. Financing constraints are crucial to the long-term development of enterprises. Whether participation in the "Belt and Road" initiative can effectively reduce the level of financing constraints of enterprises is not only a basis for evaluating the impact of the "Belt and Road" initiative, but also affects the enthusiasm of enterprises to participate in the "Belt and Road" initiative. Therefore, it is of great significance to study the impact of the "Belt and Road" policy on the level of financing constraints of enterprises.

Based on the sample data of A-share listed enterprises from 2010 to 2022, this paper uses the difference in difference method and the causal forest algorithm to respectively study the average treatment effect of the "Belt and Road" policy on corporate financing constraints and the heterogeneous treatment effect among different corporate groups. Specifically, the following work has been carried out:

(1) Average treatment effect analysis. A difference in difference model is established to conduct an empirical analysis of the average treatment effect of the "Belt and Road" policy on corporate financing constraints, and the dynamic effects in different years are further analyzed. The reliability of the conclusions is proved the placebo test and robustness test. Then, the paper analyzes the mechanism of the influence of the "Belt and Road" policy on corporate financing constraints from the aspects of credit support, financing sources, profit margins and tax incentives. From the average level, the average treatment effect of the "Belt and Road" policy on the financing constraints of enterprises is significantly negative, that is, participation in the "Belt and Road" policy can alleviate the financing constraints of enterprises, which is mainly achieved by increasing the bank credit support of participating enterprises, expanding the external financing sources of enterprises, improving the return on assets, increasing tax incentives and other

channels.

(2) Analysis of heterogeneity treatment effect. The causal forest algorithm is used to analyze the heterogeneity of the "Belt and Road" policy on the financing constraints of different types of enterprises. The optimal linear prediction test is used to verify the heterogeneity of the effect of the "Belt and Road" policy on the treatment of corporate financing constraints. The source of heterogeneity is identified according to the importance ranking results of the characteristic variables of the causal forest algorithm. Finally, four corporate characteristics, namely financial leverage ratio, enterprise scale, profitability and the shareholding ratio of the largest shareholder, are selected for heterogeneity analysis. The corresponding variation of conditional average treatment effect is obtained. Within a certain range, for enterprises with high capital leverage ratio, large enterprise scale, serious losses or strong profitability, and high equity concentration, their financing constraints are more eased by the influence of the "Belt and Road" policy.

KEY WORDS: The "Belt and Road", Financing constraints, Difference in difference, Causal forest, Heterogeneity analysis

目 录

摘 要	I
ABSTRACT	III
目 录	V
1 绪论	1
1.1 研究背景与意义	1
1.1.1 研究背景	1
1.1.2 研究意义	3
1.2 国内外研究现状	4
1.2.1 “一带一路”政策和企业融资约束相关研究	4
1.2.2 因果推断方法研究	6
1.2.3 因果推断和机器学习的结合研究	8
1.2.4 因果森林相关研究	10
1.3 研究内容与方法	11
1.3.1 研究内容	11
1.3.2 研究方法	14
1.4 论文的创新点	14
2 相关概念和理论基础	17
2.1 “一带一路”	17
2.2 融资约束	18
2.3 因果效应理论	19
2.4 双重差分	20
2.5 机器学习理论	21
2.5.1 随机森林	22
2.5.2 因果树	23

2.5.3 因果森林	24
3 基于双重差分的“一带一路”政策对企业融资约束的平均处理效应分析	27
3.1 数据与变量描述	27
3.1.1 样本选择与数据来源	27
3.1.2 变量选取及度量	27
3.1.3 变量描述性统计	29
3.2 基于双重差分的平均处理效应分析	30
3.2.1 双重差分模型设计	30
3.2.2 平行趋势检验	31
3.2.3 基准双重差分结果分析	32
3.3 安慰剂检验	35
3.4 稳健性检验	39
3.5 中介效应分析	42
3.5.1 信贷支持渠道	43
3.5.2 外部融资渠道	43
3.5.3 利润率渠道	44
3.5.4 税收优惠渠道	44
4 基于因果森林的“一带一路”政策对企业融资约束的异质性处理效应分析	47
4.1 数据及变量选择	47
4.2 因果森林模型构造	47
4.3 平均处理效应分析	49
4.4 异质性检验	49
4.5 特征重要性分析	51
4.6 异质性处理效应分析	52
4.6.1 基于财务杠杆率的异质性	52
4.6.2 基于企业规模的异质性	53
4.6.3 基于企业盈利能力的异质性	54
4.6.4 基于第一大股东持股比例的异质性	55

5 结论与建议	57
5.1 研究结论	57
5.2 政策建议	58
5.3 不足与展望	59
参考文献	61
致 谢	69
攻读硕士期间获奖及荣誉情况	71

1 绪论

1.1 研究背景与意义

1.1.1 研究背景

融资约束是指企业在投资决策时，由于内部资金不足或外部资金市场不完善，而无法获得足够的融资，从而导致投资低于最优水平的现象。融资约束是制约企业发展的主要因素，尤其是对于那些创新能力强、增长潜力大、但缺乏抵押物或信誉的企业而言。融资约束不仅影响企业的生产效率、技术创新和市场竞争力，还可能造成社会资源的浪费和配置失衡，从而影响整个国家的经济增长和社会稳定。在经济结构调整和转型的大背景下，我国企业中普遍存在着“融资难”和“融资贵”的问题，这无疑对企业的健康发展和市场竞争力的提升构成了严重制约。

为了缓解企业的融资约束，政府可以采取多种政策措施，如提供财政补贴、税收优惠、信用担保、利率补贴等。其中，一种重要的政策手段是促进企业“走出去”，即鼓励企业参与国际贸易和投资，拓展海外市场，获取外部资金和技术，提高国际竞争力。近年来，随着中国经济的快速发展和对外开放的深入推进，中国企业“走出去”的步伐不断加快，尤其是在 2013 年提出的“一带一路”倡议的引领下，中国企业积极参与沿线国家的基础设施建设、能源资源开发、产业合作等领域，实现了跨国经营的规模扩张和质量提升。

“一带一路”倡议是中国政府提出的一项重大国际合作倡议，旨在通过共建“丝绸之路经济带”和“21 世纪海上丝绸之路”，加强沿线国家间的多维度联系与合作，实现共同发展和共同繁荣。自从 2013 年被提出以来，“一带一路”倡议在全球范围内取得了显著进展。截至 2023 年 10 月 1 日，中国与 152 个国家签署了共建“一带一路”的合作文件，占全球 197 个国家的 77%。这一倡议不仅是政治与外交的里程碑，也深刻影响了全球经济格局。在经济层面上，2023 年前九个月，中国企业在共建国家的非金融类直

接投资达到了 1647.1 亿元人民币，同比增长 27.7%，约等于 234.8 亿美元，增长了 20.3%。在对外承包工程方面，新签承包工程合同额达到 8187.7 亿元人民币，同比增长 2.6%，而完成营业额为 6285.3 亿元人民币，增长了 10.1%^[1]。这些数据不仅展示了“一带一路”倡议的强劲动力，也突显了其在全球经济中的重要地位。

“一带一路”政策对中国企业融资约束的影响机理是多层面的，总体表现出的政策效应可能是正面的，也可能是负面的，具体取决于多种因素的综合作用。对于不同类型、不同经营状况的企业，这种因果效应可能也不尽相同。一方面，“一带一路”政策可能有助于缓解企业的融资约束，具体可经由以下几个方面体现：（1）提高企业的盈利能力和现金流水平。参与“一带一路”倡议的企业可以利用沿线国家的市场机会和政策优惠，扩大销售收入，降低生产成本，提高利润率，从而增加内部资金的积累，减少对外部融资的依赖。（2）增加企业的抵押资产和信用评级。参与“一带一路”倡议的企业可以通过实施海外投资战略，进而获取沿线国家的土地、设备、资源等有形资产，或者通过对外贸易，建立稳定的客户和供应商关系等无形资产，从而提高自身的抵押价值和信用水平，降低外部融资的成本和风险。（3）拓展企业的融资渠道和选择范围。参与“一带一路”倡议的企业在一定程度上能利用沿线国家的金融市场和机构，获得更多的融资机会和方式，如发行债券、股权、项目融资等，从而增加融资的供给和多样性，缓解融资的约束和不平衡。另一方面，“一带一路”政策可能加剧企业的融资约束，主要通过以下途径：（1）增加企业的投资需求和资金缺口。参与“一带一路”倡议的企业需要面对沿线国家复杂和多变的市场环境，如政治风险、法律风险、汇率风险等，这可能导致企业的投资成本和不确定性增加，从而增加企业的投资需求和资金缺口，加剧企业的融资压力。（2）降低企业的融资能力和优先级。参与“一带一路”倡议的企业可能面临着更高的信息不对称和道德风险问题，如沿线国家的信息披露和监管标准较低，企业的财务报告和审计质量较差，企业的治理结构和激励机制较弱等，这可能导致企业的融资能力和优先级降低，增加企业的融资难度和歧视。（3）挤占企业的融资资源和空间。参与“一带一路”倡议的企业可能面临着更激烈的融资竞争和更有限的融资资源，如沿线国家的金融市场和机构的发展水平较低，金融供给和效率较低，金融中介和监管的作用较弱等。这可能导致企业的融资需求得不到有效的满足，或者需要付出更高的融资成本和风险。例如，根据国家发展改革委 2021 年的数据，截至 2020 年底，中国企业

在沿线国家的投资项目共计 3800 多个，涉及金额超过 6000 亿美元，但其中只有约 10% 的项目获得了中国政府的财政支持，其余的项目主要依靠企业自筹或商业性融资。而沿线国家的金融体系普遍不发达，金融服务和产品的供给不足，金融监管和法律制度的缺失，以及金融风险的高发，都给企业的融资带来了巨大的挑战和障碍。

总的来看，“一带一路”政策对企业融资约束的影响是复杂的，既有利于企业获得更多的融资机会和优惠，也可能增加企业的融资需求和压力。因此，有必要对这一问题进行实证研究，以揭示“一带一路”政策对企业融资约束的真实效应和作用机制，尤其是对于不同企业的异质性因果效应，为政府和企业提供有价值的参考和建议。

1.1.2 研究意义

(1) 理论意义。本文从“一带一路”政策这一准自然实验的视角，探讨了“一带一路”政策对企业融资约束的影响及其作用机制，为理解宏观经济政策与微观企业行为之间的关系提供了新的视角和证据。本文不仅丰富了“一带一路”倡议的经济效应研究，也拓展了企业融资约束的影响因素研究。以往的政策评估研究中，主要使用的是倾向得分匹配法和双重差分法。双重差分法对于估计政策的平均处理效应适用效果很好，但通过分组的方式研究异质性处理效应效率较低。考虑到不同企业在企业规模、财务状况、资本结构等方面的异质性，“一带一路”政策的效果也具有异质性。本文引入因果森林算法，借助机器学习方法的优势，不仅一致地估计了“一带一路”政策对企业融资约束的异质性处理效应，而且识别出了“一带一路”政策处理效应异质性的来源，为政策效应的评估提供了新的技术和方法，尤其是政策的差异化影响。

(2) 现实意义。本文的研究结果对于政府和企业的决策具有重要的参考价值和启示意义。一方面，本文发现“一带一路”政策的实施有助于缓解参与企业的融资约束，使企业获得更多的融资机会和优惠。因此，政府在推进“一带一路”政策的过程中，应该充分考虑企业的融资需求和困境，加强对企业的金融支持和服务，提高“一带一路”建设的可持续性和效率。另一方面，本文发现“一带一路”政策对企业融资约束的处理效应存在显著的异质性，不同的企业特征会导致不同的政策处理效应。因此，企业在参与“一带一路”倡议的过程中，应该根据自身的条件和优势，选择合适的融资渠道和方式，合理规划和安排融资活动，降低融资成本和风险，提高融资效益和竞争力。

1.2 国内外研究现状

1.2.1 “一带一路”政策和企业融资约束相关研究

“一带一路”政策是中国提出的一项重大国际合作倡议，旨在促进沿线国家的互联互通和共同发展。“一带一路”政策实施以来，无论是在宏观上还是微观上都产生了很大的影响。现有的研究大多侧重于政策宏观层面的影响。例如，在进出口贸易方面，孙楚仁等^[2]表明“一带一路”政策的实施促进了中国对“一带一路”沿线国家出口的增长，有助于我国出口贸易的提振。葛纯宝和于津平^[3]构建了一种拓展的引力模型来分析“一带一路”政策对中国出口的影响，结果表明，随着“一带一路”沿线国家贸易便利化水平的提升，中国的商品出口也相应提高。在产业结构升级方面，方慧和赵胜立^[4]使用双重差分模型进行研究，发现“一带一路”政策可以促进我国城市产业结构升级，实现方式为转移优势产业、提升技术水平、大力发展战略第三产业。王恕立和吴楚豪^[5]将中国和“一带一路”沿线14个国家的产业分工和价值进行了对比，发现了其中的互补性，“一带一路”政策可以促进中国和“一带一路”沿线国家的合作，实现产业链升级和优化。

从微观层面看，“一带一路”政策的经济影响主要从企业投资、创新升级、融资约束等视角展开。陈胜蓝和刘晓玲^[6]将“一带一路”倡议作为一个准自然实验，分析微观经济主体响应倡议带来的影响。结果表明，在重点省份，积极响应“一带一路”政策的企业投资水平有了显著的提高。吕越等人^[7]发现“一带一路”政策显著促进了中国企业的对外投资，经过政策沟通、道路联通、贸易畅通、货币流通和民心相通这“五通”，企业的对外投资活动更加频繁，投资项目也不断增加。王桂军和卢潇潇^[8]的研究表明，“一带一路”政策可以有效地助力企业的创新升级，表现为企业的全要素生产率有所提高，且这种影响对于瓶颈产业企业、大型国有企业更为显著。赵甜和曹守新^[9]实证检验了“一带一路”政策对中国企业创新效率的影响，结果表明“一带一路”政策显著提升了企业的创新效率，这种影响主要是通过强化内部吸收能力和外部合作网络来实现的。

融资约束是很多企业在发展过程中都面临的一个问题。关于企业融资约束的问题，学者们进行了大量的研究，主要可分为融资约束的产生原因和缓解渠道两个方面。对于企业融资约束的成因问题，主要是由于资本市场信息不对称，由此产生逆向选择和道德

风险，企业需要承担风险溢价，导致企业融资困难，融资成本上升^[10]。从企业自身角度而言，企业的信息披露不足^[11]、关系网络的缺失^[12]、企业的特质差异导致的区别对待^[13]，均是导致企业产生融资约束的因素。如何缓解企业的融资约束，可以从融资约束的各种成因出发，在相应的渠道上进行改善。例如 Cheng 等人^[14]指出，企业的信息披露相关工作做的越好，其面临的融资约束就越低。这可能是因为信息的透明增加了投资者对企业的信心。构建重要的关系网络也对缓解融资约束有利。Osano^[15]提出，各金融机构之间应进行投资、借贷等相关信息的共享，这样对于那些信用状况合格的企业，就能有更多的融资渠道。郭娜等^[16]也发现，中小企业如果能与银行建立长期的合作关系，其融资约束问题可以通过更多的信贷额度而得以缓解。从外部环境的影响因素来看，金融创新^[17]、金融体系的完善与改革^[18-20]、相关法律制度的健全^[21]等都有利于企业融资约束的降低。政府的政策变动对企业的融资约束也有很大影响。张成思等人^[22]的研究发现，当实施相对宽松的货币政策时，企业会响应这种政策刺激，从而增加投融资行为。此外，政府的政策支持^[15]和激励^[23]等都是缓解企业融资约束的有效措施。

“一带一路”政策对企业的融资约束有何影响，是一个值得关注的研究问题，学者们从理论分析和实证分析的层面进行了相关研究。国内学者阳海林^[24]从理论层面进行梳理分析，提出在面对“一带一路”政策带来的机遇和挑战时，要通过宏观层面的金融发展和微观层面的会计稳健性来有效缓企业的解融资约束。李铮和罗晨^[25]分析了一带一路国际项目中的融资问题，提出了可以通过“一带一路”政策的布局调整以达到加强政府支持、优化融资结构、创新融资模式、提高融资效率等政策建议。邓忠奇和陈甬军^[26]则从资本结构的角度，比较了公私合营模式和传统模式下的融资约束，认为一带一路政策可以通过推动公私合营模式，缓解企业的融资约束。徐思等^[27]利用中国上市公司面板数据，运用双重差分法，发现“一带一路”政策可以通过增加企业的各项融资来源和降低企业的融资成本，缓解企业的融资约束。王琳璘等^[28]则从能源产业进行考察，探讨了一带一路政策对企业投资效率的影响，发现“一带一路”政策扶持企业能获得多方面的政策支持，融资约束得到显著缓解，从而缓解了企业的投资不足。赵玉洁和滕倩^[29]则利用自由贸易试验区的设立作为一个准自然实验，运用倾向得分匹配法，发现“一带一路政策”可以通过提高企业的市场准入和竞争力，缓解企业的融资约束。此外，还有张先锋等^[30]、戴魁早等^[31]、张长征等^[32]、任雯婷和蔡冬青^[33]、邵文武和刘佳^[34]等学者均利

用中国的上市公司数据，经过实证分析，得出的结论均是“一带一路”政策可以缓解企业的融资约束。而罗长远和曾帅^[35]从国际化战略的角度，分析了企业的对外直接投资和融资约束之间的关系，最后的结论为参与“一带一路”政策的企业融资约束程度会加剧。

总的来看，一带一路政策对企业融资约束的影响研究是一个重要而复杂的课题，需要从多个角度和层面进行深入探讨。本文的研究可以部分借鉴过往的实证方法，但也需要创新和改进。双重差分法可以有效地消除观察变量的混杂效应，但也需要满足平行趋勢假设和稳定单元处理假设，而因果森林算法可以有效地估计异质性处理效应。因此，我们需要在数据选择、变量定义、模型设定、结果解释等方面做出合理的选择和判断，以期得出有价值的结论和启示。

1.2.2 因果推断方法研究

因果推断是一门研究因果关系的重要学科。通过各类因果推断方法，我们可以从观测数据中识别出潜在的因果效应，从而为政策制定和干预提供依据。因果推断方法的发展经历了多个阶段，从传统的潜在结果框架和结构方程模型，到近年来的图模型和机器学习方法，都有着丰富的理论和应用。因果推断中应用最广泛的两大理论框架为结构因果模型和潜在结果框架。结构因果模型由 Pearl 提出^[36]，该模型是描述数据产生机制和外部干预的形式化语言，通过构建关键要素的因果图，结合结构方程来描述变量之间的因果关系。Hernan 和 Robins^[37]介绍了因果图在因果推断中的作用以及如何利用因果图进行因果识别和因果估计。Rubin 于 1974 年提出了潜在结果框架^[38]，也称为 Rubin 因果模型，这是一种基于反事实逻辑的因果推断方法，它将因果效应定义为在不同干预下的潜在结果的差异，然后利用统计方法来估计这种差异。Imbens and Rubin^[39]综合了潜在结果框架和潜在因果图框架，讨论了因果效应的定义、估计和推断。在潜在结果框架的基础上，基于如何实现反事实的构建，学者们探索发展出了倾向得分匹配法、双重差分法、断点回归法、合成控制法等主要的计量方法，这些方法在社会科学研究特别是经济学研究中得到了大量应用。Rosenbaum 和 Rubin^[40]在 1983 年提出了倾向得分匹配方法（Propensity Score Matching, PSM），作为一种近似实验的方法，PSM 常被用于克服横截面样本数据的非随机问题。双重差分法（Difference in Difference, DID）是 Ashenfelter^[41]提出的因果关系计量方法，特别是 Heckman 和 Robb^[42]提出将 DID 方法用于政策实施绩

