

Maturity Mismatch of Investment and Financing、 Corporate Bond Credit Spreads
and Bond Investment

by

Liqun Xu

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

Approved March 2021 by the
Graduate Supervisory Committee:

Ker-Wei Pei, Co-Chair
Hong Yan, Co-Chair
Huibing Zhang

ARIZONA STATE UNIVERSITY

May 2021

公司投融资期限错配、公司债信用利差与公司债投资

徐立群

全球金融工商管理博士
学位论文

研究生管理委员会
于二零二一年三月批准：

贝克伟，联席主席
严弘，联席主席
张慧冰

亚利桑那州立大学

二零二一年五月

ABSTRACT

Using a unique hand-collected data of A-share listed companies from 2006 to 2018, this paper systematically examines the impact of the maturity mismatch of corporate investment and financing on the credit spread of corporate bonds. The study finds that the more mismatched in maturity, the more likely companies are required to issue bonds with higher credit spreads, especially for privately listed companies. Using the refinancing environment and the "money shortage" event as the setup, we show that the impact of the maturity mismatch on the credit spread is mainly due to the high liquidity risk. Our findings are robust to various tests and controls in our analyses.

Furthermore, using the 2006-2018 annual shareholding data by mutual funds, from the perspective of fund portfolio and rebalancing, we discuss the impact of maturity mismatch on fund investment behavior. The study uncovers that the financial risks of maturity mismatch reduce mutual funds' investment in the bonds of listed companies with maturity mismatch and mutual funds are more likely to reduce the holding of the listed company bonds. Further analysis shows that when the fund management company is a Sino-foreign joint venture, when the bonds are issued by the private firms, and in a tight monetary policy environment, the effects are even stonger.

Finally, this article examines the economic consequences when a fund company holds the bond issued by maturity-mismatched firms. When the fund company holds less bonds issued by maturity-mismatched firms and reduces the proportion of these bonds more,

the better the performance and the lower the volatility of returns. Compared with individual investors, institutional investors are more likely to invest in mutual funds with low exposure to maturity mismatched bonds.

摘要

期限错配策略利用滚动短期融资支持长期投资，滚动短期融资本身极易导致资金链紧张，产生流动性风险。利用手工收集的 2006-2018 年 A 股上市公司独特数据，本文系统考察了企业投融资期限错配对发行信用债信用利差的影响。本文发现，期限错配越严重的企业，越有可能在发行信用债时被要求更高的信用利差，对于民营上市公司发行信用债尤其如此；利用再融资环境和“钱荒”事件进行的作用机制检验表明，企业投融资期限错配对发行信用债利差的影响主要是因为期限错配蕴含着较高的流动性风险；利用工具变量、双重差分法和替代性度量等一系列稳健性检验仍能得出一致结论。

再者，利用 2006-2018 年我国开放式基金年度持股数据，从基金投资组合与持仓调整两个角度，实证检验了期限错配行为对于基金投资行为的影响。研究发现，期限错配产生的财务风险会降低基金对期限错配上市公司发行信用债的投资规模；且在实施期限错配当年，基金对持有的该上市公司的信用债更可能进行减持，由此表明期限错配会影响基金投资策略的形成。进一步的分析显示，基金所在基金管理公司为中外合资时，上述基金投资行为更加明显；同时，当基金持有民营上市公司以及处于紧缩性货币政策环境时，期限错配对于基金投资行为的影响更大。

最后，本文考察了期限错配下基金投资信用债的经济后果，分别从基金业绩、基金收益波动率和基金流量这三个维度进行了检验。实证结果显示，在控制其他可能影响基金收益及收益波动率的因素后，对期限错配上市公司信用债持有比重越小及减持比例越大的基金，当年业绩越好，且收益的波动率越低。再次，对于基金投资者，本文利用净申购率作为基金流量的代理变量，检验发现，基金投资者更热忠于追逐采取减少持有期限错配上市公

司信用债这一投资策略的基金，表现为这类基金有更多的资金净流入，而且，相对于个人投资者，上述基金投资者的投资偏好在我国的机构投资者中表现得更加明显。

目录

	页码
表格列表.....	viii
图表列表.....	x
章节	
一、引言.....	1
1.1 研究背景.....	1
1.2 研究意义.....	3
1.3 研究内容与研究框架.....	5
1.4 研究方法.....	7
1.5 数据来源.....	8
二、文献综述.....	10
2.1 投融资期限错配的研究.....	10
2.1.1 西方有关期限错配的研究.....	10
2.1.2 中国有关期限错配的研究.....	13
2.2 公司债券信用利差的研究.....	14
2.3 基金投资行为的研究.....	17
三、基本事实与制度背景.....	19
3.1 期限错配衡量方法.....	19
3.2 中国上市公司的期限错配程度:描述性事实和典型案例.....	22

章节	页码
3.2.1 数据来源	22
3.2.2 期限错配的分布特征	22
3.2.3 期限错配的年度趋势	23
3.3 中国上市公司的期限错配典型案例：永煤债券违约	24
3.4 证券投资基金	28
3.4.1 证券投资基金的起源和发展	28
3.4.2 我国基金业发展历程及现状	28
四、公司投融资期限错配与公司信用债利差	35
4.1 引言	35
4.2 基本假设	36
4.3 研究设计	38
4.3.1 样本选取与数据来源	38
4.3.2 变量定义	38
4.3.3 模型设定	41
4.4 实证结果	42
4.4.1 描述性统计	42
4.4.2 基准结果分析	43
4.4.3 期限错配影响信用利差的机制分析	44
4.4.4 异质性分析：所有权性质	48

章节	页码
4.4.5 稳健性检验	50
五、公司投融资期限错配与基金信用债投资	57
5.1 引言	57
5.2 基本假设	57
5.3 研究设计	59
5.3.1 样本选取与数据来源	59
5.3.2 变量定义	60
5.3.3 模型设定	62
5.4 实证结果	63
5.4.1 描述性统计	63
5.4.2 基准结果分析	65
5.4.3 异质性分析	68
5.4.4 进一步讨论：基金配置的经济后果	73
六、主要结论	83
参考文献	85

表格列表

表格	页码
3-1 细分类别基金规模	33
4-1 主要变量描述性统计	43
4-2 发债上市公司期限错配与信用债利差.....	44
4-3 发债上市公司期限错配与信用债利差：再融资环境.....	46
4-4 发债上市公司期限错配与信用债利差：基于“钱荒”事件.....	48
4-5 期限错配、企业性质与发债信用利差.....	50
4-6 内生问题：工具变量	52
4-7 内生性问题：DID 方法	54
4-8 内生性问题：逆向因果	55
4-9 期限错配的替代性变量	56
5-1 主要变量的描述性统计	64
5-2 单变量检验的结果	65
5-3 期限错配与基金信用债投资的回归结果.....	67
5-4 期限错配、基金管理公司股权结构和基金信用债投资.....	68
5-5 期限错配、产权性质和基金信用债投资	70
5-6 期限错配、货币政策和基金信用债投资.....	72
5-7 基金信用债投资与基金业绩.....	75
5-8 基金信用债投资与基金收益波动性	77
5-9 基金信用债投资与基金流量	79

表格

页码

表 5-10 基金投资者类型对基金持股比例与基金流量81

表 5-11 基金投资者类型对基金减持比例与基金流量 82

图表列表

图表	页码
1-1 中美公司期限错配年度趋势	1
1-2 本文研究框图.....	7
3-1 中美样本公司 <i>Mis_la</i> 值的分布特征	23
3-2 中美样本公司 <i>Mis_la</i> 值的年度趋势.....	24
3-3 永州煤业有息负债年度趋势	26
3-4 永州煤业业务分部毛利.....	27
3-5 永州煤业营收与利润	27
3-6 证券投资基金的基金个数与基金净值.....	30
3-7 证券投资基金的基金类型占比（发行个数）	31
3-8 证券投资基金的基金类型占比（发行规模）	32

第 1 章 引言

1.1 研究背景

产能过剩和高杠杆问题是当前我国供给侧结构性改革的两大重要任务。中国债务的总量水平问题还只是一方面，另一个更为重要的方面是中国负债的期限结构不合理，普遍存在着用短期信贷支持长期投资的期限错配问题。在我国实体企业中，期限错配问题表现的更为突出。

对于期限错配，我们可以简单用以下公式来简单度量： $Mis_la = (\text{长期资产} - \text{长期负债} - \text{股东权益}) / \text{长期资产}$ 。该指标的含义是由短期负债支持的长期资产所占的比重。一般经营情况下，因为只有经营性波动的流动资产采用流动负债来融资，而对于非经营性变动的流动资产则需要通过长期资金来融资。由此，我们推出 Mis_la 指标在正常情况下应该为负数。

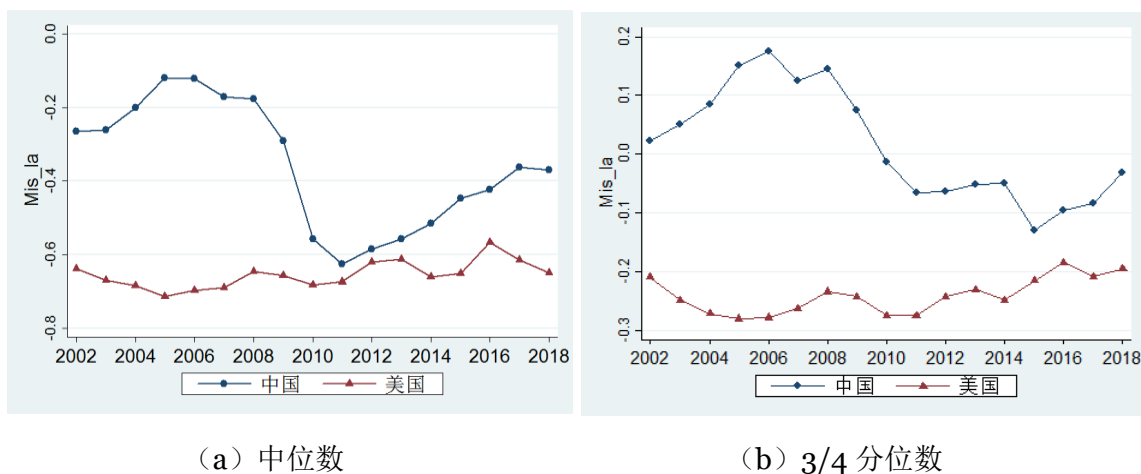


图 1-1 中美公司期限错配年度趋势

以中国的沪深主板上市的公司和美国两大交易所（纽约和美国）上市的公司为样本，其 Mis_la 值在中位数和 3/4 分位的值如图 1-1 所示。不论从中位数，还是 3/4 分位来看，美

国公司在各年间变化不大，而且 3/4 分位的值均小于 0；相反，我国上市公司的 *Mis_la* 值在各个时间段都显著高于美国公司，更为重要的是，在大多数年份该比值大于 0 的中国公司超过 30%。不难看出，中国上市公司期限匹配程度较低，普遍存在用短期资金支持长期投资的期限错配现象。

投融资期限错配俗称“短贷长投”，即企业将短期融资用于长期投资，依靠借新还旧，滚动短期资金来支持长期投资，这种财务策略下企业持续面临着再融资风险，极易引发资金链断裂导致经营困境,甚至是破产。2018 年证监会颁布约束证券公司资产管理的“新规”，其中相当的篇幅要求证券公司在资产配置中严控期限错配。在当前经济下行背景下，期限错配问题引起的风险更为突出（李杨，2014）。

在公司金融理论中，投资的期限与融资来源的期限相匹配是一个基本原则。如果融资期限小于资产期限，那么资产可能无法产生足够的现金流来偿还债务；相反，如果融资期限大于资产期限，那么资产过期后现金流的来源就不确定。因此，安排融资期限与资产期限相匹配可以有效规避上述的流动性风险和可能带来的成本。然而，我国经济中所存在的这种期限错配的现象却一直被各级政府和监管机构所忽略，直到 2010 年初银监会才颁布实施了《流动资金贷款管理办法》，明确规定流动资金贷款不得用于固定资产投资。投融资期限错配俗称“短贷长投”，即企业将短期融资用于长期投资，依靠借新还旧，滚动短期资金来支持长期投资，这种财务策略下企业面临着再融资困难产生的流动性风险，极易引发资金链断裂导致经营困境，甚至是破产。据统计，我国中小企业的平均寿命为 2.5 年，集团企业的平均寿命为 7 至 8 年，而欧美企业平均寿命长达 40 年。我国企业的“短命”与其在财务

上采用期限错配这种激进冒险策略不无关系。事实上，自 2008 年金融危机以来，有大量企业因为期限错配而导致资金链的断裂，最终走向破产。

期限错配策略利用滚动短期融资支持长期投资，滚动短期融资本身极易导致资金链紧张，产生流动性风险。如果投资项目未能达到预期收益甚至亏损，权益资金会被侵蚀而使得投融资的期限错配进一步加剧，并且由于无法产生足够的现金流偿还到期债务，这种策略的流动性风险有可能进一步集聚。当遭遇不利的外部经济冲击不能实现短期负债的再融资，或者企业经营活动现金流持续恶化，期限错配所累积的流动风险就有可能集中爆发，对信用环境造成负面冲击。另一方面，期限错配策略也可能改善公司信用治理，这是因为相对于长期债务，短期负债成本更低，并且更有效缓和债权人、管理者和股东三者的代理冲突（Myers, 1977; Jensen, 1986; Datta et al, 2005）。那么，期限错配策略对发债企业发行在外债券的信用利差的影响究竟是正面还是负面的？即债券投资者会注意到期限错配策略蕴含的潜在财务风险吗？基于此，本文试图系统研究下公司期限错配行为对公司发行债券信用利差的影响，以及不同投资组合管理者对期限错配风险的认知以及资产配置的影响，并且深入探究不同。基金公司或投资组合对此是否不同，不同的原因是什么。

1.2 研究意义

我国的公司信用债起步于 1982 年，但是在相当长的时期内发展相对缓慢。2007 年后在监管层提出扩大企业债发行规模的政策后，我国公司信用类债市场得到快速发展，有力地支持了实体经济发展。截至 2020 年年末，非金融企业债券余额已经达到了近 28 万亿元，稳居全球第二。

信用债市场不可能没有违约，信用利差就是对这一风险的补偿。中国信用债市场第一单债券违约至今也仅有 6 年多的时间，投资人和市场共同见证一个个“信仰”被打破。这些信用风波对投资者可资借鉴，对监管者可以吸取监管经验，对市场规则的建立和完善提供了鲜活的案例。但遗憾的是，虽然经历了几轮信用风波，中国信用债市场的投资者保护、求偿等机制仍没能很好的建立。近期的国企违约风波再次吸引市场目光，我们通过对历史上几轮信用风波进行梳理，以期对本轮“风波”的应对提供借鉴与启示。2018 年以来，信用债违约已经趋于常态化，截止到 2020 年末违约信用债余额已经突破 1000 亿元。

债券的信用利差是债券在证券市场上的价格，作为公司信用债价值的表现形式，是债券发行和交易的核心要素之一。对公司债券信用利差的研究是信用债发展的主要方面，研究表明，信用评级（Ziebart and Reiter, 1992）、信息环境（Yu, 2005）、股权结构（Anderson et al., 2003）等发债企业内部因素，以及经济环境（Longstaff and Schwartz, 1995）等外部宏观因素对公司债信用利差存在显著性影响。尚无文献系统讨论期限错配策略这种财务行为对公司债信用利差的影响。本文基于已有研究，采用多种度量方法和实证策略，基于中国制度背景和中国实体企业普遍存在的期限错配现象，本文试图比较系统研究期限错配对公司债信用利差的影响，以及这种影响是否对债券基金投资行为的影响。本研究一方面丰富公司债信用利差的相关研究，特别是基于中国实体企业普遍存在的期限错配现象的研究，另一方面丰富期限错配经济后果的研究。

1.3 研究内容与研究框架

本文研究下公司期限错配行为对信用债定价的影响，以及不同投资组合管理者对期限错配风险的认知以及资产配置的影响。并且深入探究不同基金公司或投资组合对此是否不同，不同的原因是什么。本文计划由 6 章组成，各章内容安排如下：

第 1 章 绪论

本章主要讨论本文的研究背景、研究意义、论文的主要框架与创新以及研究问题与研究方法。

第 2 章 文献综述

本章主要就西方和中国的投融资期限错配现象、公司债券信用利差、基金行为的相关研究进行综述，本章为后续研究奠定必要的理论基础，找到本论文在研究文献中的位置。

第 3 章 基本事实与制度背景

本章通过描述性统计的方法考察了中国实体企业的期限错配程度的年度变化趋势以及在行业间、区域间及不同所有权性质和规模企业间的差异，观察和总结中国实体企业期限错配现象、程度以及基本特征，为后续经济后果分析打下基础。此外，本章还就证券投资基金的基本发展和作用进行总结，为后续分析证券投资期限错配债券行为打下基础。

