

Information Asymmetry and Corporate Bond Issuance Premium:

Evidence from the KUNGFU bonds

by

Ruihua Luo

A Dissertation Presented in Partial Fulfillment
of the Requirements for the Degree
Doctor of Business Administration

Approved March 2024 by the
Graduate Supervisory Committee:

Shawn Huang, Co-Chair

Hong Yan, Co-Chair

Eric Chang

ARIZONA STATE UNIVERSITY

May 2024

信息不对称对公司发行债券利率水平影响研究：以中资房企美元债为例

罗瑞华

全球金融工商管理博士
学位论文

研究生管理委员会
于二零二四年三月批准：

黄晓川，联席主席
严弘，主席
张介

亚利桑那州立大学

二零二四年五月

ABSTRACT

Kungfu bonds are bonds denominated in dollars issued by mainland companies in overseas markets. In the past ten years, the issuance of Chinese dollar bonds has been in full swing. The Kungfu bond market is booming with China's economic development and the deepening of the capital market. Since 2019, the regulatory policies for the domestic real estate industry have gradually become stricter. Developers led by Evergrande and Country Garden have extremely tight cash flow, and their domestic and overseas financing channels are greatly restricted. In addition, due to the repeated impact of the epidemic, the risk exposure of Chinese-funded US dollar bonds and real estate debts has intensified. Due to the wave of defaults induced by the forced deleveraging of domestic regulators, overseas credit bonds with poor credit quality have been sold by investors. This paper looks into the interest rate level of Kungfu bonds as the research object, and examines the information asymmetry as the research entry point to conduct an in-depth quantitative study of the additional costs that mainland real estate companies need to pay for new bonds issued in the international market, and what factors may exacerbate or alleviate information asymmetry.

This study found that Mainland real estate companies need to pay an additional 1.2238% interest rate difference on average when issuing bonds in Hong Kong for the first time. In addition, Mainland real estate companies that have issued bonds in the international market pay a lower credit premium on average, which means that issuing

bonds in the international market can significantly enhance the company's reputation and alleviate information asymmetry among institutional investors, thereby reducing financing costs.

To sum up, this paper analyzes in depth the pricing problem of Chinese dollar bonds issued in the international market through the method of quantitative regression, enriches the related research on bond issuance pricing, and provides information necessary for practitioners to make investment decisions and for listed companies to make financing arrangements. It provides valuable suggestions, which may be applied to other industries.

摘要

中资美元债是大陆企业在以香港、新加坡为代表的海外市场发行以美元计价的债券。在过去近十年间，中资美元债的发行如火如荼的展开。截至 2022 年 6 月 17 日，中资美元债存量共 3612 只债券，总计规模约 11258 亿美元，中资美元债市场随中国经济发展和资本市场开放程度加深而蓬勃发展。

自 2019 年开始，针对境内房地产行业的监管政策逐步趋严，2020 年 8 月央行、银保监会提出的“三道红线、四档管理”的融资办法极大地限制了房地产过去所依赖的融资活动，以恒大、碧桂园为首的开发商现金流极度紧张，在境内与境外的融资渠道均受到极大限制。此外，受疫情反复影响，中资美元债地产债务风险暴露加剧，由于境内监管层强行降杠杆所诱发的违约潮导致境外信用质量较差的信用债券被投资者大幅抛售。在此背景之下，如何帮助境内房地产企业在国际金融市场有序、健康地开展融资活动便成为一个重要的问题。

本文以内陆房地产企业在国际市场发行中资美元债的利率水平为研究对象，从信息不对称现象作为研究切入点，深入定量研究内地房企在国际市场新发行债券需要支付的额外成本，以及哪些因素能够加剧或缓解信息不对称现象。

本文研究发现，内陆房地产企业在港首次发行债券平均需要额外支付 1.2238% 的利差，这一结果在控制了债券特征、发行方的财务状况、市场特征后，以及匹配了债券剩余期限后仍然显著。此外，已经在国际市场发行过债券的内陆房企平均而言需要支付的信用溢价更低，这意味着在国际市场发行债券能够显著提升公司知名度，缓解在机构投资者群体中的信息不对称现象，从而降低融资成本。

综上所述，本文通过定量回归的方式，深度剖析了中资美元债在国际市场发行时的定价问题，丰富了债券发行定价的相关研究，为从业人员进行投资决策、上市公司进行融资安排提供了有价值的参考建议，并且可以应用并拓展到其它行业之中。

目录

	页码
表格列表.....	vi
图表列表.....	vii
章节	
一、引言.....	1
1.1 研究背景.....	1
1.2 研究动机.....	6
1.3 研究意义与边际贡献.....	12
1.3.1 研究意义.....	12
1.3.2 本文创新点.....	14
1.3.3 本文研究缺陷.....	15
1.4 研究方法及相关研究框架.....	16
1.4.1 研究方法.....	16
1.4.2 研究框架.....	16
二、文献综述.....	18
2.1 信息不对称相关综述.....	18
2.2 债券定价研究综述.....	19
2.3 债券风险的相关研究综述.....	21
2.4 中资美元债定价综述.....	24

章节	页码
2.5 当前研究缺陷	26
三、理论假设与实验设计	28
3.1 理论假设.....	28
3.2 主要研究变量.....	30
3.3 实验设计	32
四、实证检验	34
4.1 数据来源.....	34
4.2 实证结果	38
4.2.1 基准回归结果	38
4.2.2 公司债券发行次数和超额融资利差	43
4.2.3 债券发行信息不对称与信用评级	45
4.3 调节效应检验.....	48
4.3.1 开具维好协议对信息不对称的调节作用	48
4.3.2 是否非上市公司对信息不对称的调节作用	51
4.3.3 是否非地方性公司对信息不对称的调节作用	53
五、稳健性检验.....	56
5.1 稳健回归标准误	56
5.2 变量正态分布假设检验	59
六、结论与展望.....	60

章节	页码
参考文献	64
附录	
A 阳光城首次赴港融资简介	67

表格列表

表格	页码
1 中资美元债发行方式对比.....	5
2 主要解释变量定义.....	31
3 调节变量定义	31
4 控制变量定义	32
5 样本描述性统计.....	37
6 基准回归结果	40
7 分样本回归结果.....	42
8 债券发行次数和超额融资利差	44
9 信息不对称、债券评级和超额融资利差	47
10 是否开具维好协议对于首次发行债券的超额融资利差.....	50
11 非上市公司首次发行债券的超额融资利差	52
12 非地方性公司首次发行债券的超额融资利差	54
13 使用稳健回归标准误后的回归结果	58

图表列表

图表	页码
1 2014-2022 中国离岸债券市场规模	2
2 2014-2021H1 房地产企业境外债券发行情况	3
3 境内企业发行中资美元债的三种主要方式	5
4 阳光城 2017 年香港市场首次公募债发行流程	8
5 理论机制概览	28
6 相关系数矩阵图	38
7 正态分布检验 Q-Q 图	59

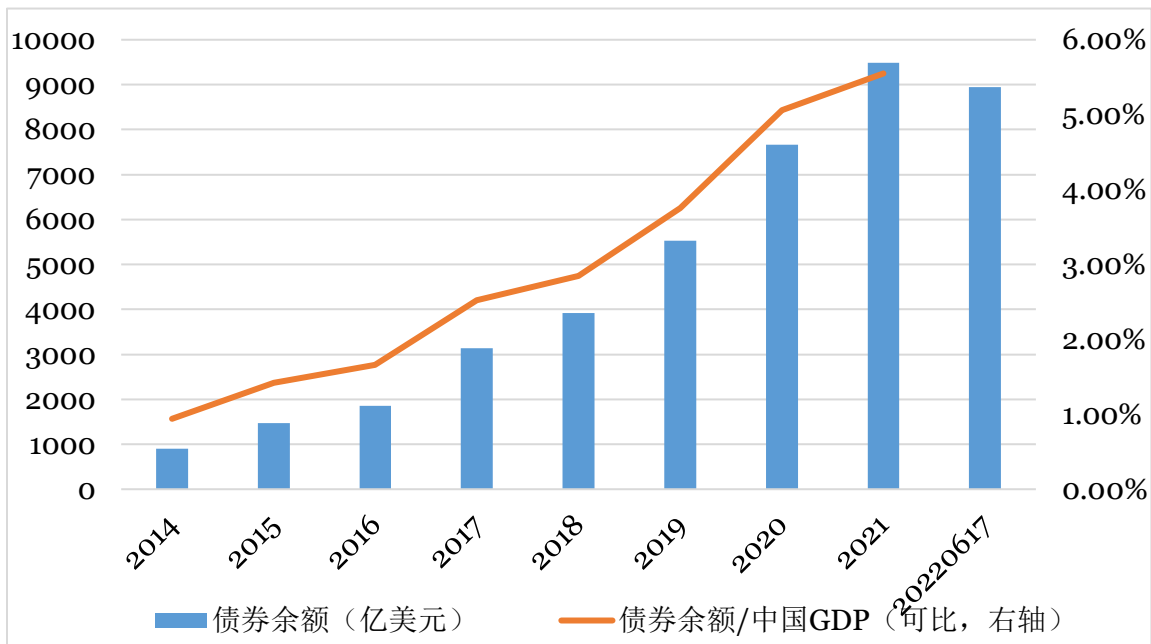
一、引言

1.1 研究背景

中资美元债一般指中国大陆金融机构和企业（包括境内企业、其控制的境外企业或其它分支机构）在中国香港或其它离岸市场发行的美元债券。这些债券通常由中资发行人在国际市场上发行，并面向全球投资者销售。在国际金融市场中，这一类债券往往以美元计价，并依据海外规则还本付息。由于其特殊的内资背景，中资美元债往往又被形象地称为“功夫债”。

自 2015 年 9 月 14 日，国家发改委发布《国家发展改革委关于推进企业发行外债备案登记制管理改革的通知》（业内简称“2044 号文”），中资美元债市场规范化程度进一步提高，越来越多境内企业选择“走出去”，在香港、新加坡、伦敦等国际市场上发行境外债券。

截至 2022 年 6 月 17 日，中资美元债存量共 3612 只债券，总计规模约 11258 亿美元，中资美元债市场随中国经济发展和资本市场开放程度加深而蓬勃发展。存量债券主要可分为三类，分别是：1）地产债，总计 816 只，总计规模 2046 亿美元；2）城投债，总计 541 只，总计规模约 1001 亿美元；3）金融债，总计 1053 只，总计 3992 亿美元。



图表 1 2014-2022 中国离岸债券市场规模¹

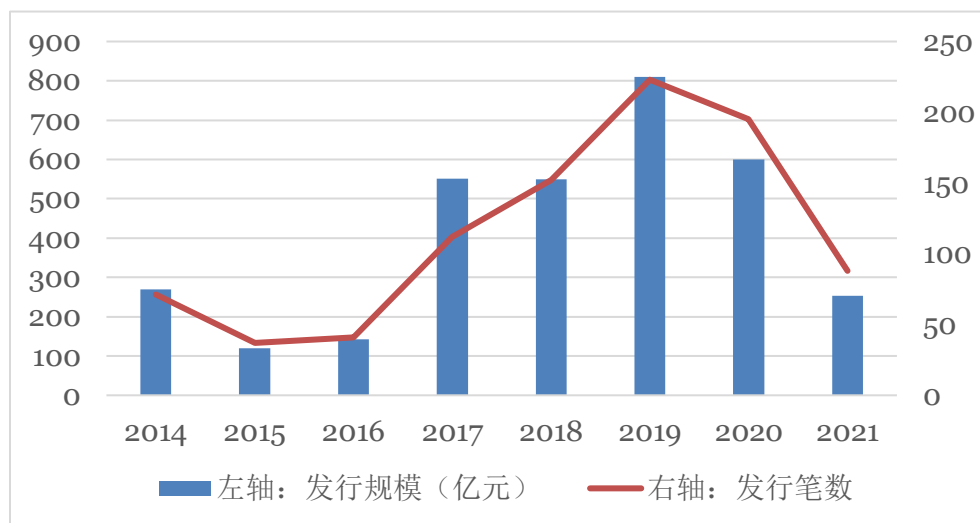
企业近年来热衷于发行中资美元债主要原因有以下几点，首先中资美元债提供了多样化的融资渠道，使得企业可以在国际市场上募集资金，与传统的银行贷款和股票融资不同。此外，由于债券市场的竞争性和较低利率，中资发行人可能能够以较低的利率融资。这可以有助于降低企业的融资成本，并为企业提供更具有吸引力的资金筹集方式。通过发行中资美元债，企业可以借助更长的到期期限来管理其债务。这为企业提供了更灵活、更稳定的债务偿还和资金运营策略。最后，通过在国际市场上发行债券，中资机构有机会增强其全球知名度和声誉，加强与国际投资者的联系，并为未来的融资活动打下良好的基础。

以中国移动通信集团有限公司发行中资美元债为例，为了融资支持其发展和投资计划，中国移动在 2019 年国际市场上发行了中资美元债。2019 年 10 月，中国移动以 6.2 亿美元的价值向全球投资者发行了 10 年期美元债券。这笔债券收到了超过 90 亿美元的认购需

¹ 债券余额使用当日中间价转换，USD/CNY 取 2022 年 6 月 17 日离岸汇率比值 6.69。

求，显示出国际投资者对中国移动的认可 and 强劲需求。通过发行这笔债券，中国移动获得了稳定且低成本的资金，大大降低了其融资成本。该债券上所获得的利率相对较低，与市场上的其他信用评级类似的债券相比具有竞争优势。这使中国移动能够以较理想的利率融资，并利用这些资金来支持其各项战略计划与业务需求。通过发行中资美元债，中国移动利用全球投资者的需求成功融得大笔资金，并以较低的利率取得了优势。这一多元化融资渠道为中国移动提供了筹集资金、降低融资成本和实现公司发展战略的机会。

而从房地产企业的视角来看，纵观国内地产企业境外债券发行历史，我们可以发现 2016 年前只有少数房地产企业选择试水境外债券市场。2016 年后，中国人民银行允许外债资金流回境内使用后，原先中资房地产企业在国内融资受限的难题得到极大地缓解，越来越多的企业选择前往境外发行债券。自 2017 年伊始，中资房地产企业在境外债权融资额大幅增加，融资活动至 2019 年融资额达顶峰，2019 年全年融资额高达 810.47 亿美元，共发行 223 笔债券。



图表 2 2014-2021H1 房地产企业境外债券发行情况

（三）中资美元债发债方式

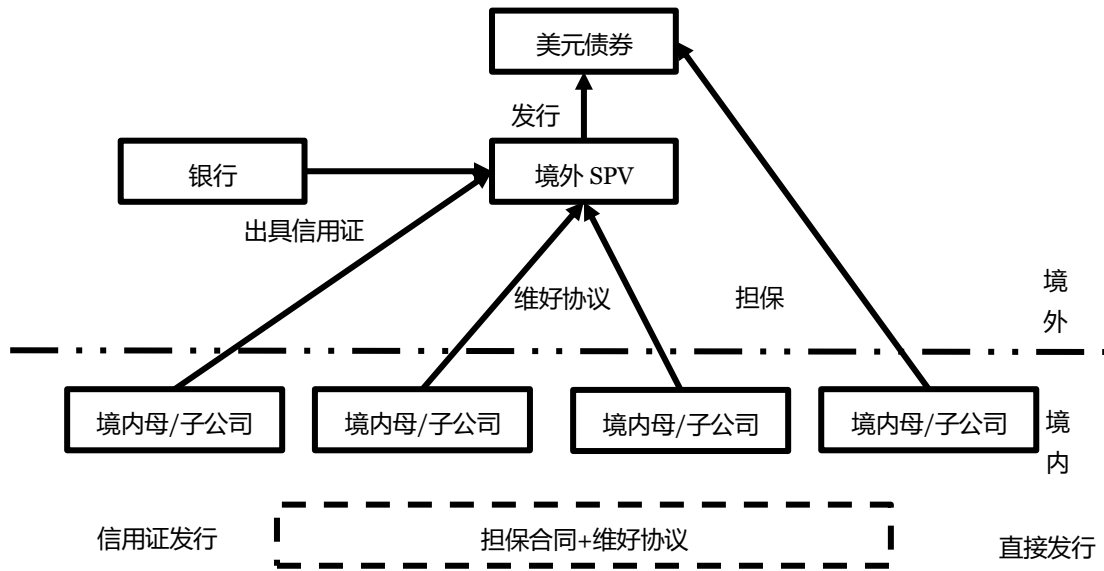
对于中资企业而言，海外美元债发行架构总体可分为直接和间接两种类型，分别是境内公司直接在海外发行债券，或者境内公司的担保或承诺，以此实现对境外发债主体增信的目的。此外，中资企业还可以通过和银行合作，由境内银行出具备用信用证以提供信用担保，或搭建“担保合同+维好协议”的架构以实现增信。在这个架构中，维好协议