效的评估后，其在政策效应评估研究中得到了广泛应用。断点回归法（Regression Discontinuity Design, RDD）是由 Thistlewaite 和 Campbell^[43]首次提出，经过 Hahn 等人^[44]的研究而得到发展的一种计量方法。在随机实验不可得的情况下，断点回归能够避免参数估计的内生性问题，从而真实反映出变量之间的因果关系。该方法在教育学、经济学、医药学等研究领域得到了广泛应用，成为在因果分析和政策评估方面一种非常重要的实证方法。Abadie 和 Gardeazabal^[45]、Abadie 等^[46]提出了合成控制方法（Synthetic Control Methods, SCM），SCM 通过给控制组加权平均以构造一个合成控制个体代替处理个体，可以根据数据来选择线性组合的最优权重，从而避免了研究者主观选择控制组的随意性。

对于因果推断中遇到的一些常见问题，如模型选择和误设、混杂因素控制和中介分析等，学者们也进行了相应地研究。Robins 等^[47]研究了因果推断中的一致性问题，给出了一致性的充分条件，以及在不满足一致性时如何进行因果效应的估计和推断。Vansteelandt 等^[48]讨论了因果推断中的模型选择和误设问题，提出了一种基于似然比的模型选择准则，以及一种基于交叉验证的模型评估方法，用于检验模型的因果效应估计的稳健性。Vanderweele^[49]介绍了反事实理论和因果推断的基本原理和方法，包括因果图、因果效应的定义和估计、中介分析、交互作用分析等，为社会科学研究提供了一个系统的框架。Stavola 等^[50]从因果推断的角度，对结构方程模型中的中介分析进行了重新解释，提出了一种基于有向无环图的中介分析方法，可以处理中介变量和混杂因素之间的关系，以及多个中介变量的情况。

近年来，这些因果推断方法也被应用于大量的领域研究中。凌昱弢^[51]以复杂生产过程为研究对象，运用因果推断方法，分析了生产过程中的因果关系，以及如何进行有效的过程控制和优化。白仲林和孙艳华^[52]提出了一类动态的因果推断方法，用于协整时间序列，利用协整关系和 Granger 因果性检验，估计了中国的货币政策对于经济增长的动态影响。孙博然等^[53]综述了纵向研究中控制未测混杂因素的因果推断方法，包括多重指标潜变量模型、潜变量增长模型、潜变量增长混合模型等，以及它们在个体发展和健康研究中的应用。曹浩文和杜育红^[54]以班级规模与学业成绩的关系研究为例，探析了教育研究中的因果推断方法，包括随机实验、准实验、匹配方法、倾向值分析、工具变量法等，以及它们的优缺点和适用条件。王舒鸿等^[55]从金融与经济的角度，列举了一种依托

于传统因果推断理论基础的分析模式，阐述了因果推断的基本概念和方法，以及在金融与经济领域的应用案例，如金融危机的影响、货币政策的传导、金融创新的效果等。马忠贵等^[56]综述了因果推断三种分析框架及其应用，分别是潜在结果框架、图模型框架和结构干预框架，比较了它们的优势和局限，以及在工程科学领域的应用案例，如智能交通、能源系统、生物医学等。任国强等^[57]分析了因果推断的难点和挑战，如混杂因素的识别和控制、因果效应的鉴别和估计、因果机制的揭示和解释等，以及在个体健康研究中的应用案例，如吸烟和肺癌的关系、饮食和肥胖的关系、环境和心理的关系等。

综上所述，因果推断方法是一种强有力的研究工具，它可以帮助我们从观测数据中发现和验证因果关系，从而为科学研究所和社会实践提供指导和支持。因果推断方法的研究涉及多个学科和领域，有着丰富的理论和应用，也面临着一些挑战和问题，需要不断地探索和创新。

1.2.3 因果推断和机器学习的结合研究

因果推断和机器学习的结合研究是近年来的一个热点话题，涉及多个领域和应用场景。因果推断和机器学习的结合研究是一个跨学科的研究领域，旨在利用机器学习的技术和方法来解决因果推断中的一些难题，提高因果推断的效率和准确性，或者利用因果推断的理论和框架来提升机器学习的可解释性和鲁棒性。

李超和求文星^[58]对在因果推断方法中融入机器学习的历程进行了总结概述，包括使用高斯过程回归、弹性网、LASSO、最佳子集选择、树模型等改进对因果推断的计量，同时指出了一些存在的问题和未来的潜在发展方向。邹霞^[59]评估了因果分析中的机器学习方法，包括因果森林、双重机器学习、因果树和因果增强学习等，比较了它们的优缺点和适用条件。Peters 等^[60]总结了因果结构学习的主要方法和理论，包括基于约束的方法、基于评分的方法、基于因果效应的方法等；Cui 等^[61]综述了因果推断与机器学习的交叉领域的最新进展，包括因果结构学习、因果效应估计、因果解释和因果干预等；Chernozhukov 等^[62]提出了一种自动去偏的机器学习方法，可以同时估计因果和结构效应，无需依赖强假设或参数模型；Sharma 等^[63]提出了一种基于机器学习集成和粒子群优化的方法，可以从高维数据中选择最优的因果变量子集。涉及到高维、非线性、异质性、混杂性等复杂情况时，需要借助机器学习的方法来处理大规模的数据和模型，同时也需

要借助因果推断的框架来保证结果的有效性和可信度。例如，Lecca^[64]探讨了机器学习在生物网络中进行因果推断的挑战和前景，指出了机器学习可以提供更高效和准确的方法来处理复杂的生物数据；Song 等^[65]提出了一种结合机器学习和因果推断的方法，可以评估中国清洁冬季供暖政策对空气质量的影响，发现该政策可以显著降低 PM2.5 的浓度；Crown^[66]探讨了实际证据、因果推断和机器学习的关系，指出了实际证据在因果推断中的重要性，以及机器学习在实际证据分析中的作用和挑战；Tony 等^[67]反思了现代方法中的一个问题：预测、机器学习和因果推断的冲突，分析了这三者之间的区别和联系，提出了一些解决方案和建议。张涛和李均超^[68]利用双重机器学习的方法，分析了网络基础设施作用于不同的地区差异以及绿色增长和的因果效应，发现网络基础设施可以促进绿色增长，但也会加剧地区差距。王连军等^[69]介绍了基于因果推断和机器学习的方法，用于经济政策的评价和预测，提供了一些实证案例和应用建议；田一川和张茂英^[70]则探讨了人文社科领域出现较多的因果推断与机器学习的融合方法，发现分配公平对幸福感有正向的影响，但也存在一定的异质性。

因果推断与机器学习的结合也出现了一些新的思路和方向，如因果表征学习、因果生成模型等。在因果表征学习中，研究人员试图找到一种表征，使得在这种表征空间中，因果关系更加明显，同时这些表征应当具备一定的解释性，可以帮助人们更好地理解数据背后的因果结构。因果生成模型是指利用机器学习的生成模型来模拟因果推断的过程，从而提高因果推断的效率和灵活性^[71-72]。Schoelkopf and Bengio^[73]提出了因果表征学习的蓝图，阐述了因果表征学习的目标、方法和挑战，以及其在机器学习中的重要性；Wang and Luo^[74]提出了一种基于对抗生成网络的方法，可以从数据中学习因果图，并利用反事实推理来评估机器学习模型的公平性；Li 等^[75]提出了一种基于变分自编码器的方法，可以从数据中生成因果图，并利用因果图进行因果推断和因果干预。兰雨姗等^[76]探讨了机器学习方法对于因果推断有效性改善的应用，介绍了一些常用的融合方法，如倾向得分匹配、因果森林、因果神经网络等，分析了它们的优缺点和适用场景。因果推断和机器学习的结合研究是一个具有广泛应用价值和理论意义的领域，但也存在一些挑战和问题，例如因果假设的验证、机器学习模型的可解释性、因果推断的鲁棒性等。本文是一个典型的结合了传统的因果推断方法和现代的机器学习方法的研究设计，可以借鉴上述文献中的方法和思路，同时也要注意控制混杂因素、选择合适的处理变量和结果

变量、检验因果效应的稳定性和敏感性等.

1.2.4 因果森林相关研究

因果森林算法是基于决策树和随机森林的思想，但是也有一些创新和改进。因果森林算法的形成年限较近。Athey 和 Imbens^[77]于 2016 年提出了因果树模型，是因果森林的基础。因果树模型的主要贡献是采用“诚实”（Honest）的方法，即将一半的样本用于树的生成，确定分割特征空间的准则，另一半的样本用于树的叶子结果预测，估计子空间上的因果效应。相较于传统的“自信”（Adaptive）的方法，即用同一批样本既生成树又预测结果，“诚实”的方法有较好的泛化能力，可以避免过拟合的问题。此外，他们还证明了“诚实”的方法可以得到无偏的估计，并且提供了一种基于分位数回归的置信区间的构造方法。2018 年 Wager 和 Athey^[78]将因果树模型扩展为因果森林模型，即用多棵因果树的平均来估计条件因果效应。因果森林模型的主要贡献是首次将统计学可证明的方法引入机器学习的框架，利用随机森林的性质来提高估计的精度和稳定性，他们证明了因果森林的估计是渐近正态的，并且提供了一种基于自助法的置信区间的构造方法，他们还讨论了因果森林在处理缺失数据、工具变量、面板数据等复杂情形的应用。之后，Athey、Tibshirani 和 Wager^[79]提出了广义随机森林模型，是因果森林模型的一般化。广义随机森林模型的主要贡献是提供了一种灵活的算法框架，可以结合所关注的特定问题的结构，例如回归、分类、因果推断、工具变量法等，来生成和估计随机森林，他们证明了广义随机森林的估计是一致的，并且提供了一种基于 Jackknife 的置信区间的构造方法，还提供了一种基于局部线性回归的方法，来改善随机森林在边界或高维情形下的表现。Nandy 等^[80]提出了广义因果树模型，是因果树模型的一般化。广义因果树模型的主要贡献是可以处理多种类型的处理，例如连续的、离散的、多值的等，而不仅限于二值的，证明了广义因果树的估计是无偏的，并且提供了一种基于分位数回归的置信区间的构造方法，还提出了一种基于因果树的特征选择方法，来提高估计的效率和解释性。Zeng 等^[81]提出了因果转移随机森林模型，是因果森林模型的扩展。因果转移随机森林模型的主要贡献是可以利用不同来源的数据，例如观测数据和随机实验数据，来提高因果推断的准确性和鲁棒性，他们还提出了一种基于因果森林的数据融合方法，来平衡不同来源数据的权重和偏差。

因果森林算法具有很强的实际应用价值，目前在经济金融和医学等领域应用较多。例如，叶志豪^[82]基于随机森林和因果推断对 Ohlson 模型进行了改进，提高了财务报表分析的准确性和效率；梁龙跃和肖茜^[83]利用因果森林算法分析了空气污染、投资者关注与股票收益率的关系，发现空气污染会降低投资者的关注度和股票收益率；杜明军^[84]运用因果森林方法进行了绿色金融政策影响作用的评估，为绿色金融的发展提供了依据；胡尊国等^[85]采用因果森林算法对区域协调发展政策的效果进行了再评估，分析了不同地区的异质性处理效应，为区域协调发展提供了参考。在医学领域，周文岳等^[86]介绍了因果森林在医学处理效应异质性评价中的基本原理和应用，以心血管疾病为例，展示了因果森林的优势和局限；周静修^[87]研究了一种连续处理效应的评估测度，使用的是因果森林算法，并将其应用于医疗费用的分析，提出了一种新的因果推断框架；曹方圆^[88]提出了 K 阶贝叶斯因果森林模型，并将其应用于医疗保险的决策，提高了因果推断的效率和稳健性。

1.3 研究内容与方法

1.3.1 研究内容

本研究运用双重差分法以及因果森林算法，旨在全面分析“一带一路”政策对企业融资约束的影响，探讨其作用机制以及路径。具体的章节内容安排如下：

第一章：绪论。首先阐述了论文选题的背景和意义，其次是相关知识点的国内外研究现状，最后是本文的研究内容与方法、可能的创新点。

第二章：相关概念和理论基础。总结了文中包含的重点概念及理论基础。界定了“一带一路”政策的定义和范围；分析了融资约束的概念及其在企业经济活动中的重要性。因果效应理论部分为后续的实证分析提供了理论基础，还介绍了双重差分方法和机器学习理论，包括随机森林、因果树和因果森林等算法。

第三章：基于双重差分的“一带一路”政策对企业融资约束的平均处理效应分析。使用双重差分法进行了平均处理效应的分析。明确了样本选择与数据来源，确保了研究的可靠性和代表性。详细说明了双重差分模型的构建，相关变量的选取和度量。基准双重差分分析估计了政策效应的平均值；安慰剂检验则进一步增强了结果的可靠性；稳健性

检验部分通过多种方法验证了结果的稳定性；机制分析深入探讨了政策影响企业融资约束的渠道和机制。

第四章：基于因果森林的“一带一路”政策对企业融资约束的异质性处理效应分析。介绍了因果森林算法的实现步骤，全面展示了实验结果并进行了深入分析。先分析了由因果森林算法得出的平均处理效应，与前文结论相一致。通过两种异质性检验，发现确实存在异质性处理效应。变量重要性分析为异质性分析提供特征选择的参考。最后选择出四个企业特征，分析了相应的条件平均处理效应。

第五章：结论与建议。本章对全文进行了总结，提炼出关键结论，并提出了政策建议和未来研究方向。

本文的研究框架如图 1-1 所示。

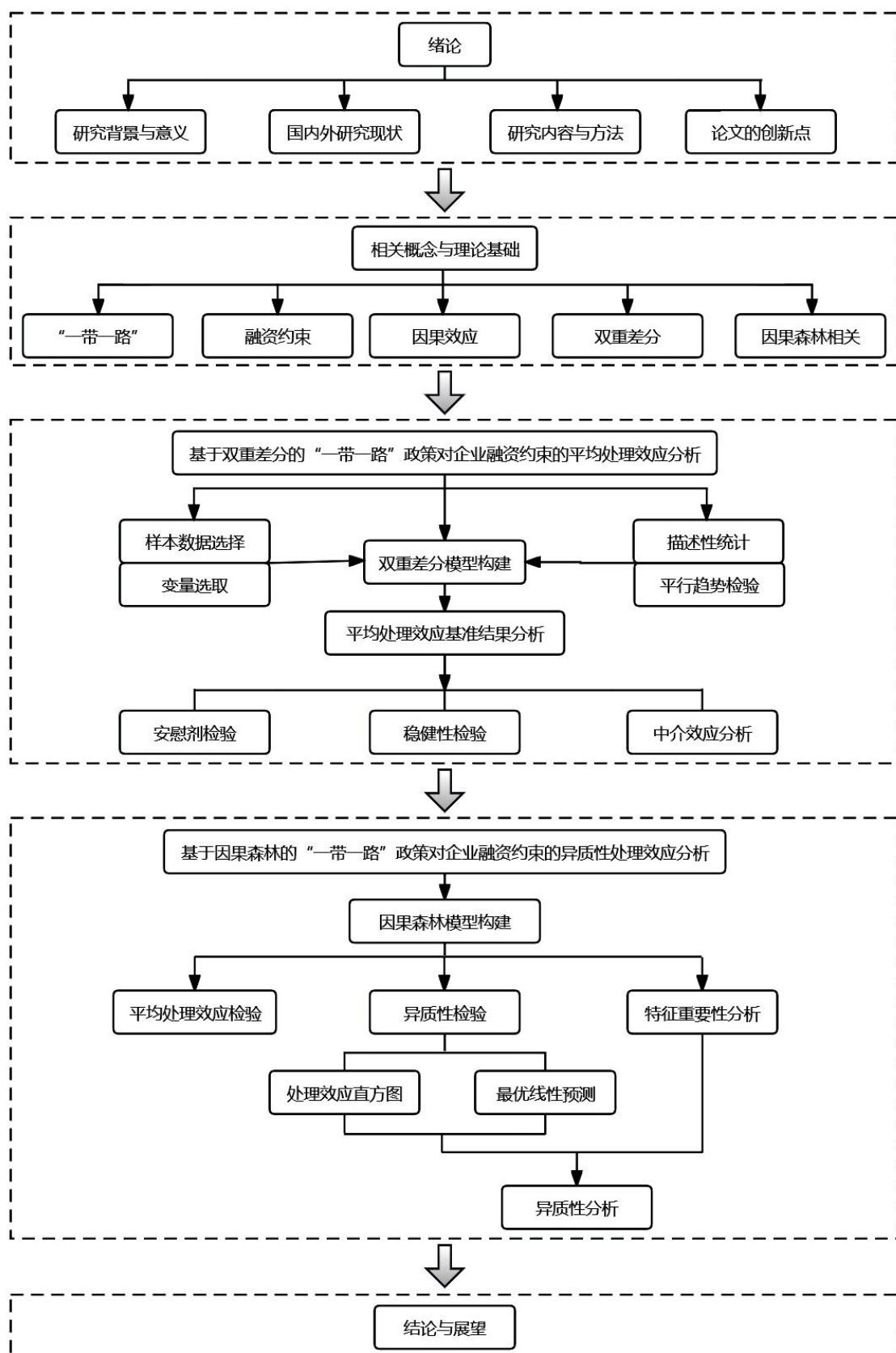


图 1-1 研究框架图.