第 4 章 公司投融资期限错配与公司信用债利差

在第 3 章分析实体企业期限错配现象，本章以 2006-2018 年中国上市公司发债为样本，实证研究公司投融资期限错配对信用债利差的影响。我们试图基于一系列事件，利用事件研究法对上述影响的内在机制进行检验和稳健性分析。此外，考虑到不同企业采用期限错配策略的动机和条件不同，基于数据可得性我们将样本限定在上市公司发行公司债的样本，

分析不同类似形式或者不同情形下，公司期限错配策略对信用债利差影响的异质性。

第 5 章 公司投融资期限错配与债券投资者行为

在第 4 章分析公司投融资期限错配影响公司信用债利差的基本因果和机制的基础上，本章以 2006-2018 年中国公募基金为样本，实证研究不同基金管理者（基金经理和基金公司）和不同类型公募基金是否注意到发债公司的投融资期限错配策略，如何影响他们对期限错配公司债券的配置。

第 6 章 结论与建议

本章对全文的分析和实证结果进行分析和归纳，得出本次研究的主要结论，并基于结果分析本次研究对现实决策的影响，提出本文的主要建议。

本文是比较标准的基于制度和理论分析展开的经验研究，主要的研究路线包括：文献综述与基本事实-理论分析-实证检验-研究结论和启示，具体研究的研究框架如下图所示：

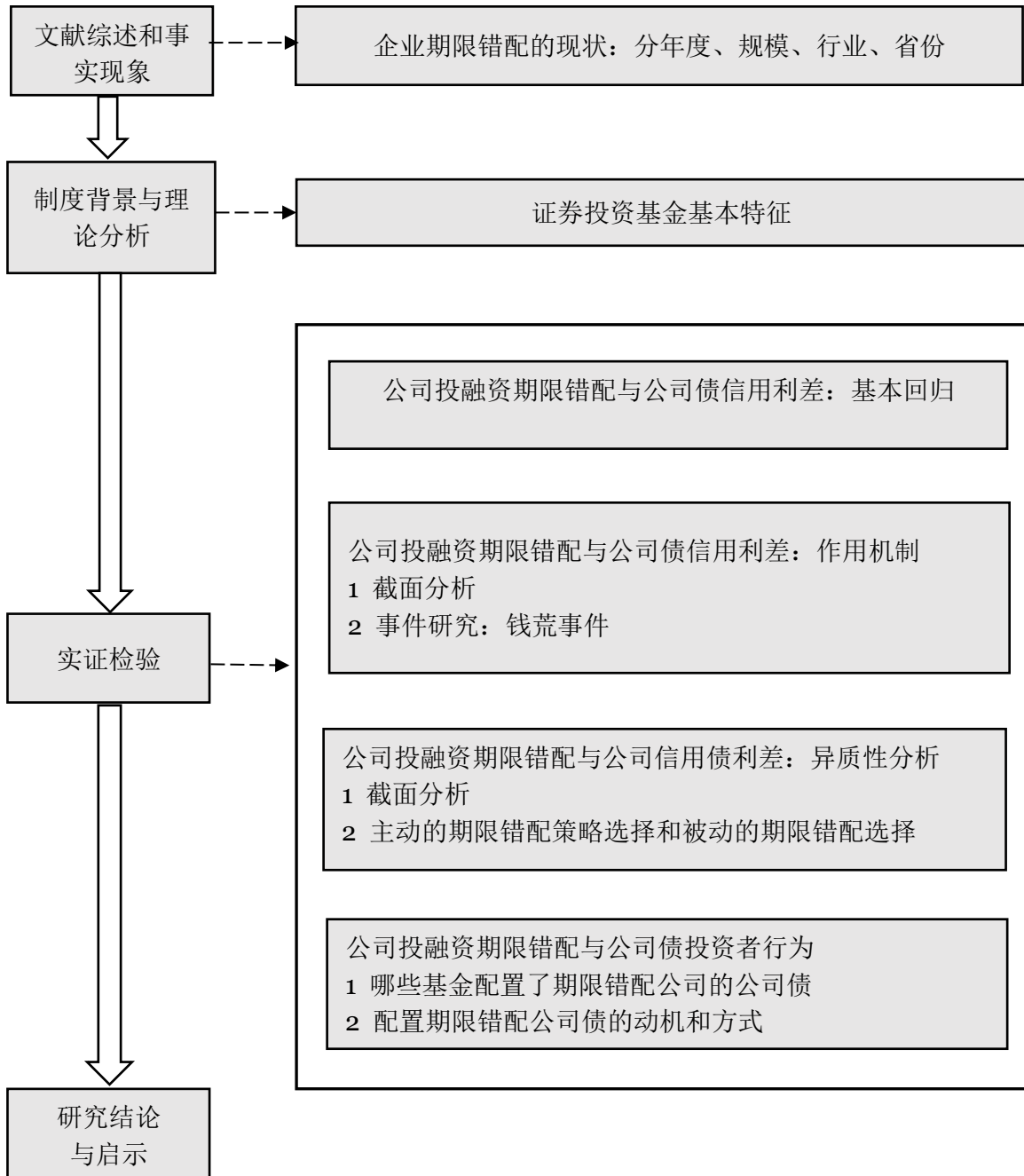


图 1-2 本文研究框图

1.4 研究方法

本文将采用国际学术界通行的理论分析和实证检验的方法研究企业期限错配对债券信用利差和证券投资的影响，具体如下：

（1）理论分析

本文将结合货币银行学、微观经济学和公司金融学等学科的理论和相关研究成果，结合我国独特的制度背景从理论上分析公司期限错配行为对公司发行债券信用利差的影响，以及不同投资组合管理者对期限错配风险的认知以及资产配置的影响，并且深入探究不同基金公司或投资组合对此是否不同，不同的原因是什么。

（2）实证研究

基于计量经济学的实证研究分析方法。本文手工搜集整理的独特数据形成多层面多维度的匹配数据集，研究样本主要是企业层面形成的面板数据，并分别匹配基金层面数据。面板数据主要采用固定效应回归模型，并为了减少多重共线性、异方差和序列相关，将分别运用 VIF 检验、DW 检验、聚类（Cluster）分析等方法。尤其指出的是，本文还涉及到外在宏观环境和政策变更等事件场景，我们通常采用双重差分（Difference-in-Difference）和倾向性得分匹配（PSM）相结合的方法进行实证分析。

对于内生性本文辅以工具变量法（IV）进行克服；测量误差导致的内生性问题依赖于本项目核心变量度量的准确性，我们拟采用多样化测量进行解决；针对遗漏变量导致的内生性问题，我们使用面板数据固定效应模型和加入更多个体效应的 areg 回归模型，我们还寻找外生的宏观场景变化事件利用“自然实验”的方法来解决。

1.5 数据来源

首先，本文 2006-2018 年中国公司债为研究样本，数据包括发债公司的基本财务报表、债券的基本情况、债券二级市场的交易情况等，该数据主要来源于 CSMAR 数据库和 Wind 数据库。

其次，考虑到上市公司更为重要，并且上市公司的数据更丰富，为了描述中国上市公司的期限错配的基本情况，我们需要解决期限错配程度的度量问题。根据已有文献，我们采用资产负债表法和加权平均法来度量期限错配的程度。资产负债表法比较直观并且数据容易获得，便于我们从总体上观察期限错配的特征和趋势。加权平均法需要获取单笔借款和债券的具体期限和金额，本文利用上市公司财务报表附录和公告手工整理了 2006-2018 年主要长期贷款和债券发行的单笔数据，然后在度量各单项资产和单笔融资具体期限的基础上，加权计算资产和融资的期限，算出错配的具体期限。

再者，本文使用债券投资基金的交易数据，包括债券投资基金的持有债券的份额和价值，债券投资基金公司和基金经理人的特征，该部分数据来源于 CSMAR 数据库和 Wind 数据库。

除此之外，本研究的主要数据来源大致如下：（1）中国上市公司的财务数据和股票交易数据来自 CSMAR 数据库，公司所有权性质数据来自 SINOFIN 数据库，公司注册地、GICS 等行业分类信息及单笔公司债数据来自 Wind 数据库；（2）中国宏观数据来自 Wind 数据库、中国国家统计局公布的《国民经济和社会发展统计公报》及中国人民银行统计公报，美国宏观数据来自世界银行 World Development Indicators（WDI）数据库、联邦储备委员会公报、白宫总统经济报告及联邦存款保险公司统计公报。

本文的图形绘制、数据处理和实证检验均使用 Stata 15 软件编程完成。

第 2 章 文献综述

2.1 投融资期限错配的研究

2.1.1 西方有关期限错配的研究

期限匹配假说（the matching principle）是指企业的长期资产用长期资金来源融资，短期资产由短期资金融资，即企业需要将融资与资产在期限上相互对应起来。典型地，企业建设厂房和购置设备等长期性资产的融资主要由长期债务来支持，而存货和应收账款则依赖短期负债的支持。

Morris（1976）最早提出投资融资期限匹配理论。他认为企业在决定债务期限的时候需要同时考虑成本和风险的因素，而负债最主要的风险在于资产带来的现金流入与负债产生的固定的现金流出之间的不对称。如果负债期限小于资产期限，那么资产可能还未产生足够的现金流来偿还已经到期的债务；相反，如果负债期限大于资产期限，那么资产到期后，企业现金流的来源就变得不确定。因此，企业安排资产与负债的期限大致相同可以有效解决这个问题。

随后，Myers（1977）从代理成本的角度讨论了负债期限与投资激励之间的关系。他认为公司应当安排债务的归还与现有资产价值的下降相匹配，以降低负债的代理成本。在资产将要到期时，公司面临着再投资的决策。如果使用期限更短的负债进行融资，有助于减少债务积压的代理成本，从而在投资到期时重新建立适当的投资激励，缓解投资不足的问题。安排投资融资的期限相匹配将能最大化投资效率，减轻负债代理成本的影响。Myers认为，企业未来的投资机会类似于期权。这些期权的价值取决于公司在最优的情况下去执行它们的可能性。然而，由于公司资本结构中风险性负债的存在，盈利性投资项目的收益会

在股东和债权人之间分配，使得这时债权人可以获得足够多的收益但股东无法获得正常的回报。虽然这是个净现值大于零的好项目，但是股东依然有放弃它的动机，从而产生了投资不足的现象。这就是负债的代理成本之一。

Hart 和 Moore (1994, 1995) 则从与债权人谈判难易度的视角，进一步证实了投资和融资期限匹配原则。他们认为资产折旧的速度越慢，相应的债务期限就越长，因为期限更长的资产能给债权人以更多的安全感，使他们不急于收回贷款。相反，当项目产生的现金流入更集中于整个资产寿命的前期，即折旧加快、等价于资产的期限变短，资产的所有者与债权人维持这样一个债务合约随着时间的推移会变得更为困难，负债往往会更早地归还。此外，风险免疫 (Immunitization) 理论同样能证明资产与负债期限匹配的合理性和必要性。Jun 和 Jen (2005) 将用于衡量债券价格与利率敏感性的“久期模型” (Duration Model) 引入到期限匹配理论中，证明了资产与负债的期限匹配有助于稳定股东财富和公司价值免于利率变化的影响。

Chen 等 (2001) 的研究表明，企业资本季节性的短期债务需求与期间现金需求的波动是同步的，且相较于长期债务而言，短期债务既有优点也有缺点。短期债务的优点在于其能够加快企业调整借款数额的速度，进而提高企业融资的灵活性；而缺点则在于短期债务的展期会因经济衰退而增加企业再融资的风险。因此，为了承担短期债务导致的风险，企业需要在财务方面做好充足准备、秉持足够强硬的姿态。Stohs 和 Mauer (1996) 在期限匹配假说的基础上，通过理论建模与数理推导证明：当企业持有的固定资产较多时，其必须相应地保持较大数量的长期债务。同样的，Finnerty 和 Emery (2001) 也认为企业自身的资产特征会影响其在债务期限结构选择上的决策。此外他的模型还做了这样的预测：企业会

利用短期债务达到债务与资产期限相匹配的目标，而且伴随着债务偿还期间利息率溢价的增加，企业的这种匹配动机也会随之增加。

除上述所提到的优点之外，部分学者通过研究证实了期限匹配可以有效地降低利率不确定风险。**Mitchell (1991)**认为如果对于无法预期的利率，资产价值与债务价值都不是敏感，那么作为二者之差的权益价值也就不会对利率不确定性特别敏感。因此，为了隔离利率不确定性风险，持有对利率相对不敏感的短期资产的企业应当选择短期债务进行融资，而持有对利率较为敏感的长期资产的企业就应该选择长期债券来获取资金。总而言之，如果企业能够将债务期限与资产期限相互匹配起来，那么由于利率不确定性而导致的股东财富损失就会降到最低。

尽管上述研究肯定了期限匹配假说具有理论基础与现实意义，也有部分学者对期限错配理论提出了异议，并得到了一些完全相反的结论。**Goswami (2000)**认为，如果信息非对称现象出现在与现金流有关的时点上，那么就会造成债务与作为资产的现金流在期限匹配上出现错误。即使一个项目的净现值为正且在每阶段末期都能产生现金流，拥有该项目的企业仍会存在一些问题，**Goswami**通过构建理论模型对这一现象做出了解释，他认为倘若交易成本为零，则期限错配现象就不会出现；然而，一旦交易成本大于零，债务发行就会传递错误的资产期限信号，因此企业就无法避免在债务与资产期限上的错配行为。

这些文献从理论上很好地解释了投资融资期限匹配的合理性和必要性，相应的实证研究也普遍找到了支持期限匹配理论的证据。**Guedes 和 Opler (1996)**利用美国上市公司债券发行数据发现美国公司为了避免资产替换出现流动性短缺在进行长期资产投资时倾向发行期限较长的投资；**Stohs 和 Mauer (1996)**发现资产期限是解释公司债务期限横截面和

时间序列变化的重要因素之一，资产期限与债务期限显著正相关；Ozkan(2000)利用 1983-1996 年英国非金融公司发现英国公司倾向于资产和债务期限的匹配；Daniservska(2002)发现更高比例的担保值导致更长的债务期限，支持期限匹配原则；Bleakley 和 Cowan(2009)发现在金融危机期间期限错配越严重的公司，经营和投资越容易受到宏观经济和资本外流的影响。Graham 和 Harvey(2001)通过对美国 392 家公司的调查发现，债务和资产的期限匹配，是公司选择发行短期或长期债务时的重要考虑因素。

2.1.2 中国有关期限错配的研究

期限错配现象在中国实体经济中普遍存在，但囿于数据可得性，学术界对中国实体经济期限错配问题的研究仍然处于起步阶段。一些文献在讨论中国上市公司债务期限结构时发现其与长期资本或固定资产占总资产的比重存在正相关关系（胡援成和刘明艳，2011），从债务期限短期化角度，间接反映了我国企业可能存在将短期债务用于长期投资的问题。另外一些学者（王彦超，2014）从商业信用缓解企业投资融资约束的角度证实，作为短期融资重要来源的商业信用被用来支持投资。此外，陈志勇等（2015）发现我国地方政府性债务中，普遍存在着债务融资与偿还高度依赖土地收入以及“借新还旧”等期限错配问题。总体而言，这些研究都从一个侧面反映了中国企业存在使用短期资金的倾向，但都没有直接研究短期资金的使用与长期投资的关系是怎样的。

近些年，学术界对该问题的研究才渐渐兴起。已有研究从金融制度（白云霞等，2016）、货币政策（钟凯等，2016）和续贷限制（刘海明和曹廷求，2018）等宏观角度研究了中国企业期限错配的成因，也有研究从家族控制权（钟凯等，2018）、产融结合策略（马红等，2018）、董事高管责任保险（赖黎等，2019）、管理者过度自信（孙凤娥，2019）等微观角

度研究了成因，丰富了相关文献。但这几篇直接考察期限错配的文献在度量方法上使用敏感性回归系数，这种度量并不是在经济意义上直接度量期限错配。另一方面，现有文献对期限错配经济后果的研究仍然较少，尚无文献深入讨论期限错配策略这种财务行为对公司债券信用利差的影响。

2.2 公司债券信用利差的研究

债券的信用利差是债券在证券市场上的价格，作为公司信用债价值的表现形式，是债券发行和交易的核心要素。现有研究从宏观、地区、公司和个券各个层面探讨了影响信用利差的因素，这些研究从理论和实证上得出的结论比较好地印证和解释了信用利差的基本特征。

宏观层面上，Moore（1961）在理论上从宏观经济周期的角度分析了宏观经济对信用利差的影响，他的模型发现经济处于繁荣高涨时期企业违约概率较小从而信用利差也收窄，但在经济下行衰退时期企业违约概率较大从而信用利差也上升，Fama et al(1996)首先在实证上基于美国债券市场上的证据发现了宏观经济周期显著影响公司债券的信用利差，印证了 Moore 的基本预测。James（2000）进一步考察了不同经济周期下不同公司债影响的差异性，研究发现经济扩张时期，低等级信用评级的公司债利差收窄更为明显，反之经济处于低潮时期，这类公司债的信用利差上升更为显著。Delianedis et al.（2001）进一步指出绝大多数 BBB 以上级别债券的信用利差是由违约以外的因素导致的，其中经济周期解释了相当的部分。Guha et al（2002）将研究聚焦在经济状况转变的拐点时期，进一步证实了信用利差的变化同经济周期保持稳健的一致性。