（Maintenance Agreement）是指在中资美元债发行过程中，由债券发行人（中资机构）与债券持有人之间达成的一份协议。该协议规定了债券发行人在债券期限内遵守一系列特定条件以维持债券的合规性，并保护债券持有人的权益。在中资美元债的发行中，维好协议代表债券发行人与债券持有人达成的一种承诺。这些协议通常涵盖以下重要内容：1. 财务报告：债券发行人需要向债券持有人提供定期财务报告，以确保债券发行人的财务状况透明，便于债券持有人跟踪债券发行人的偿债能力。2. 资金追踪与用途：债券发行人可能需要遵守资金追踪要求，将筹集的资金用于特定的用途，并提供相关的报告说明。3. 融资约束：维好协议可能会规定债券发行人的负债比率上限，股息支付比率限制等要求，以确保债券发行人的财务状况稳定，保障债券持有人的回报和偿付能力。4. 联保条款：维好协议中可能包含担保条款，用于增加债券持有人的保障措施，如提供担保品或第三方担保，确保债券付息和偿还本金的安全性。5. 违约处理：维好协议会规定债券发行人违约情况下的处理办法，如应对违约事件的时间表、债券持有人群体决策和索赔等事项。这些协议在中资美元债发行过程中是必要的，以确保债券发行人的透明度和合规性，保护债券持有人的权益，从而增加投资者对中资美元债的信心和可销售性。

在实务操作中，由银行发出信用证的增信方式较为罕见，境内中资房企直接海外发行美元债也并非主流方式。大多数境内主体发债往往通过设立境外 SPV 的方式，通过母公司/子公司签署担保合同或维好协议实现增信。

图表 3 境内企业发行中资美元债的三种主要方式

图表 4 境内企业发行中资美元债的三种主要方式



表格 1 中资美元债发行方式对比

	银行出具备用信用证	母公司跨境担保	境内企业直接发债
发行门槛	较低，债权评级多为担保银行信用评级	较高，需要母公司信用评级较高，有时需要维好协议	很高，国企、金融机构
监管力度	较大	较大	较大
复杂程度	较复杂	较复杂	不复杂
融资成本	中等	最高	中等
资金回流	较灵活	2017 年后较灵活	较灵活
信息不对称程度	一般	一般	较高

如表 1 所示，不同发债方式的信用风险不同，而市场信息不对称程度也相应存在较大不同。业界经验表明，当信息不对称较高时，企业为了成功融资往往需要支付更高的风险溢价，以补偿投资者的风险敞口。以中资房企美元债为例，债券在港首次发行往往需要支付更高的息差，且在国内未上市的房地产企业较其它内房企业²融资时要支付更高的利率。

1.2 研究动机

本文作者曾在 A 股上市公司阳光城和蓝光发展担任董事会秘书期间，多次参与两家公司中资美元债发行事宜。阳光城集团股份有限公司是一家中国房地产开发公司，成立于 1984 年，总部位于福建省福州市。该公司主要从事住宅地产的开发和销售，提供住宅、商业地产以及其他配套设施。阳光城历经多年发展，业务已遍布中国多个城市，涉及房地产开发、运营、管理及地产相关的金融服务等。阳光城在中国 A 股市场上市（股票代码：000671），是中国房地产行业的知名企业之一。蓝光发展股份有限公司则成立于 1996 年，总部位于成都，是一家主要在中国从事房地产开发和销售的企业。蓝光发展在住宅开发领域有较高知名度，并通过其子品牌“蓝光嘉宝”提供物业管理服务，扩展了其业务范围。此外，蓝光发展亦涉足商业地产开发、酒店运营等多元化业务。

作者在两家公司任职期间，阳光城 2017-2020 年累计中资美元债券 21 笔，总募资金额逾 37.32 亿美元，蓝光发展 2018-2020 年累计中资美元债券 7 笔，总募资金额逾 17 亿美元。作者作为较早从事中资美元债发债工作的上市公司财务管理者，具有丰富的从业经验，并且在合规的基础上也积累起了丰富的案例和数据底稿。

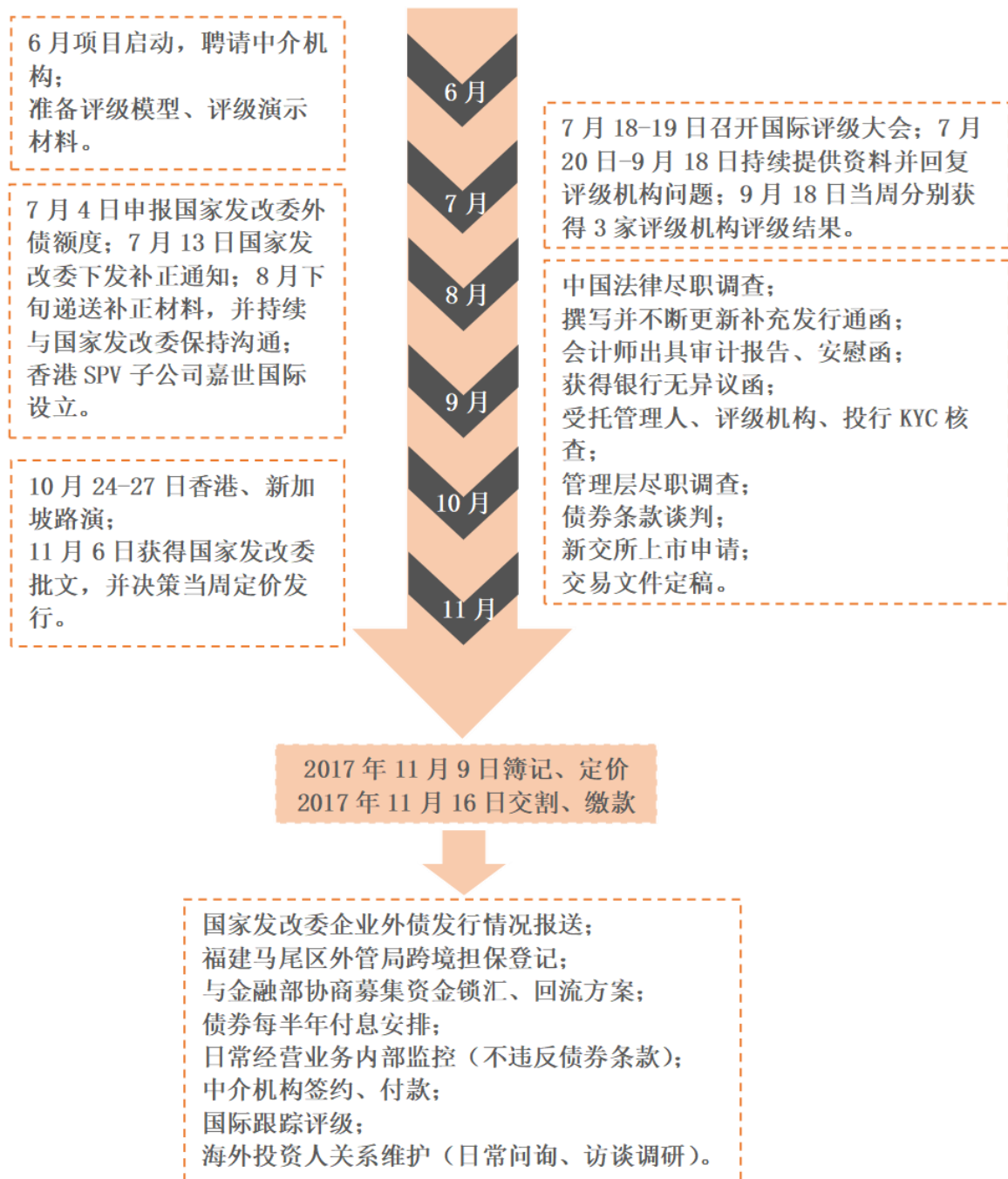
² 内房企业主要指在内地经营，且已经在港股等其它海外市场上市的房地产公司，例如碧桂园、龙湖地产、恒大地产等。

作者在阳光城任职期间发现，公司首次在港公开发行债券时，市场中普遍存在首次发行时存在发行利率偏高的现象：同一评级的中资房企在香港首次发行美元债比已经发行过多次美元债的相同评级房企需要支付更高的融资成本。这种现象主要是由于国际市场投资者对新发债企业不了解所致，更深层次的原因则是发债方和投资方之间存在严重的信息不对称问题。³

在 2017 年，阳光城控股经过几个月的精心筹备，在海外资本市场实现了显著的突破。具体来看，公司在 11 月 16 日成功发行了首期 2.5 亿美元的公募债券，随后在 12 月 11 日，该公司又完美地完成了 38.75 亿港币的私募债券发行。这两次不同形式的债券发行，不仅展示了公司适应全球资本市场的能力，更标志着该公司在国际金融领域的首次公开成功展现。对于第一笔公募债而言，募集流程如下图所示，从 6 月项目启动，直至 11 月 16 日交割、缴款，融资过程相对较快且顺利。

值得一提的是，受十九大影响及国家发改委无外债额度的情况下，积极与国家发改委保持紧密沟通，不断更新补充申报材料，并多次到国家发改委拜访，终于在 11 月 6 日获得 5 亿美元批文，公司成为十九大会议后国家发改委放开外债审批的首批企业。此外，作者考虑市场环境和投资者偏好，迅速决策、紧抓市场窗口、以较低价格成功发行：11 月 6 日陪同海外投资人到阳光城佛山项目进行美元债发行路演，路演当天获得国家发改委批文，当晚决策紧抓市场窗口于 11 月 9 日定价发行，在海外市场供给大、投资偏好谨慎的环境下，以 7.5% 的票面利率成功发行 2.5 亿美元，超额认购 3 倍。11 月 10 日以后，市场利率逐步增高，且投资人投资偏好愈发谨慎，发行环境更加严峻。

³ 在附录中，作者对阳光城在港首次发行公募债和私募债做出了说明。



图表 5 阳光城 2017 年香港市场首次公募债发行流程

在实际报价中，投资人普遍对来自大陆的阳光城表露出不熟悉与不信任。投资人仍普遍反映由于阳光城之前未在国际市场中融资，公司管理层与市场接触不够，所以相较于同等级的公司债，当时公司发债时需要额外再多支付 100Bp 的融资成本。

为了充分研究这个现象，我们需要建立基于实际的假设，结合科学的实证范式合理论证，构建能够量化中资房企美元债的“首发利差偏离值”，以此测算中资房地产企业为了首次在国际市场融资时所需要支付的“信任成本”，定量地反映“信息不对称程度”对发债利率造成的影响。

在实际操作中，中资企业来港前，往往缺少国际权威机构评级，且由于投资者沟通不到位，公司财务信息无法高效地传递到债券市场需求端。随着发债主体在国际市场曝光度提升，公司信息披露次数大幅增加，投资者与上市公司沟通调研更频繁，债券后续发行所需支付的超额融资利率进一步降低。本文作者希望通过本次论文的研究，建立起相对科学、能够充分反映市场规律的中资房企美元债首发估值模型，揭示中资房企美元债市场中信息不对称问题，能够帮助并完善国际市场投资者对中资美元债有效合理定价，为国内房地产企业财务管理人员与国际市场投资者提供参考建议。

该案例说明了信息不对称在金融市场，尤其是债券市场的交易中发挥着关键作用，它在很大程度上影响着债券发行人、投资者和其他市场参与者的行为和决定。首先，需理解信息不对称是金融市场一个根本问题。所谓信息不对称，指的是交易中一个或多个参与者拥有其他参与者没有的重要信息。在债券市场上，这种现象普遍存在。

对债券发行人来说，信息不对称可能导致较高的债券发行成本。债券发行人（多为企业、政府或其它机构）在筹措资金时，对自身的财务状况和业务前景有深刻的了解。不过，

潜在的投资者没有发行人所拥有的信息充足，会对这种不对称持怀疑态度。这种怀疑让投资者面临较高的所谓逆向选择风险，即优质债券发行人与低质量债券发行人难以区别，因此他们往往要求更高的风险补偿，即更高的收益率。而高风险溢价则会使发行人面临更高的融资成本。发行人通常采取诸多措施减轻信息不对称的不利影响，比如通过信用评级机构的评级来为其债券做“背书”、提供全面而透明的信息披露以及定期发布财务报告。不过这些措施带来的额外成本也会影响发行人的净筹资效果。

对投资者而言，信息不对称也常常影响着他们的投资决策。投资者在债券市场上希望通过准确分析信息获取投资回报，信息缺少或不对称将阻碍他们做出准确的投资判断。投资者可能更多地依靠外部的研究报告、债券评级、和其它市场分析来填补信息的缺口，但受限于此，他们很可能避开那些看似风险较大的投资（因为信息的缺乏使风险难以准确评估），进而这些投资可能被错误定价。

此外，市场中间人，如投资银行，他们负责帮助发行者设计债券和销售债券，信息不对称使得他们的角色变得至关重要。他们须进行尽职调查以确保向潜在投资者提供准确的信息，并为这些服务收费。

监管机构在信息不对称的市场中拥有自己的角色。它们制定政策、规定披露要求和市场实践标准来确保市场的公平和透明，总旨在减少信息不对称导致的市场无效率并保护投资者利益。例如，证券法律往往要求信息披露义务要做到全面且公正，并对内幕交易或者重要信息滞后披露行为设立严格的禁止与惩罚措施。

此外，还有值得注意的其他影响，如投资者保护等级减低时，投资者可能会选择更偏好流动性或透明度更高的债券产品。而债券市场的流动性往往在考虑到信息不对称更为显

著的环境中收紧，这是因为交易双方在资讯共享不对等时变得更为谨慎，市场活动下降，从降低整体市场效率。

总体而言，信息不对称是金融市场上不可忽视的一个因素，它在市场行为中发挥着决定性作用，同时各种金融工具和监管措施正在被设计与实行中，以减缓它所带来的负面影响。

通过梳理亲身案例，我们总结得到债券发行时可能存在的如下信息不对称源头，其中主要包括以下几点：

首先，国际市场投资者对于内地房地产企业关注度较低。中资房地产企业主要业务聚焦于中国大陆地区，而国际市场投资者由于有限关注度，无法实地前往各地区楼盘进行调研，也较少从报刊、杂志、网站推广等媒体渠道了解公司的相关信息，所以对内地房企所不熟悉，导致信任度较低。由于国际市场投资者对境内中资房企财务数据以外的“软信息”(Soft information) 较少，很难拿到一手的公司资金流、供应链数据，所以在信任度较低的情况下，国际市场投资者更倾向于要求一个更高的风险溢价来补偿额外风险。

其次，政策不确定性较高，中国大陆的政治风险相对较高。由于众所周知的原因，大陆地区针对房地产行业的政策往往受到多方面因素的掣肘。在中国经济体制诸多方面不断改革和转型的大背景下，宏观经济环境不确定性较大。纵览我国房地产企业发展历史，我们可以发现中央政府在房地产开发方面频繁出台相关政策。2008年，受金融危机影响，国务院出台“四万亿”计划，用于放松房地产企业的融资环境；在2010年，中央政府又出台了“国十一条”，对房地产行业开始了第一轮调控，并调控时间长达3年；之后，相关监管机构又颁布“930”新政，极大地减轻了房地产企业地压力，企业整体经营环境得到了再一次地放