1.3.2 研究方法

本文的研究方法主要包括：

(1) 文献研究法。关于“一带一路”政策对国内微观企业的影响，学者们从不同的影响角度进行了大量分析。主流的研究方法为双重差分法，但在数据和指标选取等实证方面各不相同，可以适当借鉴。同时，对于企业融资约束的相关研究文献也十分丰富，为本文提供了参考，包括代理变量选取、机制分析等。关于因果推断的一系列文献则为本文的实证分析过程提供了指导。本文通过检索国内外的相关数据库和期刊，收集了与“一带一路”倡议、企业融资约束、因果效应估计等主题相关的文献，对其进行了分类、归纳和比较，总结了文献的主要观点和结论，指出了文献的不足和不一致，为本文的研究提供了理论上的借鉴。

(2) 定量分析法。针对研究主题，本文通过建立定量模型来分析“一带一路”政策对企业融资约束的平均处理效应以及个体异质性处理效应。本文主要利用我国沪深 A 股上市公司（对于部分企业样本进行了剔除）2010 至 2022 年间的面板数据，将处于参与“一带一路”政策状态的企业划入处理组，而剩余的企业划入对照组，先基于双重差分模型定量估计了“一带一路”政策对企业融资约束的平均处理效应，在此回归框架下进一步进行了安慰剂检验、稳健性检验和中介效应分析。随后，基于因果森林算法定量估计了“一带一路”政策对企业融资约束的异质性处理效应，并分析了在不同企业规模、资产负债率、盈利能力、第一大股东持股比例下的具体条件平均处理效应变化情况。

1.4 论文的创新点

本文存在的创新点主要体现在以下几个方面：

(1) 尽管“一带一路”政策已经被广泛研究，但现有文献大多聚焦于政策宏观层面的研究，对于企业微观层面的研究仍不充分。特别是在“一带一路”政策能否有效缓解参与企业融资约束的问题上，学者们的观点尚存分歧。本文的研究结果可以对此做出相应的补充。此外，在“一带一路”政策对企业融资约束的作用机制上，本文进行了一定的渠道拓展。在中介效应分析中，从信贷支持、外部融资、利润率和税收优惠等渠道进行了分析验证，为理解“一带一路”政策的作用机制提供了更为丰富和全面的视角，

从而深化了对这一政策影响企业微观层面的认识。

(2) 在政策评估方法上，现有研究大都使用倾向得分匹配和双重差分等方法来估计平均处理效应。而对于异质性处理效应的研究，上述方法只能通过分组区分异质性因素，效率低且需要提前预设异质性因素。本文采用双重差分法和因果森林算法，克服了以上缺点，对“一带一路”政策对企业融资约束的影响进行了全面和深入的分析，不仅估计了总体的平均因果效应，还有效识别出了“一带一路”政策因果效应的异质性来源，探讨了不同企业的异质性因果效应。因果森林算法为理解“一带一路”政策对企业融资约束的影响的复杂性和多样性提供了新的视角和方法。

(3) 本文基于大规模的企业层面的数据，对“一带一路”政策对企业融资约束的影响进行了实证检验，且数据年限从2010至2022年，范围广泛，克服了以往文献依赖于宏观或行业层面的数据的局限性，提高了研究的精确性和可信度。

2 相关概念和理论基础

2.1 “一带一路”

“一带一路”是对“丝绸之路经济带”和“21世纪海上丝绸之路”的简称，这一倡议在2013年由我国提出，是一项具有重大战略意义的国际合作倡议。其核心目标是推动沿线国家的政策沟通、设施联通、贸易畅通、资金融通和民心相通，进而合力构建起彼此间休戚与共的利益链、责任感满载的责任体以及命运相连的命运共同体。“一带一路”是中国在新的历史时期提出的一项开放包容、合作共赢的国际合作倡议，是中国促进全球治理体系变革而作出的重要贡献。它源于中国，但属于世界，是中国与沿线国家共同打造的合作平台，是中国与沿线国家共享发展机遇、共担发展责任、共创发展未来的伙伴关系。

“一带一路”倡议的核心内容是“五通”，即政策沟通、设施联通、贸易畅通、资金融通和民心相通。“一带一路”倡议的核心原则是“共商、共建、共享”，即在平等尊重、兼容并蓄的基础上，通过广泛的对话协商，实现共同规划、共同建设、共同管理、共同受益，让沿线国家的人民都能享受到“一带一路”建设的成果，实现共同发展、共同繁荣。“一带一路”倡议的核心价值是“和平合作、开放包容、互学互鉴、互利共赢”，即在和平共处、合作共赢的基础上，坚持开放包容、互利互惠的原则，尊重沿线国家的多样性、特色和选择，倡导文明对话、文明交流、文明互鉴，推动沿线国家的经济社会进步、文化繁荣、人民幸福。“一带一路”倡议的核心目标是“打造利益共同体、责任共同体和命运共同体”，即在共同参与、共同建设、共同享有的基础上，实现沿线国家的利益融合、责任分担、命运共担。倡议实施以来，一系列重大项目和务实合作得以开展，为沿线国家的经济社会发展和民生改善提供了有力支持。中国还与沿线国家开展了广泛的人文交流，共同举办了近2000场各类文化活动，建立了75所孔子学院和45所孔子课堂，为沿线国家培养了近20万名汉语人才。此外，中国还积极参与国际抗疫合作，向53个“一带一路”沿线国家提供了新冠疫苗援助，为全球抗击疫情、恢复经济、

保障民生发挥了重要作用。

2.2 融资约束

融资约束是一个财务管理领域的重要概念，它描述了企业在进行投资决策时，由于内部资金不足或外部资本市场不完善，而无法获得足够的融资，从而导致投资低于最优水平的现象。融资约束会严重影响企业的发展，如投资效率和竞争力等都会受到限制。衡量企业融资约束的方法有多种，如现金流敏感性、投资现金流敏感性、投资现金流曲线、融资杠杆等。

融资约束的概念出现于 1958 年，Modigliani 和 Miller 两位学者^[89]提出了著名的 MM 理论，这一理论在理想化资本市场的背景下指出，公司的内外部资本来源理论上具有完全替代性，据此推论，在这样一个完美市场环境下，企业的投资决策并不会受到其财务状况的局限，而是纯粹取决于企业自身的投资需求状况。然而，这一理论的前提条件在现实中难以被满足，因此，后来的学者对其进行了修正和扩展，引入了信息不对称、代理问题、交易成本等因素，从而形成了不完美市场下的融资约束理论。

信息不对称是指在资本市场中，企业的内部人员（如经理人、股东等）比外部投资者（如债权人、股权人等）拥有更多、更准确的信息，这会引起选择问题和道德风险事件的发生，这样一来，企业在外部融资的成本高于内部融资的成本。Myers 和 Majluf^[90]在探讨不完全市场环境时提出了优先融资理论，这一理论主张企业的信息不对称性愈显著，则其所遭受的融资制约强度相应增大。鉴于此，较高的外部融资成本压力可能会迫使部分企业在面临净现值为正值的投资项目时，被迫做出放弃决策，这就为揭示融资约束的本质提供了坚实的理论依据。

代理问题是指在资本市场中，由于利益冲突和监督成本的存在，企业的内部人员可能会采取一些损害外部投资者利益的行为，从而增加了外部融资的风险和成本。Bernanke 和 Gertler^[91]、Gertler^[92]在先前研究成果基础上进一步阐述，当存在信息不对称时，代理问题同样会导致企业外部融资相对于内部融资成本的上升。在这种结构中，外部投资者扮演委托人的角色，而经理人则充当受托人的角色。由于经理人可能出于最大化个人利益的动机而损害投资者利益，外部投资者为了补偿潜在风险损失，必然要求从资金使用方获得一定的风险溢价。这一现象正是造成外部融资成本高于内部融资成本

的关键原因之一。

交易成本是指在资本市场中，企业在寻求外部金融市场融资的过程中，会涉及到一系列交易环节，例如协商谈判、合同订立以及后续监督等，这些都会产生相应的交易成本。高昂的交易成本成为企业融资过程中的一大阻碍，加剧了其融资约束的困境，因此在某些情况下，即使面对那些预期净现值为正的投资项目，企业也可能迫于融资约束的压力而选择放弃。Stiglitz 和 Weiss^[93]指出，由于交易成本的存在，资本市场并不是完全有效的，存在信贷配给的现象，即使企业愿意支付较高的利率，也可能无法获得足够的贷款，这就构成了一种融资约束。

除了上述三个主要因素外，尚存其他若干若干要素会对企业的融资约束构成影响，如宏观经济环境^[94]、货币政策^[95]、金融发展^[96]、政府干预^[97]、企业特征^[98]等。这些因素的影响机制和效果有不同的研究视角和方法。

2.3 因果效应理论

在潜在结果框架下，因果推断的任务是估计因果效应。基于反事实逻辑，因果效应的定义为在不同干预下的潜在结果的差异。

用处理变量 $D_i = (0,1)$ 表示个体 i 是否接受了某一干预，若接受干预则 $D_i = 1$ ，未接受干预则 $D_i = 0$ ， Y_i 为结果变量。对于个体 i 来说，接受干预时的结果为 $Y_i(1)$ ，未接受干预时的结果为 $Y_i(0)$ 。由于这两种结果都有可能出现，故将其称为潜在结果，即

$$Y_i = \begin{cases} Y_i(1), & D_i = 1 \\ Y_i(0), & D_i = 0 \end{cases}. \quad (2-1)$$

常见的因果效应主要包括个体处理效应（Individual Treatment Effect, ITE）、平均处理效应（Average Treatment Effect, ATE）、条件平均处理效应（Conditional Average Treatment Effect, CATE）。个体处理效应可以表示为：

$$\tau_i = Y_i(1) - Y_i(0). \quad (2-2)$$

在观察性研究如政策评估中，个体 i 的两个潜在结果中只有一个能被观测到，另一个无法观测到的潜在结果即为反事实。因此，个体因果效应是无法直接计算的，只能转而估计平均处理效应。平均处理效应即对所有个体的处理效应取期望值：

$$\tau^{ATE} = E(\tau_i) = E[Y_i(1) - Y_i(0)]. \quad (2-3)$$

上述平均处理效应是针对总体而言的平均。进一步地，若要考虑关注的不同群体，还可以分为干预组平均处理效应（Average Treatment Effect on the Treated, ATT）和对照组平均处理效应（Average Treatment Effect on the Unreated, ATU），表示如下：

$$\tau^{ATT} = E(\tau_i | D=1) = E[Y_i(1) - Y_i(0) | D=1], \quad (2-4)$$

$$\tau^{ATU} = E(\tau_i | D=0) = E[Y_i(1) - Y_i(0) | D=0]. \quad (2-5)$$

除此之外，较常用的还有条件平均处理效应。条件平均处理效应指的是每个子组（Subgroup）的平均处理效应，以子组内的分类方式为条件。一种异质性处理效应的研究方法就是将研究数据进行分组（如按照男、女性别，或者区域进行划分），比较平均处理效果在子组内的效应差异。条件平均处理效应表示如下：

$$\tau(x) = E(\tau_i | X=x) = E[Y_i(1) - Y_i(0) | X=x]. \quad (2-6)$$

2.4 双重差分

双重差分法是一种用于评估政策效应的统计方法，它利用准自然实验或自然实验的数据，通过对“实验组”和“参照组”在政策实行前后差异的对比，以估算政策对处理组的平均因果效应。双重差分法的基本思想是，如果实验组和对照组在政策实施前体现出同样的变化波动，那么政策实施后两者的差异就可以归因于政策的影响，而不是其他混杂因素的干扰。

双重差分法被提出和发展后，被广泛用于评估公共政策的效果，比如教育、医疗、社会保障、最低工资等领域的政策变化对个体或群体的影响。通过构建处理组和对照组，以及政策实施前后的观测值，来估计政策的平均因果效应，同时也考虑了一些可能的混杂因素和内生性问题，提高了估计的有效性和可信度。

当我们讨论某政策实施后的效应时，最简单的做法是直接比较处理组（即受政策影响的区域或个体）的政策前后差异。这就是差分法。但它的局限性也显而易见。这个差分估计量除了受政策影响，可能还包含了其他干扰因素，例如宏观经济增长带来的影响，因此不能代表政策处理效应。为了解决这个问题，我们可以寻找一个适当的控制组，将

控制组作为处理组的反事实参照系. 这里涉及两个差分. 第一个是政策实施前处理组和控制组的差异, 第二个是政策实施后处理组和控制组的差异. 再进行一次差分. 这样就得到了对于政策处理效应更为可靠的估计.

双重差分法可以理解为对随机分配实验的一种模拟, 在没有随机实验的情况下验证因果关系. 总结起来步骤如下:

- (1) 分组: 对于一个自然实验, 其将全部的样本数据分为两组: 一组是受到干预影响, 即实验组; 另一组是没有受到同一干预影响, 即对照组;
- (2) 目标选定: 选定一个需要观测的目标指标, 收集干预实施前后的数据, 计算处理组和对照组在不同时间点的结果变量的均值;
- (3) 第一次差分: 分别对在干预前后进行两次差分(相减)得到两组差值, 代表实验组与对照组在干预前后分别的相对关系;
- (4) 第二次差分: 对两组差值进行第二次差分, 从而消除实验组与对照组原生的差异, 最终得到干预带来的净效应.

双重差分法的主要优点是, 它可以避免内生性问题, 即政策的选择可能与结果变量相关, 从而导致偏误的估计. 双重差分法的主要缺点是, 它需要遵循共同趋势假设这一前提, 即处理组和对照组在没有政策干预时, 我们所关心的结果变量的变化趋势是一致的, 这一假设往往难以验证. 另外, 双重差分法也需要有足够的数据来构建处理组和对照组, 以及政策实施前后的观测值, 这在实际应用中可能受到限制.

双重差分法的一般模型可以表示为:

$$y_{it} = \alpha + \beta D_{it} + \gamma X_{it} + \delta_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}, \quad (2-7)$$

其中, y_{it} 是个体 i 在时间 t 的结果变量, D_{it} 是政策变量, 取值为 1 表示个体 i 在时间 t 受到了政策干预的影响, 若不受影响则为 0, X_{it} 代表其他控制变量, δ_i 代表个体固定效应, λ_t 代表时间固定效应, ε_{it} 是随机误差项. 双重差分法的目标是估计参数 β , 即政策对处理组的平均因果效应.

2.5 机器学习理论

机器学习是一门专注于探究如何借助算法使计算机能够通过分析数据自动习得规

律和知识的科学，其主要目的是构建能够自动或半自动地完成特定任务的智能系统。机器学习的基本原理是通过数据驱动的方法，利用数学模型和算法，从数据中提取特征和模式，进行预测和决策，优化目标函数，提高系统的性能和效率。本文主要使用到了机器学习中的树模型和因果森林模型。

2.5.1 随机森林

随机森林作为一种集成学习技术，其工作原理是通过构建一组决策树集合，并综合这些树的预测结果以完成分类或回归任务。该方法的核心观念在于运用自助抽样（Bootstrap Sampling）技术，即采取有放回的方式从原始数据集中抽取多个子样本集，并用这些样本训练不同的决策树。在每个决策树的节点分裂时，还要从所有特征中随机选择一部分特征，然后根据某种标准（如信息增益或基尼系数）选择最佳的分裂特征。这样做的目的是降低决策树之间的相关性，提高泛化能力。最后，针对分类任务场景，随机森林算法所得的最终预测结果是所有单棵决策树输出类别中的最高频类别；而在回归问题情境中，随机森林算法提供的预测输出则是所有单棵决策树输出数值的算术平均数。

随机森林最初是由 Leo Breiman 于 2001 年所提出^[99]，给定一个大小为 N 的训练集 $D = \{(x_1, y_1), \dots, (x_N, y_N)\}$ ，随机森林包含 B 个决策树，决策树的生成过程如下：

- (1) 用自助抽样法从训练集中抽取一个大小为 N 的子集 D_b ，作为第 b 个决策树的训练数据，也即根节点处的样本。
- (2) 在每个节点分裂时，从所有 M 个特征中随机选择 m 个特征，然后从这 m 个特征中采用某种策略选择最优的分裂特征。一般来说，对于分类问题， $m = \sqrt{M}$ ；对于回归问题， $m = \frac{M}{3}$ 。
- (3) 用递归二叉分裂的方法建立决策树，每个节点都按照 (2) 中方式来分裂，直到每个叶节点的样本数小于等于一个预设的阈值 n_{\min} ，或者所有样本都属于同一类别。
- (4) 重复上述步骤 B 次，产生 B 棵决策树。

最终，随机森林的输出为：

$$\hat{y} = \begin{cases} \text{Mode}(\hat{y}_1, \dots, \hat{y}_B), & \text{分类问题} \\ \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B \hat{y}_b, & \text{回归问题} \end{cases}, \quad (2-8)$$

其中, \hat{y}_b 是第 b 个决策树的输出.

随机森林被广泛应用, 具有以下优点: 可以处理高维度和大规模的数据, 具有较高的准确性和效率; 可以处理缺失值和异常值, 具有较强的鲁棒性和稳定性; 可以评估特征的重要性, 具有较好的可解释性和可视化性; 可以能够有效减轻决策树模型的过拟合倾向, 从而增强模型在不同情境下的泛化性能. 然而, 随机森林主要面向的是预测类问题, 无法直接进行因果效应估计, 因果树和因果森林模型的提出解决了这一问题.

2.5.2 因果树

因果树 (Causal Tree) 是一种将机器学习中的回归树模型和传统因果推断框架进行融合得到的方法, 可以用于估计异质性因果效应. 异质性因果效应指的是不同的个体或群体对于同一种干预的反应可能不同. 例如, 不同年龄段的人对于某种药物的疗效可能有差异. 因果树的提出者是 Susan Athey 和 Guido Imbens^[77], 他们在 2016 年发表文章介绍了因果树的理论和算法. 他们还开发了一个 R 语言的包 Causal Tree, 用于实现因果树的建立和分析. 在因果树中, 根据观测数据或实验数据, 找出影响因果效应的特征, 并将样本划分为不同的子组, 在每个子组中估计平均因果效应.

因果树的原理是基于回归树的思想, 但是有两个主要的创新点. 第一个创新点是使用“诚实”的方法, 即将数据集分为两部分, 一部分用于生成树的结构, 另一部分用于估计树的叶子节点的因果效应. 这样可以避免过拟合的问题, 提高泛化能力. 第二个创新点是改变树的分裂准则, 由 MSE 调整为 $EMSE$, 使得树的结构能够更好地反映因果效应的异质性:

$$EMSE(S^{te}, S^{est}) = E[MSE_{\mu}(S^{te}, S^{est}, \Pi)], \quad (2-9)$$

其中, S^{te} 为测试样本, S^{est} 为估计样本.