随后学者开始关注到宏观无风险利率对信用利差的影响，该研究的理论基础是将信用利差从债券价值结构化分解出来，Merton（1974）在理论上率先将债权的价值分解成无违约风险的债券价值和违约风险的债券价值，即无风险债券收益率和信用利差，但是无风险利率对信用利差有着交叉性影响，Schwartz（1995）实证发现代表无风险的10年期国债利率的上扬会比较明显降低公司债的信用利差。Robert（1999）利用美国债券市场上的数据在实证上分解了公司债的信用利差，他的研究发现违约风险的补偿区间在信用利差区间上占有比较小的部分，特别是高等级信用债方面。Turnbull（2000）也发现信用利差随着市场整体风险的上升而呈现下降的特点。然而，Collin-Dufresne et al（2001），Huang（2003），Tsuji（2005）等的研究指出信用利差事实上可能比理论预测的要高出许多，随后一大批学者将更多宏观环境因素纳入到信用利差的分析框架下。

Altman（1983）率先系统研究了GDP实际增长率、宏观利率、股票指数等宏观经济变量的变化对信用利差的影响，他发现宏观指标显示较好的宏观经济状况时，公司债券的信用利差也显著呈现下降趋势。Thomas et al（1998）构建了Credit Portfolio View模型，在改模型下GDP增长率、汇率、失业率、政府支出、长期利率水平、总储蓄率对模型预测准确性有着明显改善。Collin-Dufresne（2001）利用结构模型，将宏观指标纳入到信用利差方程中，研究发现宏观环境主要通过影响债券的供给和需求来影响公司债的信用利差。Ronald（2004）利用澳大利亚债券市场，Jayadev et al（2006）利用印度债券市场发现，债券信用利差的绝大部分不是由公司层面的因素决定的，经济增长水平、市场环境和公司债行业因素是解释信用利差的主要部分。

Hackbarth et al (2006) 基于企业动态资本结构模型在一项开创性研究中, 试图讨论宏观因素如何作用公司现金流从而影响公司信用债的利差, 他们发现公司基于学习性预期采取与宏观经济周期一致的融资政策, 宏观经济周期能够影响公司偿债能力进而影响公司债信用利差的大小和期限结构。在此基础上, 信用利差的研究视角转向公司层面的相关因素。Tang and Yan (2006) 通过结构模型将宏观经济因素和公司特性因素纳入到一致性的结构模型中, 发现公司异质性因素对信用利差的解释程度相比宏观经济因素要更为显著。

Litterman et al (1991) 在公司层面实证研究公司债收益率的影响因素, 研究发现不同类型债券收益率组成成分中有一个共同的主成分, 这种主成分在不同类型公司债所呈现的比重存在显著性差异。Warga et al (1993) 实证分析了发债公司资本结构的动态调整对信用债利差的影响, 他们研究发现发债公司资本结构动态调整的幅度越大, 债券信用利差也相应越大。Yu Fan (2005) 基于 N-S 模型实证研究了发债公司的投资管理治理能力能够显著降低公司债的信用利差, 并且对短期公司债的影响更大。Stephen et al (2008) 利用结构模型研究发债公司股权价值和套期保值情况对公司债信用利差的影响, 研究发现公司套期保值比率的变化显著影响公司债信用利差的变动, 并且这种变动收到市场因素的交叉性影响。

此外, 也有大量的研究从个券层面研究影响公司债信用利差的因素。Blume et al (1991) 从债券评级角度, 实证发现评级较低的公司其公司债的信用利差增大; Schultz (1999) 则从公司债券交易成本和手续费用的角度, 利用多国债券市场上的证据实证发现成本和手续费对信用债信用利差影响程度相对有限; John et al (2000) 从否有抵押和贷款和债券年限等角度, 实证发现是否有抵押和贷款和债券年限等因素对债券收益产生显著影响。

2.3 基金投资行为的研究

相比个人投资者而言，证券投资基金作为机构投资者具备更强的专业知识和经验技能，相应的投资决策也更有规律可行。针对基金的投资行为，主要围绕基金经理个人特征、基金经理个人或基金公司的社会关系、资本市场情绪与媒介等角度展开。我们对此简要概述：

基金组合作为受托责任主体，其行为人主要是基金组合的基金经理人，基金经理人往往对基金组合的业绩负有主体责任，因此基金投资行为首要地打上基金经理个人鲜明的烙印。这些个人特征包括：基金经理的职业忧虑感（孟庆斌等，2015）、政治意识形态（DeVault 和 Sias，2016）、宗教信仰（Shu 等，2012）、地域属性（Coval 和 Moskowitz，1999；Coval 和 Moskowitz，2001；Chan 等，2005；Pool 等，2012）。

基金公司和基金经理个人的社会关系会显著影响到基金组合的投资决策。例如，基金公司的主要投资者是银行或者其与该银行共属于一家金融集团，那么该基金公司旗下的基金组合更有可能购买该银行公开发行的股票，并且相比持有其他银行股票更有可能给基金组合获取超额收益，这主要是因为这种关系能够传递隐含超额信息从而使得基金组合的投资决策更具有针对性（Rehman，2008）。再如，这种社会关系还包括基金经理个人与基金组合持有股票董事会成员的校友关系，基金经理会积极利用同上市公司高管之间的校友关系积极持有或者提早获取负面信息出售股票赚钱超额收益，研究发现持有公司高管与基金经理个人存在校友关系的股票能够给基金组合平均获得超过 10% 的收益，特别是在公司发布有利公告前进行相应的投资购买行为，这说明校友关系能够给基金经理带来私人信息帮助其进行有利的投资操作（Cohen 等，2008）。类似地，基金公司高管与地方官员的校友关系也会影响旗下基金组合的投资行为，研究发现当基金公司高管与地方官员存在校友关

系时，所属基金组合倾向于持有该地区上市公司的股票或当地政府发行的债券，并且能够获取超额收益（Hao 和 Yan, 2012）。类似的社会关系研究还包括证券公司投资银行业务客户公司与证券公司旗下基金管理公司之间的客户关系（Hong 等, 2005）和基金经理与上市公司同城邻居或社区关系（Pool 等, 2015）等。总体而言，这种社会关系的研究均指向基金经理或者基金管理公司会利用隐含的信息渠道获取超额信息从而更有利于自身的决策。

此外，基金组合的投资行为还受到资本市场特征与媒介的影响。例如，但资本市场处于行情较好的时期，基金组合和基金经理具有较高的投资择时能力，在行情较好时选择增持股票（Jiang 等, 2007）；再如，社会媒体的报道也会影响基金的投资和减持行为，研究发现基金组合更倾向购买那些获得更多媒体正面关注的上市公司股票或者信用债，其主要原因在于基金经理人同个人投资者一样受制于关注度有限的限制，利用公共媒介的正面新闻挖掘信息降低信息搜索成本（Fang 等, 2014; Massa 和 Yadav, 2015）。类似地，尽管作为机构投资者有着更强的理性支持，但基金经理人的投资决策也会受到市场情绪的影响，研究发现更多基于个股的投资者情绪进行选股的基金组合其业绩要弱于市场情绪指数较低的基金组合，并更少获得基金组合投资者资金的流入（Baker 和 Wurgler, 2006）。

第3章 基本事实与制度背景

3.1 期限错配衡量方法

关于期限错配问题的研究，最主要的难点在于如何衡量期限错配程度。总体上，现有文献在度量企业期限错配程度上所遵循的基本思路是，先分别度量资产和融资来源的期限，在此基础上度量两者的错配程度，主要有资产负债表法（Barclay and Smith, 1995）和加权平均法（Guedes and Opler, 1996; Stohs and Mauer, 1996; Jun and Jen, 2003）。遵循上述思路，结合本文具体的研究目标和数据可得性，我们具体采用三种策略来度量期限错配，以期全面和稳健地反应中国上市公司的期限匹配状况，并确保本文主要分析和结论的可靠性。

（一）资产负债表法

资产负债表法的基本思路是，资产负债表的左边是资金的投向，右边为资金的来源，将长短期资金投向和长短期资金来源联系在一起，可以用以下公式度量企业的期限错配程度： $Mis_la = (\text{长期资产} - \text{长期负债} - \text{股东权益}) / \text{长期资产}$ 。在财务匹配原则下，长期资金为长期投资和非季节性变动的流动资产融资，即长期资金在为长期资产融资后，需要为这部分流动资产配比相当于长期资产一定比例的融资规模。因此， Mis_la 在期限匹配的情况下表现为负数，含义为长期资金覆盖长期资产后，为流动资产提供的融资占长期资产的比例，系数越大表明长期资金为流动资产提供融资的比例越小，期限匹配程度越低；当长期资金不仅没有覆盖长期资产，不能为流动资产融资，还需要短期资金支持时，即存在期限错配问题，此时 Mis_la 的含义是短期融资支持的长期资产占长期资产的比例，系数越大，期限错配越严重。因此， Mis_la 可以很大程度上度量企业期限匹配状况，系数越大，期限匹配程

度越低，甚至是期限错配。值得说明的是，金融学理论上的期限匹配是指长期资金为长期资产融资，短期资金为短期资产融资，严格匹配对应。这里，考虑到企业经营实际，我们将短期资金支持长期资产定义为期限错配，将长期资金为短期资产融资这种“低风险”策略定义为较高度度的期限匹配。

（二）加权平均法

借鉴 Guedes 和 Opler (1996), Stohs 和 Mauer (1996) 以及 Jun 和 Jen (2003) 的思路，可以在度量各单项资产和单笔融资具体期限的基础上，加权计算错配期限。在加权平均法下，存货和应收项目的期限用资金占用开始到资金回收的周转天数来度量；固定资产和无形资产的使用年限用折旧和摊销年限来度量。因此资产的加权期限为：资产的期限 $AMA = (\text{存货}/\text{总资产}) \times (\text{存货周转年数}) + (\text{应收项目}/\text{总资产}) \times (\text{应收项目周转年数}) + (\text{固定资产净额}/\text{总资产}) \times (\text{固定资产净额}/\text{折旧})$ 。这种方法暗含着公司其他的资产期限为零。除存货和应收项目外的其他流动资产，大都具有变现性质，例如其他应收款具有融资往来性质，而现金和短期投资可立即变现，因此假设这类流动资产的期限为零是合理的，为了消除这类资产中期限不为零的影响，本文借鉴 Stohs 和 Mauer (1996) 的方法，将流动资产其他项目的期限也一并同存货和流动资产考虑进来作稳健性检验；假定除固定资产和无形资产以外的其他长期资产为零有不合理性，主要是因为长期股权投资和债权投资期限并不为零，作为稳健性检验，本文假定这部分资产的融资来源来自所有者权益，因此将其从长期资产和相应所有者权益减掉后重新计算；此外，由于无法获得单笔固定资产和无形资产的折旧和摊销信息，采用总和的净额除以本年折旧摊销发生额来估计。

对于负债的期限，应付项目从资金借用到偿付，其周转的天数即为其具体期限；短期借款和一年内到期的长期借款，可以假定其期限为 1 年。而对于中国上市公司长期借款和债券数据，我们手工收集获得单笔的明细数据从而确定其期限。其中，主要的长期贷款信息在财务报表附注部分披露，本研究手工整理 2006-2018 年主要长期贷款的单笔数据；公司发行的债券信息从 Wind 数据库中整理并比对财务报表附注获得。在获得各类单项负债的期限后，利用下列公式计算负债的加权期限 AMD：

$$AMD = [(CL - DD1 - Sloan)/TL] \times MCL + (DD1 + Sloan)/TL * 1 + \sum_{t=2}^t (t \times DB_t)$$

其中，CL 为流动负债，DD1 为一年内到期的长期负债，TL 为总负债，MCL 是应付项目周转天数，DB_t 为 t 年期的负债与总负债的比值。在获得资产加权期限 AMA 和负债加权后期限 AMD 后，用 Mis_{mm}=AMA/AMD 计算资产和负债的错配期限。考虑到资产的融资还可以从权益融资获得，而权益融资没有具体的期限，因此在控制资本结构（Lev）后，资产和负债的错配期限 Mis_{mm} 能反映企业具体的错配年限。

资产负债表的优点是度量直观，能直接反应企业期限匹配的基本状况；并且由于资产负债表基本结构信息的数据容易获得且可比，因此利用这种方法能考察更长时间段和更多样本企业的期限匹配状况。但是，资产负债表法仅仅以一年为标准划分资产和融资的期限，并没有考虑期限的具体长度，不能反映错配的具体期限。加权平均法的优点是能够度量错配具体期限，更能准确反映期限错配程度。加权平均法的缺点是受制于数据的可获得性，尽管本文尽可能地手工整理企业的单笔债务合同的数据，但是受上市公司财务信息披露全面性的制约，我们无法获得全部公司所有债务合同的数据，这限制了本方法在全样本中的应用。

因此，为了保证样本的全面性和度量的直观性，本文主要描述性统计和实证检验使用资产负债表法，而将加权平均法作稳健性检验的方法。

3.2 中国上市公司的期限错配程度:描述性事实和典型案例

3.2.1 数据来源

本章选取 1998-2018 年在 A 股上市的中国公司为研究样本，作为对比我们选取了同一时期在纽约证券交易所（NYSE）、美国证券交易所（AMEX）及纳斯达克（NASDAQ）三大交易所上市的美国公司作为对照样本。剔除掉 IPO 当年、金融类及公用事业类和相关财务数据缺失的样本，共获得 2151 家中国样本和 2618 家美国样本。

3.2.2 期限错配的分布特征

图 3-1（a）描绘了中美企业在各个分位数上的期限错配程度（*Mis_la*），可以发现中国企业的 *Mis_la* 在各个分数上都显著大于美国企业，说明总体上中国企业的期限匹配程度选择都要显著低于美国企业。更为重要的是，美国企业 *Mis_la* 值在各个分位数上均小于 0，说明美国企业尽管也存在期限匹配程度较低的情形，但基本没有用短期资金支持长期投资的严重期限错配现象，而中国企业 *Mis_la* 值在 70 分位后是正的，说明有 30% 的中国企业存在用短期资金支持长期投资的问题。进一步从图 3-1（b）两国 *Mis_la* 核密度分布图可以看出，美国企业 *Mis_la* 的分布在中心线约 -0.3 的左侧，而中国 *Mis_la* 的分布中心线接近 0，总体上美国企业要比中国企业更靠左侧分布；特别是右侧大于 0 的区域，中国企业仍密集分布，但美国企业却屈指可数。从分位数值和核密度分布可以发现，相比美国，中国企业的期限匹配程度更低，存在比较严重的期限错配问题。考虑到中国金融市场的发达程度远