松；然而在 2016、2018 和 2020 年后，经历“涨价去库存”后，针对整个行业的去杠杆、高强度查处违规融资行为的从严监管、“三道红线”政策再次推出。此外，囿于新冠疫情的反复，各地复工复产也频繁受到防疫政策打断，进一步加剧了不确定性。

最后，由于债券市场自身的其它特殊性也会导致信息不对称。从其结构性角度来看，由于市场和行业本身的固有特征往往导致了信息不平衡。首先，在许多情况下，发行债券的公司尤其是私营企业不愿公开披露太多信息，因为这可能透露给竞争对手敏感信息，或者导致不正当的市场预期和投机。此外，一些小型或次级市场参与者可能在财务报告、透明度要求或监管环境方面的标准不如主要市场的参与者，致使信息透明度不足。不透明的信息披露给债券定价带来挑战。在正常情况下，债券价格反映的是发行公司的信用风险。信用风险的高低取决于企业财务稳健性、利润能力和未来发展前景等多种因素。然而，如果债券发行公司选择隐藏某些关键信息，投资者则很难作出准确判断，结果可能导致优质公司的债券被低估，而风险较高的企业债券因信息不足被过高定价。对于中小企业或在次级市场中的企业来讲，面临的信息披露的难度更大。与大公司相比，小企业可能缺乏强大的内部控制和信息披露机制，甚至于基于成本考虑没有动机雇佣外部的审计或顾问机构来提供与大型公司同样级别的信息披露服务。此外，次级市场的监管标准通常不如一级市场严格，监管的力度也弱，从而进一步导致在这些市场上的企业信息披露不足。

1.3 研究意义与边际贡献

1.3.1 研究意义

就实际意义而言，在中美两国金融市场逐步脱钩的大背景下，内地企业赴美融资可能性大幅下降。未来，作者认为香港和新加坡市场将会成为内地科技、高端制造、房地产企业融

资的主战场。通过定量地测算中资房企美元债首发利差偏离值，能够在未来为其它中资企业海外融资决策提供参考，为监管层提供有价值的相关建议。

此外，在 2021 年后，随着中央“三道红线”政策监管实施力度进一步加强，房企现金流迎来巨大考验，行业内公司扩张速度、盈利规模均遭到大幅压缩，于此也出现大量债券暴雷事件，境外投资者普遍信心不足，中资房企美元债发债成功率大幅下降。在此环境下，中资房地产企业如何有效借力国际资本市场，加强与国际市场的沟通，获得投资者认可，一方面能拓宽融资渠道，另一方面则能够充分降低发债成本，为企业经营融资有着积极正面的意义。对于监管政策而言，债券融资的超额利差可以作为一项重要的监测工具对监管政策进行引导。当企业或市场部门信息不对称情况严重时，通常会对其债券发行的超额利差带来显著的影响。因此，监管机构可以观察并分析这个超额利差的动态变化，以便了解市场的信用状况和风险水平。这对制定有针对性的监管政策具有十分重要的指导作用。从实务意义来看，中资美元债的债券融资的超额利差可以作为一个敏感性工具，帮助监管机构对市场状况进行实时的评估和监测，从而更有效地制定和调整相关的监管政策。

就理论意义而言，债券发行往往受到宏观市场环境和企业自身因素等多方面的影响。在国际市场中，美元信用债定价由无风险债券利率+利差两部分组成，而利差可能包括流动性利差、信用利差、行业利差、区域利差等。首先，由于中资美元债发行时间较短，影响因素复杂，数据量不完全，国内相关学术研究仍未结合前任文献建立起系统性的研究框架，此前国内学者主要将研究视角聚焦在香港离岸人民币债券的各类定价中（如王如忠、窦佼，2012；李晓、冯永琦，2012；杨勤宇，2011；王杏平，王大贤，2013），对美元债券定价研究涉及不够深入。信息不对称作为影响市场交易的重要因素，不仅反映了市场对信息不对

称问题的一种评估和定价方式，揭示信息不对称带来的融资成本，使我们更好地了解信息不对称如何在金融市场中影响到各方的决策，更能够有助于债券发行企业评估他们的信息公开策略，并对其融资计划和资本结构进行有根据的决策。

此外，目前国内尚未有文献研究中资房企美元债在港首发需要支付更高利率成本的研究。本文试图通过定量分析的方法，构建债券首发估值模型，结合境外市场投资者偏好，为发行主体提供指导性建议。结合本文研究，作者希望能够在未来帮助发债主体理解“信息不对称”问题对债券首发利率的影响，并积极通过事先路演、增加媒体曝光等方式提升投资者对公司的信任度，减少信息不对称，最终节省首发美元债的利率成本。

1.3.2 本文创新点

本研究通过对中资房地产企业在香港等国际金融中心首次发行债券的成本分析，拓展了对内资企业在境外市场进行非本币债券发行成本因素的理解，填补了学术界在这一研究领域的空白。我们辨别了哪些微观和宏观经济因素影响了债券定价，包括但不限于企业信用评级、历史负债水平、债券市场的总体状况以及特定发行时间点的市场环境。

首先，本文定义和测量的“额外成本”被定义为除了传统债券发行的利率成本以外，中资房地产企业在香港等地负担的其他费用包括但不限于法律、评级以及其他专业服务费用。通过分析这些因素，研究揭示了国际市场对初次来自中国的房地产企业债券发行者的变异定价机制。

其次，该研究采用的信息不对称视角突破了以往研究中对国际债券发行影响因素的认识。我们分析了企业具有的信息与外界投资者获取这些信息之间的差距是如何影响发行成

本，并且首次将此视角与实证数据相结合，为国际市场上首次发债的中资房地产企业对于降低额外成本提供了策略方向。

进一步地，利用创新的简约式模型（**reduced-form regression**），本文量化了涉及各种宏观和微观经济变量的直接和交叉效应，这些变量包括全球资本市场的动态、利率水平、汇率波动以及房地产市场周期性因素等。量化这些影响提供了一套工具，使企业、投资者以及政策制定者能够更好地理解和预测中资房地产企业在海外市场发行债券的相关成本，从而做出更为明智的财务决策。

最后，该研究推动了实证金融领域方法学的创新，为分析国际借款成本和风险溢价提供新模型，加深了市场参与者对中资企业跨国债务融资特征和挑战的理解。通过把宏观经济视角与企业层面数据融合，研究为预测债券发行结果提供更准确的模型，而这对于参与国际资本市场的多方利益相关者而言是具有价值的。

1.3.3 本文研究缺陷

本文的局限性主要存在于两个方面，分别聚焦于数据上的缺陷以及研究设计上的遗憾。

一是数据上的局限性，由于缺少债券实际报价，所以对于不同债券难以计算出每天的收益率价格，只能依赖彭博估算出的交易价格，故而样本数据中存在大量的缺失值。对于缺失值，如前所述我们采用线性补缺的方式补充缺失数据，这一处理方法得到的数据和现实交易价格之间可能存在较大差别。

二是研究设计上的局限性。我们的研究设计存在两大问题，其一，影响债券定价的相关金融经济因素多种多样，在计算债券定价时简单的线性模型难以捕捉定价中的非线性部分（**Hansen and Singleton, 1982**），导致在估计首发溢价时可能会产生一定程度的低估，

而在最近的研究中，采用机器学习的模型进行定价在某种程度上能够缓解该问题（Bianchi 等，2021）。此外，模型中存在一定程度的内生性问题，我们的定价模型只能确定相关性而非因果性。

1.4 研究方法及研究框架

1.4.1 研究方法

本文采用多种研究方法对信息不对称是如何影响中资美元债在国际市场发行利差的问题进行分析和研究，具体研究方法如下：

（一）文献分析法

梳理已有国内外文献资料，对分销、自销的定义和划分、国内外营销渠道研究的成果以及我国房地产企业分销渠道的相关研究文献进行整理，为本文研究提供理论基础，并且进一步总结国内目前理论所存在的种种缺陷和不足之处。

（二）实证研究法

本文从 Bloomberg，万得等数据终端获取实证数据，使用 R 语言和 Minitab 等统计工具对问卷数据进行处理和分析，采用多元回归和结构模型估计的方式，对首次发行对债券利差的影响进行回归分析。其中，多元回归的方法主要采用混合普通最小二乘回归，在部分异质性研究中，加入了交乘项用于检验相关变量的调节效应。

1.4.2 研究框架

本文主要深入研究不同境内中资房企在国际市场首次发行债券对于发行利差的影响。本文共分为六章，各章主要内容按从第一章到第六章内容如下：

第一章引言：论文首先深入探讨了研究背景与意义，经过了大量文献查阅与前期调研工作，最后论文根据作者自身发行时的实际经历提炼出了本文研究问题，再根据研究问题确定了研究内容。此外，本节也介绍了本文主要采用的研究方法及研究框架。

第二章文献综述：本章将重点阐述本文的基本理论思想，重点包括信息不对称理论、债券定价理论、债券风险理论、中资美元债定价理论等；此外，本外还进一步梳理当前研究中可能存在的缺陷。

第三章介绍理论假设与实验设计：在文献综述的基础上，提出假设和回归模型，并说明实证的流程和数据获取方式，并对不同变量进行了度量。

第四章实证研究结果与分析：首先根据前章所提供的概念模式，结合在彭博终端、万得数据库中获取到的数据资料，利用 **Minitab** 和 **R** 语言进行数据信度与效度的模型检测，并利用回归模型对假设进行相关验证与解析，最后再根据实证分析研究的假设结论展开深入探讨。

第五章稳健性检验：通过改变回归稳健标准误的方式，同时验证变量是否符合正态分布的方式，证明本研究的稳健性。

第六章结论与展望：对前文研究结论进行总结分析，并同前人研究结果进行分析比较，并介绍未来可以改进的方向。

二、文献综述

2.1 信息不对称相关综述

现代西方经济理论倾向于假设市场中不存在任何摩擦（Friction），即供给方和需求方之间不存在任何程度的信息不对称。以在金融市场为例，学者们在对风险资产进行定价时往往假设投资者全知全能，拥有无限的认知能力和信息处理能力，并且在实际交易中没有任何交易手续费等限制。然而在任何现实组织和机制中，均存在着严重的信息不对称现象，买卖双方之间可能会因为无法判断对方交易资产质量而不愿意交易，进而引发一种市场崩溃（Akerlof, 1978）。从不同学科的研究引用中来看，信息不对称的概念曾被广泛应用于二手市场（Akerlof, 1978）、工作市场（Rosen, 1985）以及保险行业（Rothschild 和 Stiglitz, 1976）。知名的模型包括阿克洛夫模型（Akerlof, 1978）、利用价格作为质量指标的模型（Salop 和 Stiglitz, 1977）、以学历作为信号的模型（Spence, 1978）、保险策略筛选模型（Rothschild 和 Stiglitz, 1976）等。将信息不对称融入资本市场的研究是近些年的重点课题，但至今仍未形成非常完善的模型。

在一种均衡市场中，为了缓解由于信息不对称所引发的不交易（No-Trade）状态，资产的需求方往往需要供给方提供一定程度的折价，即在原先资产价格的基础上减去一定百分比作为实际成交价。在金融市场，尤其是固定收益市场中，由于投资者在买入相应资产之后会得到一定程度的收益率，而他们为了补偿风险而要求资产出售方打折而赚到的收益就是他们在基础收益率上面额外得到的溢价，也常常被称为风险溢价。

在理论模型和实证检验中，风险溢价和信息不对称往往呈正相关关系，信息不对称程度越大，投资者所要求资产供给方愿意折让的风险溢价越高。Nejadamalayeri and

Nishikawa (2013) 基于美国安然财务欺诈和萨邦斯-奥克利法案的两次冲击, 实证检验这两个突发事件是否会影响风险溢价。他们的研究发现, 安然事件导致投资者意识到了市场中普遍存在的信息不对称, 从而大幅提升了风险溢价, 而萨邦斯-奥克利法案则同各国强制信息披露, 缓解了市场中投资者和上市公司之间的信息不对称, 从而导致了相关公司信用债利差大幅降低。

2.2 债券定价研究综述

类似于权益资产定价, 固定收益类资产定价也是金融经济学研究学者们最关心的问题之一。在业界和学界使用的债券定价模型中, 学者们主要将债券收益率拆分为无风险收益率和风险溢价两部分, 而风险溢价主要包括债项或者发债主体的信用风险, 以及市场的流动性风险 (Fisher, 1959)。其中, 无风险收益率一般指同期限的国债收益率, 在国际市场中常用伦敦的银行间拆借利率 Libor, 在中国国内市场常用上海银行业同业拆借利率 Shibor, 其它新兴市场如马来西亚、印尼等地也常用美国国债收益率代替。

对于债券信用风险而言, 最早 Merton (1974) 在 Black and Scholes (1973) 的期权定价模型基础之上建立起了第一个衡量公司信用风险和债券违约概率的结构模型。该模型为公司债券定价提供了一个完整的理论框架, 但是之后学者通过实证检验该模型时发现该模型常常会低估债券的信用风险利差, 而这也是债券定价模型中被广为人所知的“信用风险之谜”。

从发行人微观主体角度来看, Komai (1980) 的研究结果表明, 有政府背景的发行人融资成本更低, 具体政府背景可以表现为发行人被政府控股或部分持股, 供应商或者下游客户中有政府, 或者发行人同政府高管具有某种政治关系。Wang, 等 (2008) 的研究发现,

由于政府和企业之间的隐形纽带，二者之间会产生一种难以被外界投资者所观察到的利益渠道，从而以各种隐秘的方式进行了利益输送。这种利益输送在经济发展良好，财政健康的地方政府中效果更强，其背后的原因可能是在同等的利益输送意愿下，财政能力强的地区能够调动的地方财政资源更高，进而能对企业债的融资能力产生更加实际的影响（罗荣华和刘劲劲，2016）。

Collion-Dufesne 和 Goldstein（2001）在 Merton 的基准模型基础之上，引入了总资产负债率等财务要素作为解释变量，论证财务指标对信用利差的影响，并认为公司债券融资成本与其盈利能力呈显著负相关关系。债券信用风险和发行人的其它财务指标也相关。Bakshi and Madan（2006）的研究中，他们发现企业杠杆率越高，公司价值越低。Jiang（2008）发现，企业盈余能够影响发行人的发行成本，并且企业盈余和发债价格之间的关系呈现出高度非线性关系。Longstaff and Schwartz（1995）的研究表明，权威评级机构的债券评级能够显著降低企业信用风险，并且也能显著地解释债券利差。

除了和债券发行人自身财务状况等原因外，其它因素也能显著影响债券发行利差，其中最主要地就是各类宏观经济因素。企业作为市场中活动的一个微观经济主体，不可避免地会受到各种宏观活动地冲击，而这些宏观经济因素所造成的负面冲击往往会导致债券收益率的特质波动率发生大幅波动，从而无法得到有效对冲。为了将宏观经济因素囊括如定价的理论模型中，Longstaff and Schwartz（1995）基于两因子模型，将债券利差作为被解释变量，无风险利差和企业价值作为解释变量，发现当市场无风险利差越高时，企业信用利差越低。他们的研究发现得到了 Duffee（1998）的支持，即一个向右上方倾斜的无风险收益率曲线（或者国债收益率曲线）能够在更大范围内降低公司债券的信用利差。信用利

差和无风险收益率之间的负相关关系可能是由于经济中的周期波动所导致的，当经济不景气时，未来更多企业都有可能会违约，而此时政府往往会通过降低无风险利率，进行信用扩张来刺激经济，而此时由于企业的违约风险较高，则企业信用利差则相应地更高(Bernard and Gerlach, 1998)。

在各类债券定价模型中，众多学者也通过不同理论来研究不同债券信用风险溢价之间的差异，其中主要包括委托代理理论、信号理论等。

Tewari and Ramanlal (2022)采用美国市场数据，研究委托代理问题(Principal-agent conflict)对于债券定价的影响。他们发现，如果一家企业存在严重的代理问题，则企业治理水平相对较差，未来企业财务状况和偿债能力可能会陷入困境，所以市场投资者对相关债券定价时普遍会要求一个更高的风险溢价。