因果树的具体实现可以分为以下几个步骤:

- (1) 将数据集随机分为两部分, 一部分为训练集, 一部分为验证集.
- (2) 在训练集上, 使用递归分割 (Recursive Partitioning) 的方法, 根据特征的值将样本划分为不同的子组, 使得每个子组内的因果效应的方差最小. 具体的分割准则是最小化 $EMSE$.
- (3) 在验证集上, 对每个子组, 使用双重倾向得分匹配的方法, 估计该子组的平

均因果效应。双重倾向得分匹配是一种结合倾向得分和回归的方法，可以减少选择偏差和模型偏差。

(4) 采用交叉验证 (Cross Validation) 的手段，对树进行必要的剪枝操作，选择最优的复杂度参数，使得验证集上的误差最小。

(5) 输出最终的因果树，以及每个子组的平均因果效应和置信区间。

因果树模型的最终输出结果如下：

$$\hat{\tau}(x) = \sum_{l=1}^L \hat{\tau}_l I(x \in R_l), \quad (2-10)$$

其中， $\hat{\tau}(x)$ 是给定特征 x 的样本的因果效应估计， L 是树的叶子节点的个数， $\hat{\tau}_l$ 是第 l 个叶子节点的因果效应估计， R_l 是第 l 个叶子节点对应的特征空间， I 是指示函数，当 $x \in R_l$ 时为 1，否则为 0。

2.5.3 因果森林

因果森林的概念是由因果树拓展而来，即将多个因果树进行集成，以提高估计的精度和稳定性。Susan Athey 和 Stefan Wager 于 2018 年提出了因果森林算法^[78]，是随机森林和因果推断的结合。

因果森林的原理是，首先将数据集分为两个互不重叠的子集，一个用于生成树的分割规则，一个用于估计树的叶子节点的因果效应。这样做的目的是避免过拟合和偏差，保证估计的“诚实性” (Honesty)。其次，对于每棵树，随机选择一部分特征和样本，按照最大化因果效应的方差的准则进行分割，直到达到预设的树的深度或叶子节点的最小样本数。最后，对于给定的测试数据，利用所有树的叶子节点的因果效应的加权平均作为最终的预测结果，其中权重是根据测试数据与训练数据在同一叶子节点的“共现频率”计算的。

因果森林算法的实现过程中，需要注意以下优化准则：

(1) 分割准则：对于每棵树，给定训练数据 S^{tr} 和估计数据 S^{est} ，找到最优的分割点 Π ，使得下式最大化：

$$\frac{1}{N^{tr}} \sum_{i \in S^{tr}} \hat{\tau}^2(X_i; S^{tr}, \Pi) - \left(\frac{1}{N^{tr}} + \frac{1}{N^{est}} \right) \sum_{l \in \Pi} \left(\frac{S_{S^{tr}_{treat}}^2(l)}{p} + \frac{S_{S^{tr}_{control}}^2(l)}{1-p} \right), \quad (2-11)$$

其中， p 表示干预变量为 1 的处理组所占比例， $S_{S_w^{tr}}^2(l)$ 表示训练数据中干预变量为 w 的子集在叶子节点 l 中的样本方差。 $\hat{\tau}(x; S^{tr}, \Pi)$ 是在分割 Π 下，训练数据 S^{tr} 估计的因果效应，定义为：

$$\hat{\tau}(x; S^{tr}, \Pi) = \hat{\mu}(1, x; S^{tr}, \Pi) - \hat{\mu}(0, x; S^{tr}, \Pi), \quad (2-12)$$

$\hat{\mu}(w, x; S^{tr}, \Pi)$ 是在分割 Π 下，训练数据 S^{tr} 估计的条件均值，定义为：

$$\hat{\mu}(w, x; S^{tr}, \Pi) = \bar{Y}_{i:i \in S_w^{tr}, X_i \in l(x|\Pi)}, \quad (2-13)$$

其中， $(x|\Pi)$ 表示在分割 Π 下， x 所在的叶子节点， S_w^{tr} 表示训练数据中干预变量为 w 的子集。

(2) 预测准则：对于每棵树，给定测试数据 x ，预测其因果效应为：

$$\hat{\tau}_b(x) = \bar{Y}_{i:i \in S_1^{est}, X_i \in l(x|\Pi_b)} - \bar{Y}_{i:i \in S_0^{est}, X_i \in l(x|\Pi_b)}, \quad (2-14)$$

其中， Π_b 表示第 b 棵树的分割， S_w^{est} 表示估计数据中干预变量为 w 的子集。

对于所有的树，给定测试数据 x ，预测其因果效应为：

$$\hat{\tau}(x) = \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B \hat{\tau}_b(x), \quad (2-15)$$

其中， B 表示树的数量。

3 基于双重差分的“一带一路”政策对企业融资约束的平均处理 效应分析

3.1 数据与变量描述

3.1.1 样本选择与数据来源

本文选取 2010-2022 年沪深 A 股上市公司的数据作为样本，数据源主要来自于国泰安数据库和同花顺财经网。在此基础上，基于本文的研究目标以及借鉴现有研究实践，对原始数据进行了针对性的筛选与整理，具体包括：剔除上市不满一年、已经退市或者被暂停上市的公司，同时剔除 ST、*ST 及 PT 公司，剔除金融和保险类公司，剔除在“一带一路”倡议实施前或实施后没有数据的企业样本，剔除所有者权益小于 0 的企业。为了消除离群极端值对研究结果可能造成的干扰，对所有连续型变量进行 1% 的前后缩尾处理。经过上述数据清洗步骤后，最终获得包含 2247 家企业的总计 25751 个观测样本。

3.1.2 变量选取及度量

(1) 结果变量

本文的结果变量（被解释变量）为企业融资约束。对于企业融资约束程度的度量，使用 KZ 指数。KZ 指数是由 Kaplan 和 Zingales^[100]所构建的，且在目前关于企业融资约束的研究中被广泛使用，如姜付秀等^[101]、黎文婧等^[102]。其具体的构建公式如下：

$$KZ = -\frac{1.001909 OCF}{Asset} + 3.139193 Lev - \frac{39.3678 Dividends}{Asset}, \\ -\frac{1.314759 Cash}{Asset} + 0.2826389 Tobin's Q \quad (3-1)$$

其中 OCF 表示经营性净现金流，Dividends 表示现金股利，Cash 表示现金持有水平，且均用期初总资产标准化，Lev 和 Tobin's Q 分别表示资产负债率和托宾 Q 值。在这里，KZ 指数的值越大，表示企业所面临的融资约束程度就越高。

(2) 处理变量

本文中处理变量为 treat 和 post. 其中 treat 为组别虚拟变量，如果企业为“一带一路”参与企业，则视其为处理组，treat 取值为 1，否则为对照组，treat 取值为 0. 对于企业参与“一带一路”倡议的界定，本文参考徐思等^[27]的做法，将同花顺数据库“一带一路”概念板块中的企业视为“一带一路”支持企业，即处理组. post 为时间虚拟变量. 由于“一带一路”倡议是在 2013 年 9 月被提出，从提出到政策实施需要一定时间，故将 2014 年及之后视为政策实施后的时间，post 取值为 1，2013 年及之前 post 取值为 0.

(3) 协变量

参照相关文献的做法，本文选择使用企业规模、资产负债率、固定资产占比、净资产收益率、第一大股东持股比例、成长能力、独立董事占比、产权性质、企业年龄、两职合一等企业特征作为协变量. 具体变量的定义及解释说明如表 3-1 所示.

表 3-1 主要变量定义.

变量性质	变量名称	变量符号	变量说明
结果变量	融资约束	KZ	使用 Kaplan and Zingales 所创建的 KZ 指数，根据企业经营性净现金流、现金股利、现金持有、Tobin's Q 等指标构建而成
处理变量	组别虚拟变量	treat	处理组取值为 1，对照组取值为 0
	时间虚拟变量	post	2014 年及之后取值为 1，之前则取值为 0
	企业规模	size	企业总资产的自然对数
	资产负债率	lev	总负债/总资产
	固定资产占比	fixed	固定资产净额/资产总额
	净资产收益率	ROE	净利润/所有者权益
	第一大股东持股比例	top1	企业第一大股东持股数/总股数
协变量	成长能力	growth	(本期营业收入-上年同期营业收入)/上年同期营业收入
	独立董事占比	indep	独立董事数量/董事规模
	产权性质	soe	国有企业取值为 1，否则取 0
	企业年龄	age	企业成立至今的年份数
	两职合一	dual	董事长与总经理为同一人则取 1，否则取 0

3.1.3 变量描述性统计

表 3-2 展示了本研究的主要变量的描述性统计结果。从融资约束 (KZ) 指标来看，其标准差为 2.2826，相对来说波动比较大，表明不同企业之间在融资约束水平上存在着较大的差异。KZ 指标均值为 1.3023，中位数为 1.5066，最小值为 -5.3480，最大值为 6.5943，从分布来看，均值低于中位数，呈现左偏分布，这表明大多数样本企业面临较高的融资约束。

表 3-2 主要变量描述性统计结果.

变量	观测数	均值	标准差	中位数	最小值	最大值
KZ	25751	1.3023	2.2826	1.5066	-5.3480	6.5943
treat	25751	0.1229	0.3284	0.0000	0.0000	1.0000
post	25751	0.7197	0.4491	1.0000	0.0000	1.0000
size	25751	22.4187	1.3268	22.2553	19.8653	26.3886
lev	25751	0.4479	0.2053	0.4455	0.0560	0.8945
fixed	25751	0.2201	0.1654	0.1852	0.0016	0.7037
ROE	25751	0.0442	0.1602	0.0624	-0.9811	0.3195
top1	25659	0.3415	0.1484	0.3184	0.0906	0.7430
growth	23968	0.1537	0.3880	0.0954	-0.5704	2.3780
indep	25749	0.3751	0.0544	0.3529	0.3333	0.5714
soe	25643	0.4497	0.4975	0.0000	0.0000	1.0000
age	25751	18.5856	6.1226	19.0000	1.0000	55.0000
dual	25300	0.2309	0.4214	0.0000	0.0000	1.0000

在政策影响的考察上，参与“一带一路”政策的企业比例 (treat) 为 0.1229，这意味着在样本中约 12.29% 的企业受该政策影响。控制变量如企业规模 (size) 的标准差为 1.3268，反映出样本中企业规模的差异性。国有企业比例 (soe) 的均值为 0.4497，即样本企业中有 44.97% 的国有企业，有 55.03% 的非国有企业，表明国有企业和非国有企业在样本中比例接近，从而为比较两类企业提供了均衡的基础。

表中还报告了其他重要财务和运营指标，如资产负债率 (lev)、固定资产占比 (fixed)、

净资产收益率（ROE）和企业成长能力（growth），它们的均值分别为 0.4479、0.2201、0.0442 和 0.1537，这表明大部分样本企业的经营状况较好，这些指标对理解企业的经营状况和政策影响都非常重要。

3.2 基于双重差分的平均处理效应分析

3.2.1 双重差分模型设计

将“一带一路”政策看做一个准自然实验，故可以使用双重差分模型（DID）来估计“一带一路”政策对企业融资约束的平均处理效应。其中，受到“一带一路”政策影响的企业为处理组个体，未受到“一带一路”政策影响的企业为控制组个体。具体的计量模型如式（3-2）：

$$KZ_{it} = \beta_0 + \beta_1 treat_{it} \times post_{it} + \beta_2 controls_{it-1} + \lambda_t + \mu_i + \varepsilon_{it}, \quad (3-2)$$

其中， KZ_{it} 代表的是企业 i 在第 t 年的融资约束状况； $treat$ 代表组别虚拟变量，若企业 i 为“一带一路”政策参与企业，则 $treat$ 取值为 1，否则取值为 0； $post$ 为时间虚拟变量，若时间 t 在“一带一路”政策实施之后，则 $post$ 取值为 1，否则取值为 0，具体地即 2010 到 2013 年定义为 0，2014 到 2022 年定义为 1。 $controls$ 代表回归中的一系列控制变量，为了缓解可能会存在的内生性问题，对这些控制变量进行了滞后一期处理； λ_t 和 μ_i 分别表示年份固定效应和企业固定效应， ε_{it} 为随机误差项。

在所有的回归系数中，我们需要重点关注的是 β_1 ，它反映了“一带一路”政策参与企业和非参与企业在政策实施前后融资约束的变化情况。若 β_1 显著为负，表示“一带一路”政策缓解了参与企业的融资约束；反之若 β_1 显著为正，表示“一带一路”政策加剧了参与企业的融资约束状况；若 β_1 的结果不显著，则表示“一带一路”政策对参与企业的融资约束状况没有显著影响。

式（3-2）描述的是“一带一路”政策实施的平均影响结果。由于政策从实施到产生影响可能存在一定的滞后性和时效性^[8]，为了深入了解“一带一路”政策对企业融资约束的动态影响和变化趋势，采用事件研究法来识别“一带一路”政策后每一年的企业融资约束水平差异和变化趋势，具体模型如式（3-3）：

$$KZ_{it} = \beta_0 + \sum_{t=2014}^{t=2022} \theta_t (treat_{it} \times year_t) + \beta_2 controls_{it-1} + \lambda_t + \mu_i + \varepsilon_{it}, \quad (3-3)$$

其中, $year_t$ 为年份虚拟变量, 分别对应着 2014 年至 2022 年, 在对应的年份取值为 1, 在其他年份取值为 0. θ_t 为值得关注的估计系数, 它反映的是“一带一路”政策影响企业融资约束的动态变化趋势. 其余变量定义与模型 (3-2) 相同.

3.2.2 平行趋势检验

在运用双重差分法进行因果推断时, 平行趋势假设是必要的前提条件. 这一假设要求在政策实施前, 处理组和控制组在未受干预的情况下应展示相似的趋势. 在本文中, 即在“一带一路”倡议实施之前, “一带一路”参与企业和非参与企业在融资约束方面具有基本相同的变动趋势和走向. 本文以时间趋势图的形式来直观地展现处理组和控制组的年均 KZ 值, 确保了在政策实施前两组的融资约束变化趋势相同, 从而支撑了双重差分法的使用.

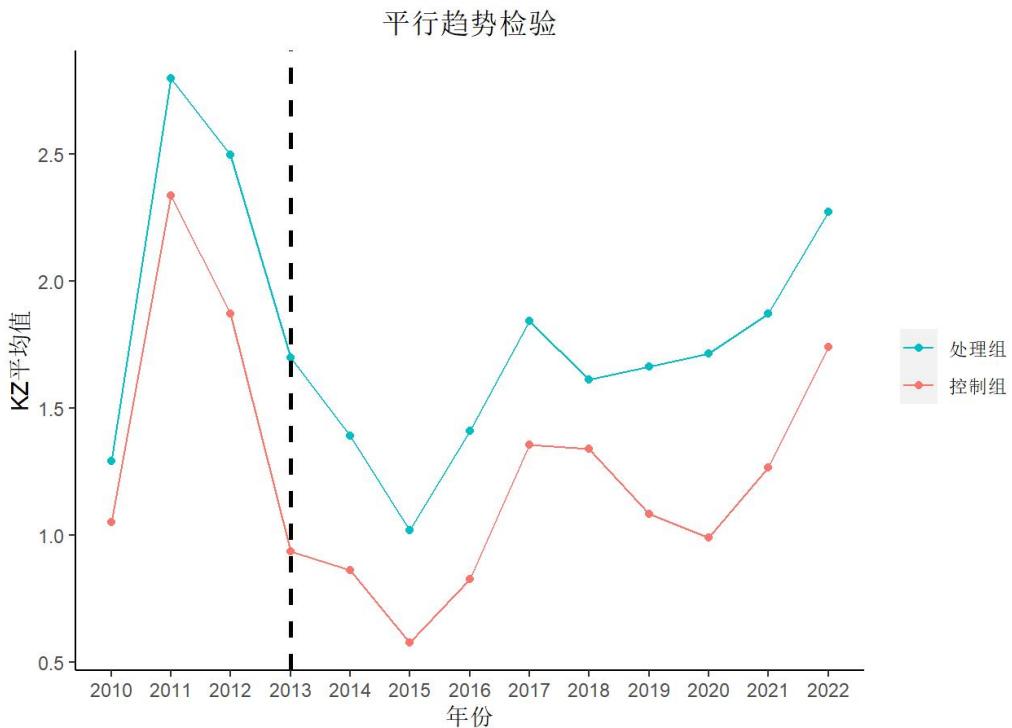


图 3-1 平行趋势检验图.

图 3-1 为“一带一路”参与企业和非参与企业在 2010 至 2022 年的平行趋势图, 从图中可以看出, 2010 至 2013 年间, 即政策实施前, 处理组 ($treat = 1$) 和控制组 ($treat$

= 0) 的年均 KZ 值变动趋势大体上是一致的，显示出平行趋势。这支持了平行趋势的假设。这一发现为使用双重差分方法提供了一个坚实的前提基础，表明在政策实施之前，处理组和控制组在融资约束方面没有系统性差异。

然而，在 2013 年的政策改变点后，两组的 KZ 值开始表现出稍有不同的走势，提供了政策实施可能产生影响的初步证据。具体地，在政策实施后，处理组的融资约束水平与控制组出现了差异，这表明“一带一路”倡议可能对企业融资约束有所影响。

3.2.3 基准双重差分结果分析

在基准回归阶段，我们使用双重差分模型对“一带一路”政策对企业融资约束水平的影响进行具体的估计分析。在基准双重差分模型中我们均控制了年份固定效应和个体固定效应，回归结果如表 3-3 的第（1）列和第（2）列所示。其中，第一列表示的是没有控制行业特征的结果，第二列表示的是控制了行业特征的结果。

第（1）列中，交互项 $treat \times post$ 的系数为 -0.8947，且在 1% 的显著性水平上显著；第（2）列中，交互项 $treat \times post$ 的系数为 -0.8831，且在 1% 的显著性水平上显著。这表明，无论是否控制行业特征，“一带一路”政策对企业融资约束水平均有十分显著的负向影响，即“一带一路”政策能显著缓解参与企业的融资约束。

模型的决定系数(R-squared)为 0.12 左右，表明模型解释了一定比例的 KZ 变异性。尽管 R-squared 相对不算高，这在截面数据的经济研究中并不罕见，尤其在控制了个体和时间固定效应后。这些发现为进一步的动态效应分析和机制探究奠定了基础。基于这些发现，我们可以得出初步结论，即“一带一路”政策缓解了参与政策企业的融资约束。

以上估计的是“一带一路”政策对企业融资约束水平的平均效应。考虑到“一带一路”政策是一个持续实施的过程，这其中既存在一定的时滞性，也会在不同的时间节点表现出不同的效应水平。基于此，我们进一步进行了不同年份的动态效应检验，结果如表 3-3 的第（3）列所示。这里我们关注的是各个年份的 DID 交互项系数，即 $treat \times year_i$ ， i 从 2014 取至 2022，即“一带一路”政策实施后的每一年。由结果可以看出，从 2014 年至 2020 年期间，交互项的系数都是显著的，且显著为负。这说明在此阶段，“一带一路”政策持续性的起到了缓解参与企业融资约束水平的作用。而至 2021、2022 年时，交互项系数变得不显著，2022 年的交互项系数值甚至已经变为了正值，说明此时“一带

3 基于双重差分的“一带一路”政策对企业融资约束的平均处理效应分析

“一带一路”政策对参与企业的融资约束的缓解已经不显著，甚至可能会加剧企业的融资约束。

表 3-3 DID 模型基准回归结果.

变量	平均效应		动态效应
	(1)	(2)	
treat×post	-0.8947*** (0.0803)	-0.8831*** (0.0806)	
size	-0.2043*** (0.0339)	-0.1972*** (0.0348)	
lev	5.1249*** (0.1816)	5.1181*** (0.1801)	
ROE	-1.0297*** (0.1303)	-1.0205*** (0.1300)	
fixed	-0.5397** (0.2247)	-0.4573** (0.2258)	
growth	0.0451 (0.0355)	0.0446 (0.0353)	
top1	-1.0253*** (0.2764)	-0.9455*** (0.2761)	
dual	-0.0905* (0.0480)	-0.0898* (0.0479)	
soe	0.5424*** (0.0968)	0.5530*** (0.0966)	
treat×year ₂₀₁₄			-0.6116*** (0.0949)
treat×year ₂₀₁₅			-1.0158*** (0.1016)

续表 3-3 DID 模型基准回归结果.