低于美国，中国企业合理的期限匹配程度也要高于美国，因此实际的期限错配程度要远高于图中所反映的情况。

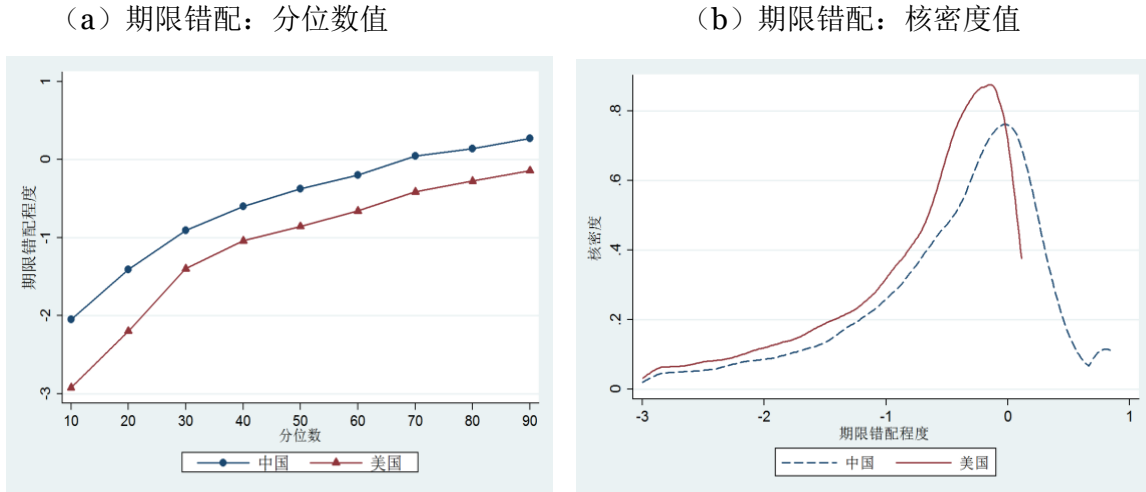


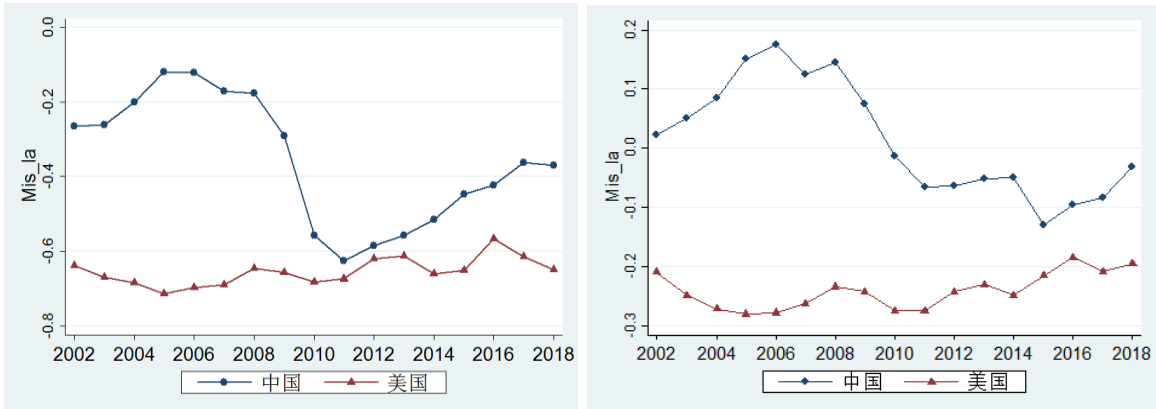
图 3-1 中美样本公司 *Mis_la* 值的分布特征

3.2.3 期限错配的年度趋势

为了观察中美上市公司期限错配的变化趋势和特征，图 3-2 描绘了中美样本公司 *Mis_la* 中位数和 3/4 分位数的年度趋势¹。可以发现，不论从中位数，还是 3/4 分位来看，中国上市公司的 *Mis_la* 值从时间上可以分为三个阶段。2006 年之前，*Mis_la* 值持续增加，2007 年后大幅下降，一直持续到 2011 年，较 2006 年分别下降了 0.18 和 0.14，2011 年后平稳回升，2012 年之后 *Mis_la* 值波动上升。更为重要的是，在大多数年份 *Mis_la* 值大于 0 的中国公司超过 30%，2006-2008 年甚至接近 45%。与之形成鲜明对照的是，美国公司的 *Mis_la* 值在各年间变化不大，在 3/4 分位的值也均小于 0，不论中位数还是 3/4 分位数均远大于中国公司。令人困惑的是，与美国相比，中国的资本市场还很不发达，公司

¹ 由于期限错配在企业间存在显著差异，特别是存在异常值，均值会受到异常值的影响，这里我们均使用中位数和 3/4 分位数来刻画样本企业期限错配的描述性统计。

所面临的融资约束比较大，其资产和融资来源期限错配的风险要远高于美国公司。在此制度环境下，中国公司理应选择更高层次的投融资期限的匹配以降低财务风险。然而，在现实中，我们所观察到的是中国公司普遍存在期限错配的现象。事实上，由于在计算 *Mis_la* 值时未考虑存货和应收账款等流动资产对长期资金的需求，所以在现实中中国上市公司所存在的期限错配现象远比 *Mis_la* 值所反映的情况严重。



(a) 中位数

(b) 3/4 分位数

图 3-2 中美样本公司 *Mis_la* 值的年度趋势

3.3 中国上市公司的期限错配典型案例：永煤债券违约

2020 年 11 月 10 日，永煤集团未能按期兑付超短期融资券“20 永煤 SCP003”到期应付本息，导致债券实质性违约。该债券涉及本息金额达到 10 亿元，在违约前该债券被评为 AAA 级，这也是 10 月华晨集团 AAA 债券违约后再有高评级债券实质性违约。永煤 AAA 级债券的违约，严重冲击投资者信心。随着永煤债券违约事件持续发酵，债券市场剧烈的波动，原预备在一级市场上发行的信用债选择暂停发行，相关行业和省份的信用债在二级市场上出现暴跌，导致相关债券投资基金产品赎回压力加大，并进一步导致债券市场资金面紧张，在短短的 3 天内十年期国债收益率上浮 5 个 BP。

20 永煤 SCP003 的发行主体永煤集团是河南省“三煤一钢”企业之一，是河南省省内非常重要的大型骨干工业企业，控股股东为河南省国资委独资企业河南能源化工集团，持股比例超过 96%。因此，永州煤业是典型的大型重要骨干地方国有企业。在传统的信用分析框架下，市场普遍认为永煤集团具备较强的债务偿还能力，在本次债务违约前夕的 10 月 20 日刚刚发行的第六期中期票据时，仍被评级机构评为 AAA 级。与此同时，考虑到永煤集团为河南省内重要的骨干工业企业，是大型的国有企业，市场普遍预期有国资委兜底具备很强的债务偿还能力。然而，永煤集团还是发生了违约事件，并且并非是技术性违约，而是企业实质性存在无法偿还到期债务的真实性违约。

永州煤业债券违约的原因是多重。从宏观上看，进入 2020 年后宏观经济增速持续下压，并且叠加去杠杆和去产能过剩的供给侧改革、中美贸易战、新冠疫情冲击，企业盈利整体而言走向疲软。长期以来，我国国有企业很大程度上依赖财政支持缓解债务压力。在 2020 年疫情冲击下，很多地方政府积极动用财政手段缓解经济负面冲击，地方政府发行地方债规模放大。在此背景下，地方政府用于支持地方国有企业的财政资源捉襟见肘，对企业债务的缓解空间受到挤压。与此同时，在去杠杆和影子银行整顿的政策背景下，资本市场的风险偏好出现明显的变化，对经济欠发达地区的偏好明显减弱，导致这些地区的相关资产受投资者减持，这导致这些地区融资呈现比较压力大。

但是，永州煤业债券违约一个可能被广为忽略的原因是该公司长期以来存在的期限错配问题。从融资端看，永煤集团融资以短期为主，流动负债呈现逐年上升的趋势，截至到 2020 年第三个季度，流动负债占比达到了 72.9%。从图 3-3 不难发现，2015-2019 年短期有息负债占比由 20%升至 36.5%，长期有息负债占比由 42.5%相应降至 23.8%，有息债

务整体占比稳定但是结构呈现恶化的状况。更为重要的是，长期以来为了实现融资，永煤集团不断滚动发行中短期票据偿还到期债务，短期兑付压力长期存在。

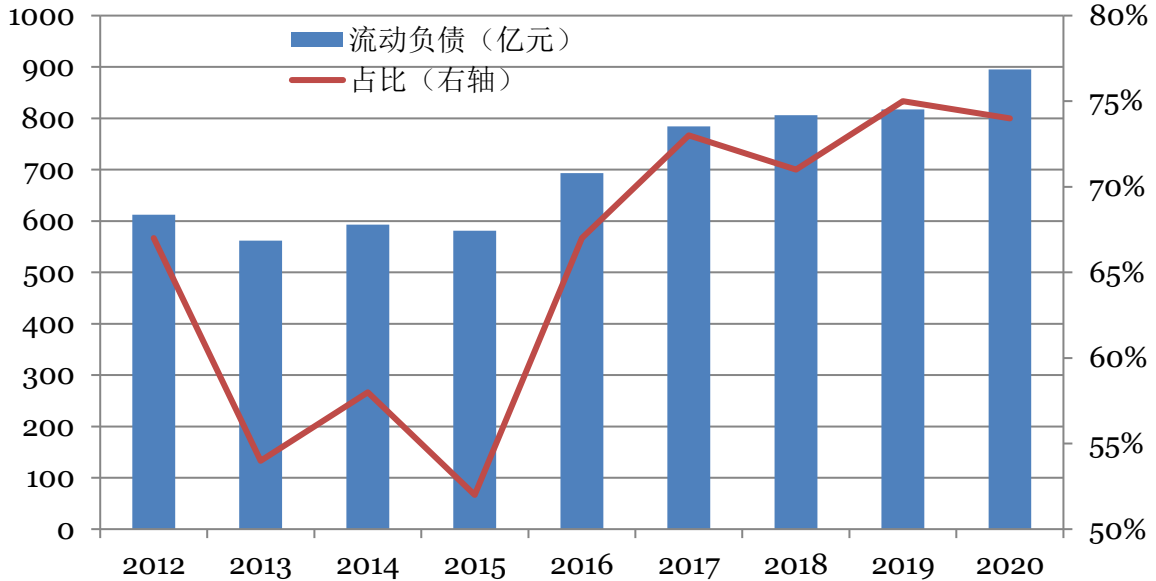


图 3-3 永州煤业有息负债年度趋势

永煤集团在 2018 年后连续亏损，而亏损业务主要来自其非主业。图 3-4 描绘了永州煤业业务分部毛利情况。永煤集团的主营业务是煤炭，这部分业务收入占总营收的 50%，这部分业务的毛利率可观，常年保持在 40%，贡献其九成的利润。但是，永煤集团的非煤业务盈利能力比较弱，毛利率快速下降，但这部分业务无法直接剥离，导致永煤集团归属母公司利润从 2018 年亏损 11 亿，扩大到 2019 年的 13 亿，2020 年前三季度也达到了 3.2 亿。非煤业务的亏损进一步恶化作为长期融资来源的股权融资，从而导致企业融资端融资期限更短。

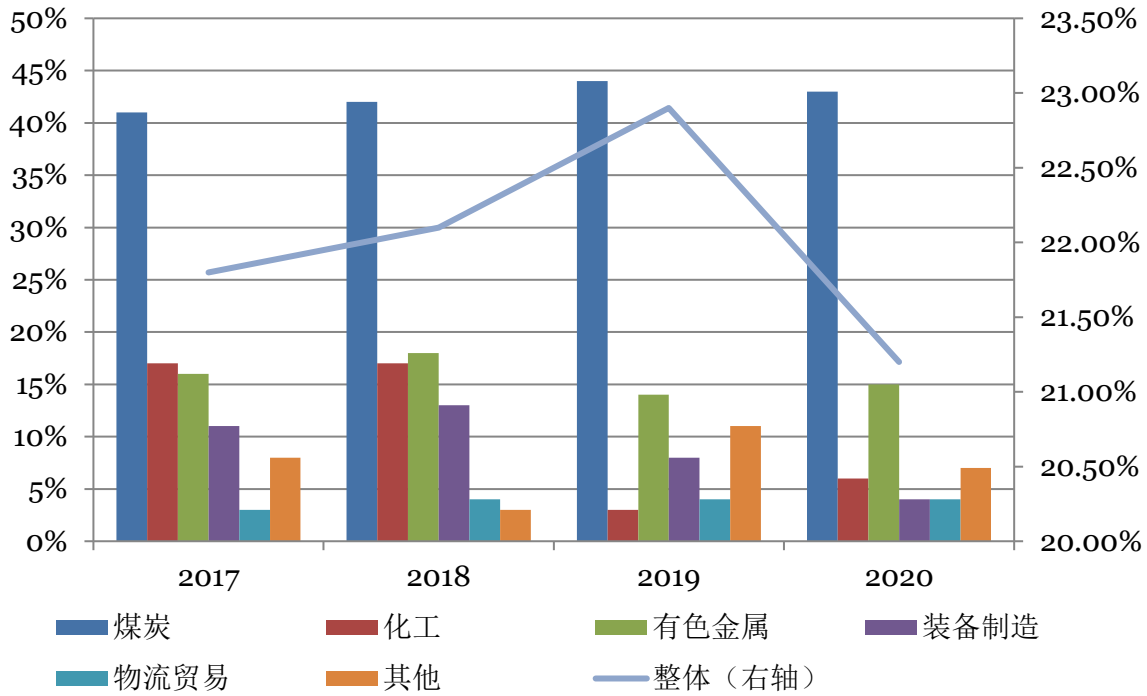


图 3-4 永州煤业业务分部毛利

更为重要的是，永煤集团是其母公司河南能源化工集团对外融资的主要渠道，截至2019年末，永煤关联方应收款项达104.5亿元，占全部其他应收款的39.9%，进一步导致资产端期限延长。不难发现，永州煤业违约的背后有着期限错配财务操作的重要影响。

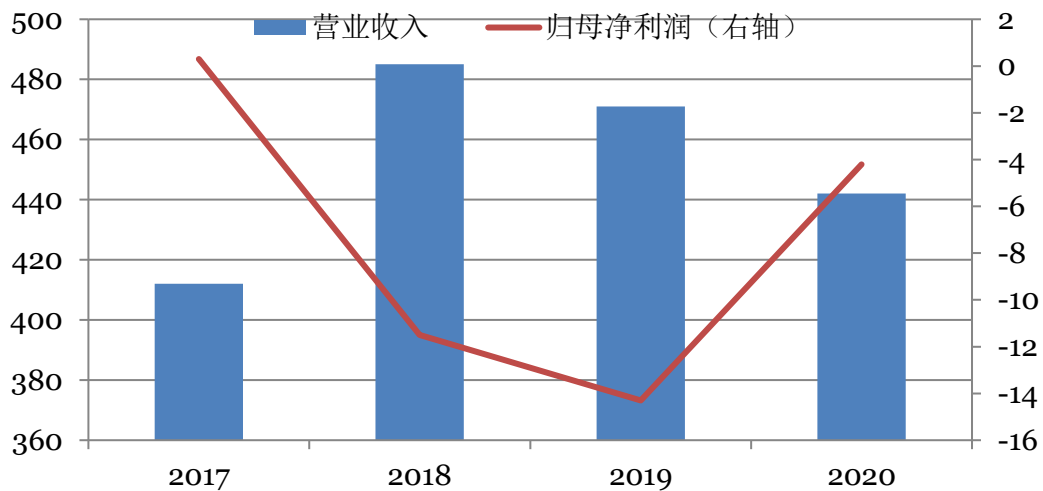


图 3-5 永州煤业营收与利润

3.4 证券投资基金

3.4.1 证券投资基金的起源和发展

本文研究的证券投资基金，是指依据一定的契约和原则，将投资者分散的资金集中到专业的投资机构在委托关系下对资金进行管理的工具。证券投资基金管理资金的去向主要是购买在公开资本市场上交易的有价证券，包括但不限于股票、债券、货币、衍生工具等，并依赖这些有价证券的买卖价差实现基金的收益分享给投资者。

主流观点认为，基金业起源于 19 世纪 60 年代的英国，并在 20 世纪 20 年代进入美国后得到快速发展。经过一百年多的发展，基金业已知世界范围内得到充分的发展，成为与银行、证券、保险齐头并进的现代金融体系四大支柱之一。

3.4.2 我国基金业发展历程及现状

我国基金业自诞生至今，概括起来可以分为萌芽期、初创期、规范期、创新期、快速成长期、徘徊期、新增长和规范向上等几个阶段。

(1) 萌芽期：1985-1990 年。随着改革开放，现代金融工具逐渐介绍到中国，此阶段中国一些开放较早的金融机构和海外金融机构合作推出“中国投资基金”，为国内基金业的萌芽和草创提供了示范。

(2) 初创期：1991-1997 年。1991 年 10 月随着“武汉证券投资基金”和“深圳南山风险投资基金”的设立，我国基金管理行业进入了初创阶段，随后陆续成立多家投资基金。该阶段的大部分基金基本上都是地方政府和银行批准设立，尽管获得了一定的发展，但由于缺乏法律规范和管理制度，基金发展相对较慢。

(3) 规范期：1997-2001 年。伴随着 1997 年《证券投资基金管理暂行办法》的颁布，我国基金管理行业进入规范发展的时期。基金金泰、开元、南方、国泰、华夏等 10 家基金管理公司在新的投资基金管理办法下的管理下先后成立。

(4) 创新期：2001-2005 年。随着我国第一只开放式基金华安创新基金的成立和产品发行，我国基金管理行业进入公募基金时期。2003 年施行《证券投资基金法》，标志着我国基金业进入创新发展阶段。

(5) 快速成长期：2005-2007 年。随着基金行业的发展，2005 年基金销售呈现热销的状态，并且由于 2006 年股市进入牛市阶段，基金规模达到了 3.2 万亿元。这一阶段的快速发展，使得基金价值投资成为广泛认可的理念。

(6) 徘徊期：2007-2014 年。受国际金融危机的影响，我国基金业呈现比较大的震荡和收缩。与此同时，该阶段基金业进入竞争白热化的阶段，基金产品呈现创新井喷的态势。

(7) 新增长：2014 年-2015 年上半年。2014 年底新一轮牛市开启，基金行业迎来快速增长。基金公司管理公募基金净值自 2013 年底的 2.93 万亿元增长至 2015 年上半年的 7.1 万亿元，基金及基金子公司专户业务管理总资产规模自 2013 年底的 1.44 万亿元增长至 2015 年上半年的 9.05 万亿元，基金总规模创历史新高，且远超 2007 年巅峰时代水平。