Liao, 等(2013)则从信号理论和企业会计准则的选择方面出发，研究在信息不对称的情况下企业会通过什么方式来降低自己的融资成本。他们发现，企业会采用更严格的会计披露准则，以此体现自己的信用风险相对更低。对于首次在公开市场发债的企业而言，为了提升市场对企业的信赖度，企业往往会选择信誉更高的承销商和簿记商，或者知名度更高的会计师事务所，并且采用更严格的财务披露方式。

2.3 债券风险的相关研究综述

除了定价之外，债券的风险也在投资者投资中扮演着重要的角色。"风险"在决策过程中被定义为，基于各种不确定变量的存在，决策方案在特定时间段内可能面临不利结果的概率以及潜在损失水平的表现，这包罗了损失发生的可能性，外加可能导致的损失总额以及

这一损失的波动性。进一步分类后，由企业所发行的风险可以深化为违约风险、利率风险、流动性风险和经营风险等特定领域的风险。

从违约风险来看，企业债券的发行者在无法按照既定的债券契约，按期支付利息和本金，因诸多原因而导致违约，这便引发了被称为违约风险，或信用风险的情况，对企业债券投资者构成威胁。对于由中央政府发行，得到国家担保的国债，在整个债券市场中，其被普遍视为金边债券，其违约风险几乎不存在。然而，地方政府和公司发出的债券存在违约的风险，这就需要债券市场的评级机构对这些债券进行合理的评估和评级，以供投资者参考。通常情况下，如果某种债券被视为违约风险较高，那么市场将需要更高的收益率作为回报，以补偿可能要承受的损失。

在企业债券风险面临的多个因素中，信用风险扮演着重要角色，信用风险增大伴随的是期望损失的提升。在一个信息公平的债券市场，企业债券信用风险的演变能够通过信用利差得到体现。信用利差（是指在相同的发行期限，相同的到期日的企业债券和国债的到期收益率（无风险利率）之间的差额，即为了补偿投资者承担的违约风险，企业债券到期收益率大于无风险利率的部分）。广义的信用利差也能反应流动性风险、系统风险及税收等多种因素的影响。在二级市场，企业债券的价格还会受债务人的信用状况和履约能力的变化影响。因此，信用风险也包括了由发行企业信用等级下滑，盈利能力减弱导致债权人信用资产价值变化以及可能遭受的损失。信用利差消除了利率期限结构的影响，因此，在研究企业债券定价影响因素或判断企业债券的信用风险定价是否合理时，都以企业债券的信用利差作为度量标准。通常，如果企业的信用利差过大，那么其债券价格很可能被低估，具有投资价值；反过来，如果信用利差过小，债券价格可能偏高，投资者应暂时避免投资。

传统的信用风险评价主要采用涵盖评分模型、评级模型以及专家系统法。其中，专家系统是代表性专家体系的经典示例，它依据债务人的道德品格、盈利和偿债能力、资本实力、抵押品质量以及经营环境条件等因素，集合分析并确定信用风险的大小。这种方法直观易懂、代表性强。然而，其缺陷在于信用风险评估结果易受专家素质、经验多寡影响，故其结果可能主观、随意。评级模型中，美国货币管理办公室首先将贷款分为五个级别：正常贷款、关注贷款、次级贷款、可疑贷款和损失贷款。银行或其他金融机构能在此评级系统的基础上扩展得出内部评级模型，详细分级，并用于对资产组合的信用状况进行评级，在不同级别的贷款中提取不同的损失准备。最后，对于评分模型而言，最著名的评分模型以 Altman（1968）提出的 Z 评分模型，经过几年的发展，该模型进行了修正和扩展，将变量增加到了 14 个，建立了经过改进的信用风险模型。在模型变量的选择、稳定性、样本的开发和统计技术方面，都获得了重要的改进，模型的应用范围扩大，评估效果更为准确有效。然而，该方法也存在缺点：它缺乏对违约风险的认识，假定解释变量之间具有线性关系，以及无法量化表外信用风险。

学者们如 Jarrow 和 Turnbull（1995）、Duffe（1998）等也逐步迭代出了更先进的基于违约不确定性的违约模型方法。在该类型的模型中，违约遵循某种随机进程（如泊松分布），其违约概率由强度确定。强度方法视违约为外部的不确定性事件，而不仅仅是由企业资产价值决定的内生事件。此方法可以进一步细分为基于信用等级的强度方法和基于期限结构的强度方法。

从利率风险来看，市场利率对企业债券价格的变动具有显著影响。当利率上升时，企业债券的价格通常会下降；相反，如果利率下降，债券价格则往往上升。市场利率变动引起企业债券价格的波动，可能导致投资者承受风险，此类风险被称为利率风险。

如果预期市场利率有升高趋势，投资者可能选择出售手头的企业债券，待利率上升后重新购入，如此一来，债券投资的实际收益率可能会超过标面利率；另一方面，如果市场企业利率出现下滑，投资者可以选择保持债券至期满，以获取较高的票面利息。

对于流动性风险而言，如果企业债券展现出良好的流动性，这表明在投资者需要紧急筹集资金的情况下，他们能够在市场上立即出售债券以换回现金。反之，那投资者将可能在短期内面临无法通过合理价格出售债券的风险，这可能导致他们遭受损失或错失交易机会，这种风险被称为流动性风险。当投资者面临一个新的优质投资机会，并思考出售手头的企业债券时，却发现在短时间内寻找愿意以合理价格购买债券的买家相当困难。因此，投资者可能不得不将价格降低，或花费过长的时间才能找到买家，这就是流动性风险导致投资者承受的企业债券价格下跌的损失，或错过新的投资机会。

2.4 中资美元债定价综述

目前，国内外学者对于中资企业境外债券融资发债研究相对较少，主要仍然集中在我国公司债市场的发展以及与各国境外债券市场融资结构与定价的基本模型对比基础上。其中，国内最早的研究可以追溯到易宪容和黄瑜琴（2005）的相关研究中。其中，二位学者通过梳理境内各类机构的境外融资情况，对境外人民币发债主体信用资质、发债期限和市场定价等其它相关因素进行了详细仔细的梳理。此外，他们还研究了在国际环境如人民币兑美元汇率和美国无风险基准利率发生变动的情况下公司债定价变动。此后，彭忆和常敏

(2011)进一步采用更偏量化的模型研究了影响中资企业债券融资利率和时机的各项因素，包括但不限于公司发债前一年度的国内国际市场无风险利率、政府政策宽容与否、包括权益市场在内的市场情绪等等。他发现，如果市场利率水平较低、更多的资金会流入资本市场，进一步推高债券需求，从而降低企业发债时的融资利率与成本；此外，国家对于公司在海外进行人民币发债行为的政策支持力度越大，则未来企业融资余额也会越高，同时融资的利差也会越低。王如忠、窦佼(2012)介绍了香港离岸人民币债券市场的历史进程，对2007年至2011年点心债发行的迅猛增长做了全方面的描述性统计，并探讨了存在的困难问题及提出监管相关建议。李晓、冯永琦(2012)详述了香港离岸人民币利率的形成以及进展，探讨如何推动香港离岸人民币(CNH)市场化的建议。杨勤宇(2011)简述了香港离岸人民币债券的评级情况。王杏平，王大贤(2013)简述了影响离岸人民币债券市场进步和繁荣的主要因素及存在的问题。近几年来，关于离岸人民币利率，汇率及点心债市场的定量研究关注度有所上升。陈路晗，张海静(2014)对香港人民币债券市场以及中国境内债券市场进行了比较分析，并建议应增强与内地债券市场的互动以吸引更多投资者。邓凌莉(2022)则介绍了中资美元城投债的发展和潜力，指出目前对于该领域的实证研究非常有限。文章选取了2018年至2021年期间发行的所有中资美元城投债为样本，通过多元线性回归方法构建了一级市场发行定价模型，以实证方法分析中资美元城投债发行信用利差的影响因素。该研究首次用实证方法检验了中资美元城投债的信用评级与发行利差的相关性。研究发现国内信用评级与发行利差之间的相关性不显著，而国际债项评级和发行人国际评级与发行利差之间的相关性非常显著。这表明中国国内信用评级体系仍有待完善，需要提升市场公信力。

但是，目前研究国际市场债券首发利率成本过高的文献则相对较少，仅有窦超,姚潇,陈晓（2020）年一篇从供应链视角出发，对政府背景大客户与债券发行定价偏离的研究。他们以 2007-2015 年上市公司供应商数据和债券发行利差数据为样本，发现拥有低风险、高稳定特征的政府背景大客户有助于企业降低其债券发行利差，且机制检验揭示，政府背景大客户可以通过有效缓解公司风险的方式来降低企业债券发行成本。

目前，随着房地产市场景气度进入下行区间，房地产企业债券的风险定价研究更多地聚焦于违约风险中。例如，张晓倩（2023）以泰禾集团为案例，探讨了中资美元债违约的原因和对策，以及违约后的定价问题。研究从内因和外因两个角度分析，并提出相应的预防建议。内部违约原因包括企业债务压力、资金流动性问题和激进发展战略等；外部原因涉及宏观经济增速减缓、国内房企政策变化和美联储货币政策紧缩等。研究对企业内部治理并针对美元债违约提出了建议，同时强调重视外部政策与环境的变化，结合企业自身情况进行融资，以避免违约风险。该研究将实践与理论相结合，为其他可能面临美元债违约的企业提供了参考价值。符望和赵丹阳（2023）则从时和基金、北大方正与恒大案入手，深入探讨了美元债地发行、违约及相关影响，以及其中如何采用法律手段进行损失核定的相关问题。

2.5 当前研究缺陷

通过梳理文献，我们认为目前国内学术界对于中资房企美元债在国际市场首发的定价研究主要存在两大缺陷，具体如下：

其一，目前大多数研究都聚焦于中资企业在国际市场发行以人民币计价的债券，而以美元等其它外币计价的债券研究相对较少，且没有研究专门聚焦于房地产企业发债定价，故而相关研究存在较大的理论空白；

其二，目前鲜有文献基于信息不对称角度出发，研究债券首次在国际市场发行时需要额外向投资者支付的风险溢价，也没有投资者通过回归模型的方式，量化这一部分额外溢价。对于从业人员而言，量化这一部分的风险溢价能够帮助上市公司节省发债成本，节省财务费用。

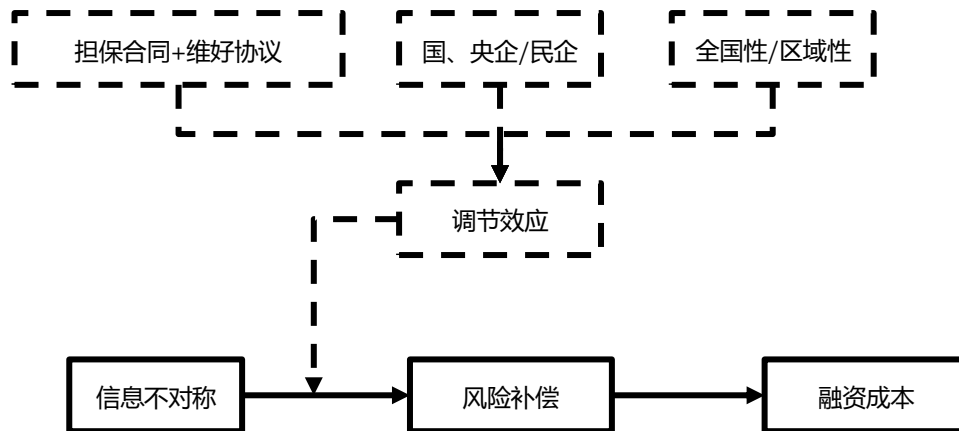
三、理论假设与实验设计

3.1 理论假设

如前所述，企业首次在香港公开发行美元债往往需要支付更高的融资成本的核心原因是中资地产企业（债券供给方）和投资者（债券需求方）之间存在显著的信息不对称。对于风险厌恶的投资者而言，他们往往需要显著为正的风险溢价以补偿他们承担的额外敞口，以此推高发行主体的票面利率。

其中，首次发债企业可以通过一系列增信手段，或者凭借其自身特征，降低投资者所要求的风险补偿。例如，国有企业由于有地方政府隐性担保，所以投资者普遍要求溢价不高。在理论机制中，此类现象主要反映为一种负向的调节效应，降低了企业最终需要付出的融资成本。

通过作者自身的发债经验和学术理论梳理后发现，随着房地产企业在香港、新加坡、伦敦等地发债次数越多，国际市场投资者对企业的关注度和熟悉度也相应更高，信息不对称程度相应得到极大地缓解，投资者对于认购债券后需要得到的风险溢价也相应越少。



图表 6 理论机制概览

所以，就公司发行美元债次数和超额融资成本之间关系假设，我们提出如下主要相关假设 H1a 和 H1b:

H1a: 首次在国际市场中发行美元债券的房地产企业需要支付更高的融资成本。

H1b: 中资房地产企业在国际市场发债次数越多，则需要支付的额外融资成本越低。

在企业（首次）在国际市场发债时，企业往往可以通过各种方式增信，以此降低投资者所要求的风险溢价。增信的主要手段包括但不限于要求第三方（包括母公司或者其它资质较好的信用主体）进行担保，或者开具维好协议，或者要求境内银行开具信用证。其中，维好协议是指债务人（公司）与债权人（债券持有人）之间的一种法律协议，规定了债务人在债券期间需要履行的一系列义务和责任，确保债务人维持健康的财务状况和履行还本付息的能力。作为能够有助于确保公司在发行债券后维持良好的运营和财务状况，减少风险，维护债券持有人的利益的协议，采用这种方式增信后的企业所发债券相对于相同评级同期限债券信用风险更低。据此，我们提出如下假设 H2:

H2: 有开具维好协议的公司首次发债时的融资利率更低。

对于房地产企业而言，其它公司固有特征也会在很大程度上影响企业的发债融资利率。对于上市公司而言，由于交易所强制要求公司披露财务信息，并且在股权融资时已有路演，所以（国际市场）投资者对上市公司业务结构和管理层更熟悉，信息不对称程度相对也较低。最后，对于全国性房企而言，其规模更大，业务和信息披露相对而言更正规，投资者可以通过多方面多角度研究相关企业的信用风险，所以全国性房企的信用风险显著更低。

据此，我们依次提出如下假设 H3 和 H4:

H3: 非上市房地产企业在国际市场中首次发债需要支付的成本显著更高。

H4: 全国性房企相较于地方性房企在国际市场中首次发债需要支付的成本显著更低。

最后，对于国企或者央企而言，由于公司发债时的信息不对称效应对于融资成本的影响作用很可能被来自政府的隐性担保所覆盖，在实证中既很难被识别，也很难检验得到显著的结果。故而在本文中，我们暂时不考虑这一渠道机制。

3.2 主要研究变量

根据研究设计内容，我们先后定义被解释变量与解释变量如下。

a) 被解释变量

定义“发行利差偏离值” $AS_{i,t}$ (*Abnormal Spread*) 如下：

$$AS_{i,t} = Rate_{i,t} - \frac{1}{N} \sum YTM_{j,t}$$

其中， $Rate_{i,t}$ 是目标公司发行中资美元债的发行利率， $YTM_{j,t}$ 是市场上同同期限信用评级中资美元债到期收益率，由于在实际操作中普遍选择平价发行，故而前后二者相减可得用来刻画首次发行时额外需要支付的“发行利差偏离值”。如果一家公司发行债券时的利差偏离值 $AS_{i,t}$ 越高，则意味着它需要额外支付更多的融资成本。在实际计算这一变量时，我们以年为单位，对相同评级的债券进行期限匹配。

b) 解释变量

解释变量是我们在回归式中所主要使用的核心变量，主要用于研究内陆房地产企业是否在国际市场中首次发债，以及截止到发债日前一共在国际市场中发行多少笔债券。其中，我们主要使用两个解释变量：**FirstIssue** 和 **Issuetimes**，定义分别为发债主体是否在国际市场中首次发行中资美元债。