	平均效应	动态效应
treat \times year ₂₀₁₆		-0.6449*** (0.1092)
treat \times year ₂₀₁₇		-0.1954* (0.1146)
treat \times year ₂₀₁₈		-0.4212*** (0.1255)
treat \times year ₂₀₁₉		-0.4005*** (0.1190)
treat \times year ₂₀₂₀		-0.3251*** (0.1226)
treat \times year ₂₀₂₁		-0.2033 (0.1277)
treat \times year ₂₀₂₂		0.2060 (0.1322)
常数项	4.0169*** (0.7763)	4.2692*** (1.0322)
行业特征	否	是
样本量	20732	20732
调整 R ²	0.1246	0.1267
		0.0054

注：括号内为稳健标准误， ***、 ** 和 * 分别表示在 1%、 5% 和 10% 的水平下显著，下同。

图 3-2 为以折线图形式展示的动态效应检验图，它比较直观地展现了这种动态效应的变化趋势。观察可知，图中“一带一路”政策对企业融资约束水平的影响程度在各个年份有所差异，在不同的阶段均存在一定的波动性，与我们的回归结果描述一致。从总体大趋势来看，这种动态效应呈现逐渐下降的走势。出现这种情况可能是因为，在“一带一路”政策实施初期，政策的各种措施逐渐完善，影响的深度比较大，政策红利较为明显，参与企业的融资约束因此得到了显著缓解。等发展到了一定时期，市场逐渐趋于

饱和，加之各种不稳定的宏观经济和市场因素，以及疫情的影响，“一带一路”政策对企业融资约束的缓解不再明显，而是达到了一个瓶颈。

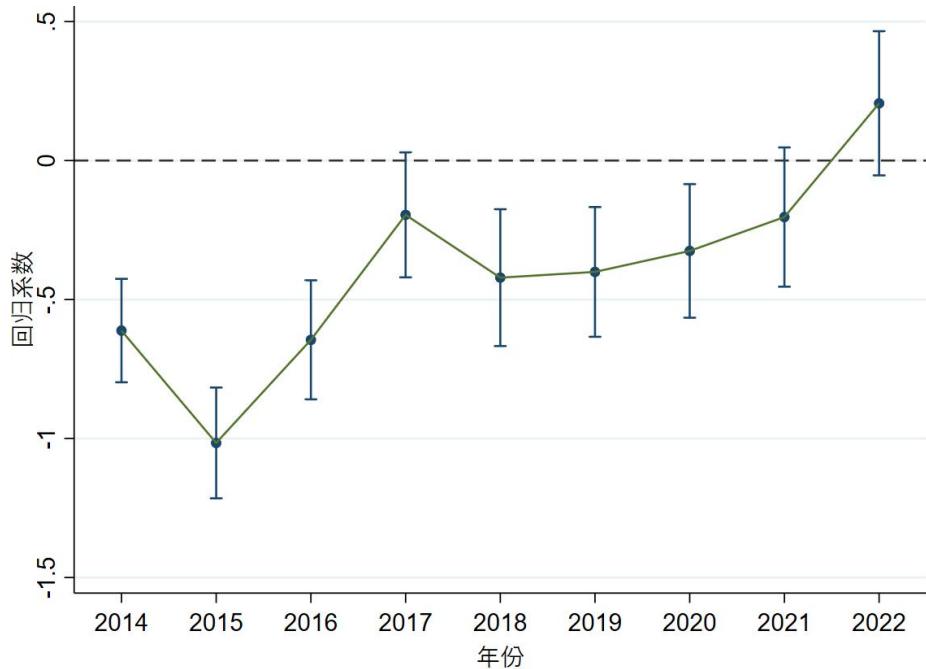


图 3-2 动态效应检验图。

3.3 安慰剂检验

在经济学研究中，安慰剂检验是用于评估政策干预措施的真实效果，排除安慰剂效应和其他非处理因素的干扰。安慰剂检验的核心思想是虚构处理组或虚构政策时间进行估计，如果不同虚构方式下的估计量的回归结果依然显著，就说明原来的估计结果很有可能出现了偏误，被解释变量的变动很有可能是受到了其他政策变革或随机性因素的影响；反之如果不显著，则说明原来的估计结果是可信的。

在评估“一带一路”政策对企业融资约束的影响的可靠性中，安慰剂检验起着至关重要的作用。通过构造虚假的处理组别变量和政策时间变量，我们进行了两种类型的模拟政策实施，以确定我们观察到的效应是否可能是由其他非政策因素所驱动的偶然结果。

首先我们进行构造虚假处理组别变量的安慰剂检验，其对应的双重差分模型如下：

$$KZ_{it} = \beta_0 + \beta_1 treat_{2it} \times post_{it} + \beta_2 controls_{it-1} + \lambda_t + \mu_i + \varepsilon_{it}, \quad (3-4)$$

和基准的双重差分模型相比，其唯一的不同是将真实的处理组别变量 $treat$ 变为虚假的处理组别变量 $treat_2$ 。虚假处理组的构造如下：若企业所在地位于“一带一路”倡议中的

重点省份，则将其归入虚假处理组，即 $treat_2$ 取值为 1，否则取值为 0.

需要指出，这里的重点省份是指“一带一路”倡议中，政府的相关部门将“一带一路”沿线的 18 个省份作为“一带一路”重点省份，分别为新疆、内蒙古、青海、宁夏、甘肃、吉林、辽宁、黑龙江、山西、重庆、云南、西藏、广西、上海、浙江、福建、广东以及海南。针对重点省份，政府会出台相应的文件给予政策支持和发展方向的指引。但是，参与“一带一路”倡议的企业并非都处于这 18 个重点省份中，所以上述通过企业所在地是否位于重点省份来划分处理组的做法得到的是虚假的处理组。

构造虚假处理组的安慰剂检验结果如表 3-4 所示。表 3-4 中，第（1）列为没有控制行业特征的结果，第（2）列为控制了行业特征的结果。两列中交互项 $treat_2 \times post$ 的系数均不显著。

表 3-4 构建虚假处理组的安慰剂检验。

KZ		
变量	(1)	(2)
$treat_2 \times post$	-0.0025 (0.0493)	0.0022 (0.0509)
size	-0.2862*** (0.0332)	-0.2954*** (0.0342)
lev	6.8023*** (0.3070)	6.6354*** (0.3140)
ROE	-3.2913*** (0.3828)	-3.3148*** (0.3775)
fixed	-0.7295*** (0.1471)	-0.5358*** (0.1655)
growth	0.1728*** (0.0631)	0.1663*** (0.0613)
top1	-1.4512*** (0.2102)	-1.4697*** (0.2062)

表 3-4 构建虚假处理组的安慰剂检验.

KZ		
变量	(1)	(2)
dual	0.0111	0.0216
	(0.0491)	(0.0486)
soe	0.1939***	0.1929***
	(0.0688)	(0.0705)
常数项	6.1088***	6.7383***
	(0.6932)	(0.7105)
行业特征	否	是
样本量	18149	18149
调整 R ²	0.4255	0.4317

其次我们进行构造虚假政策时间变量的安慰剂检验，其对应的双重差分模型为：

$$KZ_{it} = \beta_0 + \beta_1 treat_{it} \times post_{2it} + \beta_2 controls_{it-1} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (3-5)$$

同理，在这里我们将基准双重差分模型中真实的政策时间变量 post 改变为虚假的政策时间变量 post₂. 虚假政策时间的构造如下：我们尝试了四个虚假的政策时间点，分别为 2012 年、2013 年、2015 年和 2016 年，在对应年份及之后的年份 post₂ 取值为 1，否则取值为 0.

构造虚假政策时间的安慰剂检验结果如表 3-5 所示。表 3-5 中的四列分别表示上述四个虚假的政策时间点下对应的回归结果，可以看出，在每一列中交互项 treat × post₂ 系数的结果都不显著。

综上，无论是在虚假的处理组还是在虚假的政策时间下，交互项的回归系数均不显著。我们可以有信心地认为，通过双重差分方法得到的实际政策效应不太可能是由于其他未观察到的干扰因素引起的。因此，可以认为“一带一路”政策对企业融资约束的影响估计是可靠的。

表 3-5 构建虚假政策年份的安慰剂检验.

	KZ			
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
treat×post ₂	0.0791 (0.1081)	-0.0262 (0.1330)	0.0039 (0.1299)	0.1115 (0.1312)
size	-0.3601*** (0.0677)	-0.3559*** (0.0655)	-0.3572*** (0.0661)	-0.3616*** (0.0655)
lev	6.9231*** (0.4090)	6.9317*** (0.4091)	6.9299*** (0.4066)	6.9281*** (0.4072)
ROE	-2.9176*** (0.4191)	-2.9225*** (0.4168)	-2.9206*** (0.4167)	-2.9117*** (0.4127)
fixed	-0.4190** (0.1870)	-0.4223** (0.1846)	-0.4212** (0.1846)	-0.4156** (0.1851)
growth	0.2031*** (0.0742)	0.2017*** (0.0730)	0.2022*** (0.0740)	0.2029*** (0.0745)
top1	-1.1481*** (0.2290)	-1.1471*** (0.2285)	-1.1471*** (0.2263)	-1.1421*** (0.2256)
dual	-0.0145 (0.0532)	-0.0180 (0.0536)	-0.0170 (0.0532)	-0.0145 (0.0525)
soe	0.2758*** (0.1031)	0.2760*** (0.1025)	0.2761*** (0.1022)	0.2768*** (0.1027)
常数项	7.1334*** (1.3509)	7.0471*** (1.3091)	7.0720*** (1.3223)	7.1594*** (1.3069)
样本量	20732	20732	20732	20732
调整 R ²	0.4107	0.4106	0.4106	0.4107

3.4 稳健性检验

为了确保我们的主要发现，即“一带一路”政策变动对企业融资约束的影响——不受潜在的数据异常或模型设定偏误的影响，我们进行了一系列的稳健性检验。具体如下：

(1) 使用 PSM-DID 方法。在使用双重差分模型来估计“一带一路”政策对企业融资约束的平均处理效应时，处理组和控制组中的企业最好在企业特征上是相似的，否则就可能会因为选择性偏差导致内生性问题。基于这种考虑，我们使用 PSM-DID 方法来进行稳健性检验，即先使用倾向得分匹配 (PSM) 对处理组和控制组的企业个体进行更加精确的匹配，然后再继续使用双重差分法 (DID) 估计“一带一路”政策对企业融资约束的平均处理效应。

具体做法上，首先使用 Logit 模型计算倾向得分值。其中，被解释变量为企业是否为处理组虚拟变量，解释变量为前文一系列反映企业特征的控制变量；其次，选择无放回抽样且根据 1:1 最近邻匹配法则，从控制组企业中找出与处理组企业的倾向得分值最为接近的个体；最后，用倾向得分匹配法选择出来的配对样本来进行双重差分模型的回归。回归结果见表 3-6 第 (1) 列，交互项 $treat \times post$ 的系数在 1% 的显著性水平下显著为负，且对应的标准误更小。说明“一带一路”政策能缓解参与企业的融资约束，与基准回归结果一致。

(2) 更换融资约束的代理变量。在基准回归中，我们使用 KZ 指数来度量企业的融资约束，实际上，除了 KZ 指数，常用的融资约束代理变量还包括 SA 指数、FC 指数、WW 指数。这里我们使用 SA 指数作为企业融资约束的代理变量来进行稳健性检验。SA 公式的构建公式如下：

$$SA = -0.737size + 0.043size^2 - 0.04age, \quad (3-6)$$

其中，size 表示企业规模，用企业总资产的自然对数计算而得，age 表示企业年龄，是企业从成立至今的年限。参考徐思等人^[27]的说法，SA 指数值越小，代表企业的融资约束水平就越高。同时，由于 SA 指数的构建公式中包含企业规模 size，为避免多重共线性，我们在控制变量的选取上就不再使用 size，而是将其换成了性质类似的总市值的自然对数 (logvalue)。进行如下回归：

$$SA_{it} = \beta_0 + \beta_1 treat_{it} \times post_{it} + \beta_2 controls_{it-1} + \lambda_t + \mu_i + \varepsilon_{it} . \quad (3-7)$$

所得结果如表 3-6 第（2）列所示。其中，交互项 $treat \times post$ 的回归系数在 1% 的显著性水平下显著为正，说明参与“一带一路”政策能增大企业的 SA 指数，即降低企业的融资约束水平。与主结论没有差异。

(3) 删除 2013 年样本观测值。“一带一路”倡议最早提出时间是 2013 年 9 月份，为避免这一年的不稳定因素，我们从样本数据入手，剔除所有样本企业在 2013 年的观测数据。剩余的数据中仍将 2014 年及之后定义为“一带一路”政策实施后。重新对模型进行回归，所得结果如表 3-6 第（3）列所示。可以看到，交互项 $treat \times post$ 的系数在 1% 的显著性水平下显著为负，同样说明“一带一路”政策能缓解参与企业的融资约束，进一步验证了主结论的稳健性。

(4) 控制地理特征。由于“一带一路”政策参与企业在地理位置上也存在明显的差异性，如果将这些差异也考虑在内，得出的结论会更加稳健。因此，我们进一步控制企业所在省份和所在城市等特征因素来进行稳健性检验，具体做法即在基准回归模型中分别加入省份虚拟变量和城市虚拟变量。结果见表 3-6 的（4）、（5）列。两列中交互项 $treat \times post$ 的系数均在 1% 的显著性水平下显著为负，即“一带一路”政策能够缓解参与企业的融资约束，与主结论一致。

(5) 使用三重差分方法。在前面双重差分的基础上，我们进一步使用三重差分模型（Difference in Difference in Difference, DDD）来进行稳健性检验。参考王桂军等^[8]的做法，设计如下三重差分模型：

$$KZ_{it} = \beta_0 + \beta_1 ddd_{it} + \beta_2 controls_{it-1} + \lambda_t + \mu_i + \varepsilon_{it} , \quad (3-8)$$

其中 ddd 为三重差分变量，当时间处于“一带一路”政策实施之后（即 2014 年及以后），企业为同花顺“一带一路”概念板块中的企业且位于重点省份时， ddd 取值为 1，否则取值为 0。其他各项的定义不变。 ddd 的系数反映了“一带一路”政策实施对企业融资约束的影响效应，是我们需要重点关注的。由表 3-6 中第（6）列的结果知， ddd 的系数在 1% 的显著性水平下显著为负，本文主结论依旧稳健。

表 3-6 稳健性检验结果.

	KZ	SA	KZ	KZ	KZ	KZ
	PSM-DID	更换代理 变量	删除 2013 年观测值	控制省份 特征	控制城市 特征	三重差分
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
treat×post	-0.1795*** (0.0512)	0.0260*** (0.0056)	-1.3913*** (0.0976)	-0.8783*** (0.0807)	-0.8719*** (0.0815)	-0.8767*** (0.1025)
ddd						
size		-0.1985*** (0.0306)		-0.2219*** (0.0372)	-0.1937*** (0.0351)	-0.1882*** (0.0355)
lev		6.3461*** (0.3043)	-0.1042*** (0.0312)	5.1069*** (0.1875)	5.0994*** (0.1802)	5.0809*** (0.1805)
ROE		-2.5479*** (0.3131)	-0.0799** (0.0350)	-0.9494*** (0.1314)	-1.0096*** (0.1299)	-0.9855*** (0.1306)
fixed		-0.7849*** (0.2087)	0.0741** (0.0298)	-0.4580* (0.2396)	-0.4389* (0.2259)	-0.3991* (0.2258)
growth		0.1271* (0.0739)	0.0189 (0.0117)	0.0397 (0.0358)	0.0427 (0.0354)	0.0409 (0.0354)
top1		-0.8850*** (0.1854)	0.2708*** (0.0492)	-0.9221*** (0.2842)	-0.9392*** (0.2775)	-0.9176*** (0.2812)
dual		-0.0363 (0.0922)	0.0272*** (0.0079)	-0.0802 (0.0501)	-0.0899* (0.0478)	-0.0950** (0.0480)
soe		0.2340*** (0.0813)	-0.0834*** (0.0100)	0.5780*** (0.0975)	0.5423*** (0.0977)	0.5189*** (0.0985)
logvalue			0.0487*** (0.0147)			

续表 3-6 稳健性检验结果.