(8) 规范向上：2015 年下半年至今。2015 年下半年股市发生反转，基金市场规模增速放缓，规模扩张维持在合理水平。自 2016 年非标投资通道限制也将存量资金从基金流出，通道规模承压。2018 年 4 月落地的资管新规重塑大资管行业格局。资管新规引领资管回归本源，在落地执行层面虽延续大资管内核，基金行业行业迈入规范发展的良性向上轨道。

截至 2020 年底， 公募基金总规模为 17 万亿元， 相较 2020 年一季度末增长 1.76%， 相较 2019 年末增长 15%； 分类别规模看， 权益类基金规模 4.2 万亿元， 占比 24.6%； 固收类基金规模 12.6 万亿元， 占比 74.2%， 自 2017 年开始， 固收类基金规模占比首次 低于 3/4； 另类投资基金规模 1003 亿元， 占比 0.59%； QDII 类基金规模 1126 亿元， 占比 0.66%。 权益类基金规模较 2020 年增长 19.8%， 较 2019 年末增长 30.4%； 固收类 基金规模较 2020 年缩减 3.3%， 较 2019 年末增长 10.2%； 另类投资基金规模较 2020 年 增长 41.1%， 较 2019 年末增长 111.6%； QDII 类基金规模较 2020 年增长 10.0%， 较 2019 年末增长 26%。

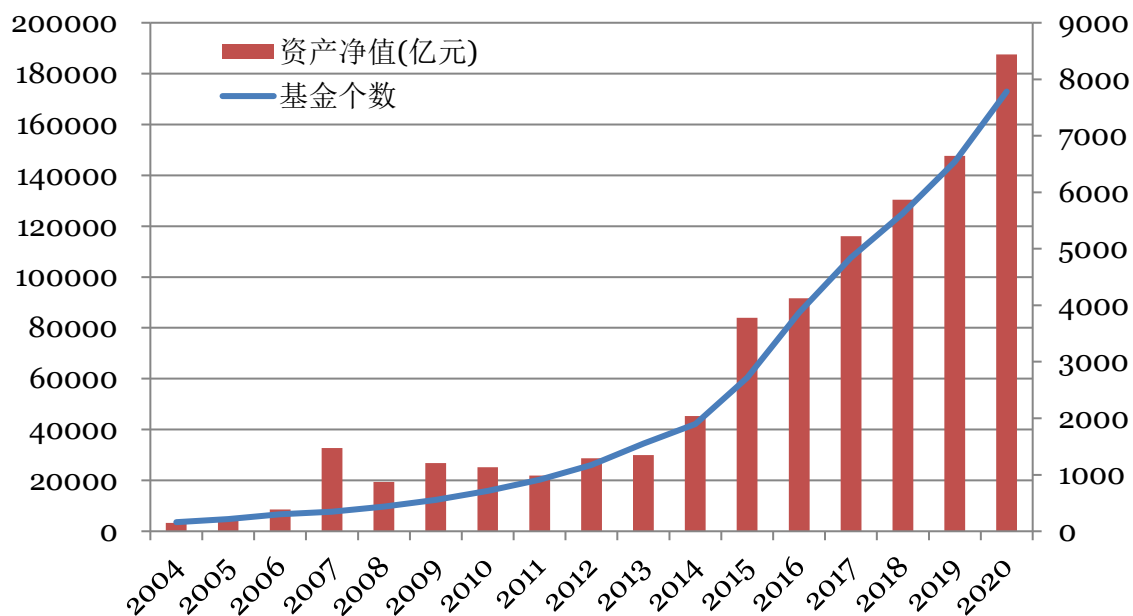


图 3-6 证券投资基金的基金个数与基金净值

细分来看，截至 2020 年中，权益类基金中，主动权益基金规模为 31253 亿元，较 2020 年一季度末增长 28.2%，较 2019 年末增长 40.8%；其中，偏股型基金规模 26305 亿元，较 2020 年一季度末增长 28.2%，混合配置型基金规模 3360 亿元，较 2020 年一季度末增长 25.8%，绝对收益型基金规模 1588 亿元，较 2020 年一季度末增长 32.9%。被动权益基金规模为 10548 亿元，较 2020 年一季度末仅增长 0.3%，其中被动指数型基金规模 9706 亿元，较 2020 年一季度末增长 0.1%，指数增强型基金规模 842 亿元，较 2020 年一季度末增长 2.9%。

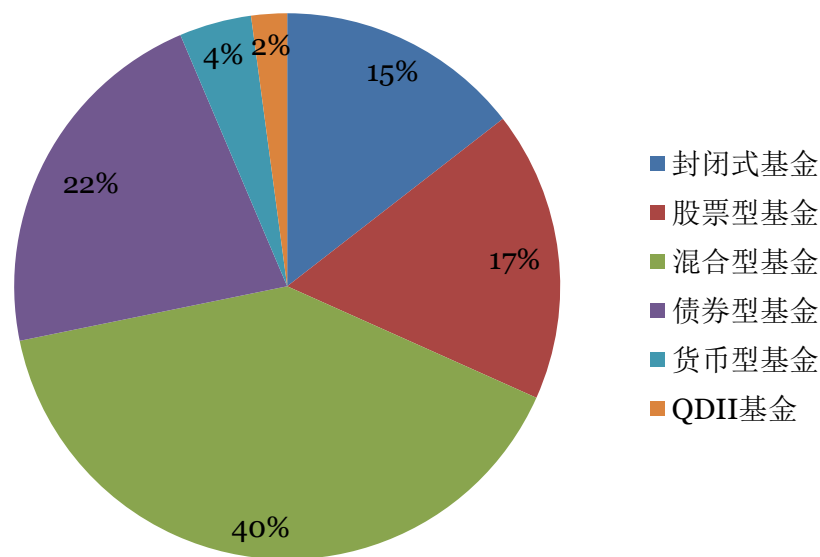


图 3-7 证券投资基金的基金类型占比（发行个数）

固收类基金中，债券基金规模 49170 亿元，较 2020 年一季度末增长 6.3%。其中纯债型基金规模 38011 亿元，较 2020 年一季度末增长 3.9%；受益于权益市场上涨行情，偏债混合型基金规模大幅增长 22.7%，偏债型基金规模增速亦为较高的 7.7%；债券指数型基金持续高速增长，规模为 4402 亿元，较 2020 年一季度末增长 19.6%。伴随着收益率的下行，货币基金规模大幅缩水至 77164 亿元，较 2020 年一季度末缩水 8.6%。

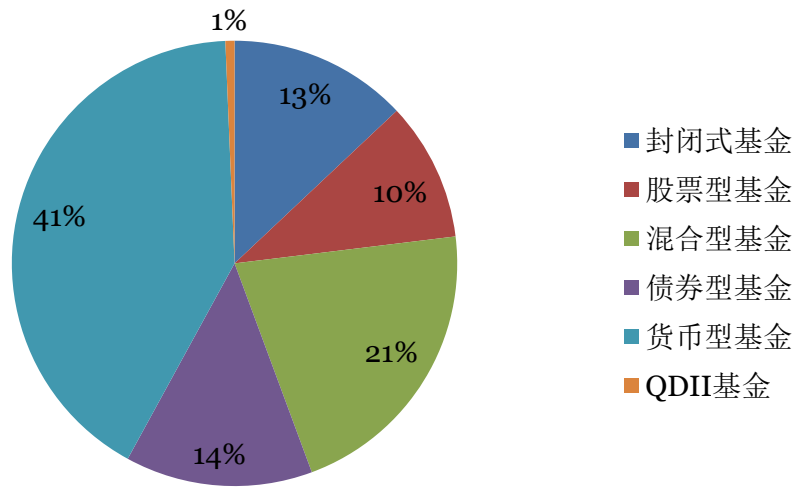


图 3-8 证券投资基金的基金类型占比（发行规模）

另类投资基金中，受益黄金市场上涨行情，商品型基金规模增长至 391 亿元，较 2020 年一季度末增长 13.0%；在理财收益率下行背景下，股票多空型基金迎来爆发式增长，规模增长至 581 亿元，较 2020 年一季度末增长 73.9%。

QDII 基金中，股票型规模 667 亿元，较 2020 年一季度末增长 7.1%，混合型规模 194 亿元，增长 17.9%，债券型规模 191 亿元，较 2020 年一季度末增长 14.2%，另类型规模 74 亿元，增长 7.3%。

表 3-1 细分类别基金规模

分类	2017 年	2018 年	2019 年	2020 年一季 度	2020 年中	较 2019 年增长	较 2020 年一季度 增长
合计	116143	130010	148043	167314	170265	15.00%	1.80%
权益类	25836	21685	32059	34894	41801	30.40%	19.80%
主动权益	20965	15528	22200	24379	31253	40.80%	28.20%
偏股型	14499	12548	18374	20512	26305	43.20%	28.20%
混合配置型	4917	2025	2640	2671	3360	27.20%	25.80%
绝对收益型	1548	956	1186	1195	1588	33.90%	32.90%
被动权益	4871	6157	9858	10516	10548	7.00%	0.30%
被动指数型	4435	5636	8956	9698	9706	8.40%	0.10%
指数增强型	436	521	903	818	842	-6.70%	2.90%
固收类	89207	107353	114616	130684	126334	10.20%	-3.30%
债券	17903	25764	40539	46260	49170	21.30%	6.30%
纯债型	13771	21916	32577	36595	38011	16.70%	3.90%
偏债型	1715	1458	2713	3926	4229	55.90%	7.70%
偏债混合型	2197	1333	1606	2059	2527	57.40%	22.70%
债券指数型	220	1057	3643	3680	4402	20.80%	19.60%
货币型	71304	81589	74078	84425	77164	4.20%	-8.60%
另类投资	256	263	474	711	1003	111.60%	41.10%
商品型	186	184	275	346	391	42.20%	13.00%
股票多空型	39	46	166	334	581	249.50%	73.90%
REITs	31	33	33	31	31	-5.00%	1.00%
DII 类	844	709	894	1024	1126	26.00%	10.00%
股票	472	433	555	623	667	20.20%	7.10%
混合	192	150	150	165	194	29.80%	17.90%
债券	145	89	153	167	191	25.00%	14.20%
另类	35	36	36	69	74	102.60%	7.30%

中国基金行业发展过程中，一直伴随着较高份额换手率，每年申购赎回规模维持在高水平。2006 至 2007 年，申购赎回规模超过了规模存量，2008 至 2011 年期间，申购意愿有所回落，2012 至 2013 年申购赎回日渐活跃。2014 年中国基金业申购赎回频率不断提升，规模扩张近 200%，货币基金不断发展与应用成其中重要诱因：天弘基金余额宝等货币基金快速增长，实时赎回和情景支付广泛应用。2015 年牛市行情助推申购规模进一步提升，达到基金份额 3.5 倍。2016 年及 2017 年申购规模维持在基金份额 3 倍左右，2019 年增加至 3.9 倍。

第 4 章 公司投融资期限错配与公司信用债利差

4.1 引言

我国的公司信用债起步于 1982 年，但是在相当长的时期内发展相对缓慢。2007 年后在监管层提出扩大企业债发行规模的政策后，我国公司信用类债市场得到快速发展，有力地支持了实体经济发展。截至 2020 年年末，非金融企业债券余额已经达到了近 28 万亿元，稳居全球第二。

信用债市场不可能没有违约，信用利差就是对这一风险的补偿。中国信用债市场第一单债券违约至今也仅有 6 年多的时间，投资人和市场共同见证一个个“信仰”被打破。这些信用风波对投资者可资借鉴，对监管者可以吸取监管经验，对市场规则的建立和完善提供了鲜活的案例。但遗憾的是，虽然经历了几轮信用风波，中国信用债市场的投资者保护、求偿等机制仍没能很好的建立。近期的国企违约风波在此吸引市场目光，我们通过对历史上几轮信用风波 进行梳理，以期对本轮“风波”的应对提供借鉴与启示。2018 年以来，信用债违约已经趋于常态化，截止到 2020 年末违约信用债余额已经突破 1000 亿元。

债券的信用利差是债券在证券市场上的价格，作为公司信用债价值的表现形式，是债券发行和交易的核心要素之一。对公司债券信用利差的研究是信用债发展的主要方面，研究表明，信用评级（Ziebart and Reiter, 1992）、信息环境（Yu, 2005）、股权结构（Anderson et al., 2003）等发债企业内部因素，以及经济环境（Longstaff and Schwartz, 1995）等外部宏观因素对公司债信用利差存在显著性影响。尚无文献系统讨论期限错配策略这种财务行为对公司债信用利差的影响。本章基于已有研究，实证研究期限错配对公司债信用利差的影响。

4.2 基本假设

一方面，投融资期限的错配能降低企业信用债利差。期限错配意味着企业使用更多的短期融资，而短期融资获取的门槛和成本更低（Roberts, 2015），使得企业能以低成本便捷地捕捉投资机会（Custodio et al., 2013），提高信用债市场表现；短期债务本身可向外界传递积极信号（Flannery, 1986; Goyal and Wang, 2013），表明公司有能力和承担短期债务的流动性风险，从而有助于外部利益相关者对公司建立信心，提高信用债市场表现；此外，短期融资能够频繁地引入债权人监督，缓解债权人、管理者和股东三者间的代理冲突（Jensen, 1986; Barnea, 1980），约束经理人冒险行为，有效降低企业因风险集聚后释放引发债务违约风险。

另一方面，投融资的期限错配也会给公司债带来负面作用。期限匹配程度的降低往往是企业不断滚动短期负债支持长期投资的结果，滚动短期负债本身极易导致资金链紧张，产生流动性风险；如果投资项目未能达到预期收益甚至亏损，由于权益资金被侵蚀而使得投融资的期限错配进一步加剧，同时由于无法产生足够的现金流偿还到期债务，这种策略的流动性风险有可能进一步集聚。更甚者，当遭遇不利的外部经济冲击不能实现短期负债的再融资，或者企业经营活动现金流持续恶化，期限错配所累积的流动风险就有可能集中爆发，释放到债券市场上，对债券价格造成巨大的负面冲击。

因此，最优的期限匹配选择往往是企业基于价值最大化目标对期限错配的收益和风险权衡的结果。然而，这种选择通常依赖于完善的金融体系给期限安排提供的便利性。通常，在美国发达的金融体系下，多层次的金融市场和多样化的金融工具能充分保证各种期限资金的可获得性，特别是长期资金的可获得性（Rajan and Zingales, 1998）。企业能够在不

同种类、不同期限的融资渠道中享有充分的选择权，基于不同期限匹配程度的风险和收益，以较低的交易成本和资本成本获得融资来合理安排资产和资金期限。美国的金融体系反过来也能有效约束企业的期限错配行为，下降的期限匹配程度导致企业的财务风险随之升高，金融市场会相应提高企业短期资金的风险溢价，使得期限错配的成本优势逐渐丧失，迫使企业提高期限匹配程度（白云霞等，2016）。在美国企业期限匹配程度普遍趋于合理的情形下，那些期限错配的企业往往是最大化利用短期融资的成本优势和治理效应的公司，因而有更好的信用债表现。

与此相反，中国金融市场体系的发展落后于美国等发达经济体，在很多情况下，企业并不能如愿实现理想的融资方式。作为长期资金的重要来源，我国权益融资和债券融资的准入门槛较高，并受到监管部门严格的审批管理；银行也出于风险控制和监管要求，对企业不愿贷出过多的长期资金。Fan 等（2012）对比了来自 39 个发达和发展中国家的企业，发现中国企业的长期负债率名列垫底，债务期限最短。面对快速增长的投资机会，用短期资金支持长期投资的期限错配策略被迫成为我国企业解决融资问题的手段。同时，中国金融市场因长期利率受到管制，而短期利率较高，导致长短期利差较低（白云霞等，2016）。此外，中国的银行通常对短期借款的监督远小于长期借款（黎凯和叶建芳，2007）。在这种背景下，期限错配给企业带来严重的流动性风险，而并不具有短期融资的成本优势和治理效应。伴随着期限错配程度的提高，风险因素不断积聚，导致信用债信用利差上升，甚至由于期限错配策略的脆弱性极易引发流动性风险的集中爆发，导致信用债违约。根据以上分析，本文提出基本假设：

假说 4-1: 债券投资者注意到期限错配策略蕴含的潜在财务风险, 显著提高公司发行债券信用利差。

4.3 研究设计

4.3.1 样本选取与数据来源

本文以 2006-2018 年我国沪深两市 A 股上市公司为发行债券为研究样本, 剔除 IPO 当年、金融类及相关财务数据缺失的样本, 共获得 2812 个上市公司发债。债券市场数据来源于 WIND 数据库, 缺失数据通过中国债券信息网进行搜集和补充; 财务数据来自 CSMAR 数据库, 宏观经济数据来自 WIND 数据库。

为进一步计算期限错配程度需要负债具体期限信息, 本文手工收集获得单笔长期借款和公司债券的明细数据从而确定其期限。其中, 主要的长期贷款信息在财务报表附注部分披露, 本文手工整理 2006-2018 年主要长期贷款的单笔数据; 公司发行的债券信息从 Wind 数据库中整理并手工比对财务报表附注, 获得 2006-2018 年数据。