表格 2 主要解释变量定义

变量	变量中文名	解释
FirstIssue	首次发行	发债主体是否在国际市场中首次发行中资美元债
Issuetimes	发行次数	发债主体累计在国际市场中发行中资美元债的次数

c) 调节变量

调节变量是分析什么因素能够缓解或者加剧房地产企业和国际市场中机构投资者之间信息不对称的重要研究工具。一般调节变量会作为交叉项，交乘至关键解释变量中，并通过判断交叉项系数来研究调节作用的方向和大小。本文主要用的调节变量有三个：**GdWill**、**NotPublic** 和 **NotRegional**，分别研究发债主体是否开具了维好协议、是否尚未在股票市场上市以及发债主体是否是非地方性房企。

表格 3 调节变量定义

变量	变量中文名	解释
GdWill	是否开具维好协议	发债主体是否开具了维好协议
NotPublic	是否非上市公司	发债主体是否尚未在股票市场上市
NotRegional	是否非地方性公司	发债主体是否是非地方性房企

d) 控制变量

在本研究中，除了债券发行人是否已经在国际市场中发行过中资美元债外，其它和债券自身、债券发行人、国际国内市场环境相关的变量也会显著影响到债券的发行定价。

表格 4 控制变量定义

变量	变量中文名	解释
债券自身变量		
Mature	债券期限	债券从发行之日起至偿清本息之日止的时间
Amount	债券发行规模	该笔债券的发行总额，回归时用对数计算，并且命名为 LogAmount
Rating	债券评级	第三方国际评级结构对债券信用风险的评估
发债主体经营情况		
LogTotalAsset	公司规模	公司资产总额,用合并报表数值进行计算
SalesGR	企业营收增速	企业营业收入同比增长速度
Lever	企业偿债能力	企业长期内偿还债务的能力，如资产负债率
宏观经济因素		
Rf	无风险利率	无风险资产的回报率，用当月十年期国债收益率平均值衡量
MktRet	市场收益率	标普 500 当月收益率
FX	汇率	当月人民币兑美元汇率（离岸）与美元指数
Inflat	通胀率	物价水平在一定时期内的上涨率，用美国 CPI 指数衡量

3.3 实验设计

考虑到中资美元债发行情况受不同年份政策冲击影响较大，我们采用控制了混合普通最小二乘回归模型 (Pooled OLS model)，以此有效地估计资本市场信息不对称对中资美元债发行利差的影响，具体回归设定如下：

$$AS_{i,t} = \alpha + FirstIssue_{i,t} + X_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

其中，被解释变量是首发利差偏离值 $AS_{i,t}$ ，用于衡量企业债券融资时必须付出的超额成本；解释变量包括这家企业是否首次发行中资美元债券 $FirstIssue_{i,t}$ ；控制变量 $X_{i,t}$ 包括债券自身变量如债券期限、发债规模、公司规模、企业营收增速，宏观经济因素变量如汇率、货币供应量、通胀率等。此外， $\varepsilon_{i,t}$ 表示残差项。

此外，我们还通过在回归模型中加入交乘项，用以检验调节变量如地方性 **Regional** 对债券首发因素的影响。在统计回归分析中，调节效应（Moderation Effect）也叫交互效应，指的是一个变量（调节变量）对另两个变量之间关系的影响程度。换言之，调节效应是指第三个变量从某种程度上改变了原有的两个变量之间的相关性。例如，在一个研究中，我们可能对教育的年限（X）和个人收入（Y）间的关系感兴趣，而性别（Z）可能作为一个调节变量来考虑。这是因为性别可能改变教育年限和收入之间的关系；在某些情况下，男性和女性教育年限与收入的关系可能不同。在本研究中，我们预期结果是，因为全国性或者已上市的房企知名度更高，公司业务和信息披露行为更为规范，所以市场在认购投资由该类发债主体发行的中资美元债时信息不对称程度更低。

据此，我们设计如下 2 个带有交乘项的回归：

$$AS_{i,t} = \alpha + FirstIssue_{i,t} + NotPublic_i + FirstIssue_{i,t} \times NotPublic_i + X_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$$AS_{i,t} = \alpha + FirstIssue_{i,t} + Region_i + FirstIssue_{i,t} \times NotRegion_i + X_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

其中，调节变量中加入了代表该房企是否为非上市公司 $NotPublic_i$ 、该房企是否为非地方性房企的虚拟变量 $NotRegion_i$ ，以及该虚拟变量与是否首次发行的交乘项 $FirstIssue_{i,t} \times NotPublic_i$ 、 $FirstIssue_{i,t} \times NotRegion_i$ ，其它变量和回归的设定同基准回归中变量基本保持一致。在这个回归式中，我们所关心的变量式交叉项前的回归系数。

四、实证检验

4.1 数据来源

本文暂定选取 2017 年 1 月-2020 年 12 月发行的所有中资房企美元债，根据关键数据获得的完整性，最终从 Bloomberg 数据库确定约 306 笔⁴中资房企发行过中资美元债，覆盖不同信用评级、不同地区发行人，投资级和高收益级债券产品，上市交易所分别位于香港联交所、新加坡证交所和开曼群岛证券交易所等。其中，Bloomberg 数据库是一种全球性的金融市场数据和分析工具，广泛应用于投资、经济研究、数据分析、财务管理等领域。这个数据库提供了极其丰富和实时的金融市场数据，包括但不限于股票、债券、外汇、期货、商品、经济指标、宏观经济数据等。同时，它还提供了众多的金融分析工具，如股票筛选工具，投资组合分析工具，风险管理工具等，帮助用户进行投资分析和决策，所以其数据来源高度可信。

在计算超额利差时，我们根据债券的评级和发行期限，根据存量债券的评级和剩余期限（以年为单位）进行匹配。我们依据的匹配规则如下：首先选择评级相同的债券，其次根据债券存续时间进行匹配，并且定义存续时间差在 ± 0.5 年内的债券为在期限上可以进行比较的债券⁵。如果一只债券相同期限且信用等级相同的可比债券数量少于 5 只，则删除这个样本。由于原始债券数量为 306 笔，如若筛选的可比债券数量要求过高（例如 10 只）则会显著减少最终样本数量；如若筛选的可比债券数量要求过低（例如 1 只），则虽然最终样本数量会相对更高，但是我们计算得到的超额融资利差 $AS_{i,t}$ 就可能会因为可比债

4 在资格考中，由于原始数据来源中存在代码匹配混乱以及数据库选择有误的原因，导致样本内发债数量高达 495 支债券。在清洗了数据，修正代码之后，我们最终债券样本数量为 306 笔。

5 在样本中，债券的平均发行期限是 4.39 年。由于利率曲线的正凸性，将两只债券的匹配时间限定为 ± 0.5 年内不会显著影响利率估计差异，并且能极大地增加可比债券数量。

券（1只）价格波动过大而变得不稳健。经过这一处理后，最终得到 239 只债券，为我们最终研究的实验样本集，其中既包含已在港首次发行的公司的债券，也包括已多次发行过的债券。

在当前样本中，既包括在港首次公开发行中长期债券的债务主体，也包括已多次在港发行过中长期债券的债务主体。此外，我们还在原始样本中删除了超额利差大于 10% 的债券样本（共 3 只），其中最大利差是由 A 股上市公司新湖中宝设立的全资子公司新湖(BVI) 2018 控股有限公司在 2020 年 3 月 27 发行的一笔无担保、无维好协议的价值 2 亿美元的地产债券，其于当天发行的债券首日超额发行利率达 72.51%。

其中，中资美元债收益率数据，其它交易数据以及发行人评级、发行人发行时财务数据均来自 Bloomberg。对于 Bloomberg 中缺失的财务数据，以及发行人公司产权属性等数据，我们查询 Wind 和 CSMAR 数据库中中资美元债专题数据库中提供的数据集，并根据公司债国际证券识别编码 ISIN 为关键值作为合并依据，用以补全最终数据集。此外，包括无风险利率、货币供应量、汇率、中国国内通胀率等数据来自 WIND 数据。

在下表中，我们汇报样本数据的基本描述性统计。在最终匹配计算得到的 239 个债券样本中，平均发行超额利差为-0.16%，方差达 3.08%，中位数利差 0.44%，最大利差 7.63%，在样本中共有 107 笔债券发行的超额利差 AS 为负。

其中此外，在样本中，共有 34% 的债券是公司在国际市场中首次发行的债券，数量达 82 笔，进一步这 82 笔首发债券研究后可以发现，该子样本 AS 变量的均值则为 0.38%，显著大于整体的-0.16%。此外，在全样本中，平均每家房地产企业发行 2.83 次中资美元

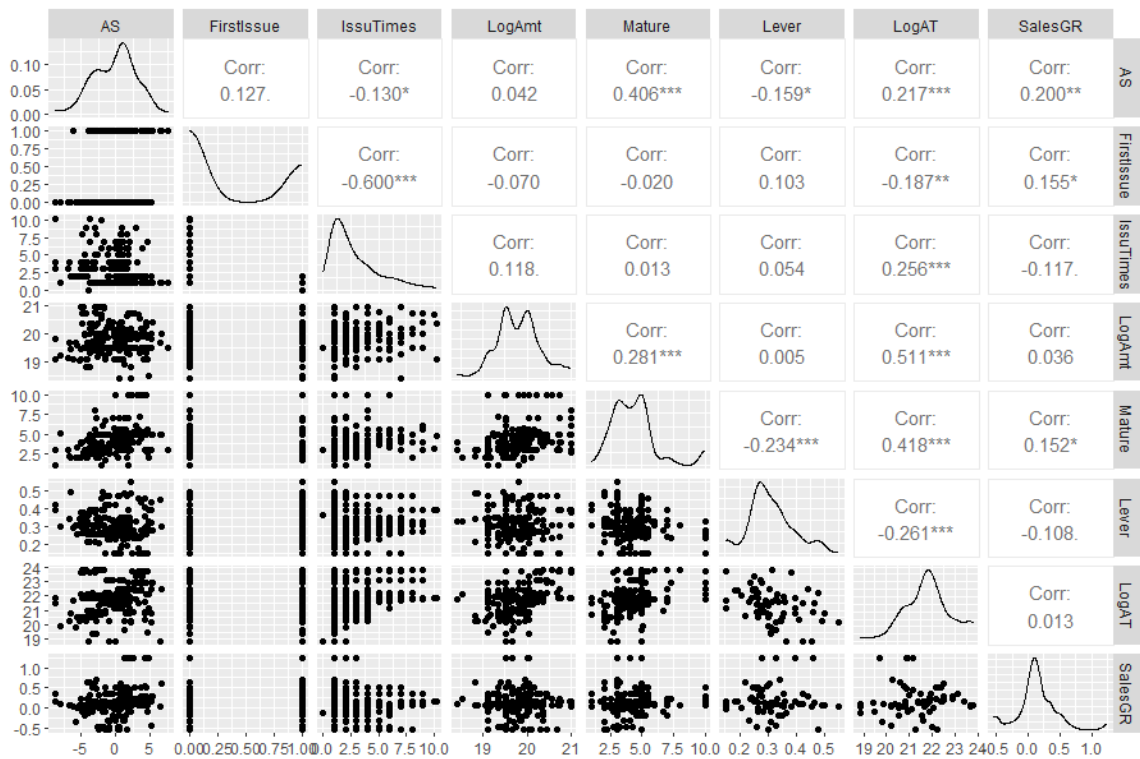
债，平均期限为 4.39 年。为了排除极端值对于回归的影响，我们对主要回归中涉及的变量在左右 2%进行缩尾处理。

表格 5 样本描述性统计

		N	Mean	Sd	Median	Min	Max	Skew	Kurtosis
被解释变量									
AS	发行利差偏离值	239	-0.16	3.08	0.44	-8.74	7.63	-0.28	-0.21
关键解释变量									
FirstIssue	是否首次发行	239	0.34	0.48	0.00	0.00	1.00	0.66	-1.58
IssuTimes	发行次数	239	2.83	2.21	2.00	0.00	10.22	1.33	1.10
其它变量									
LogAmount	债券发行规模对数	239	19.81	0.50	19.81	18.42	20.99	0.19	0.14
Mature	债券期限	221	4.39	1.92	4.00	1.00	10.01	1.40	2.26
Lever	杠杆率	234	0.31	0.08	0.30	0.15	0.55	0.40	0.23
LogTotalAsset	公司总资产规模对数	234	21.78	1.05	21.81	18.84	23.79	-0.16	0.13
SalesGR	营收增长率	234	0.13	0.31	0.12	-0.53	1.24	0.66	2.85
MktRet	市场收益率	239	1.67	4.88	3.19	-19.07	6.34	-3.15	10.74
Inflat	通胀率	239	1.75	0.54	1.80	0.10	2.90	-0.32	-0.28
Rf	无风险利率	239	-0.03	0.61	0.14	-1.01	1.11	-0.35	-1.19
FX	美元兑人民币汇率	239	-0.61	0.96	-1.00	-2.42	4.06	1.25	3.18
GdWill	是否开具维好协议	239	0.10	0.30	0.00	0.00	1.00	2.64	5.00
NotPublic	是否非上市公司	239	0.59	0.49	1.00	0.00	1.00	-0.35	-1.89
NotRegional	是否非地方性公司	239	0.72	0.45	1.00	0.00	1.00	-1.00	-1.01

在下表中，我们使用计量软件 R 语言中计算相关性矩阵和可视化命令，进一步汇总不同变量之间的相关性系数图。图中右半上三角汇总了不同变量之间的 Spearman 相关性系数，显著性用星号标出；图中左半下三角汇总了不同变量之间的散点相关图；对角线汇总了每一个变量各自的密度分布图，图中对角线代表样本的分布图。从相关性系数中可以发现，债券发行溢价和是否首次发行之间的相关性为 0.127（矩阵图中第一行第二列），显著为正，这意味着首次发行和高融资利差正相关。

图表 7 相关系数矩阵图



4.2 实证结果

4.2.1 基准回归结果

我们在下表中汇报债券是否首次发行和超额利差之间的基准回归结果。在表第五列中，我们汇报囊括了所有控制变量的回归结果。变量 $FirstIssue_{i,t}$ 前回归系数 1.2238 (t 统计量 2.88) 显著为正，模型 R² 为 0.233 拟合程度良好。这意味着内陆房地产企业如果在国际市场中首次发行债券需要额外支付 1.22% 的溢价。在第一列至第四列中，我们分别加入了不同的控制变量或仅保留关键解释变量 $FirstIssue_{i,t}$ ，回归系数的显著性和经济学显著性并没有过大变化，平均而言，首次发行债券需要支付约 0.82-1.22% 左右的溢价，充分证明了不确定性在公司债券融资时的重要性，支持假设 H1a。其中，在第二列回归式中，我们加入了包括债券层面的变量，如债券的发行金额和债券期限，用以衡量债券本身特征对于融资价格的影响。在第三列回归中，我们仅额外控制公司层面的变量，研究公司特征对于超额首发溢价的影响。在第四列中，我们加入市场层面的风险变量如市场收益率和通胀率，用于衡量市场层面的系统性风险对于首发溢价的影响。在最后一列中，我们加入所有变量，用全模型衡量各因素对于首发溢价的影响。

其它变量的回归结果显示，公司发行债券的期限越长，则超额利差越高，回归系数为-0.6077 显著为正 (t 统计值 5.64)。与之相对地，如果公司发行的债券金额越大，则需要支付的超额利差越低，回归系数为-0.9788 (t 统计量-2.23)，这可能是由于公司发债金额越大，这家公司规模也越大，信息不对称程度更低，同时它与投资者谈判的优势也越大，故而融资利率更低。