	KZ	SA	KZ	KZ	KZ	KZ
常数项	4.2813*** (0.9062)	-4.7985*** (0.3061)	4.8548*** (1.0727)	5.2915*** (1.0934)	4.7200*** (1.0394)	4.4337*** (0.7716)
行业特征	是	是	是	是	是	否
样本量	4651	20732	19127	20732	20732	20732
调整 R ²	0.4383	0.2095	0.1290	0.1275	0.1316	0.1215

3.5 中介效应分析

上文一系列分析表明，“一带一路”政策对企业融资约束有负向的平均处理效应，即“一带一路”政策能缓解参与企业的融资约束。与此同时，我们还关心“一带一路”政策是通过什么渠道来影响企业融资约束的。因此，本节我们进行“一带一路”政策影响企业融资约束的中介效应分析。

关于中介效应分析的方法，早期常使用的为温忠麟和叶宝娟^[103]于2014年总结的中介效应模型“三步法”，但近年来学者逐渐对“三步法”提出质疑。江艇^[104]在2022年提出，在实证回归分析中，为了探究自变量对因变量影响关系的形成机制，我们首要的任务是分析自变量如何作用于中间机制变量，同时结合既有理论和文献依据来阐述中间机制变量对因变量的影响关系。只需完成自变量与因变量、自变量与机制变量这两部分的回归分析，即可揭示自变量与因变量之间影响关系的内在成因。显然，这种方法最重要的一步，就是自变量对机制变量的影响关系。这种方法已逐渐被大家关注和运用。本文同样使用“两步法”来进行中介效应分析。

在中介变量的选取上，我们结合现有研究的做法，选择信贷支持、外部融资、利润率和税收优惠这四个变量作为中介变量，进行“一带一路”政策影响企业融资约束的中介效应分析。具体使用的模型如下：

$$\text{mediator}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{treat}_{it} \times \text{post}_{it} + \beta_2 \text{controls}_{it-1} + \lambda_t + \mu_i + \varepsilon_{it}, \quad (3-9)$$

其中 mediator 为我们所关心的中介变量。

3.5.1 信贷支持渠道

企业融资的很大一部分来源为银行的信贷支持，当银行的信贷支持额度提升时，企业的融资压力减轻，融资约束困境自然得到缓解。随着“一带一路”政策的不断推行，众多的金融机构都推出了一系列的支持措施。因此，我们预期“一带一路”政策可能会通过增加银行对参与企业的信贷支持来缓解企业的融资约束。为了量化信贷支持力度，本文选取了企业银行贷款增量（ Δloan ）这一指标作为代理变量，其计算方式为：企业新增银行贷款占其年度营业总收入的比例变化值，此处的银行贷款指的是企业所获得的长期借款与短期借款的总和。在模型（3-9）中，将 mediator 用 Δloan 表示，这里的控制变量选择的是企业规模（size）、资产负债率（lev）、固定资产占比（fixed）、净资产收益率（ROE）、成长能力（growth）、产权性质（soe）、独立董事占比（indep）、企业年龄（age）。

估计结果如表 3-7 第（1）列所示，交互项 treat×post 的估计系数在 5% 的统计显著性水平上表现为显著正值，这意味着参与“一带一路”政策有助于提升企业的银行贷款增量，说明“一带一路”政策能通过增加参与企业的银行信贷支持的渠道来缓解企业的融资约束。

3.5.2 外部融资渠道

外部融资也是影响企业融资约束状况的一个重要方面。这里我们使用企业的外部融资增量（ Δexfin ）来具体衡量，外部融资增量为外部融资总额占营业总收入比例的增量，其中外部融资总额包括企业取得借款所收到的现金、发行债券所收到的现金以及吸收权益性投资所收到的现金。在模型（3-9）中，将 mediator 用 Δexfin 表示，控制变量的选择和 3.5.1 节中相同。

表 3-7 中第（2）列展示了回归分析的结果。可以看到，交互项 treat×post 的回归系数在 1% 的显著性水平下是显著为正的，这意味着参与“一带一路”政策的企业外部融资增量更多，即“一带一路”政策能通过扩大参与企业的外部融资这一渠道来缓解企业的融资约束。

3.5.3 利润率渠道

利润率是衡量企业经营绩效的关键指标，对于评估企业的盈利能力具有重要的作用。在本文中我们使用总资产回报率（ROA）作为具体指标，其计算方式为净利润与总资产的比值。当总资产回报率上升时，意味着企业的盈利能力增强，现金流状况得以改善，从而融资约束能得以缓解。同样地，在模型（3-9）中，将 mediator 用 ROA 表示，控制变量的选择和 3.5.1 节中相同。

回归结果如表 3-7 第（3）列所展示。我们观察到 treat×post 这一交互项的估计系数在 5% 的显著性水平下显著为正。这一结果揭示了参与“一带一路”政策企业的总资产回报率更高，即“一带一路”政策能通过提高企业总资产回报率这一渠道来缓解企业的融资约束。

3.5.4 税收优惠渠道

从税收优惠的角度来看，政府对于参与“一带一路”政策的企业可能会给予更多的税收优惠，税收优惠增多意味着企业的经营成本相对降低，从而融资约束状况得以改善。我们使用税费返还金额除以税费返还金额与支付的税费金额之和来具体度量税收优惠（tax）。在模型（3-9）中，将 mediator 用 tax 表示，控制变量选择的是企业规模（size）、资产负债率（lev）、固定资产占比（fixed）、净资产收益率（ROE）、产权性质（soe）、企业上期亏损（loss）。

表 3-7 的第（4）列呈现了回归分析结果，其中交互项 treat×post 的回归系数在 1% 的统计显著性水平下显著为正，这意味着“一带一路”政策参与企业相较于未参与企业，更可能享受到更多的税收优惠政策所带来的益处，则“一带一路”政策能通过增加参与企业税收优惠的渠道来缓解企业的融资约束。

通过以上四种渠道的中介效应分析可以得知，从影响机制来看，“一带一路”政策可以通过增加企业的银行信贷支持、扩大企业的外部融资来源、提高利润率、增加税收优惠等渠道来实现对企业融资约束的缓解。中介效应分析的结果表明，企业参与“一带一路”政策后，其在这些中介变量方面体现出了一定的优势来，从而进一步导致了融资约束水平的降低。

表 3-7 中介效应分析结果.

	Δloan	Δexfin	ROA	tax
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
treat \times post	0.0116** (0.0055)	0.0559*** (0.0109)	0.0051** (0.0024)	0.0467*** (0.0117)
size	-0.0034 (0.0024)	-0.0325*** (0.0063)	-0.0143*** (0.0015)	0.0020 (0.0050)
lev	-0.1036*** (0.0231)	0.1358*** (0.0494)	-0.0180*** (0.0055)	0.0374* (0.0208)
ROE	0.0365 (0.0430)	0.4265*** (0.1043)	0.0743*** (0.0071)	-0.1323*** (0.0373)
fixed	-0.0864*** (0.0224)	0.0881** (0.0363)	-0.0103 (0.0071)	-0.0159 (0.0224)
growth	0.0196* (0.0101)	0.0041 (0.0178)	0.0147*** (0.0013)	
indep	0.0787** (0.0320)	0.1922*** (0.0659)	0.0026 (0.0131)	
age	-0.0001 (0.0010)	0.0001 (0.0012)	0.0001 (0.0002)	
soe	0.0016 (0.0053)	-0.0240 (0.0262)	-0.0105*** (0.0037)	-0.0115 (0.0086)
loss			0.0377*** (0.0115)	
常数项	0.1329** (0.0655)	0.5644*** (0.1330)	0.3798*** (0.0432)	0.2230** (0.1086)
样本量	15101	8053	21067	19290
调整 R ²	0.0125	0.0148	0.0860	0.1057

4 基于因果森林的“一带一路”政策对企业融资约束的异质性处理效应分析

4.1 数据及变量选择

本章中我们使用的实验数据仍是前文中的面板数据。在此基础上，为了保证处理组和控制组在数据量上的比例符合因果森林算法的要求，我们对处理组数据做了一定量的剔除。

在变量选择上，因果森林算法涉及到的变量类型有结果变量、处理变量和协变量。其中结果变量 Y 为企业融资约束，仍用 KZ 指数来度量；处理变量 W 是划分处理组和控制组的依据，若某企业被归类为同花顺数据库中“一带一路”概念板块的一员（即 $treat$ 变量等于 1），并且该企业正处于“一带一路”政策启动实施之后的年份，即从 2014 年起（此时 $post$ 变量为 1），则将其划为处理组个体 ($W=1$)，其余样本为控制组个体 ($W=0$)；关于协变量特征 X ，这里我们选取了资产负债率 (lev)、企业规模 (size)、企业年龄 (age)、产权性质 (soe)、两职合一 (dual)、第一大股东持股比例 (top1)、固定资产占比 (fixed)、独立董事比例 (indep)、净资产收益率 (ROE)、成长能力 (growth)、净利润 (profit) 这 11 个反映了企业各方面特征的变量。

4.2 因果森林模型构造

上面使用双重差分法时，我们关注的是平均处理效应，现在我们考虑“一带一路”政策对不同企业融资约束间的异质性处理效应。因果森林 (Causal Forest) 算法可以很好地实现这种需求。因果森林算法是随机森林和因果推断的结合，其基本板块为因果树，并使用集成 (Bagging) 的方法进行抽样建模。

因果森林算法的主要实现步骤如下：

(1) 对于协变量特征集 X 、干预变量 W 、结果变量 Y ，采用无放回抽样从原始数据集 $\{1, \dots, N\}$ 中随机抽取样本量为 s ($s < N$ ，默认比例为 50%) 的子集 b ，继而将其随

机分成样本量为 $s/2$ 的两等份，分别作为训练集样本 T 和估计集样本 E 。

(2) 先用样本 T 的数据，以特征变量 X 和结果变量 Y 基于递归分区的方式构造因果树模型。即从根节点开始自顶向下对样本进行划分，基于 $X_i \leq x$ 或 $X_i > x (i \in T)$ 按照节点分割准则将父节点分裂为左右两个子节点，这里的树分裂规则是各分裂节点异质性最大化，即进入同一子节点的用户处理效应尽量相同且不同节点的用户处理效应差异大。然后子节点按照相同的准则继续分割，直到新的节点不再生成为止。同时需要确定模型的处理效应估计值的准确性，即各个组内的个体的处理效应值和组内平均处理效应值的 MSE (Loss) 最小化，总体而言，组内效应估计方差最小化，组间异质性最大化。

(3) 因果树生成后，给定一个叶子节点 L ，可以得到节点预测值

$$\hat{\mu}(x) = \frac{1}{|\{i : X_i \in L(x)\}|} \sum_{\{i : X_i \in L(x)\}} Y_i. \quad (4-1)$$

利用公式计算每个叶子节点上个体的处理效应，即

$$\hat{\tau}_i(x) = \frac{1}{|\{i : W_i = 1, X_i \in L\}|} \sum_{\{i : W_i = 1, X_i \in L\}} Y_i - \frac{1}{|\{i : W_i = 0, X_i \in L\}|} \sum_{\{i : W_i = 0, X_i \in L\}} Y_i, \quad (4-2)$$

其中公式的前半部分表示在叶子节点 L 中处理变量 W 为 1，所有个体的响应变量 Y 的均值；后半部分表示叶子节点 L 中处理变量 W 为 0，所有的个体响应变量 Y 的均值。此步骤中， $i \in E$ 。

(4) 重复上述步骤 B 次，最终形成有 B 棵因果树的因果森林，此时第 i 个个体的处理效应综合 B 棵树的均值进行计算，公式为：

$$\hat{\tau}_i(x) = B^{-1} \sum_{b=1}^B \hat{\tau}_{i,b}(x). \quad (4-3)$$

以上过程中，样本 T 的数据用于树的构造，样本 E 的数据用于个体处理效应的计算。也就是说，估计集样本中的所有观测值都将落在先前拟合的树上，直到其落入终端节点为止。然后，根据终端节点中估计集样本的处理组和控制组观测值之间的平均结果差异来得出对处理效应的预测。使用这样的“诚实”树，因果森林所得到的估计量是一致且渐近正态的。

对于具体的算法程序，通过 R 语言中的广义随机森林“grf”程序包中的 causal_forest 命令来实现。本文的因果森林中包含了 2000 棵因果树，其余的模型参数则均由

causal_forest 函数的自动调整程序确定.

4.3 平均处理效应分析

通过因果森林模型，我们既可以得到“一带一路”政策对企业融资约束的个体处理效应（Individual Treatment Effect, ITE），也可以得到平均处理效应（ATE）。估计结果表明，ATE 的估计值为-1.2997，标准误为 0.0941，说明“一带一路”政策对企业融资约束具有负向的处理效应。ATE 的 95%置信区间为 -1.2997 ± 0.185 ，可见其在 95%的置信区间内均为负值。为了检验“一带一路”政策对企业融资约束的这种负向影响是否显著，进行相应的显著性检验，检验结果如表 4-1 所示。

表 4-1 平均处理效应的显著性检验.

	估计值	标准误	T 值	P 值
ATE	-1.2997	0.0941	-13.8070	<2.26e-16***

从表 4-1 中可以看出，ATE 的估计结果在 1% 的显著性水平下显著为负，即参与“一带一路”政策能使得企业的融资约束得到显著缓解。这一发现与我们前文在双重差分分析中的结果相一致。双重差分和因果森林模型的结果都表明，从整体上来看，“一带一路”政策使得参与企业的融资约束得到缓解。这种一致性表明，虽然研究方法不同，我们的发现是稳健的。

尽管如此，平均处理效应仅仅给出了“一带一路”政策对企业融资约束的整体处理效应的信息，为了研究每个企业个体受到政策的影响，还需要计算每个特征下的条件平均处理效应，分析其在各个特征下的处理效应的异质性。

4.4 异质性检验

在进行“一带一路”政策对企业融资约束处理效应的异质性分析之前，需要先检验这种处理效应是否存在异质性。首先，我们可以根据因果森林算法估计出的处理效应的频数分布直方图来进行一个初步判断。处理效应直方图如图 4-1 所示，它展示了个体处理效应估计值的分布情况。从图中我们可以看出，所有的处理效应估计值均为负值，范围在-2.1 到-0.7 之间，在-1.6 和-1.1 附近分别达到了峰值，总体来说分布不算集中。这

表明“一带一路”政策对于不同企业个体的融资约束的处理效应是不同的，可能存在异质性处理效应。下面我们使用更严格的统计方法来检验这种异质性。

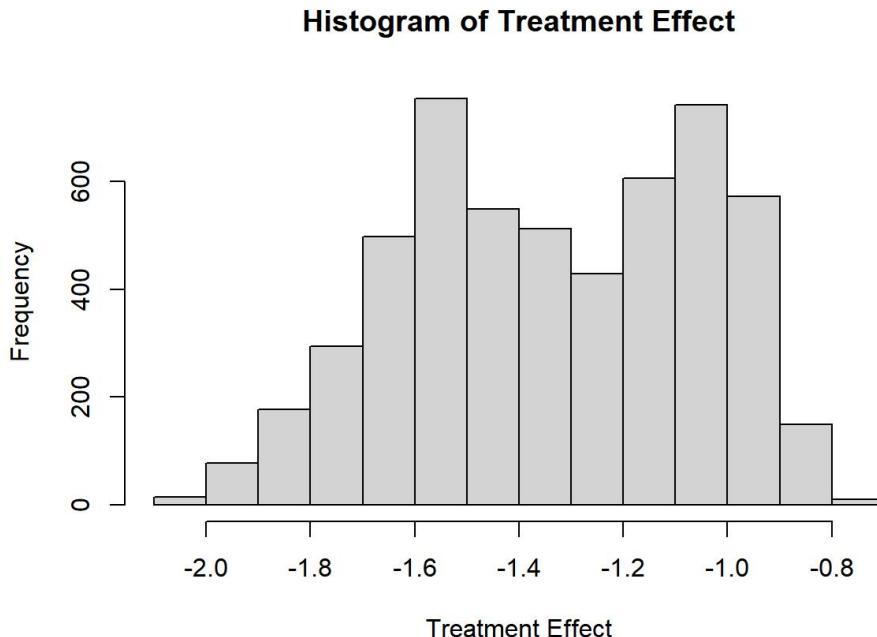


图 4-1 处理效应频数直方图。

我们使用 Chernozhukov 等人^[105]提出的最优线性预测法（Best Linear Predictor）来进行处理效应的异质性检验。该方法构建了如下的回归模型：

$$Y_i - \hat{m}^{-i}(X_i) = \beta_1 \bar{\tau}(W_i - \hat{e}^{-i}(X_i)) + \beta_2 (\hat{\tau}^{-i}(X_i) - \bar{\tau})(W_i - \hat{e}^{-i}(X_i)) + \varepsilon_i, \quad (4-4)$$

其中 $\hat{m}^{-i}(X_i)$ 、 $\hat{e}^{-i}(X_i)$ 和 $\hat{\tau}^{-i}(X_i)$ 分别为因果森林中结果变量的预测值 $m(x) = E[Y_i | X_i = x]$ 、倾向得分 $e(x) = P[W_i = 1 | X_i = x]$ 和处理效应 $\tau(x)$ 的袋外估计结果，且 $\bar{\tau}$ 为各个特征 X_i 下 τ 的平均值。这里有两个回归系数 β_1 和 β_2 。 β_1 用来衡量因果森林是否充分捕捉了平均处理效应，若 β_1 显著，则证明平均处理效应被因果森林模型充分捕获了。 β_2 用于检验处理效应是否存在异质性，是需要重点关注的。若 β_2 显著且 $\beta_2 > 0$ ，则说明处理效应存在显著的异质性。具体检验结果见表 4-2。

表 4-2 中， β_1 和 β_2 的结果都在 1% 的显著性水平下显著为正，这说明因果森林模型很好地捕捉了平均处理效应，且可以拒绝处理效应没有异质性的原假设，说明处理效应的异质性是存在的。

表 4-2 处理效应的异质性检验.

参数	估计值	标准误	T 值	P 值
β_1	0.9340	0.0693	13.4843	<2.26e-16***
β_2	1.5774	0.3229	4.8857	<5.302e-07***

4.5 特征重要性分析

为了分析“一带一路”政策对不同企业融资约束的异质性因果效应，需要确定的是这种异质性的来源。因果森林模型继承了随机森林模型的一个优势，即可以从模型结果中识别每一个特征变量的重要性。变量的重要性，在这种情况下，指的是衡量各个变量对模型预测性能的相对贡献程度。该重要性度量是基于袋外样本集合上平均精度损失来确定的，其中平均精度下降通过使用均方误差这一指标来量化。在构建因果树的过程中，对于每个分叉节点，计算使用给定特征变量进行分割后均方误差的变化量。接着计算所有树中每个特征变量作为分割变量时导致均方误差减少的平均量。均方误差减少的越多，则该特征变量对于处理效应分析的重要性就越高。

图 4-2 展示了特征变量重要性及排序的结果。变量重要性的结果显示，企业的资产负债率（lev）对模型有最大的贡献，其重要性得分为 0.295，远高于其他变量。此外，企业规模（size）与净利润（profit）的重要性得分分别为 0.176 和 0.141，也表明这些变量在“一带一路”政策对企业融资约束作用效果的传递机制中起着重要作用。相比之下，两职合一（dual）和产权性质（soe）的重要性相对来说较低。

这些特征变量的重要性结果为接下来要做的处理效应的异质性分析提供了较大的依据。使用传统的计量方法研究处理效应的异质性时，通常采用分组的方式，带有主观性且效率较低。而使用因果森林算法，在“种植”因果树的过程中，特征变量的全域空间被细分成多个细分区域，在这些子区域内独立计算处理组与对照组之间的平均处理效应，这样做好处是可以有效减少人为划分组别时的主观性影响。我们会依据变量重要性排名，结合一些企业实际重要经济特征的考量，选择出相应的变量，作为异质性因果效应的来源，分析这些变量处于不同的水平时，“一带一路”政策对企业融资约束的处理效应有何差异。

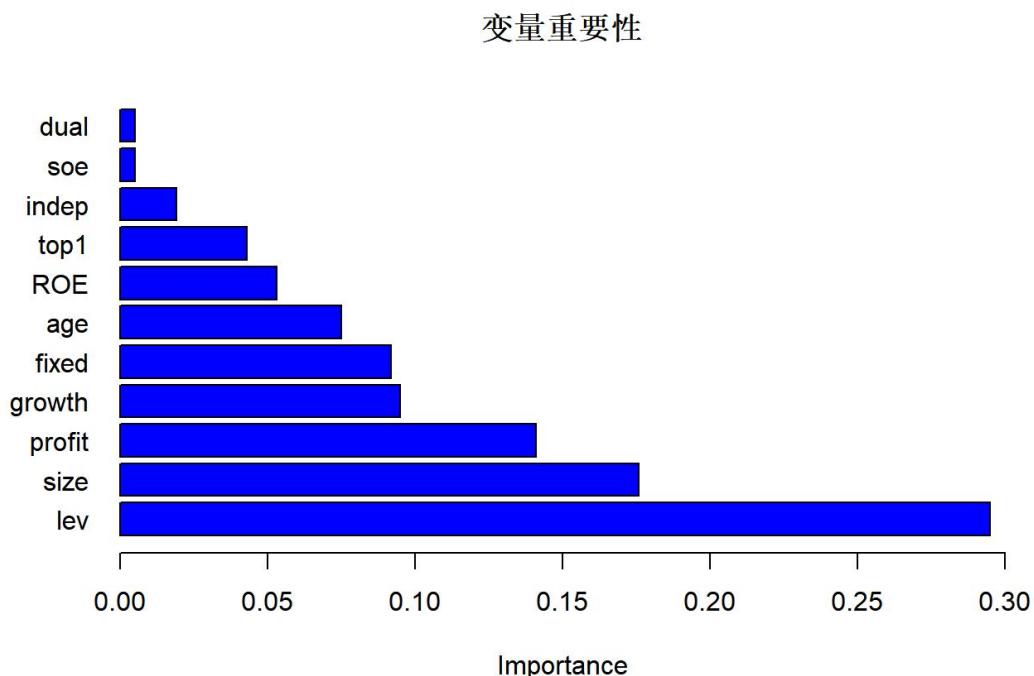


图 4-2 变量重要性排序.