4.3.2 变量定义

(一) 期限错配

邱穆青和白云霞 (2019) 在 Barclay and Smith (1995) 研究债务期限结构时使用资产负债表上流动性和非流动性的分类直接表征资产和负债期限的思路, 构建了基于资产负债表度量企业期限错配程度的指标: $Mis_la = (\text{长期资产} - \text{长期负债} - \text{股东权益}) / \text{长期资产}$ 。该指标的基本含义是在资产负债表上由短期负债融资的长期资产占总资产的比重, 如果企业采用期限匹配的策略, 企业获取的长期资金为长期资产和非波动性的流动性资产进行融资, 而企业获取的短期资金主要为波动性的流动资产进行融资, 此时流动负债小于流动资

产总额，此时 Mis_la 为负数；相反，如果企业采用期限错配的策略，企业用获取的短期资金支持企业的长期投资，那么 Mis_la 为正数，即 Mis_la 的值越大，企业投融资期限错配程度越大或者企业投融资期限匹配程度比较低。值得说明的是，基于上述资产负债表思路的期限错配程度度量指标，度量比较直观，但存在一个重要缺陷，即仅仅以一年为界划分资产和融资的期限，不涉及的资产或融资的具体期限。

进一步，为了克服上述资产或融资期限的简单性缺陷，借鉴 Jun 和 Jen (2003) 的思路，我们分别估计各个单项资产和负债的具体期限，然后以各项资产和负债占比为权重采用加权法计算资产和负债的平均具体期限。具体地，对于资产的期限：存货和应收项目从资金占用开始到资金回收，其周转的天数本质上就是这些资产的具体期限；固定资产和无形资产的折旧或摊销年限为企业收回该项资产投资的回收期，即为他们的资产期限；其他经营资产比照存货采用周转天数作为该项资产的期限；金融类资产，考虑到各类具体类别金融资产的变现程度，估计其资产期限。估计上述各类资产的具体期限后，再以占总资产比为权重计算资产的加权期限 AMA 。相应地对于负债的期限：应付项目从资金借用到偿付，其周转的天数即为其具体期限；短期借款和一年内到期的长期借款，本文假定其期限为 1 年；对于长期借款和债券数据，我们手工收集获得单笔的明细数据从而确定其期限，主要的长期贷款信息在财务报表附注部分披露，公司债券信息从财务报表附注收集，并以 Wind 数据库中的信息为补充；然后同样以占总负债比为权重计算负债的加权期限 AMD 。

在此基础上，我们假定权益的期限等于资产的期限，以加权平均法估计出资金来源（包括负债和权益）的期限 AMF 。参照现有文献构建大股东现金权与控制权分离程度的方法，我们构建指标 $Mis_mm=AMA/AMF$ 度量期限错配程度，其含义是企业资金应用与资金来

源的期限之间分离的程度。该比率等于 1 则表明期限完全匹配；如果小于 1 则表明企业将部分长期资金投资在短期资产上；如果该比率大于 1，则表明企业用短期负债为长期资产融资，比率越大代表期限错配越大。

（二）信用利差

信用利差指的是发债企业向信用债投资者补偿该发债主体基础资产发生违约可能性的违约风险，其基本计算公式为：

$$\text{信用利差} = \text{债券的收益率} - \text{相应无风险债券的收益率}$$

该公式反映了公司债利率的基本结构，即公司债券会提供一个比无风险收益率搞得的收益率，这个溢价主要用来补偿发债公司可能违约的风险。目前学术界通行的做法是使用无违约风险的国债收益率度量无风险收益率，这样信用利差就可以用公司债券的到期收益率减去相应期限国债的到期收益率。具体地，我们使用公司债发行时间相同到期期限相同的国债到期收益率，这些国债期限包括 1、3、5、7、10、15、20 年，对于缺失期限的到期收益率采用插值法计算得到。

与此同时，上述计算债券收益率需要通过历史数据进行参数估计，建立利率期限结构用插值法计算得到债券的到期收益率。Nelson 和 Siegel 在 1987 年的重要论文中提出了一种新的参数模型法拟合债券到期收益率，该方法主要利用全神经网络搜索算法计算模拟的参数解，进而利用参数满足的约束条件计算最优的估计值拟合出即期利率曲线。该方法被广泛运用，这种方法计算出基于 Nelson-Siegel 模型的信用利差（CS_{ns}）。

（三）控制变量

控制变量包括企业层面和债券层面的相关变量，企业层面包括：规模（*size*），定义为总资产的自然对数；资产负债率（*lev*），定义为总负债除以总资产；资产收益率（*roa*），定义为净利润除以期初期末平均总资产；经营现金流资产比率（*cfo*），定义为经营活动现金流量净额除以期初期末平均总资产；销售增长率（*growth*），定义为当期营业收入增长净额除以期初营业收入；第一大股东持股比例（*htop1*）；管理层持股比例（*mgtshare*）；独董影响力（*Independ*），定义为董事会中独立董事人数占比。

债券层面包括：企业债券的债项评级（*credit*），本文对国内评级机构的债项评级进行赋值，具体赋值如下：*AAA*=8，*AA+*=7，*AA*=6，*AA-*=5，*A+*=4，*A*=3，*BBB*=2，*BB*=1；企业债券的剩余期限（*RM*），定义为债券到期年的年份减去观测年年份；企业债券已存续年限（*AGE*），定义为债券发行年年份减去观测年份；此外，本文还设置了行业（*industry*）和年份（*year*）虚拟变量。

4.3.3 模型设定

本文参照 Jiang(2008) 的研究构建模型 4-1 以检验投融资期限错配与信用利差的关系：

$$CS/CS_{ns} = \beta_0 + \beta_1 Mis_la/Mis_mm + \beta_2 size + \beta_3 lev + \beta_4 roa + \beta_5 cfo + \beta_6 growth + \beta_7 htop1 + \beta_8 mgtshare + \beta_9 Independ + \beta_{10} AGE + \beta_{11} RM + \beta_{12} credit + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon \quad (4-1)$$

其中，被解释变量 *CS* 和 *CS_{ns}* 分别为基于国债收益率计算信用利差和基于 Nelson-Siegel 模型计算的信用利差；核心解释变量为上市公司期限错配程度，包括 *Mis_{la}* 和

Mis_mm。本章在上述回归模型中均控制了发债企业和债券层面的特征变量及行业类型固定效应和时间固定效应。

4.4 实证结果

4.4.1 描述性统计

为了消除极端值，本文对模型中连续变量在上下 1%分位 *Winsorize* 缩尾处理，表 4-1 列示了主要变量的描述性统计。可以看出，期限错配程度 *Mis_la* 均值为-0.66，中位数为-0.11，标准差为 1.965，而 *Mis_mm* 均值为 0.99，中位数为 0.881，说明上市公司期限匹配程度普遍较低，并且在企业间存在较大差异；CS 的均值为 3.052，这说明在我国债券市场中，发债上市公司存在债券违约风险。我国发债企业只关注了其中的大约两个方面 *credit* 的均值为 6.564，说明我国发债企业的信用等级平均处于 AA+区间 *AGE* 的均值为 1.031，说明我国发债企业发行债券年份较短。*size*、*lev* 和 *roa* 的描述性统计情况与企业的现实情况基本一致，样本符合正态分布特征。

表 4-1 主要变量描述性统计

变量名	均值	最小值	中位数	最大值	标准差
<i>Mis_la</i>	-0.660	-8.072	-0.113	0.769	1.965
<i>Mis_mm</i>	0.989	0.091	0.881	3.631	0.644
<i>CS</i>	3.052	1.191	2.838	5.795	1.022
<i>CS_ns</i>	3.035	1.208	2.971	6.228	1.389
<i>size</i>	21.730	19.272	21.565	25.415	1.312
<i>lev</i>	0.471	0.069	0.471	0.988	0.223
<i>roa</i>	0.035	-0.177	0.033	0.188	0.062
<i>cfo</i>	0.046	-0.168	0.045	0.245	0.081
<i>growth</i>	0.187	-0.556	0.118	2.080	0.433
<i>htop1</i>	36.832	10.880	34.620	71.750	15.623
<i>Independ</i>	0.356	0.200	0.333	0.500	0.055
<i>mgtshare</i>	0.081	0.000	0.000	0.644	0.175
<i>AGE</i>	1.031	0.000	1.000	12.000	1.406
<i>RM</i>	4.947	2.000	5.000	10.000	1.314
<i>credit</i>	6.564	4.000	6.000	8.000	0.845

4.4.2 基准结果分析

本文利用模型 4-1 检验企业投融资期限错配对发债信用利差的影响，表 4-2 报告了相关结果。第（1）列为资产负债表法下期限错配程度的度量，*Mis_la* 的系数为 0.154，并在 1%水平上显著，即期限错配程度显著增加企业发债时被要求的信用利差。第（2）列使用加权法下期限错配程度的度量，*Mis_mm* 的系数为 0.163，同样在 1%水平上显著。进一步，我们基于 Nelson-Siegel 模型的度量信用利差，第（3）列和第（4）列报告了相关回归结果，*Mis_la* 和 *Mis_mm* 的系数均在 1%水平上显著为正。这些结果表明，企业投融资期限错配

行为会被债券投资者特别关注，被识别为高风险行为，从而增加企业被要求更高的信用利差水平，这同本文假设 4-1 一致。

表 4-2 发债上市公司期限错配与信用债利差

变量名	(1)	(2)	(3)	(4)
	CS	CS	CS_ns	CS_ns
<i>Mis_la</i>	0.154*** (0.049)		0.311*** (0.031)	
<i>Mis_mm</i>		0.163*** (0.050)		0.315*** (0.032)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制
样本数	2812	2812	2812	2812
<i>Adjust-R2</i>	0.361	0.372	0.292	0.294

注：*** 表示在 1%水平上显著；**表示在 5%水平上显著；*表示在 10%水平上显著。

4.4.3 期限错配影响信用利差的机制分析

前文证实了，投融资期限错配行为显著提高了企业发债的信用利差。期限错配策略之所以对企业发债产生上述影响，一个可能的原因是在期限错配策略下，企业通过滚动使用短期融资支持长期投资，容易导致企业资金链紧张从而使企业流动性风险增加。这种策略下的流动性风险的高低取决于企业再融资状况。如果期限错配影响发债信用利差的内在机制的确是期限错配引发的流动性风险，那么一个直观的证据便是如果企业再融资能力较高或再融资环境较宽松时，期限错配对发债信用利差的影响也相对较小。接下来，我们从再

融资环境角度，并利用 2013 年“钱荒”事件实证检验上述猜测，从而剖析期限错配影响债券信用利差的内在机制。

（一）再融资环境

长期以来我国货币政策呈现剧烈震荡的特征，银行通常难以稳定预期，这导致信贷行为短期化。当货币政策宽松时，银行会增加短期资金的放贷量，企业再融资环境比较宽松，也会“默许”企业将短期资金用于长期投资，从而降低期限错配引起的流动性风险。本文参照范从来等（2012）的方法，以广义货币 M2 为基础的 MP 指数（ $MP = M2 \text{ 增长率} - GDP \text{ 增长率} - CPI \text{ 增长率}$ ）衡量货币政策的松紧程度。这种估算方法的内在逻辑是，M2 增长率反映了货币供给，而名义 GDP 增长率反映了经济发展所需要的货币。两者之差越大，货币供给越大于需求，货币市场越宽松，反之亦然。

接下来，为考察再融资环境对期限错配程度与发债信用利差关系的影响，将样本期内中货币政策 MP 指数依中位数分组构建虚拟变量 *Loose*，MP 指数高于中位数的年度 *Loose* 为 1，否则为 0。表 4-3 第（1）列和第（2）列是对资产负债表法下度量期限错配 *Mis_la* 的回归结果，无论是无风险信用利差（第（1）列）还是基于 Nelson-Siegel 模型的信用利差（第（2）列）作为被解释变量，*Loose* 同期限错配的交互项系数显著为负；同样地，在第（3）列和第（4）列对加权平均法下度量期限错配 *Mis_mm* 的回归中，无论是无风险信用利差（第（3）列）还是基于 Nelson-Siegel 模型的信用利差（第（4）列）作为被解释变量，*Loose* 同期限错配的交互项系数分别为 -0.499 和 -0.501，均在 1% 水平显著为负。这说明宽松的货币政策便利了企业再融资，降低了期限错配的流动性风险，从而降低了企业因期限错配而要求的信用利差。以上实证证据表明企业再融资环境能显著影响债券投资者对

期限错配的态度，也证实了期限错配引发的流动性风险是企业被要求更高信用利差的内在原因。

表 4-3 发债上市公司期限错配与信用债利差：再融资环境

变量名	(1)	(2)	(3)	(4)
	CS	CS	CS _{ns}	CS _{ns}
<i>Loose</i>	-0.126 (0.113)	-0.156 (0.202)	-0.122 (0.141)	-0.148 (0.232)
<i>Mis_la</i>	0.176*** (0.060)		0.567*** (0.180)	
<i>Loose*Mis_la</i>	-0.230** (0.102)		-0.499*** (0.179)	
<i>Mis_mm</i>		0.187*** (0.061)		0.569*** (0.182)
<i>Loose*Mis_mm</i>		-0.401*** (0.051)		-0.501*** (0.181)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制
样本数	2812	2812	2812	2812
<i>Adjust-R²</i>	0.371	0.362	0.297	0.298

注：*** 表示在 1%水平上显著；**表示在 5%水平上显著；*表示在 10%水平上显著。

(二) 再融资风险机制的再检验：基于“钱荒”事件的证据

前两小节证实了，企业流动性风险增加是期限错配影响债券信用利差的主要原因。

2013 年钱荒期间股票市值的暴跌充分展示了流动性风险的巨大危害，这一事件也引起了利益相关者对公司流动性风险更多的关注。这一部分，我们试图利用“钱荒”事件，讨论流动性风险的凸显对债券投资者关注企业期限错配对信用利差的影响。

长期以来在利益的驱使下，银行短存长贷的期限错配行为愈演愈烈，导致商业银行全行业出现流动性紧张的局面，银行间隔夜拆借利率不断上涨，直至 2013 年 6 月爆发“钱荒”。上海银行间隔夜拆借利率（Shibor）从 6 月初不断上涨，至 6 月 20 日传出中国工商银行发生隔夜拆借违约的消息，Shibor 失控性暴涨 578 个基点，达到 13.44 %历史峰值，盘中最高成交利率甚至高达 30%。在此次“钱荒”期间，央行一反常态，没有如市场预期注入流动性，反而发行央票进一步回收流动性。在此之前，每每遇到类似情景，央行都会投放资金，平抑利率，这导致利益相关者长期以来忽视流动性风险。这次史无前例的“钱荒”事件使流动性风险凸显出来。我们预期包括债券投资者在内的公司利益相关者在惨重的代价中认识到流动性风险的重要性，对期限错配引起的流动性风险的敏感性在“钱荒”事件后提高，更可能因期限错配而要求更高的信用利差。

接下来，本文利用外生事件法实证检验上述猜测。对于期限错配比较严重的企业而言，“钱荒”事件后更有可能因期限错配要求更高的信用利差。本文定义虚拟变量 *Event*，“钱荒”事件前两年（2011 年和 2012 年）*Event* 取 0，“钱荒”事件当年和次年（2013 年和 2014 年）*Event* 取 1，然后将 *Event* 将期限错配变量的交叉项加入基准回归模型 4-1。表 4-4 报告了相关结果，第（1）列和第（2）列的被解释变量为无风险度量的信用利差，无论资产负债表法下的期限错配衡量还是加权平均法下度量期限错配衡量，*Event*Mis_la* 和 *Event*Mis_mm* 的系数均在 5%水平上显著，说明“钱荒”事件后企业更可能因期限错配行为而被要求更高的信用利差；第（3）列和第（4）列的被解释变量为基于 Nelson-Siegel 模型的信用利差，*Event*Mis_la* 和 *Event*Mis_mm* 的系数也都显著为正，说明“钱荒”事件

后企业因期限错配引起的流动性风险得到债券投资者更多的关注。这些实证结果也从一个侧面证实了流动性风险是投资者因期限错配而对企业要求更高的信用利差的主要原因。

表 4-4 发债上市公司期限错配与信用债利差：基于“钱荒”事件

变量名	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>CS</i>	<i>CS</i>	<i>CS_ns</i>	<i>CS_ns</i>
<i>Event</i>	-0.075 (0.233)	-0.065 (0.182)	-0.033 (0.154)	-0.183 (0.202)
<i>Mis_la</i>	0.108* (0.055)		0.324*** (0.033)	
<i>Event*Mis_la</i>	0.140** (0.059)		0.142** (0.069)	
<i>Mis_mm</i>		0.110** (0.056)		0.303*** (0.033)
<i>Event*Mis_mm</i>		0.144** (0.059)		0.128* (0.069)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制
样本数	469	496	469	496
<i>Adjust- R2</i>	0.354	0.362	0.282	0.295