表格 6 基准回归结果

被解释变量	AS				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Const	-0.4426*	8.5281	-12.9614**	-1.1046	3.8654
	(-1.81)	(1.14)	(-2.97)	(-1.19)	(0.49)
FirstIssue	0.8214*	1.0495**	0.9017**	0.8637**	1.2238**
	(1.97)	(2.66)	(2.19)	(2.00)	(2.88)
LogAmount		-0.5977			-0.9788**
		(-1.56)			(-2.23)
Mature		0.6921***			0.6077***
		(6.91)			(5.64)
Lever			-3.8169		-0.3599
			(-1.53)		(-0.15)
LogTotalAsset			0.6187**		0.5602**
			(3.29)		(2.43)
SalesGR			1.5852**		1.0780*
			(2.59)		(1.84)
MktRet				-0.0201	0.0544
				(-0.46)	(1.34)
Inflat				0.2498	0.0740
				(0.50)	(0.17)
Rf				-0.1154	-0.6502
				(-0.24)	(-1.43)
FX				-0.3911	-0.0765
				(-1.59)	(-0.34)
R2 Adj.	0.012	0.191	0.096	0.010	0.233
Num.Obs.	239	221	234	239	216

此外，我们还汇报了主要回归式在不同时间段分样本的回归结果。具体而言，我们将样本根据债券发行时间顺序划分为 3 个截面：2017-2018、2019 和 2020 年区间，其中，由于 2017 年和 2018 年样本数量过少，所以我们将其合并为至一个截面，保证回归结果可以被估计得出。我们在下表中汇报回归结果。其中可以发现，国际市场投资者对于债券首次发行要求的溢价在 2017-2018 年并不显著，在第二列中回归系数为 0.0363 (t 统计值 0.04)，且在 2019 年在控制了市场层面的变量后开始显著，第四列回归结果为 1.4585 (t 统计值 1.97)。在 2020 年的截面回归中，回归系数均显著为正，第五和第六列的回归系数分别为 3.0233 和 2.9013 (t 统计值分别为 4.32 和 4.14) 显著为正，意味着我们所观察到投资者对首发债券要求更高溢价的现象主要集中在 2019 至 2020 年。

表格 7 分样本回归结果

被解释变量	AS					
	2017-2018		2019		2020	
时间	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Const	29.4814*	2.7832	-3.1891	-5.0966	0.9565	-0.2421
	(1.99)	(0.14)	(-0.21)	(-0.32)	(0.09)	(-0.02)
FirstIssue	-0.1349	0.0363	1.2056	1.4585*	3.0233***	2.9013***
	(-0.16)	(0.04)	(1.61)	(1.97)	(4.32)	(4.14)
LogAmount	-0.4556	0.7988	-0.4529	-0.2588	-1.0798*	-1.2423*
	(-0.57)	(0.74)	(-0.57)	(-0.33)	(-1.71)	(-1.98)
Mature	-0.1843	-0.0798	0.6153**	0.6539***	0.7945***	0.9090***
	(-0.79)	(-0.32)	(3.41)	(3.51)	(5.26)	(5.82)
Lever	-22.8099***	-22.2771***	-1.3213	-1.0313	4.3941	6.0974*
	(-4.21)	(-4.02)	(-0.34)	(-0.27)	(1.21)	(1.69)
LogTotalAsset	-0.5159	-0.8637	0.4335	0.4897	0.6976**	0.7756**
	(-1.03)	(-1.51)	(1.01)	(1.12)	(2.28)	(2.51)
SalesGR	-0.9294	-1.1048	1.2747	0.8257	0.7605	0.5404
	(-0.65)	(-0.54)	(1.29)	(0.85)	(0.97)	(0.69)
MktRet		0.0469		-0.3087		0.0423
		(0.24)		(-1.29)		(0.86)
Inflat		3.0475*		-1.4499		0.3981
		(1.82)		(-0.85)		(0.62)
Rf		2.2117		-0.3171		-2.1880*
		(0.80)		(-0.20)		(-1.89)
FX		-0.4231		-1.5087**		0.1156
		(-0.74)		(-2.77)		(0.22)
Adjusted R ²	0.761	0.904	0.84	0.85	0.763	0.763
Num.Obs.	36	36	74	74	106	106

4.2.2 公司债券发行次数和超额融资利差

随着公司在国际资本市场中债券发行数量增加，内陆房企在国际投资机构中的知名度也逐步会得到提升。投资者们会在路演和反路演的过程中掌握更多公司的基本面信息，对公司的信用资质、未来发展趋势、违约概率等因素做出更客观合理的判断。在这种情况下，债券融资方和投资方之间的信息不对称现象会逐步得到消弭，投资者所要求的超额发行利差自然也会逐步减小。

所以，我们在上一实证回归的基础上新定义代表公司累计债券发行次数的变量 $IssueTimes_{i,t}$ 。对于之前没有在国际市场中发行的，即本次发行是首次发行的债券，该变量值为 1，如若发行方之前在国际市场中已有发行债券，则该变量度量债券总计发行次数。在回归中，我们保持其它控制变量不变，并且使用稳健回归标准误对回归结果进行调整。

表格 8 中，核心变量的回归系数整体为负，体现出公司债券发行次数越多，投资者所要求的超额利差越低的大致趋势。在列（5）中，回归系数是-0.3132 为负也显著（t 统计量-3.24），故也支持假设 H1b。在不包括任何控制变量的列（1）中，回归系数为-0.1807，显著为负（t 统计量-2.01），也证明了我们对于债券发行次数越多，市场所要求的债券超额利差越低的假设。

表格 8 债券发行次数和超额融资利差

被解释变量	AS				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Const	0.3505 (1.09)	8.7399 (1.16)	-13.8621** (-3.15)	-0.2392 (-0.26)	1.2555 (0.16)
IssuTimes	-0.1807** (-2.01)	-0.1604* (-1.87)	-0.2246** (-2.53)	-0.2205** (-2.30)	-0.3132** (-3.24)
LogAmount		-0.5669 (-1.46)			-0.9433** (-2.16)
Mature		0.6869*** (6.80)			0.6144*** (5.74)
Lever			-2.6571 (-1.07)		1.4069 (0.58)
LogTotalAsset			0.6866*** (3.57)		0.6805** (2.85)
SalesGR			1.6384** (2.70)		1.1393** (1.97)
MktRet				-0.0071 (-0.16)	0.0778* (1.93)
Inflat				0.2543 (0.51)	0.0335 (0.08)
Rf				-0.1858 (-0.38)	-0.8229* (-1.77)
FX				-0.4287* (-1.76)	-0.1054 (-0.48)
R2 Adj.	0.013	0.178	0.103	0.015	0.241
Num.Obs.	239	221	234	239	216

4.2.3 债券发行信息不对称与信用评级

为了进一步研究债券首次发行作为信息不对称指标的合理性，我们在控制了基本财务指标如总资产、杠杆率、营收，债项指标如久期、息票利率，以及宏观指标如无风险利率、汇率等因素外，还控制了债券的信用评级。债券的信用评级是指评价债券发行者偿还债务能力和可能违约风险的一个标准评估。主要的信用评级机构如穆迪投资者服务(Moody's)，标准普尔(Standard & Poor's)，和惠誉国际(Fitch Ratings)提供这样的评级服务。它们通过详细分析债券发行者的财务状况、历史记录、行业状况和其他经济因素给予评级。评级的用途之一是帮助投资者评估购买特定公司或政府债券的风险程度。信用评级的变动往往对债券价格和利率有直接影响，信用等级较高的债券一般会有较低的利息回报，因市场认为这些债券比较“安全”。相反，评级较低的债券由于违约风险较高，通常提供更高的利息以吸引投资者承担更大的风险。

我们假设如果一个债券发行时存在严重信息不对称，而债券的信用评级模型能够很好地度量提取这一特征，则在此情形之下，是否首次发行 **FirstIssue** 前的回归系数则会变得不显著。基于此推断，我们从彭博终端中获取穆迪公司对于债券的首次评级，样本范围从 2017 至 2020 年，但是受限于终端权限，债券的信用评级数据存在一定程度的缺失。穆迪的债券信用评级体系为长期固定收益债券提供一个衡量其相对信用风险和违约概率的标准。评级系统分为两大类：投资级债券和投机级债券。其中，投资级债券（也称为优质债券）分为四个等级，从高到低依次为：**Aaa 级**：最高信用质量，最低信用风险，金融安全性非常高，预期即使未来出现变动，影响也是可控的；**Aa 级**（分为 **Aa1**，**Aa2**，**Aa3**）：信用质量较 **Aaa** 稍低，具有较低的信用风险，本金和利息十分安全，尽管还本付息的保证不及

Aaa 级；**A 级**（分为 **A1, A2, A3**）：仍然具有良好的投资品质和较高的信用安全性，不过相较于 **Aaa** 和 **Aa** 级别，还本付息的能力有下降的可能；**Baa 级**（分为 **Baa1, Baa2, Baa3**）：具有中等的保证程度，现时本息安全，但存在长期内信用变得不可靠的风险。另一方面，穆迪评级的投机级债券（也称为非投资级或垃圾债券），各信用段分布如下：**Ba 级**（分为 **Ba1, Ba2, Ba3**）：存在投机性因素，债券保证有限，在不利经济条件下还本付息能力可能会减弱；**B 级**（分为 **B1, B2, B3**）：信用质量较低，违约风险较高，远期还本付息的保证非常；**Caa 级**（分为 **Caa1, Caa2, Caa3**）：劣质债券，有较高的违约可能性，缺乏信用安全；**Ca 级**：置于较 **Caa** 等级还低的，高度投机的品质，债权经常发生违约；**C 级**：最低等级，这类债券前途昭昭，未能提供实质投资价值，风险极高。我们根据穆迪的信用评级从高到低进行数值赋值以转化为数值型变量，其中信用评级越差，则信用评分 **Rating** 越低。

最后，我们仿照基准回归中的研究设定，在主回归中加入信用评级数据，并且在如下的回归表格中汇报回归结果。

回归结果显示，当我们控制了债券信用评级后，是否首次发行债券的回归结果也同样显著，在第五列的全样本回归中，回归系数 **1.0393**（**t 统计量 1.93**）为正也显著；与之相对应地，代表债券信用的 **Rating** 变量系数也显著为正，回归系数为 **0.1527**（**t 统计量为 2.13**），意味着一家公司信用资质越差，它融资时需要支付的超额利差就越高。

表格 9 信息不对称、债券评级和超额融资利差

被解释变量	AS				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Const	-1.5442** (-2.77)	18.3200* (1.84)	-6.4703 (-1.16)	-2.0418 (-1.47)	17.5815* (1.75)
FirstIssue	0.6476 (1.16)	0.7101 (1.37)	0.6075 (1.19)	0.6571 (1.08)	1.0393* (1.93)
Rating	0.1749** (2.13)	0.1127 (1.48)	0.1621** (2.18)	0.1678** (2.02)	0.1527** (2.13)
LogAmount		-1.1215** (-2.24)			-1.7678** (-2.68)
Mature		0.6755*** (5.64)			0.4229** (3.31)
Lever			-14.9878*** (-4.27)		-9.8345** (-2.84)
LogTotalAsset			0.4154* (1.75)		0.8235** (2.52)
SalesGR			2.6656** (2.75)		1.9261** (2.11)
MktRet				-0.0727 (-1.24)	0.0114 (0.23)
Inflat				0.2438 (0.34)	-0.5466 (-0.94)
Rf				0.0425 (0.06)	-0.3556 (-0.60)
FX				-0.2912 (-0.85)	-0.0142 (-0.05)
R2 Adj.	0.027	0.261	0.226	0.011	0.368
Num.Obs.	137	124	137	137	124

4.3 调节效应检验

除了关键解释变量公司是否首次发行债券，以及发行债券次数之外，我们还研究其它公司特征是否开具维好协议、是否是非上市公司、是否是地方性或全国性知名房企这几个因素，考察这些变量是如何经由调节效应调节发行利差的。我们主要通过加入交互项的方式研究调节效应。调节效应的研究是指在管理学和金融领域中，探究不同变量之间的互动关系如何随着某个第三个变量的变化而发生变化的过程。调节效应分析可以帮助研究者更好地理解不同因变量和自变量之间的复杂关系。通过考察第三个调节变量，可以揭示隐藏的因果关系和条件依赖性。此外，调节效应分析可以提高模型的解释力和预测准确性。它允许研究者识别不同条件下对特定关系的影响，从而细化研究结论并提高建议的准确性。调节效应研究为管理学和金融学提供了根据不同条件和特定情境制定相关决策和管理策略的依据。通过了解调节效应，研究者可以运用调节变量来优化和定制管理实践和金融决策的方法。

4.3.1 开具维好协议对信息不对称的调节作用

在本小节中，我们探索企业采用的增信协议对于发债时的促进作用。其中，我们参考基准回归设定，并且将“是否开具维好协议”变量 **GdWill** 交乘至核心解释变量 **FirstIssue** 前，研究回归系数是否显著为负。回归结果如下表所示。

回归结果显示，在第二行 **FirstIssue** 的回归结果中，所有系数均显著为正，第五列回归系数为 **1.4161** 显著为正，意味着首次发行需要支付更高的超额利差，结论同基准回归保持一致。核心交互项 **FirstIssue × GdWill** 的回归结果显示，回归结果都不显著。在第四行第五列中，交互项前系数为 **-1.9613** (**t** 统计量 **-1.62**) 不显著为负，意味着开具维好协议并不

能帮助企业降低需要支付的利率成本，故而不支持假设 H2。这可能是由于多种原因导致的，例如从信用等级的角度来看，债券的信用等级基本反映了公司的偿债能力和未来违约风险。即便一家公司有担保或已经开具维护协议，如果其信用等级并不高，那么融资利率可能仍然会较高。又从市场环境和法律环境的角度来看，市场利率的波动和经济环境对公司债的融资利率有重要影响，这是因为其影响投资者的投资成本和预期收益。即使公司有担保或维护协议，市场环境的改变也可能使融资利率发生变动。在某些情况下，即便公司有担保或维护协议，但如果法律和监管环境使得追索权行使困难，那么公司债融资的利率可能仍然不会有显著差异。最后，根据描述性统计表中可以发现，是否开具维好协议 GdWill 的变量均值为 0.10，意味着只有 10%（23 家）个样本开具了维好协议，样本的选择的问题也是导致回归结果不显著的原因。

表格 10 是否开具维好协议对于首次发行债券的超额融资利差

被解释变量	AS				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Const	-0.6158** (-2.42)	10.3940 (1.38)	-11.9353** (-2.63)	-0.9877 (-1.07)	5.1108 (0.64)
FirstIssue	0.9400** (2.14)	1.2202** (2.92)	0.9614** (2.19)	1.0269** (2.25)	1.4161** (3.11)
GdWill	1.9420** (2.28)	1.5505** (2.00)	1.0580 (1.25)	1.9947** (2.26)	1.4757* (1.87)
FirstIssue ×GdWill	-1.4942 (-1.12)	-1.8269 (-1.48)	-1.0511 (-0.83)	-1.5591 (-1.15)	-1.9613 (-1.62)
LogAmount		-0.6979* (-1.81)			-1.0106** (-2.32)
Mature		0.6867*** (6.86)			0.6278*** (5.83)
Lever			-3.4100 (-1.36)		0.4638 (0.19)
LogTotalAsset			0.5618** (2.84)		0.5219** (2.21)
SalesGR			1.6196** (2.63)		1.0943* (1.88)
MktRet				-0.0191 (-0.44)	0.0560 (1.38)
Inflat				0.0854 (0.17)	-0.0684 (-0.15)
Rf				-0.1948 (-0.40)	-0.6831 (-1.51)

被解释变量	AS				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
FX				-0.3511 (-1.44)	-0.0529 (-0.24)
R2 Adj.	0.026	0.199	0.095	0.023	0.240
Num.Obs.	239	221	234	239	216

4.3.2 是否非上市公司对信息不对称的调节作用

当内陆房地产在国内或者国际市场上市后，由于交易所强制信息披露的硬性要求，更多的企业经营信息、财务健康状况、企业未来发展趋势等会在各类定期报告中得到充分展现。在此情形之下，投资者和上市公司之间的信息不对称程度会得到大幅缓解，所以即使上市公司首次在国际市场中发行债券，投资者对该公司的信任程度相对更高，故而所要求的超额利差更低。

所以，我们定义在发行时，债券发行公司是否为非上市公司 $NotPublic_{i,t}$ 变量。如果发行该笔债券时，公司为非上市公司，则该变量取值为1，反之为0。我们将这个变量交乘到核心解释变量 $FirstIssue_{i,t}$ 上，研究交乘项的正负号方向以及回归系数显著性。