4.6 异质性处理效应分析

接下来具体分析“一带一路”政策对企业融资约束处理效应的异质性，以揭示不同企业群体在“一带一路”政策影响下的差异表现。结合梅冬州等人^[106]的研究，本文选取了四个企业特征来进行异质性分析，分别是企业规模（size）、资产负债率（lev）、净资产收益率（ROE）以及第一大股东持股比例（top1），研究条件平均处理效应（CATE）是如何随着这些协变量的变化而变化的。

4.6.1 基于财务杠杆率的异质性

我们的分析显示，企业的资产负债率（lev）在评估“一带一路”政策对企业融资约束的处理效应时是一个关键特征。图 4-3 展示了“一带一路”政策对企业融资约束的条件平均处理效应与企业资产负债率的关系。如图 4-3 所示，随着资产负债率的增加，条件平均处理效应始终为负且绝对值随之增大。这种关系在一定程度上表明，在“一带一路”政策作用下，资产负债率较高的企业其融资约束受政策影响而得以缓解的程度更大。出现这种情况的原因可能是，资产负债率高的企业的运行高度依赖外部融资和债务，

有非常大的融资需求，企业的融资能力可能得到的提升空间大，而“一带一路”政策进一步拓宽了其融资渠道和融资成本，因此“一带一路”政策对这类企业的条件平均处理效应更大。然而，当资产负债率过高（超过 0.8）时，条件平均处理效应的绝对值有减小的趋势。这可能是由于企业面临较大的偿债压力，限制了其进一步的融资能力，导致“一带一路”政策的作用效果减弱。

以上结果强化了对企业财务杠杆率和“一带一路”政策效应之间关系的理解。识别和量化这种异质性是至关重要的，政策制定者在设计政策时需要考虑企业的债务水平，特别是在高杠杆环境下。对于资产负债率水平差异较大的企业应给予不同的支持措施。

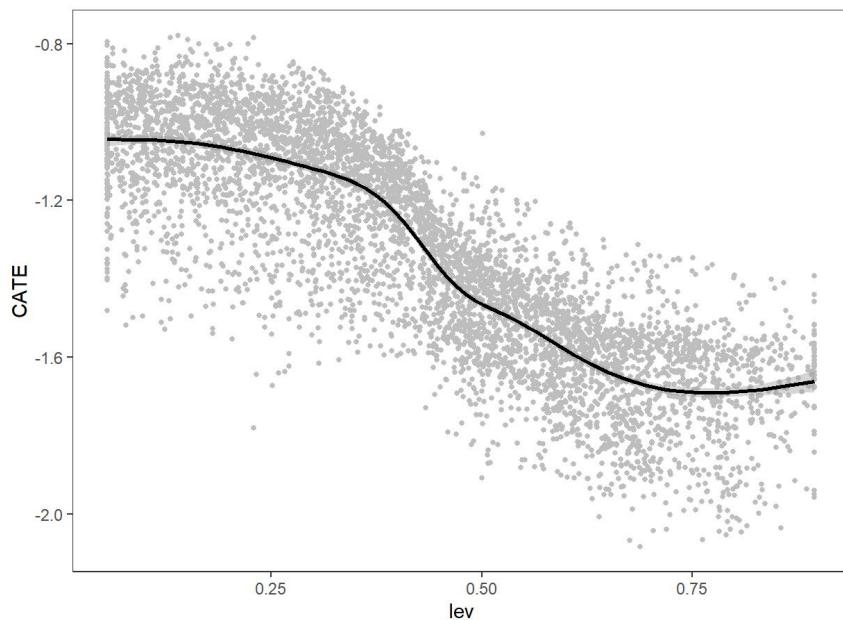


图 4-3 条件平均处理效应随企业资产负债率变化情况。

4.6.2 基于企业规模的异质性

企业规模 (size) 也是影响企业融资约束受“一带一路”政策影响程度的重要特征。图 4-4 为“一带一路”政策对企业融资约束的条件平均处理效应与企业规模的关系图。从图中我们可以观察到条件平均处理效应随企业规模的变化呈现出非线性关系。在较小规模的企业中，条件平均处理效应的绝对值较小，暗示这些企业可能受“一带一路”政策的影响相对较小。随着企业规模的增长，条件平均处理效应的绝对值增大，这可能表明较大的企业能够享受更多“一带一路”政策带来的红利。不过，在某一点之后，随着企业规模的进一步增加，条件平均处理效应的绝对值又开始稍有减小。这可能是因为政策

影响程度达到了瓶颈，规模非常大的企业可能由于其复杂性和强大的资金链条，“一带一路”政策对其整体融资状况的影响反而没有特别大。

这一发现提供了深入理解“一带一路”政策效应和企业规模之间关系的视角，强调了在衡量政策效应时需要考虑基于企业规模的异质性。政策制定者可能需要特别关注小型企业，因为他们可能本身融资较为困难，加之融资约束受政策影响的程度较小，需要更多的支持来应对融资问题。同时，对于大型企业，政策的设计可能需要考虑其在经济中的重要作用和可能的系统性影响。

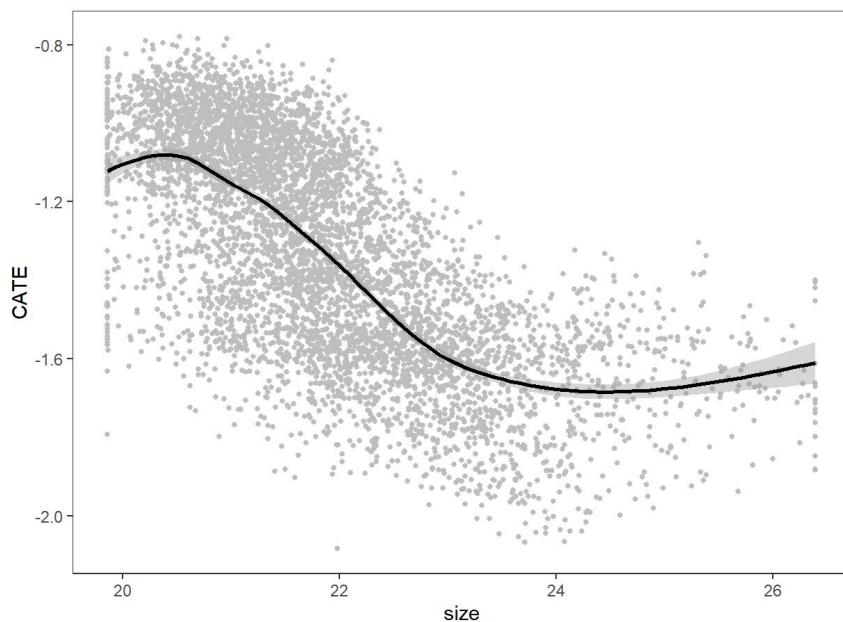


图 4-4 条件平均处理效应随企业规模变化情况。

4.6.3 基于企业盈利能力的异质性

企业的盈利能力与其融资约束受“一带一路”政策的影响大小之间存在着复杂的关系。如图 4-5 所示，条件平均处理效应与净资产收益率（ROE）之间的关系并非简单的线性关系，而是表现出一种明显的非线性模式。特别是，当企业的 ROE 为负时，条件平均处理效应呈现较大的负值，由此表明这些处于亏损状态的企业其融资约束受“一带一路”政策的影响得到了很大程度的缓解。这可能是因为资不抵债的企业本身融资约束非常严重，在有了“一带一路”政策的支持后，这种融资最困难的状况较易得到明显改善。随着 ROE 从负值向零提高，条件平均处理效应的负值减少，当 ROE 在零附近时，条件平均处理效应的绝对值最小。表明当企业处于盈亏中间的状态时，“一带一路”政

策所带来的的边际效应最小。值得注意的是，当 ROE 为正值时，条件平均处理效应的绝对值再次增加。这表明对于有一定盈利能力的企业，随着盈利水平的增加，能更充分地利用“一带一路”政策的优势，结合自身良好经营状况，获取更多的融资支持，更大程度地缓解融资约束。

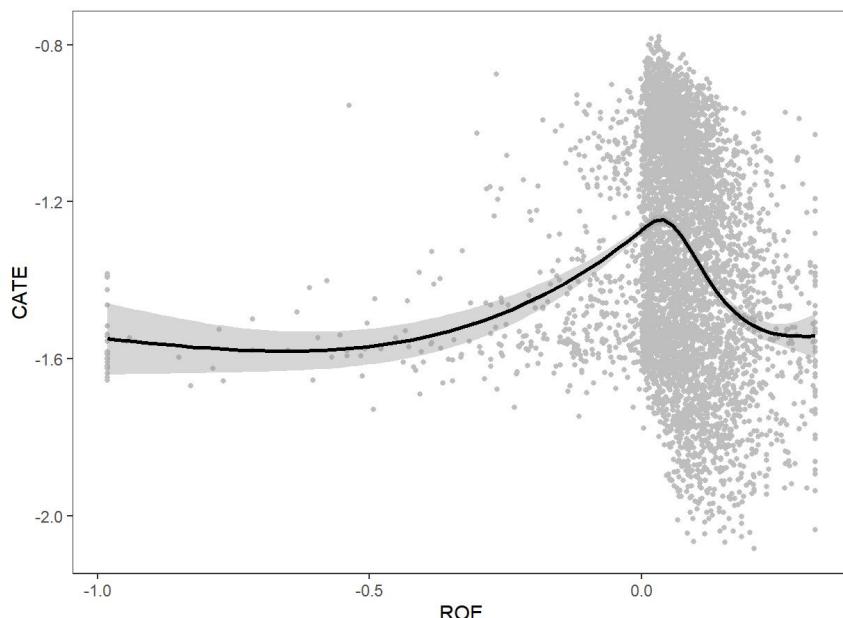


图 4-5 条件平均处理效应随企业资产回报率变化情况。

4.6.4 基于第一大股东持股比例的异质性

企业的第一大股东持股比例 (top1) 也是影响“一带一路”政策对企业融资约束的处理效应的一个特征。图 4-6 展示了“一带一路”政策对企业融资约束的条件平均处理效应与企业第一大股东持股比例的关系。从图中观察到的趋势显示，当第一大股东的持股比例较低（约 30%以下）时，条件平均处理效应的绝对值较小，这表明持股分散的企业其融资约束受“一带一路”政策影响而缓解的程度较小。随着第一大股东持股比例的增加，条件平均处理效应的绝对值增大，说明持股集中度较高的企业能够更好地运用“一带一路”政策带来的优势来缓解自身融资约束。这可能是因为持股集中的企业管理效率较高，大股东更有动力和资源做好企业的经营管理，包括充分响应政策、利用政策优势摆脱企业的融资困境。

由此可知，在制定和实施“一带一路”相关政策时，需要关注并平衡企业内部的股权结构。既要避免股权过于分散导致的决策效率低下，也要适当防止股权过于集中带来

的风险。一个合理、适度的股权结构有助于企业更好地利用“一带一路”政策带来的融资机遇，从而更大程度地降低融资约束水平。

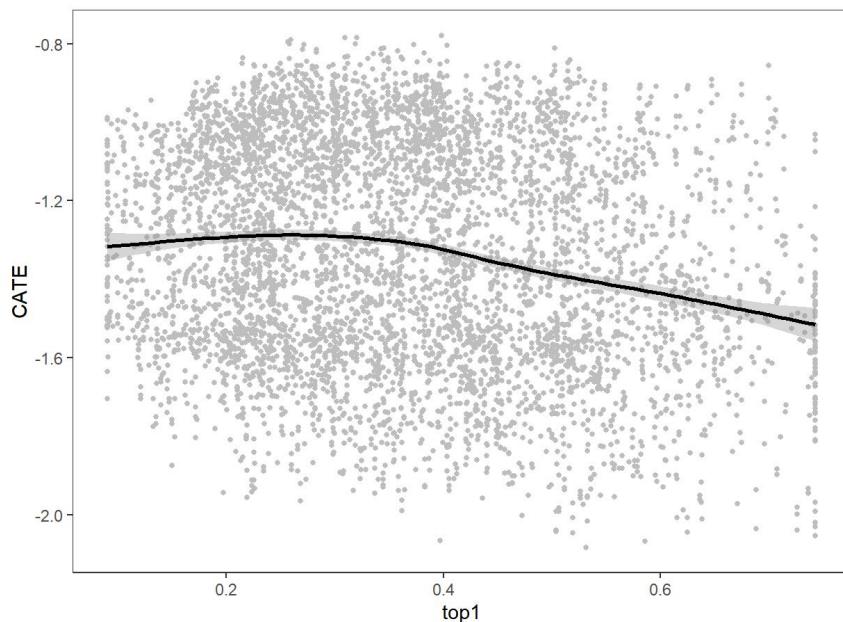


图 4-6 条件平均处理效应随企业第一大股东持股比例变化情况。

在讨论这些结果时，应当注意的是图像所揭示的非线性趋势是对现实世界复杂性的简化表示，每个企业的具体情况都可能不同，因此，这些趋势应该被视为指导性的，而不是确定性的。未来的研究可能会进一步探究这种非线性关系背后的原因，以及如何在政策设计中有效地考虑这些复杂的动态。

从政策制定和调整的角度来看，“一带一路”政策对企业融资约束的异质性处理效应突显了针对性政策措施的重要性。虽然“一带一路”政策旨在提供普遍的企业融资约束缓解，但其效应在不同企业间是有所差异的。因此，制定细化的政策措施以考虑企业间的差异，确保政策可以在不增加企业之间不平等的前提下，为不同类型的企业带来益处，将是重要的政策设计考虑。此外，在未来的研究中，深入探讨为何某些企业会受到比其他企业更大的政策影响将是有意义的。这可能涉及对企业内部管理、行业特性、市场环境等多个方面的深入分析，这些细节的分析将有助于更全面地理解“一带一路”政策对企业融资约束的影响。

5 结论与建议

5.1 研究结论

本文基于“一带一路”政策这一准自然实验，使用双重差分法和因果森林算法，以中国 2010-2022 年 A 股上市企业的面板数据为样本，深入研究了“一带一路”政策对企业融资约束的影响，主要得到了如下结论：

(1) 从总体平均水平看，“一带一路”政策对企业融资约束有显著的负向影响，即参与“一带一路”政策的企业与未参与的企业相比，融资约束水平有所下降。基准双重差分的结果显示平均处理效应显著为负，这表明“一带一路”政策给企业带来了融资方面的便利，降低了企业的融资成本和风险。这一结论在经过安慰剂检验和稳健性检验后依然成立，表明“一带一路”政策对企业融资约束的缓解作用具有可靠性和稳定性。从影响机制看，“一带一路”政策对企业融资约束的影响主要通过增加企业的银行信贷支持、扩大企业的外部融资来源、提高利润率、增加税收优惠等渠道来实现。通过中介效应分析发现，企业参与“一带一路”倡议后，其在这些中介变量方面体现出了一定的优势来，从而进一步导致了融资约束水平的降低。

(2) 从影响的异质性看，“一带一路”政策对不同类型企业融资约束的影响呈现出显著的异质性特征。这意味着不同特征的企业在受到政策影响时，其融资约束的缓解程度存在明显差异。经过最优线性预测检验，验证了异质性处理效应的存在。根据因果森林算法的特征变量重要性排序，识别出财务杠杆率、企业规模、盈利能力和第一大股东持股比例等关键特征变量，这些变量是政策处理效应异质性的主要来源。进一步分析条件平均处理效应发现，对于资金杠杆率较高、企业规模较大、亏损严重或盈利能力强、股权集中度较高的企业，其融资约束水平受“一带一路”政策影响而得到缓解的程度更大。这一结论揭示了政策对不同特征企业的差异化影响，为政策制定者提供了更精准的决策依据。

5.2 政策建议

基于本文的研究发现，特此提出如下的政策建议：

一、政府层面，作为政策制定者，应持续深化对“一带一路”倡议的推进。政府不仅加大对政策的宣传力度，提升企业的参与度和认知度，更要针对不同企业类型和规模，设计并执行更加精细化的扶持政策。比如，通过税收减免、专项贷款等措施，直接减轻企业融资压力。对于资金杠杆率较高的大型企业，政府可考虑设立专项基金，用于支持其境外投资和产能合作，降低其融资成本，同时加强对其债务风险的监控和预警，确保其稳健运营。对于规模适中但亏损严重的企业，政府可通过税收减免、贷款贴息等方式，帮助其渡过难关，实现转型升级。此外，对于盈利能力强、股权集中度较高的企业，政府可简化审批流程，提供便捷高效的政务服务，鼓励其加大创新投入，提升国际竞争力。同时，政府还应加强与国际金融机构的合作，推动建立多元化的融资体系，为企业提供更多融资渠道。此外，政府应加强对“一带一路”沿线国家政治、经济、法律等风险的评估，为企业提供风险预警和应对建议，降低企业境外投资的风险。

二、对于企业而言，应抓住“一带一路”倡议带来的机遇，积极探索多元化的融资渠道，降低对单一融资渠道的依赖，优化融资结构，降低融资成本。不同企业在“一带一路”政策下的融资约束缓解程度具有异质性，因此企业应结合自身特点制定融资策略。对于资金杠杆率较高的企业，应积极利用政策优势，优化债务结构，降低财务成本，同时加强内部管理，提升经营效率，以减轻融资压力。规模较大的企业则可发挥规模效应和品牌优势，通过跨境并购、产业链整合等方式，扩大融资渠道，提升国际影响力。对于亏损严重但具备转型潜力的企业，应抓住“一带一路”机遇，通过技术创新、市场拓展等方式实现转型升级，同时积极寻求与政府、金融机构的合作，争取更多的政策支持和融资支持。对于盈利能力强、股权集中度较高的企业，则应加强与国际资本市场的对接，通过发行债券、股票等方式筹集资金，扩大融资规模，降低融资成本。此外，企业还应加强风险防控意识，建立健全风险管理体系，对境外投资项目进行充分的风险评估和论证，确保投资安全。同时，企业还应加强与金融机构的沟通合作，利用金融机构的专业服务提升融资效率，降低融资风险。

三、金融机构在支持“一带一路”建设中发挥着重要作用，应积极响应“一带一路”倡

议，创新金融服务模式，加大对企业的融资支持力度。针对不同企业的融资需求和特点，金融机构可以设计差异化、个性化的融资解决方案，如开发适应“一带一路”项目的专项贷款、债券发行等融资工具，为企业提供多元化融资选择。对于资金杠杆率较高、规模较大的企业，金融机构可通过银团贷款、联合授信等方式分散风险，提供长期稳定的资金支持。对于亏损严重但具有潜力的企业，金融机构可探索投贷联动等模式，提供股权和债权相结合的融资支持，帮助企业实现转型升级。同时，金融机构应加强与政府的沟通合作，共同推动“一带一路”政策的落地实施，利用政策红利，降低融资成本，提高融资效率。