注：*** 表示在 1%水平上显著；**表示在 5%水平上显著；*表示在 10%水平上显著。

4.4.4 异质性分析：所有权性质

前文我们实证了期限错配导致企业在发行债券时更大可能被要求更高的信用利差，并且这种影响的主要原因是期限错配导致企业面临较高的流动性风险。接下来，我们从企业性质的角度，对基本结果进行异质性分析。在我国制度环境下，国有企业和民营企业在融资约束和投资行为上存在显著差异，导致他们采用期限错配的程度不同，期限错配行为给

企业带来的财务风险也不同。在我国信贷市场，银行倾向于借款给国有企业，默许国有企业将流动资金用于长期投资，因此国有企业在采用期限错配策略时由于更容易获得再融资而面临的流动性风险较低。相反，民营企业在信贷市场上往往面临较多的歧视，其获得长期银行贷款条件更为苛刻，民营企业为便捷地捕捉投资机会更有可能利用较容易获得的短期借款进行投资，从而表现为更为严重的期限错配问题。当企业面临较高财务压力时，银行出于自身利益通常选择“抽贷”而不是同企业一道解决财务困境，因此民营企业采用激进的期限错配策略时面临的再融资风险也相对较高，而民营企业为了继续获得稳定的短期银行借款进行盈余管理动机也有可能增加。通过以上分析，本文预期相对于国有企业，民营企业期限错配策略的流动性风险更高，因而被要求的信用利差越高。

本文在基准模型中加入了企业性质 (*Private*) 同期限错配变量的交叉项，表 4-5 报告了相关结果。第(1)列的被解释变量为基于无风险利率的信用利差非 (*CS*)，*Private*Mis_la* 的系数在 1%水平上显著为正，说明当企业采用期限错配程度的一致时，民营企业发行债券时被要求更高的信用利差；同样地，在第(2)列被解释变量为基于 Nelson-Siegel 模型的信用利差 (*CS_ns*) 的回归中，*Private*Mis_la* 的系数也在 5%水平上显著为正，表明民营企业更有可能因期限错配行为而被要求更高的信用利差；接下来，我们在第(3)列和第(4)列使用加权平均法度量期限错配，*Private*Mis_mm* 的系数均在在 5%水平上显著为正，说明民营企业更有可能因采用了期限错配策略而收取更高的信用利差。以上结果表明，相对于国有企业，民营企业期限错配策略的流动性风险更高，因而被要求的信用利差越高。

表 4-5 期限错配、企业性质与发债信用利差

变量名	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>CS</i>	<i>CS_ns</i>	<i>CS</i>	<i>CS_ns</i>
<i>Mis_la</i>	0.259** (0.128)	0.348*** (0.110)		
<i>Private*Mis_la</i>	0.095*** (0.037)	0.047** (0.021)		
<i>Mis_mm</i>			0.162*** (0.050)	0.282*** (0.031)
<i>Private*Mis_mm</i>			0.104** (0.049)	1.333* (0.746)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制
样本数	2812	2812	2812	2812
<i>Adjust-R²</i>	0.306	0.314	0.176	0.512

注：*** 表示在 1%水平上显著；**表示在 5%水平上显著；*表示在 10%水平上显著。

4.4.5 稳健性检验

前文研究表明，企业期限错配越严重，企业面临较高的财务风险，因此投资者对其发行的信用债要求更高的收益率，从而表现为较高的信用利差。由于前文的研究可能遗漏一些企业和债券层面的特征变量，而这些遗漏变量既可能影响企业发债的收益率大小，也可能影响企业期限错配行为，因此上述结论可能受到内生性问题而存在偏差。为了避免可能存在的内生性问题，本文采用工具变量法（IV）和双重差分法（DID）进行检验。

（一）工具变量法

为了解决期限错配策略与信用债信用利差之间可能存在的样本自选择问题，本文首先采用 Heckman 两阶段法进行实证检验。Heckman 第一阶段模型需要加入一个工具变量，本文采用企业所在人均彩票销售额占人均地区生产总值的比重 (*lottery_ratio*) 作为工具变量。博彩文化传统与投机心理和冒险精神均有密切关系 (赵奇锋等, 2018)，投机心理会使人们产生机会主义行为。因此，当地博彩消费越高意味当地企业家越具有冒险精神，期限错配策略作为一种激进的财务操作，采用期限错配策略的可能性也越高。因此，将 *Lottery_ratio* 作为工具变量符合相关性和外生性要求。

表 4-6 报告了 Heckman 两阶段测试结果。在第一阶段，除了 *lottery_ratio* 外，根据白云霞等 (2016)，期限错配选择模型中还加入了期初流动比率 (*clca_ratio*)、本期经营性投资水平 (*oinvest_ratio*)、固定资产比重 (*fix_ratio*)、负债率 (*lev*)、长期负债比 (*debtlt*)、盈利能力 (*roa*)、公司规模 (*size*)、投资机会 (*growth*)、经营现金流状况 (*cfo*)、以及行业 (*Ind*)、省份 (*Pro*) 和年份 (*Year*) 的虚拟变量。*Lottery_ratio* 在 1% 水平上显著为正，说明当地文化越具有冒险精神，当地企业越有可能采用激进的投融资期限错配策略，工具变量的选择符合理论预期。在第二阶段，无论是无风险信用利差 (第 (2) 列) 还是基于 Nelson-Siegel 模型的信用利差 (第 (3) 列) 作为被解释变量，*Mis_la* 的系数均仍显著为正，表明本文前述研究结论是稳健的。

表 4-6 内生问题：工具变量

变量名	第一阶段	第二阶段	
	<i>Mis_la</i>	<i>CS</i>	<i>CS_ns</i>
<i>Mis_la</i>		0.112*** (0.032)	0.305** (0.136)
<i>Lottery_ratio</i>	0.858*** (0.017)		
<i>oinvest_ratio</i>	3.382*** (0.076)		
<i>debtlt</i>	-0.387*** (0.055)		
<i>IMR</i>		0.801*** (0.303)	0.813*** (0.309)
控制变量	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制
样本数	2812	2812	2812
<i>Adjust- R²</i>	0.641	0.371	0.394

注：*** 表示在 1%水平上显著；**表示在 5%水平上显著；*表示在 10%水平上显著。

（二）双重差分法（*Difference in Difference, DID*）

针对我国实体企业越来越普遍和频繁地将流动资金用于固定资产投资等长期投资，2010年中国银监会颁布了流动资金贷款管理办法，该办法明确要求借款人不得将流动资金贷款用于长期投资，并对流动性贷款到期后的展期进行了严格规定。该办法提高了银行对贷款企业期限错配问题的认识，贷款企业采用期限错配策略可能性大大降低。这一外生事件，为本文提供了利用“自然实验”方法消除内生性问题的机会。接下来，我们将企业分成处理组和对照组，使用双重差分法（*Difference in Difference, DID*）进行实证检验。

在 *DID* 下，分组的方法一般是基于每家公司在改革冲击前三年或者五年关键变量的平均值分组（Campello and Larrain, 2015）。参考上述经典研究的做法，我们使用改革前三年（2008-2010）每家公司期限错配程度 *Mis_la* 的平均值对所有企业分组。具体地，我们首先计算了每家企业在改革前三年 *Mis_la* 的均值，然后对比每家企业的均值与所在行业所有企业均值的中值。如果某一家企业 *Mis_la* 的均值高于所在行业所有企业平均 *Mis_la* 的中值，说明这类企业更加频繁使用期限错配策略，这类企业受该管理办法的影响也更大，将其划分为处理组；相反，如果某一家企业 *Mis_la* 均值低于行业内企业平均 *Mis_la* 的中值，说明这类企业特征决定了其不太频繁使用期限错配策略，受该政策的影响更小，将其划分为对照组。

表 4-7 报告了相关结果，第（1）列的被解释变量为无风险信用利差，双重差分项 *MigG*Post* 在 5%水平上显著为负，说明该管理办法有效约束了企业采用期限错配策略，企业发行债券时被要求的信用利差也相应下降了；在第（2）列基于 Nelson-Siegel 模型的信用利差的回归中，双重差分项 *MigG*Post* 同样在 5%水平上显著为负，结论一致，这些结果表明该监管办法迫使企业减少使用激进的期限错配策略，信用债信用利差相应下降。

表 4-7 内生性问题：DID 方法

变量名	(1)	(2)
	CS	CS_ns
MigG	0.095*** (0.037)	0.272*** (0.103)
MigG_Post	-0.092** (0.036)	-0.259** (0.128)
控制变量	控制	控制
年份	控制	控制
行业	控制	控制
样本数	826	826
Pseudo R2/ R2	0.321	0.345

注：*** 表示在 1%水平上显著；**表示在 5%水平上显著；*表示在 10%水平上显著。

（三）逆向因果的克服

本文发现期限错配显著提高了发债企业的信用利差，上述结论可能受到逆向因果产生的内生性问题的干扰。即一种可能是，发债企业可能存在内生性因素导致信用利差较高，从而导致发债企业的外部融资成本较高，企业为了节省融资成本选择融资成本较低的短期融资，从而表现为投融资期限错配的财务策略。为了克服这种内生性问题的干扰，我们采用滞后一期 *Mis_la* 变量 (*Mis_la_lag*) 和过去三期平均的 *Mis_la* 变量 (*Mis_la_lag3*) 作为解释变量，表 4-8 报告了相关结果。我们发现，无论滞后一期的 *Mis_la* 还是过去三期平均 *Mis_la*，均在 1%水平上显著，说明更大可能是因为企业惯用期限错配策略而被债券投资者要求更高的风险溢价从而表现为较高的信用利差。

表 4-8 内生性问题：逆向因果

变量名	(1)	(2)	(3)	(4)
	CS	CS	CS_ns	CS_ns
Mis_la_lag	0.132*** (0.021)		0.209*** (0.012)	
Mis_la_lag3		0.126*** (0.042)		0.128*** (0.011)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制
样本数	2073	1809	2073	1809
Adjust-R2	0.348	0.321	0.275	0.282

注：*** 表示在 1%水平上显著；**表示在 5%水平上显著；*表示在 10%水平上显著。

(四) 期限错配的替代性度量

前文我们使用资产负债表和加权平均法直接度量了企业投融资期限匹配状况，它们是连续变量。借鉴白云霞等（2016）、钟凯等（2016）的思路，本文利用财务报表数据，定义一组表示企业是否采用期限错配策略的虚拟变量作为稳健性检验。首先，本文定义虚拟变量 MM_LTD ，公司当期短期贷款增量大于流动资产的增量，同时当期存在资本支出且大于长期贷款增量，此时 MM_LTD 取 1，否则 MM_LTD 等于 0；进一步，本文将负债资金来源不仅仅限于银行信贷，定义虚拟变量 MM_NCL ，公司当期流动负债增量大于流动资产的增量，同时当期存在资本支出且大于非流动负债的增量，此时 MM_NCL 取 1，否则 MM_NCL 等于 0；最后，本文将企业融资来源扩展到所有资金来源，定义虚拟变量 MM_ALL ，公司当期流动负债增量大于流动资产的增量，同时当期存在资本支出且资本支出 > (非流动负债的增量 + 新增股权融资 + 经营活动现金净流量 + 出售长投资资产获得的现金)，

此时 MM_ALL 取 1，否则 MM_ALL 等于 0。表 4-9 报告了相关结果，可以发现无论是无风险信用利差（第（1）-（3）列还是基于 Nelson-Siege 模型的信用利差（第（4）-（6）列），三个虚拟变量均在 1%水平上显著为正，同前文的结果相一致。

表 4-9 期限错配的替代性变量

变量表	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	CS	CS	CS	CS_ns	CS_ns	CS_ns
MM_LTD	0.147*** (0.056)			0.097*** (0.035)		
MM_NCL		0.159*** (0.057)			0.022*** (0.002)	
MM_ALL			0.095*** (0.035)			0.019*** (0.002)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	2812	2812	2812	2812	2812	2812
Pseudo R2/ R2	0.382	0.381	0.381	0.572	0.568	0.581

注：*** 表示在 1%水平上显著；**表示在 5%水平上显著；*表示在 10%水平上显著。

第 5 章 公司投融资期限错配与基金信用债投资

5.1 引言

中国经济和资本市场的快速发展，特别是我国居民个人财富的快速积累，给我国证券投资基金发展提供了丰厚的沃土。在监管层积极推进机构投资者战略引领下，我国证券投资基金行业获得了跨越式发展。

证券投资基金作为我国资本市场上重要的机构投资者，其运作和所扮演的重要作用日益受到学界的关注。现有研究主要从基金管理者角度，例如基金经理的个人特征（DeVault and Sias, 2016）、基金投资的地域性偏好（Pool et al., 2012）、基金管理者的社会关系（Pool et al., 2015）、资本市场制度对管理者的约束（Jiang et al., 2007）等；从发债企业角度，例如发债企业的媒体环境（Fang et al., 2014）、发债主体的信用评级（Ziebart and Reiter, 1992）、发债企业的信息透明度（Yu, 2005）、发债企业的公司治理与股权结构（Anderson et al., 2003）等；以及从外部宏观角度（Longstaff and Schwartz, 1995）研究债券信用利差的影响因素。但尚无文献深入讨论期限错配策略这种财务行为对公司债券信用利差的影响。结合我国企业普遍存在着投融资期限错配的现象以及我国金融制度特征，本章试图在这一方面做出有益的探索，具体地，本章考察公司期限错配策略是否会对基金的债券投资行为产生影响？以及这种影响受到哪些因素的作用与调节？

5.2 基本假设

从前文的分析来看，公司期限错配行为尽管在短期内帮助企业捕捉到投资机会，提高了企业的投资水平，但从长期来看提高了公司的财务风险。对于基金组合而言，发债主体企业的财务风险是基金组合管理者考虑是否对其发行的信用债进行投资的重要因素，因此，

当发债公司采用激进的期限错配财务策略时，基金管理者会降低对这类公司信用债的投资规模。其次，企业期限错配策略给企业现金流带来较大的不确定性、会增加企业投资和财务风险，这会降低基金对这类企业发行债券的投资偏好，从而导致基金减少对该类企业债券的持有。再者，期限错配行为是个较为复杂的财务操作策略，通常会导致企业财务报告呈现复杂性，并且降低公司财务报告的自愿性信息披露，这导致企业与企业债券投资者之间的信息不对称明显升高。而基金管理者在选择基金投资资产时，倾向选择信息不对称程度比较低公司。据此我们提出本章的第 1 个假设：

假说 5-1: 公司投融资期限错配行为导致基金组合降低对其发行信用债的投资规模，在基金组合中减持其信用债。

随着我国基金业逐步向外资开放，并且开放的程度越来越大，外资进入我国基金业的程度也越来越广泛。由于我国基金业开放时存在投资限额以及更快地适应我国本地市场，外资进入我国基金管理业主要选择合资的形式，一批中外合资的基金管理公司成为我国基金业的重要力量。截止到 2020 年，我国基金业市场上共有 101 家基金管理公司，其中有 45 家中外合资基金管理公司。考虑到中外合资基金管理公司在投资行为、风险控制和经营稳健性上同纯内资基金管理公司存在显著性差异，特别是中外合资基金管理公司在风险控制上具备更丰富的技术与经验，对风险的感知和控制能力更为敏感和更为重视。一个直观的证据是，约半数的中外合资基金管理公司会遵守西方基金业管制规定发布运营和风险控制报告，显示出合资基金公司风险控制能力更强，治理水平更高。一些学者的研究也发现，合资基金公司发行的基金组合的收益相对更好，波动率也相对更低，更容易吸收投资者资金（辛宇和芮萌，2008；江萍等，2011）。发债企业的投融资期限错配行为相对是个隐蔽的策略，

在各个企业中存在显著性差异，导致投资者对该行为引发风险的感知存在要求。我们预期，由于中外合资基金管理公司具备更强的风险感知和控制能力，会更有可能出于风险规避的角度减少期限错配企业发行信用债的投资和减持行为。据此，本章提出如下假说 5-2：

假说 5-2：相对于纯内资基金管理公司管理的基金，中外合资基金管理公司管理的基金更有可能减少期限错配公司发行的信用债的投资水平。

5.3 研究设计

5.3.1 样本选取与数据来源

在我国，开放式基金需要在季报中披露基金投资前十名的债券明细，而在半年报和年报中则需要披露所有基金投资债券明细。另外，由于期限错配行为对企业的影响具有一定的时滞性，因此统一使用年度基金持股数据作为样本观测。