回归结果显示，非上市公司对首次发行时所需支付的额外溢价的调节效应不显著。第五列回归结果中，非上市公司对于首次发行的调节作用为减少1.4784%的融资成本（t统计量-1.36），其结果在经济学意义与统计学意义上都不显著。这一结果在调整了不同控制变量之后仍然不明显，表明公司上市与否对于其首次发行溢价的影响并不如预期，不支持假设H3。这可能是由于核心变量 $FirstIssue$ 在回归中的解释效应非常强，导致非上市公司虚拟变量的回归结果不显著。

表格 11 非上市公司首次发行债券的超额融资利差

被解释变量	AS				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Const	-0.5228 (-1.24)	7.9470 (1.07)	-11.5132** (-2.57)	-1.0822 (-1.07)	3.5251 (0.45)
FirstIssue	1.2709** (2.06)	1.9613*** (3.38)	1.2528** (2.06)	1.2497* (1.97)	1.9120** (3.15)
NotPublic	0.1210 (0.23)	0.4395 (0.94)	-0.2137 (-0.43)	0.0455 (0.08)	-0.0700 (-0.15)
FirstIssue ×NotPublic	-0.9623 (-1.12)	-1.7795 (-1.10)	-0.8728 (-1.06)	-0.8555 (-0.98)	-1.4784 (-1.36)
LogAmount		-0.5850 (-1.53)			-0.8155* (-1.84)
Mature		0.7014*** (7.05)			0.6250*** (5.84)
Lever			-4.7928* (-1.87)		-1.5700 (-0.64)
LogTotalAsset			0.5730** (3.02)		0.4449* (1.90)
SalesGR			1.5051** (2.44)		0.9133 (1.56)
MktRet				-0.0222 (-0.50)	0.0564 (1.37)
Inflat				0.2235 (0.44)	0.0605 (0.14)
Rf				-0.1066 (-0.22)	-0.6358 (-1.41)

被解释变量	AS				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
FX				-0.3863 (-1.57)	-0.0768 (-0.35)
R2 Adj.	0.010	0.203	0.099	0.007	0.246
Num.Obs.	239	221	234	239	216

4.3.3 是否非地方性公司对信息不对称的调节作用

在评估中国房企在国际资本市场发行中资美元债券的经济活动时，公司的地域属性是一个影响信息不对称程度的重要因素。企业的经营范围大小对降低信息不对称和融资成本有显著影响，下面具体分析全国性和地方性房企的差异对融资影响。所以在本节中，我们还从公司所处位置是否为全国或者地方性的角度出发，考察企业的经营范围大小对信息不对称的调节作用。首先，全国性和地方性房地产企业在商业信誉和知名度方面通常存在差异。全国性的大型房企往往经营多个城市或多个区域，有广泛的知名度和更高的市场份额，这有助于建立较强的品牌效应和商誉，增进外部投资者的认知和信任。信誉好的企业能够降低在发行债券时市场对其违约风险的预期，从而减轻对信息的不信任感和风险溢价的需求。其次，全国性房地产企业通常拥有更大的经营规模和更为复杂多样的经营项目，这意味着它们可能有更完善的财务体系、更稳固的收入来源和更高的风险管理能力。由于大型企业通常需要和更多银行与金融机构打交道，常有更高的要求在内部控制和财务透明度上，这直接促进了信息披露的质量，降低了潜在投资人对企业财务状况不精确认识所引起的不对称风险。再者，物质资产的层面上，不论是土地储备还是房产项目，规模较大的房企往往具有丰富的资产。这种物理抵押会提供给投资者更大的安全垫，降低了债权人因作债权决策时信息不对称而引致的潜在风险。此外，大型房企分布范围的广泛性，使得债权人对这

些实体资产更容易进行考察，比如通过实地考察项目、评估土地价值来获取更为直观的风险评估数据。因此，规模大、运营涉猎各地并享有良好声誉的全国性房地产企业，由于其较低的信息不对称程度，在获取国际融资时所需支付的首发溢价可以相比对小规模或地方性房企而言偏低。不过，此种直接成本的减少同时带来需关注的杠杆率和债务多样性增加，管理所需的透明度和操作复杂性等挑战亦会水涨船高。因此，全国性大型房企需要更严格的内部控制机制和信息管理系统，维持其信息披露的时效性及准确性，从而最终在国际资本市场获得成功的可持续长期融资。

所以，我们定义在发行时，债券发行公司是否为非地方性 $NotRegion_{i,t}$ 变量。如果发行该笔债券时，公司为非地方性房企，则该变量取值为1，反之为0。我们将这个变量交乘到核心解释变量 $FirstIssue_{i,t}$ 上，研究交乘项的正负号方向以及回归系数显著性。

回归结果显示，非地方性公司对首次发行时所需支付的额外溢价的调节效应显著为负。第五列回归结果中，非地方性公司发行债券对于首次发行的调节作用为减少-2.4337%的融资成本（t统计量-2.89），其结果显著为负。这一结果在调整了不同控制变量之后仍然显著明显，表明公司的地方性特征对于其首次发行溢价的影响非常重要，支持假设H4。

表格 12 非地方性公司首次发行债券的超额融资利差

被解释变量	AS				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Const	-1.8137*** (-3.67)	10.0493 (1.33)	-12.9360** (-2.43)	-2.8036** (-2.70)	3.8099 (0.47)
FirstIssue	2.6651*** (3.58)	2.8886*** (4.24)	2.6206*** (3.46)	2.8999*** (3.79)	2.9782*** (4.04)

被解释变量	AS				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Notregional	1.7938** (3.18)	1.5714** (2.96)	0.9503 (1.45)	2.0099*** (3.46)	1.1535* (1.86)
FirstIssue × Notregional	-2.5251** (-2.82)	-2.6320** (-3.17)	-2.3911** (-2.70)	-2.6562** (-2.96)	-2.4337** (-2.89)
LogAmount		-0.7318* (-1.89)			-0.9488** (-2.19)
Mature		0.6796*** (6.83)			0.6032*** (5.68)
Lever			-4.9702* (-1.96)		-1.5236 (-0.62)
LogTotalAsset			0.6007** (2.47)		0.5110* (1.76)
SalesGR			1.4407** (2.34)		0.9242 (1.57)
MktRet				-0.0327 (-0.76)	0.0424 (1.06)
Inflat				0.3309 (0.67)	0.0975 (0.22)
Rf				-0.4067 (-0.84)	-0.7319 (-1.63)
FX				-0.3978* (-1.66)	-0.0937 (-0.43)
R2 Adj.	0.049	0.226	0.117	0.054	0.257
Num.Obs.	239	221	234	239	216

五、稳健性检验

在稳健性检验中，我们通过改变回归稳健标准误的方式，同时验证变量是否符合正态分布的方式，来检验主要结果的稳健性。

5.1 稳健回归标准误

在回归分析中，标准误被用于估计我们对回归系数的不确定性大小。它为我们的回归系数提供了一个量度，表明这个估计的精度--较小的标准误意味着我们对估计的回归系数更有信心。这个标准误决定了置信区间的宽度和显著性检验的结果。

然而，传统的 OLS 方法计算的标准误需要假设数据满足一些特定条件，例如误差项需要是同方差的（Homoskedasticity）和观测值之间无自相关性（No autocorrelation）。当这些条件不满足时，例如存在异方差或者自相关，那么传统的标准误就可能被误估。这会导致对回归系数的置信区间以及显著性检验的结果出现误导，例如错误地认为一个变量在统计上显著或者不显著。在本文的研究中，由于不同时间市场环境不同，政府对于房地产企业境外融资的宽松度、投资者偏好均有较大差异，所以在不同年份、月份之内的发债利差可能存在较大的相关性，而这一相关性将极大地影响我们对于结果的估计。

使用稳健标准误不依赖于上述严格的假设，它能在这些假设不满足的前提下给出更准确的、对模型假设更“稳健”的标准误估计。因此，使用稳健标准误能在存在异方差或自相关时得出更靠谱的统计推断，从而提高我们的分析质量。故而，为了缓解不同年份内的发债利差可能存在组件自相关的问题，我们将聚类标准误控制到了年-月层面，以最大程度地保证回归结果的稳健。回归结果如下表所示。

变量 $FirstIssue_{i,t}$ 前回归系数 1.2238 (t 统计量 2.21) 显著为正, 系数显著性并未显著下降, 且模型 R2 仍为 0.268 拟合程度良好。在第一列至第四列中, 我们分别加入了不同的控制变量或仅保留关键解释变量 $FirstIssue_{i,t}$, 回归系数的显著性相较于基准回归结果中的统计值并没有过大变化, 充分证明了不确定性在公司债券融资时的重要性, 支持假设 H1。

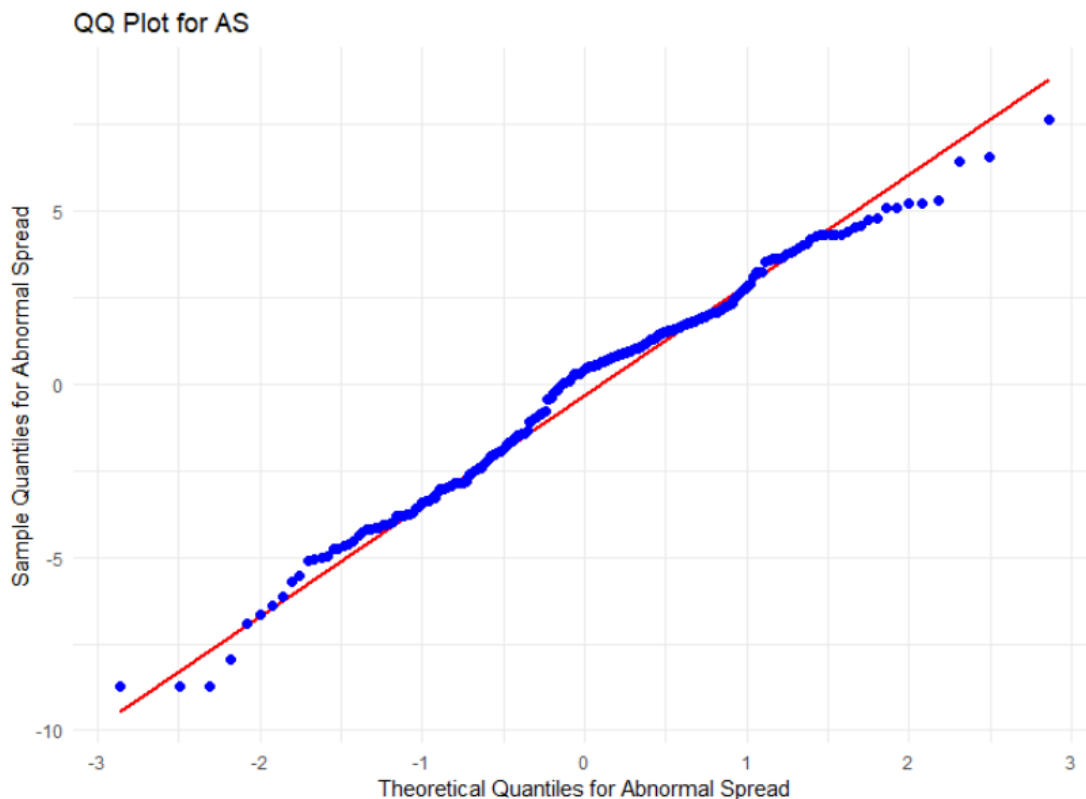
表格 13 使用稳健回归标准误后的回归结果

被解释变量	AS				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Const	-0.4426** (-2.10)	8.5281 (0.83)	-12.9614* (-1.74)	-1.1046 (-1.62)	3.8654 (0.29)
FirstIssue	0.8214* (1.95)	1.0495** (2.04)	0.9017* (1.82)	0.8637* (1.85)	1.2238** (2.21)
LogAmount		-0.5977 (-1.15)			-0.9788 (-1.66)
Mature		0.6921*** (8.93)			0.6077*** (5.25)
Lever			-3.8169 (-1.56)		-0.3599 (-0.15)
LogTotalAsset			0.6187* (1.87)		0.5602* (1.76)
SalesGR			1.5852** (2.38)		1.0780 (1.48)
MktRet				-0.0201 (-0.60)	0.0544* (1.96)
Inflat				0.2498 (0.69)	0.0740 (0.15)
Rf				-0.1154 (-0.24)	-0.6502 (-1.13)
FX				-0.3911 (-1.43)	-0.0765 (-0.29)
R2 Adj.	0.016	0.202	0.112	0.030	0.268
Num.Obs.	239	221	234	239	216

5.2 变量正态分布假设检验

传统统计回归方法一般要求线性、独立性、正态性、同方差性、非共线性等经典假设，统计推断与假设检验则是基于这些基础假设之上的实证方法。在本文中，受限于样本数量有限，本文需要也需要验证被解释变量以及回归残差是否符合正态分布。

本文使用 QQPlot (Quantile-Quantile plot) 法来检验数据是否符合正态分布，其它类似的检验包括 KS 检验，Shapiro-Wilk 检验等。在 QQPlot 中，画出的 QQ 图是横轴为标准正态分布的分位数，纵轴为样本分位数的散点图。如果这些点大致在一条直线附近，那么我们就可以认为样本数据符合这种理论分布。在下图中，可以发现 QQplot 中数据基本在直线分布，所以不拒绝样本服从正态分布的原假设。



图表 8 正态分布检验 Q-Q 图

六、结论与展望

中资美元债是境内中资房企的重要融资手段之一，本文聚焦于境内中资房企在国际市场中发行债券的次数以及需要额外多付出的超额溢价，分析信息不对称在债券融资方与投资方之间的决定性作用。

本文研究发现，境内中资房企在国际市场首次发行中资美元债券平均需要额外支付1.2238%的成本，且这一超额融资费用在控制了债券发行金额、存续期限，以及公司层面的杠杆率、营收增长率等因素后仍然显著。后续实证表明，公司发行债券次数也有助于缓解公司和投资者之间的信息不对称现象。公司在香港、新加坡、伦敦等国家或地区发行债券次数越多，投资者所要求的额外利差越低。

研究中我们详尽地解析了境内中资房地产企业在国际市场发行中资美元债时的定价问题，提供了对于投资决策、上市公司账目安排的有价值参考。基于此研究，为我国的政策制定者，提供了一份详尽的政策建议。

国际市场的债券发行对于中国房地产企业来说不仅是资金融通的通道，更是其品牌全球化战略的重要一环。当中国企业在国际市场上发行债券时，它们不仅有机会接触到更广泛的资金来源，还可以展示其企业实力和市场前景给全球投资者，增加企业的透明度和识别度。这既能提高公司的国际声誉，也有助于实现更多多样化的融资方式，特别是在国内市场可能出现资本流动性收紧或监管环境转变的情况下，国际融资通道为企业提供了重要的风险分散机制。

然而，这种向国际债券市场拓展的融资策略需要在适当的政策氛围中进行。中国政府以及监管机构经过多年推动，不懈努力展现出明确的市场化改革方向，努力打造一个公开、

透明的资本市场环境。维护资本市场健康稳定是重要前提，并通过提高金融服务的市场化程度，刺激金融产品的创新与多元化。监管上必须坚持均衡法则，需要管住风险、避免杠杆过高，同时又能让企业在灵活性和高效性中寻找到适当的平衡点。

统一和公开的信息披露对克服信息不对称、让市场更为高效和公正至关重要。在过往中资企业海外融资活动中，投资者对欠缺的或不够标准化的企业信息披露存在顾虑。提供可靠、透明的数据和资讯在未来的国际融资中，是企业能否持续获得低成本资金的重要影响因素。强化这一机制有助提高投资者信心，从而使中资企业能更低成本、更有效率地获取融资。

本文的研究结论显示债券市场经验丰富的中国房地产企业能够通过不断提供充分信息，获得比初次进入该市场的竞争对手更低的融资成本。这说明，在有效信息传递机制下，国际投资人愿意给基于信用的佣金更低的企业融资，并体现了市场对于经验证明过的中国房地产企业的信任。