综上所述，政府、企业和金融机构等多方在推动“一带一路”建设中应形成合力，共同应对企业融资约束问题。通过政策引导、企业自我调整以及金融机构的支持与服务，共同推动不同企业在“一带一路”建设中实现稳健发展，实现共赢局面。同时，各方还应关注政策实施过程中的风险和问题，及时进行调整和优化，确保政策目标的实现。

5.3 不足与展望

本文的研究还有一些不足和局限，需要在未来的研究中加以改进和完善。本文的展望如下：

(1) 本文判断企业是否参与“一带一路”政策的方法为查看企业是否为同花顺“一带一路”概念板块企业，这种界定方法可能存在一定的偏误。未来的研究可以尝试使用从更广泛和更全面的角度，综合一些具体指标来进行判断，以检验本文的研究结论的稳健性和普遍性。

(2) 本文使用因果森林算法得出了“一带一路”政策对企业融资约束的异质性影响，并给出了在四个企业特征下的条件平均处理效应，但是并未深究这些企业特征的不同水平和不同的处理效应背后深层次的逻辑关系。此外，文中所涉及的企业特征并不全面，还有其他企业特征可以探索。

(3) 本文的机制分析来源于信贷资源获取、利润率和融资成本等中介变量，可能存在一定的遗漏偏误，不能完全揭示“一带一路”政策对企业融资约束的影响的作用机制。未来的研究可以尝试使用更多和更细致的中介变量，如企业的创新能力、竞争力、国际化程度等。

参考文献

- [1] 商务部对外投资和经济合作司. 2023 年 1-9 月我对“一带一路”共建国家投资合作情况[EB/OL]. <http://hzs.mofcom.gov.cn/article/date/202310/20231003449862.shtml>, 2023-10-30/2023-12-20.
- [2] 孙楚仁, 张楠, 刘雅莹. “一带一路”倡议与中国对沿线国家的贸易增长[J]. 国际贸易问题, 2017, (02): 83-96.
- [3] 葛纯宝, 于津平. “一带一路”沿线国家贸易便利化与中国出口——基于拓展引力模型的实证分析[J]. 国际经贸探索, 2020, 36(09): 22-35.
- [4] 方慧, 赵胜立. “一带一路”倡议促进了中国产业结构升级吗?——基于 285 个城市的双重差分检验[J]. 产业经济研究, 2021, (01): 29-42.
- [5] 王恕立, 吴楚豪. “一带一路”倡议下中国的国际分工地位——基于价值链视角的投入产出分析[J]. 财经研究, 2018, 44(08): 18-30.
- [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, 44(04): 20-33.
- [7] 吕越, 陆毅, 吴嵩博等. “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, 54(09): 187-202.
- [8] 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, 2019, (03): 43-61.
- [9] 赵甜, 曹守新. “一带一路”倡议对中国企业创新效率的影响研究[J]. 国际贸易, 2023, (12): 61-71.
- [10] Stein C J. Chapter 2 Agency, information and corporate investment[J]. Handbook of the Economics of Finance, 2003, (1): 111-165.
- [11] Allen F, Qian J, Qian M. Law, finance, and economic growth in China[J]. Journal of Financial Economics, 2004, 77(1): 57-116.
- [12] 吴军, 白云霞. 我国银行制度的变迁与国有企业预算约束的硬化——来自 1999~2007 年国有上市公司的证据[J]. 金融研究, 2009, (10): 179-192.
- [13] 陈彪, 罗鹏飞, 杨金强. 银税互动、融资约束与小微企业投融资[J]. 经济研究, 2021, 56(12): 77-93.

- [14] Cheng B, Ioannou I, Serafeim G. Corporate social responsibility and access to finance[J]. Strategic Management Journal, 2014, 35(1): 1-23.
- [15] Osano M H, Langutone H. Factors influencing access to finance by SMEs in Mozambique: case of SMEs in Maputo central business district[J]. Journal of Innovation and Entrepreneurship, 2016, 5(1): 1-16.
- [16] 郭娜, 范书亭, 李坤青. 银企关系视角下我国中小企业信贷约束研究——中小企业融资调查问卷的分析[J]. 投资研究, 2020, 39(06): 26-35.
- [17] 赵瑞瑞, 张玉明, 刘嘉惠. 金融科技与企业投资行为研究——基于融资约束的影响机制[J]. 管理评论, 2021, 33(11): 312-323.
- [18] Chen M, Guariglia A. Internal financial constraints and firm productivity in China: Do liquidity and export behavior make a difference?[J]. Journal of Comparative Economics, 2013, 41(4): 1123-1140.
- [19] 谢军, 黄志忠. 区域金融发展、内部资本市场与企业融资约束[J]. 会计研究, 2014, (07): 75-81.
- [20] 张三峰, 张伟. 融资约束、金融发展与企业雇佣——来自中国企业调查数据的经验证据[J]. 金融研究, 2016, (10): 111-126.
- [21] Chen L, Mengxu X. Green finance reform and corporate innovation: Evidence from China[J]. Finance Research Letters, 2022, 48.
- [22] 张成思, 孙宇辰, 阮睿. 宏观经济感知、货币政策与微观企业投融资行为[J]. 经济研究, 2021, 56(10): 39-55.
- [23] 吴晓俊. 地方政府政策对中小企业融资成本影响的实证研究[J]. 财政研究, 2013, (09): 53-56.
- [24] 阳海林. 基于金融发展、会计稳健性视角“一带一路”企业融资约束研究[J]. 新会计, 2016, (07): 23-25.
- [25] 李铮, 罗晨. “一带一路”国际项目融资问题及政策建议[J]. 国际商务财会, 2018, (05): 12-14.
- [26] 邓忠奇, 陈甬军. “一带一路”背景下融资方公私合营模式的资本结构分析[J]. 产业经济研究, 2018, (03): 90-102.
- [27] 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, (07): 155-173.
- [28] 王琳璘, 邓欣晨, 潘冬等. “一带一路”倡议提升了企业投资效率吗——来自能源产业的证据[J].

- 财会月刊, 2020, (08): 41-49.
- [29] 赵玉洁, 滕倩. 自由贸易试验区的设立缓解了企业融资约束吗?——基于自由贸易试验区设立的准自然实验[J/OL]. 企业经济, 2024(01): 44-53.
- [30] 张先锋, 杨栋旭, 张杰. 对外直接投资能缓解企业融资约束吗——基于中国工业企业的经验证据[J]. 国际贸易问题, 2017, (08): 131-141.
- [31] 张长征, 刘冕, 任红. 江苏“一带一路”企业金融“贫困”评价研究[J]. 资源与产业, 2021, 23(05): 31-40.
- [32] 戴魁早, 黄姿, 俞志永. “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[J]. 中南财经政法大学学报, 2021, (06): 93-104.
- [33] 任雯婷, 蔡冬青. “一带一路”倡议与企业间资源再配置——基于准自然实验的证据[J]. 生产力研究, 2023, (05): 105-113+123.
- [34] 邵文武, 刘佳. “一带一路”倡议、企业异质性与融资约束[J]. 会计之友, 2022, (11): 31-39.
- [35] 罗长远, 曾帅. “走出去”对企业融资约束的影响——基于“一带一路”倡议准自然实验的证据[J]. 金融研究, 2020, (10): 92-112.
- [36] Pearl J. Causality: Models, reasoning, and inference, second edition[J]. Cambridge University Press, 2000.
- [37] Hernan M A, Robins J M. Causal inference: what if[M]. Boca Raton, USA: Chapman & Hall /CRC, 2020.
- [38] Rubin, Donald B. Estimating causal effects if treatment in randomized and nonrandomized studies[J]. Journal of Educational Psychology, 1974, 66(5): 688-701.
- [39] Imbens G W, Rubin D B. Causal inference for statistics, social, and biomedical sciences: an introduction[M]. Cambridge, UK: Cambridge University Press, 2015.
- [40] Rosenbaum P R, Rubin D B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects[J]. Biometrika, 1983, 70(1): 41-55.
- [41] Ashenfelter O. Estimating the effect of training programs on earnings[J]. The Review of Economics and Statistics, 1978, 60(1): 47-57.
- [42] Heckman J J, Robb R. Alternative methods for evaluating the impact of interventions[J]. Journal of Econometrics, 1985, 30(1-2): 239-267.

- [43] Thistlethwaite D L, Campbell D T. Regression-discontinuity analysis: An alternative to the ex post facto experiment[J]. *Journal of Educational Psychology*, 1960, 51(6): 309-317.
- [44] Hahn J, Todd P, Klaauw D V W. Identification and estimation of treatment effects with a regression-discontinuity design[J]. *Econometrica*, 2001, 69(1): 201-209.
- [45] Abadie A, Gardeazabal J. The economic costs of conflict: A case study of the Basque Country[J]. *The American Economic Review*, 2003, 93(1): 113-132.
- [46] Abadie A, Diamond A, Hainmueller J. Synthetic control methods for comparative case studies: Estimating the effect of California's tobacco control program[J]. *Journal of the American Statistical Association*, 2010, 105(490): 493-505.
- [47] Robins J M, Scheines R, Wasserman S L. Uniform consistency in causal inference[J]. *Biometrika*, 2003, 90(3): 491-515.
- [48] Vansteelandt S, Bekaert M, Claeskens G. On model selection and model misspecification in causal inference[J]. *Statistical Methods in Medical Research*, 2012, 21(1): 7-30.
- [49] Vanderweele T J. Counterfactuals and causal inference: Methods and principles for social research[J]. *Journal of the American Statistical Association*, 2009, 104(488): 1715-1716.
- [50] Stavola B L D, Daniel R M, Ploubidis G B, et al. Mediation analysis with intermediate confounding: Structural equation modeling viewed through the causal inference lens[J]. *American Journal of Epidemiology*, 2014, 181(1): 64-80.
- [51] 凌昱弢. 复杂生产过程中若干因果推断问题研究[D]. 上海: 上海交通大学, 2010.
- [52] 白仲林, 孙艳华. 一种协整时间序列的动态因果效应估计与推断方法[J]. *统计研究*, 2021, 38(10): 134-150.
- [53] 孙博然, 芦文丽, 陈永杰. 纵向研究中控制未测混杂因素的因果推断方法研究进展[J]. *中国卫生统计*, 2023, 40(1): 149-152.
- [54] 曹浩文, 杜育红. 教育研究中的因果推断方法探析——以班级规模与学业成绩的关系研究为例[J]. *上海教育科研*, 2015, (06): 40-43+31.
- [55] 王舒鸿, 崔欣, 姚守宇. 统计相关还是真实因果?——基于“因果推断”的新兴研究范式[J]. *金融与经济*, 2018, (08): 21-30.
- [56] 马忠贵, 徐晓晗, 刘雪儿. 因果推断三种分析框架及其应用综述[J]. *工程科学学报*, 2022, 44(06): 1-10.

- 7): 1231-1243.
- [57] 任国强, 王于丹, 周云波. 科学研究中因果推断的方法、应用与展望——以个体健康研究为例[J]. 人口与经济, 2022, (02): 1-25.
- [58] 李超, 求文星. 基于机器学习的因果推断方法研究进展[J]. 统计与决策, 2021, 37(11): 10-15.
- [59] 邹霞. 评估因果分析中的机器学习方法[D]. 厦门: 厦门大学, 2020.
- [60] Peters J, Janzing D, Schölkopf B. Elements of causal inference: foundations and learning algorithms[M]. Cambridge, MA, USA: MIT Press, 2017.
- [61] Cui P, Shen Z, Li S, et al. Causal inference meets machine learning[C]. KDD '20. The 26th ACM SIGKDD Conference on Knowledge Discovery and Data Mining. New York, USA: Association for Computing Machinery, 2020: 3527-3528.
- [62] Chernozhukov V, Newey W K, Singh R. Automatic debiased machine learning of causal and structural effects[J]. Econometrica, 2022, 90(3): 967-1027.
- [63] Sharma D, Willy C, Bischoff J. Optimal subset selection for causal inference using machine learning ensembles and particle swarm optimization[J]. Complex Intelligent Systems, 2020, 7(1): 41-59.
- [64] Lecca P. Machine learning for causal inference in biological networks[J]. Frontiers in Genetics, 2021, 12: 636.
- [65] Song G, Zheng H, Tan Z, et al. The impact of clean winter heating on air quality in China [J]. Nature Sustainability, 2023, 6(1): 50-56.
- [66] Crown W H. Real-world evidence, causal inference, and machine learning[J]. Value in Health, 2019, 22(5): 587-592.
- [67] Tony B, John L, Koen S, et al. Reflection on modern methods: when worlds collide-prediction, machine learning and causal inference[J]. International Journal of Epidemiology, 2019, 49(6): 2058-2064.
- [68] 张涛, 李均超. 网络基础设施、包容性绿色增长与地区差距——基于双重机器学习的因果推断[J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40(04): 113-135.
- [69] 王连军, 温桂荣, 罗长青. 经济政策评价与预测: 基于因果推断与机器学习的方法[M]. 北京: 经济科学出版社, 2021.

- [70] 田一川, 张茂英. 共同富裕视域下分配公平对幸福感的影响——因果推断与机器学习在社会科学中的融合应用[J]. 长江师范学院学报, 2024, 40(01): 1-12.
- [71] Yu H B, Liu J G, Liu L Q, et al. Intelligent robotics and applications[M]. Berlin, Germany: Springer, 2019.
- [72] Hu S S. The principle of automatic control[M]. Beijing:Science Press, 2007.
- [73] Schoelkopf B, Bengio Y. Towards causal representation learning[J]. Proceedings of the IEEE, 2021, 109(5): 869-883.
- [74] Wang Y, Luo Z. Causal discovery and causal inference based counterfactual fairness in machine learning[J]. ICASSP 2023-2023 IEEE International Conference on Acoustics, Speech and Signal Processing (ICASSP), 2023: 1-5.
- [75] Li Y, Chen J, Tsang I W, et al. Scalable and interpretable causal inference via variational autoencoders[J]. IEEE Transactions on Neural Networks and Learning Systems, 2021, 32(1): 3-16.
- [76] 兰雨姗, 郑思, 李姣. 机器学习方法在因果推断中混杂因素控制的应用[J]. 医学信息学杂志, 2022, 43(11): 20-26+33.
- [77] Athey S, Imbens G. Recursive partitioning for heterogeneous causal effects[J]. Proceedings of the National Academy of Sciences, 2016, 113(27): 7353-7360.
- [78] Wager S, Athey S. Estimation and inference of heterogeneous treatment effects using random forests[J]. Journal of the American Statistical Association, 2018, 113(523): 1228-1242.
- [79] Athey S, Tibshirani J, Wager S. Generalized random forests[J]. The Annals of Statistics, 2019, 47(2): 1148-1178.
- [80] Nandy P, Yu X, Liu W, et al. Generalized causal tree for uplift modeling[C]. 2023 IEEE International Conference on Big Data (BigData). Sorrento, Italy: IEEE, 2023: 788-798.
- [81] Zeng S, Bayir M A, Pfeiffer III J J, et al. Causal transfer random forest: Combining logged data and randomized experiments for robust prediction[C]. WSDM '21. Proceedings of the 14th ACM International Conference on Web Search and Data Mining. New York, USA: Association for Computing Machinery, 2021: 211-219.
- [82] 叶志豪. 基于随机森林和因果推断的Ohlson模型改进研究[D]. 南昌: 江西财经大学, 2023.
- [83] 梁龙跃, 肖茜. 空气污染、投资者关注与股票收益率——基于因果森林算法的实证[J]. 金融发展

- 研究, 2023, (05): 79-85.
- [84] 杜明军. 绿色金融对碳减排的因果森林处理效应及影响因素识别[J]. 金融理论与实践, 2023, (01): 82-97.
- [85] 胡尊国, 熊云晖, 邓理婕等. 区域协调发展政策效果的再评估——来自因果森林算法的异质性处理效应分析[J]. 经济学报, 2022, 9(02): 201-235.
- [86] 周文岳, 易飞, 李冰丽等. 因果森林在医学处理效应异质性评价中的基本原理与应用[J]. 中国循证医学杂志, 2023, 23(04): 485-491.
- [87] 周静修. 基于因果森林的连续处理效应估计方法研究及应用[D]. 成都: 西南财经大学, 2022.
- [88] 曹方圆. 基于 1-阶增广树研究构造K-阶贝叶斯因果森林模型[D]. 长春: 吉林大学, 2017.
- [89] Modigliani F, Miller M H. The cost of capital, corporation finance and the theory of investment[J]. The American Economic Review, 1958, 48(3): 261-297.
- [90] Myers S C, Majluf N S. Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have[J]. Journal of Financial Economics, 1984, 13(2): 187-221.
- [91] Bernanke B, Gertler M. Agency costs, net worth, and business fluctuations[J]. The American Economic Review, 1989, 79(1): 14-31.
- [92] Gertler M. Financial capacity and output fluctuations in an economy with multi-period financial relationships[J]. The Review of Economic Studies, 1992, 59(3): 455-472.
- [93] Stiglitz J E, Weiss A. Credit rationing in markets with imperfect information[J]. The American Economic Review, 1981, 71(3): 393-410.
- [94] 刘春红, 张文君. 宏观经济冲击与企业融资约束[J]. 南开管理评论, 2013, 16(03): 4-11.
- [95] 黄志忠, 谢军. 货币政策、融资约束与企业投资[J]. 金融研究, 2013, (02): 1-15.
- [96] Christophe J. Does the development of the financial sector ease the financing constraints of firms? Evidence from Chinese listed companies[J]. China Economic Review, 2011, 22(2): 240-254.
- [97] Fan J P H, Rui O M, Zhao M. Public governance and corporate finance: Evidence from corruption cases[J]. Journal of Comparative Economics, 2011, 39(3): 411-430.
- [98] Fazzari S M, Hubbard R G, Petersen B C. Financing constraints and corporate investment[J]. Brookings Papers on Economic Activity, 1988, 1988(1): 141-206.

- [99] Breiman L. Random Forests[J]. Machine Learning, 2001, 45(1): 5-32.
- [100] Kaplan S N, Zingales L. Do investment-cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints?[J]. Quarterly Journal of Economics, 1997, 112(1): 169-215.
- [101] 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, 51(06): 83-97.
- [102] 黎文靖, 李茫茫. “实体+金融”:融资约束、政策迎合还是市场竞争?——基于不同产权性质视角的经验研究[J]. 金融研究, 2017, (08): 100-116.
- [103] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析:方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014, 22(05): 731-745.
- [104] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022(05): 100-120.
- [105] Chernozhukov V, Demirer M, Duflo E, et al. Generic machine learning inference on heterogeneous treatment effects in randomized experiments, with an application to immunization in India[R]. Cambridge, MA, USA: National Bureau of Economic Research, 2018.
- [106] 梅冬州, 杨龙见, 高崧耀. 融资约束、企业异质性与增值税减税的政策效果[J]. 中国工业经济, 2022(05): 24-42.