从宏观策略上看，中资美元债的相关研究对中国房产企业国际定位非常关键，帮助上市公司审慎对待负债情况与融资制度安排，并为投资者展示了评估企业价值与风险的更多可行性工具。提升这一领域研究的深度与广度，对推进更加成熟、公正和高效的资本市场都有积极作用。中国房地产企业需要重视这样的策略诉求，学习如何在利润性和稳健性之间取得平衡。

最后，我们提出针对监管层的监管意见。首先，监管层应当提高披露标准及加强全面监管。提高债券市场信息披露要求是降低信息不对称的核心策略。具体到执行层面上，监管者需要详实定义哪些信息是发行公司必须披露的，且披露信息的时效性也至关重要。这涵

盖了财务数据、企业经营状况、主要营业计划及负债状况等。角度覆盖到普遍性财务梳理与针对性的项目风险披露——两者缺一不可。强化监管意味着确保市场上的每一个交易都遵循明确规范，同时对债券市场进行常规和不定期的稽查，尤其要加强对正规金融交易之外可能出现的灰色地带，例如虚假信息发布和陌生模式交易的监控。此外，通过实施信用评级的要求，通过第三方机构，引入独立评估的信用风险模型，这对增强融资过程的客观性和透明度至关重要。

其次，监管层应当推进国际监管合作和投资者教育。在全球化今开中资美元债市场的异常竞争中，加强国际合作与合规性教育日益重要。与各国监管机构和国际投资者确立紧密联系，我国监管层不仅可以学习到外界的良好监管做法，也能创建一套更为先进且普遍可以被投资者们所能接受的金融法规，也为跨境投资提供了动态平台，以共同抗衡和预防经济犯罪。为投资者针对市场敏感信息的识别的市场教育也是减缓信息不对称的有力方法之一。最后，监管层也应当提供线上线下的培养及研讨平台，教育投资者如何更好地分析、估值和预测市场走向。

将监管机构的力量投入到如何制定和维护公平可靠信息的司法和政策体系，有助于培育市场机制的正反馈环境，其中诚实和透明成为提振投资者信心、降低融资公司成本的重要因素。以上提出的这两大监管措施旨在以建立稳健透明的金融加强维护市场秩序，最终能提升中资美元债市场的整体效率与稳定性。

综上，全面和深入地研究中资房地产企业在国际债券市场中的表现与挑战，不仅能提升公司自身、监管部门和投资者的知见和决策质量，而且对探索中国资本市场变化具备示范作用，对各类市场参与者均有指导意义。在当前全球经济与政治形势的大背景下，中资企

业面临着多重挑战，不仅包括复杂多变的国际政治环境，还有来自本土经济的压力。研究中资企业在国际市场，特别是国际债券市场融资的分析具有广泛而迫切的现实意义。就其广泛性而言，本研究并不仅仅局限于房地产企业，还能够拓展映射到其它重点行业的融资，包括但不限于半导体、医药、其它高端制造。除了房地产行业外，其它行业也高度依赖外部融资支持，而本研究希望通过揭示信息不对称问题在跨国融资行为中的影响，帮助企业优化全球融资结构，增强其对周期性风险的抵御能力。在经济增长放缓的当下，这对各行各业的内资企业维持稳健的财务状况、支持可持续发展至关重要。

此外，本研究还从宏观层面对中国经济在对外交流中提供了政策建议。中国经济当前在错综复杂的世界政治经济结构中寻求战略平衡点，努力实现人类命运共同体。在中国经济结构调整、全球贸易与投资格局的再平衡过程中，正确理解并应对这些变化对维持和扩展其全球金融网络至关重要。因此，本研究不只是在政策制定上为中国的决策者提供数据支持，还能在国际层面展现中国的视角，推动建立一个更为多元化、公平的国际金融体系。通过提出中国方案，帮助中资企业同国际市场接轨，有助于提升全球金融体系的整体安全性和稳定性。作为全球经济重量级参与者的中国，其政策变化和市场表现对全球经济产生深刻影响。提升中资企业在国际市场中的曝光度能够降低来自海外的误读和潜在冲突，为全球经济的协调发展贡献智慧和策略。在推动全球经济一体化的进程中，增强透明度和信息对称性不仅对中国资本市场的稳健成长至关重要，也能够巩固全球投资者对于中国经济的信任，促使资本流向更加均衡和长期的发展轨迹。

参考文献

- [1]Akerlof, G. A. (1978). The market for “lemons”: Quality uncertainty and the market mechanism. In *Uncertainty in economics* (pp. 235-251). Academic Press.
- [2]Bakshi, G., & Madan, D. (2006). A theory of volatility spreads. *Management Science*, 52(12), 1945-1956.
- [3]Bernard, H., & Gerlach, S. (1998). Does the term structure predict recessions? The international evidence. *International Journal of Finance & Economics*, 3(3), 195-215.
- [4]Bianchi, D., Büchner, M., & Tamoni, A. (2021). Bond risk premiums with machine learning. *The Review of Financial Studies*, 34(2), 1046-1089.
- [5]Black, F., & Scholes, M. (1973). The pricing of options and corporate liabilities. *Journal of political economy*, 81(3), 637-654.
- [6]Collin-Dufresne, P., & Goldstein, R. S. (2001). Do credit spreads reflect stationary leverage ratios?. *The journal of finance*, 56(5), 1929-1957.
- [7]Duffee, G. R. (1998). The relation between treasury yields and corporate bond yield spreads. *The Journal of Finance*, 53(6), 2225-2241.
- [8]Fisher, L. (1959). Determinants of risk premiums on corporate bonds. *Journal of political economy*, 67(3), 217-237.
- [9]Hansen, L. P., & Singleton, K. J. (1982). Generalized instrumental variables estimation of nonlinear rational expectations models. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1269-1286.
- [10]Jarrow, R. A., & Turnbull, S. M. (1995). Pricing derivatives on financial securities subject to credit risk. *The journal of finance*, 50(1), 53-85.
- [11]Jiang, J. (2008). Beating earnings benchmarks and the cost of debt. *The Accounting Review*, 83(2), 377-416.
- [12]Komai, J. (1980). *Economics of Shortage, Volume B, Contributions to Economic Analysis* 131.
- [13]Liao, L., Kang, H., Morris, R. D., & Tang, Q. (2013). Information asymmetry of fair value accounting during the financial crisis. *Journal of Contemporary Accounting & Economics*, 9(2), 221-236.

- [14]Longstaff, F. A., & Schwartz, E. S. (1995). A simple approach to valuing risky fixed and floating rate debt. *The Journal of Finance*, 50(3), 789-819.
- [15]Merton, R. C. (1974). On the pricing of corporate debt: The risk structure of interest rates. *The Journal of finance*, 29(2), 449-470.
- [16]Nejadmalayeri, A., Nishikawa, T., & Rao, R. P. (2013). Sarbanes-Oxley Act and corporate credit spreads. *Journal of Banking & Finance*, 37(8), 2991-3006.
- [17]Rosen, S. (1985). *Implicit contracts: a survey*.
- [18]Rothschild, M., & Stiglitz, J. (1978). Equilibrium in competitive insurance markets: An essay on the economics of imperfect information. In *Uncertainty in economics* (pp. 257-280). Academic Press.
- [19]Salop, S., & Stiglitz, J. E. (1982). The theory of sales: A simple model of equilibrium price dispersion with identical agents. *The American Economic Review*, 72(5), 1121-1130.
- [20]Spence, M. (1978). Job market signaling. In *Uncertainty in economics* (pp. 281-306). Academic Press.
- [21]Tewari, M., & Ramanlal, P. (2022). Risk management and agency theory: role of the put option in corporate bonds. *Journal of Risk and Financial Management*, 15(2), 61.
- [22]Wang, J., Wu, C., & Zhang, F. X. (2008). Liquidity, default, taxes, and yields on municipal bonds. *Journal of Banking & Finance*, 32(6), 1133-1149.
- [23]陈路晗,张海静.香港人民币债券市场的发展特点和前景探讨[J].商业时代,2014(08):70-71.
- [24]邓凌莉(2022).中资美元城投债发行信用利差归因分析,博士学位论文,亚利桑那州立大学.
- [25]窦超,姚潇,陈晓.政府背景大客户与债券发行定价——基于供应链视角[J].管理科学学报,2021,24(09):59-78.
- [26]符望 赵丹阳.(2023).涉美元债违约案件的法律问题分析及思考.金融法苑(01),3-25.
- [27]李晓,冯永琦.香港离岸人民币利率的形成与市场化[J].社会科学战线,2012(02):91-103.

- [28]罗荣华,刘劲劲.地方政府的隐性担保真的有效吗?——基于城投债发行定价的检验[J].金融研究,2016(04):83-98.
- [29]彭忆,常敏.上市公司发债融资时市场择机存在性分析[J].中国证券期货,2012(06):43-44.
- [30]王如忠,窦佼.香港离岸人民币债券市场发展原因、问题及对策研究[J].上海金融,2012(07):79-83+118.
- [31]王杏平,王大贤.离岸人民币债券市场发展影响因素分析及政策建议[J].债券,2013(08):63-69.
- [32]杨勤宇.香港离岸人民币债券市场的评级现状[J].中国金融,2011(20):51-52.
- [33]易宪容, & 黄瑜琴. (2005). 中国机构海外债券融资研究. 管理世界, (8), 11-22.
- [34]张晓倩.(2023).中资美元债违约成因与对策研究,硕士学位论文,云南财经大学.

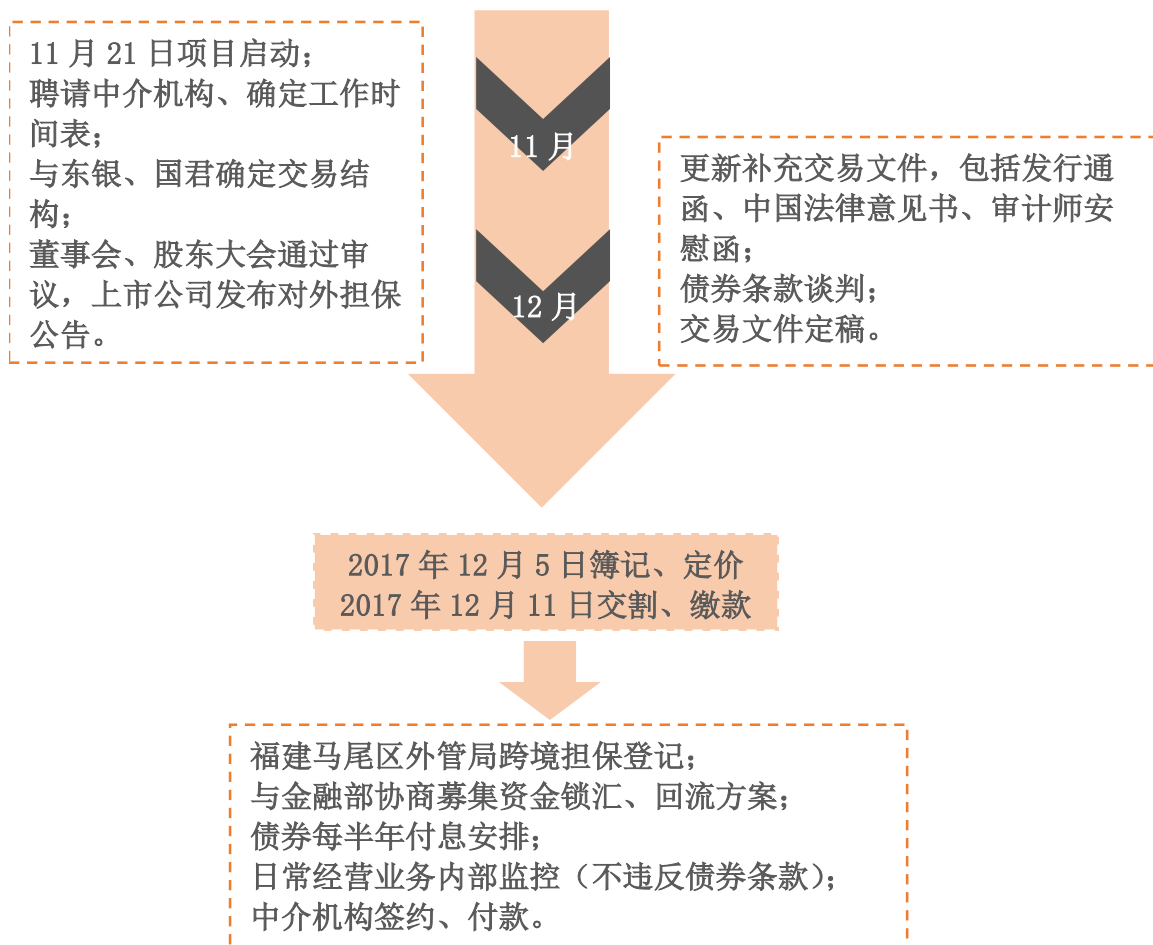
附录 A

阳光城首次赴港融资简介

A.1 海外债发行概览

经过数月的不懈努力，阳光城分别于 2017 年 11 月 16 日完成首期 2.5 亿美元公募债及 12 月 11 日完成 38.75 亿港币私募债的发行工作，这是公司在海外资本市场的首次公开成功亮相。

其中，首发 3 年期公开募集美元债的具体工作已于正文中阐述，再次不作赘述；其次，私募债工作流程如下图所示：



图表 附 1 阳光城私募债发行流程示意图

这笔债券的发行亮点主要包括如下两方面：首先，经过与东银发展的持续对话以及顺利的内部审批流程，我们成功获取了 38.75 亿港币（相当于 5 亿美元）的审批额度。其

次，在 11 月下旬至 12 月这段期间，海外债券市场的发行价格相对较高，且发行环境相对困难。我们借此机会，与国泰君安等中介机构保持频繁的交流，加快了文件准备进度，确保在 12 月 5 日达成合约，在 12 月 11 日成功募集资金。我们最终以票面利息为 5.8%，总体成本为 7.95% 的价格成功发行了 38.75 亿港币的债券。基于当时的市场环境，这样的价格和规模相当罕见。

为了解决由于国际投资人不熟悉阳光城，存在较大信息不对称的问题情况下，我们与瑞银、海通等海外投行保持着紧密的交流，全力以赴地追寻适当的投资伙伴以开展一对一的私人募资，而这一切都在不影响公开募债市场趋势的前提下进行。在应对可能出现的信息不对称问题时，我们计划采取一系列的解决策略。首先，我们打算通过加大信息披露的力度，提供清晰而透明的信息，让潜在的投资者能够全面了解投资情况。同时，我们还计划与具有经验丰富和信誉良好的金融顾问合作，他们的专业知识和深度体验将有助于我们制定有效的投资策略，求稳中求胜。此外，我们的金融部门也在与潜在的投资者积极沟通中，以便不仅找到合适的投资者，而且还能保证在不改变公开发行债券市场趋势的情况下进行私人募资。这一系列措施统一了我们的目标——最大程度地减少信息不对称，从而实现有效且高效的私人募资。

A.2 海外融资平台的搭建与总结

随着海外债务发行和海外银团贷款的逐步展开，海外资本市场的大门已经缓慢打开。上市的 H 股和红筹股房地产企业，由于其在海外资本市场的融资操作相当灵活，包括发行高息债券、额外发行股份、发行永续债以及可转换债券等方式，使得企业在融资上呈现多样化。然而，公司目前在海外的实质性存在仅仅是由上市公司全资拥有的壳公司（香港

SPV 公司），并无实质上的现金流入，这在一定程度上影响了公司未来海外的融资计划。

受国家对外汇监管政策的影响，海外投资者及银行机构非常关注海外融资的现金流入来源，这可以视作是海外融资的一个重要的信任增强行为。因此，我们提议在香港寻找和收购合适的上市公司，将其转化为在海外的重要的融资平台。这对于公司未来扩大海外融资规模、创新海外融资产品具有积极的意义。构建海外融资平台的策略能够明显地解决信息不对称问题。它增强了信息透明度，提供清晰可靠的财务信息给投资者，这减少了信息不对称，并且能够协助投资者做出更准确的决策。