本章选择 2006-2018 年我国开放式基金为研究样本。样本起始点选择在 2006 年，这是因为 2006 年之前我国开放式基金数量比较少，相应的信息披露不够完善导致数据遗漏比较严重。同时，考虑到本章主要研究开放式基金对上市公司债券投资如何受到上市公司期限错配行为的影响，而 QDII 基金的投资标的主要集中于海外资本市场的资产，因此研究样本不包括此类基金。此外，由于本章的研究样本是基金-年度-上市公司债券层面的观测，我们也删除相关发债上市公司层面的数据存在缺失的样本。这样，我们获得 473789 个基金-年度-上市公司发债的样本观测值，以及 513625 个基金调仓样本观测值。其中，样本涉及 2025 只基金和对应 757 家上市公司信用债，调仓样本中涉及 1291 只基金和 582 只上市公司信用债。本章使用的开放式基金持股数据和基金管理公司层面特征来自 Wind 数据库，基金经理个人特征和基金持有信用债发行的上市公司财务数据来自 CSMAR 数据库。

5.3.2 变量定义

（一）基金投资行为 (*Holding/Reduction*)

为了考察基金管理者对上市公司信用债的投资如何受到上市公司期限错配行为的影响，本章试图分别从基金投资组合 (*Holding*) 和基金持仓调整 (*Reduction*) 两个维度描述基金管理者对上市公司的信用债投资规模和增加或减持策略。具体地，变量 *Holding* 为具体某一只基金对一家上市公司信用债的持有比重，等于一只基金当年持有的一家上市公司信用债的市值与基金当年末净资产的占比；变量 *Reduction* 为一个虚拟变量，即当某一只基金对于一家上市公司信用债持有比重小于上年年末在基金净资产的持有比重取值为 1，表明该只基金对这家上市公司信用债实施了减持策略，相反则取 0，表明该只基金对这家上市公司信用债实施了保留或增持策略。

（二）期限错配 (*Mis_la/Mis_mm*)

同第四章一致。

（三）基金管理公司股权结构 (*JV*)

长期以来，我国基金管理行业对外资开放呈现逐步放开，并且为了适应中国本土基金管理市场的特殊性，外资参与我国基金管理公司大都采用合资的形式。与此同时，考虑到基金管理公司的股权性质和结构会显著影响其所管理基金的投资行为和偏好，我们定义一个虚拟变量 *JV* ，如果基金管理公司为外资参股合资公司取值 1，如果基金管理公司为纯内资公司取值为 0。

（四）发债上市公司的产权性质 (*SOE*)

大量的文献研究表明，中国国有企业和民营企业在治理模式和财务行为上呈现比较明显的差异性，特别是国有企业和民营企业面临的融资约束和投资行为存在显著差异，导致他们采用期限错配的程度不同，期限错配行为给企业带来的财务风险也不同。据此，我们定义一个虚拟变量 *SOE*，当发债上市公司最终控制人是国有法人时取值为 1，当发债上市公司最终控制人是民营法人或者私人个人时取值 0。

（五）控制变量

借鉴已有研究基金投资行为的文献，我们控制了其他影响基金投资行为的因素，主要由基金本身，基金管理公司层面，基金管理者个人特征层面和基金持债上市公司层面。具体地，基金本身方面我们控制收益波动率 (*Volatility*)、管理费率 (*Fee_ratio*)、基金规模 (*Fund_size*) 以及存续时间 (*Fund_age*) 四个特征，其中 *Volatility* 用基金收益的标准差，*Fee_ratio* 用基金前段和后端收取管理费率之和，*Fund_size* 为该基金总份额的自然对数，*Fund_age* 用样本时间点减去基金成立日之差；基金管理公司层面选取基金公司规模 (*Firm_size*) 和基金公司是否为中外合资公司 (*JV*) 进行控制，其中 *Ffirm_size* 取值基金管理公司总资产的自然对数，*JV* 为前文定义的虚拟变量；基金经理个人特征层面，我们选取当前该基金经理在该基金中任职时长 (*Tenure*)、基金经理的从业年限 (*Career*)、基金经理是否为硕士以上学历 (*Education*) 以及基金经理性别 (*Gender*) 四个特征，其中 *Tenure* 为样本时间减去其在该基金上任时间，*Career* 取值样本时间减去其开始在基金行业协会注册的时间，*Education* 为虚拟变量，若该基金经理拥有硕士及以上学历时取 1 否则取 0，*Gender* 为虚拟变量，若基金经理为男性则取为 1 女性时取 0；基金持债上市公司层面我们选取企业规模 (*Firm_size*)、净资产收益率 (*ROE*)、资产负债率 (*LEV*)、经营现金

流(*CFO*)、成长性(*growth*)以及上市公司债券收益(*Return*)几个关键因素,其中 *Firm_size* 为发债上市公司当年营业收入的自然对数, *ROE* 等于净利润与净资产之比, *LEV* 等于公司总负债与总资产之比, *CFO* 等于公司当年经营活动产生的现金净流量与期末总资产的比值, *growth* 等于公司期末总市值与期末总资产的比值, *Return* 等于上市公司信用债的年度收益率。此外,我们还加入了表示基金类型和时间的虚拟变量,用于控制基金类型和时间的固定效应。

5.3.3 模型设定

借鉴 Cohen 等(2008)的做法,我们基于基金-年度-上市公司债券的样本观测构造如下回归模型:

$$\begin{aligned} \text{Holding} = & \beta_0 + \beta_1 \text{Mis_la/Mis_mm} + \beta_2 \text{Volatility} + \beta_3 \text{Fee_ratio} + \beta_4 \text{Fund_size} + \\ & \beta_5 \text{Fund_age} + \beta_6 \text{Firm_size} + \beta_7 \text{Tenure} + \beta_8 \text{Career} + \beta_9 \text{Education} + \beta_{10} \text{Gender} \\ & + \beta_{11} \text{ROE} + \beta_{12} \text{LEV} + \beta_{13} \text{CFO} + \beta_{14} \text{MTB} + \beta_{15} \text{Return} + \sum \text{Fund Type} + \sum \text{YEAR} + \varepsilon \quad (5-1) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Prob}(\text{Reduction}=1) = & \beta_0 + \beta_1 \text{Mis_la/Mis_mm} + \beta_2 \text{Volatility} + \beta_3 \text{Fee_ratio} + \\ & \beta_4 \text{Fund_size} + \beta_5 \text{Fund_age} + \beta_6 \text{Firm_size} + \beta_7 \text{Tenure} + \beta_8 \text{Career} + \beta_9 \text{Education} \\ & + \beta_{10} \text{Gender} + \beta_{11} \text{ROE} + \beta_{12} \text{LEV} + \beta_{13} \text{CFO} + \beta_{14} \text{MTB} + \beta_{15} \text{Return} + \sum \text{Fund} \\ & \text{Type} + \sum \text{YEAR} + \varepsilon \end{aligned}$$

(5-2)

模型的核心解释变量为发债上市公司期限错配程度,包括 *Mis_la* 和 *Mis_mm*。模型采用聚类 OLS 方法进行回归。

5.4 实证结果

5.4.1 描述性统计

为避免研究结果受到极端值的影响，我们对所有连续变量进行上下 1%的 Winsorize 处理，表 5-1 报告了主要变量的描述性统计。可以发现，期限错配程度 *Mis_la* 均值为-0.66，中位数为-0.11，标准差为 1.965，而 *Mis_mm* 均值为 0.99，中位数为 0.881，说明中国上市公司投融资期限匹配程度普遍较低，普遍存在着用短期资金支持长期投资的期限错配现象，较高的标准差也说明期限错配现象在上市公司之间存在较大的差异性，这为我们后续研究不同期限错配程度公司其信用债被证券投资基金投资的差异性提供了有利条件。 *Holding* 的均值和中位数分别为 1.207 和 0.441，说明在样本观测期间内证券投资基金投资组合中对上市公司信用债配置的平均强度为基金净资产的 1.21%，较大的标准差说明证券投资基金对上市公司信用债的持有存在显著差异性，最大持债比重达到 9.18%，最小持债比重为 0.01%；*Reduction* 的均值为 0.612，表明在样本期内，有 61.2%的基金对其持有的上市公司信用债相对于上年年末进行了减持投资，说明证券投资基金对上市公司信用债的投资行为有比较大的动态调整。

表 5-1 主要变量的描述性统计

变量	均值	中值	最小值	最大值	标准差
<i> Holding(%)</i>	1.207	1.441	0.000	9.172	2.651
<i> Reduction</i>	0.612	1.000	0.000	1.000	0.500
<i> Mis la</i>	-0.660	-8.072	-0.113	0.769	1.965
<i> Mis mm</i>	0.989	0.091	0.881	3.631	0.644
<i> JV</i>	0.507	1.000	0.000	1.000	0.500
<i> SOE</i>	0.504	1.000	0.000	1.000	0.500
<i> ReguInd</i>	0.325	0.000	0.000	1.000	0.468
<i> Volatility</i>	0.015	0.013	0.000	0.032	0.007
<i> Fee_ratio(%)</i>	1.203	1.500	0.500	1.500	0.399
<i> Fund_size</i>	20.610	20.843	14.380	23.990	1.895
<i> Fund_age</i>	3.490	3.000	0.000	14.000	2.930
<i> Firm_size</i>	24.700	24.817	19.670	26.820	1.247
<i> Tenure</i>	2.540	1.962	0.099	9.537	2.048
<i> Career</i>	5.331	5.150	0.433	12.170	2.909
<i> Education</i>	0.964	1.000	0.000	1.000	0.186
<i> Gender</i>	0.882	1.000	0.000	1.000	0.322
<i> ROE</i>	0.131	0.125	-0.648	0.616	0.112
<i> LEV</i>	0.488	0.490	0.051	0.940	0.225
<i> CFO</i>	0.061	0.057	-0.204	0.344	0.080
<i> MTB</i>	4.146	3.119	0.730	27.210	3.527
<i> Return</i>	0.379	0.185	-0.730	3.540	0.788

5.4.2 基准结果分析

(一) 单变量检验

表 5-2 报告了本章假说单变量检验的结果。Panel A 以 *Mis_la* 来衡量企业期限错配程度。对于投资组合而言，基金对于期限错配程度较高上市公司的平均持有期债券的比重为 0.964，而对于期限错配程度较低的公司，该数值为 0.998，且两者的差异在 1%的水平上显著，说明上市公司期限错配行为会降低基金对上市公司的债券投资规模。而且，从基金持仓调整上来看，相对于期限错配程度低的公司，基金对期限错配程度高上市公司的债券减持的可能性更大。这一结果初步验证了本章的研究假说 1。另外，Panel B 以 *Mis_mm* 作为期限错配的度量，也得到了相似的结果，即上市公司期限错配行为降低证券投资基金对其发行信用债的投资规模，并在上市公司实施期限错配时更有可能对其进行减持。

表 5-2 单变量检验的结果

Panel A:期限错配 (<i>Mis_la</i>)				
变量	期限错配高组	期限错配低组	差异值	P 值
Holding (%)	0.964	0.998	-0.034***	0.000
Reduction (%)	0.507	0.505	0.002	0.144
Panel B:期限错配 (<i>Mis_mm</i>)				
变量	期限错配高组	期限错配低组	差异值	P 值
Holding (%)	0.968	0.996	-0.028***	0.000
Reduction (%)	0.515	0.503	0.012***	0.000

注：*** 表示在 1%水平上显著；**表示在 5%水平上显著；*表示在 10%水平上显著。

（二）多元回归检验

表 5-3 报告了基准回归模型 (5-1) 和 (5-2) 的结果。其中, 前两列检验了上市公司期限错配行为与证券投资基金持有该公司信用债比重的关系。不难发现, *Mis_la* 的回归系数为 -0.142, 在 1% 的水平上显著, 说明上市公司期限错配行为显著降低证券投资基金对其信用债的持有规模, 总体而言相对于期限错配较低的上市公司, 证券投资基金对期限错配较高上市公司信用债的投资持有量会平均低 0.14%。第 (2) 列为 *Mis_mm* 度量期限错配的结果, 其中显示, *Mis_mm* 的系数同样在 1% 水平上显著为负, 同样证实了上市公司采取的期限错配财务策略显著降低了证券投资基金对上市公司发行的信用债的持有。

表 5-3 后两列报告了证券投资基金持有信用债投资调整的结果。回归结果显示, *Mis_la* 和 *Mis_mm* 均在 1% 显著为正, 其中 *Mis_la* 的回归系数为 0.024, *Mis_mm* 的回归系数为 0.032。这表明, 上市公司采用期限错配的财务策略后, 证券投资基金能够识别出该种行为, 并认为该行为对发行的信用债信用利差有较大的负面影响, 从而更可能对该公司发行的信用债进行减持。总体而言, 相对于期限错配程度较低的上市公司, 证券投资基金对期限错配程度较高上市公司信用债减持的可能性增加 9%。上述结果证实了本章假说 5-1, 即由于投融资期限错配行为显著地提高了上市公司的财务风险, 从而大大提高了信用债的信用利差, 证券投资基金出于规避风险和优化证券投资组合的考量, 从而减少该上市公司信用债的投资量。

表 5-3 期限错配与基金信用债投资的回归结果

变量名	基金投资组合(Holding)		基金持仓调整(Reduction)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Mis_la</i>	-0.142*** (0.005)		0.024*** (0.005)	
<i>Mis_mm</i>		-0.014*** (0.005)		0.032*** (0.006)
控制变量	控制	控制	控制	控制
基金类型	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制
Obs.	473789	473789	513625	513625
AdjR-sq	0.143	0.143		
PseudoR-sq			0.021	0.021

注：*** 表示在 1%水平上显著；**表示在 5%水平上显著；*表示在 10%水平上显著。

(三) 基金管理公司股权结构

考虑到基金公司的股权性质和结构会显著影响证券投资基金的投资偏好与投资行为，我们在上述基准回归模型的基础上加入基金股权结构与期限错配程度的交叉项，考察不同类型的基金公司其证券投资组合在配置期限错配上市公司信用债时是否存在不同。具体地，我们考察当基金管理公司是中外合资的公司时，基金在配置期限错配上市公司信用债是否显著异于纯内资基金管理公司。

表 5-4 前两列的回归结果显示，*Mis_la*JV* 和 *Mis_mm*JV* 的系数分别在 1%和 10%水平上显著为负，这说明中外合资基金管理公司旗下的证券投资基金更不愿意持有期限错配上市公司发行的信用债；同样地，在第 (3) 和 (4) 列报告的基金持仓调整的回归结果

中,也可以发现交叉项 Mis_la*JV 和 Mis_mm*JV 的估计系数均在 10%水平上显著为正,说明相对于纯内资基金公司,中外合资背景的基金公司旗下的证券投资基金更可能因上市公司采用期限错配策略而减少持有该公司发行的信用债。

表 5-4 期限错配、基金管理公司股权结构和基金信用债投资

变量名	基金投资组合(Holding)		基金持仓调整(Reduction)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Mis_la	-0.024*** (0.006)		0.018** (0.008)	
Mis_mm		-0.003 (0.008)		0.007 (0.006)
JV	-0.059 (0.040)	-0.064* (0.039)	-0.006 (0.014)	-0.004 (0.013)
Mis_la*JV	-0.030*** (0.009)		0.024* (0.013)	
Mis_mm*JV		-0.021* (0.012)		0.018* (0.010)
控制变量	控制	控制	控制	控制
基金类型	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制
Obs.	473789	473789	513625	513625
Adj.R-sq	0.145	0.147		
PseudoR-sq			0.022	0.027

注: *** 表示在 1%水平上显著; **表示在 5%水平上显著; *表示在 10%水平上显著。

5.4.3 异质性分析

(一) 基金持股的上市公司产权性质

在我国制度环境下，国有企业和民营企业在面临的金融环境和投资决策上有着明显的差异，这导致他们采用期限错配策略的可能性和程度也相应不同，因此期限错配行为相应给企业带来的财务风险也不尽相同。在我国金融市场上，国有企业更有可能从金融市场上获得融资，甚至更有可能被默许将短期资金用于期限较长的投资，这导致国有企业更有便利性采用期限错配的策略。加之，国有企业采用期限错配策略引发企业财务困境时，国有企业更有可能从金融市场上获得融资的展期或进一步融资，从而导致期限错配导致的流动性风险相对较低。相反，民营企业在信贷市场上往往面临较多的歧视，其获得长期银行贷款条件更为苛刻，民营企业为便捷地捕捉投资机会更有可能利用较容易获得的短期借款进行投资，从而表现为更为严重的期限错配问题。当企业面临较高财务压力时，银行出于自身利益通常选择“抽贷”而不是同企业一道解决财务困境，因此民营企业采用激进的期限错配策略时面临的再融资风险也相对较高，而民营企业为了继续获得稳定的短期银行借款进行盈余管理动机也有可能增加。

据此，我们在基准回归模型中加入发债主体的产权性质上和发债主体的期限错配程度的交叉项，相关回归结果列示在表 5-5 中。第（1）列和第（2）列的被解释变量是基金组合中期限错配上市公司信用债持有占比，主要解释变量为交叉项 $Mis_la*Private$ 和 $Mis_mm*Private$ ，其回归系数均显著为负，说明当发债上市公司是民营企业时，证券投资基金持有该公司信用债占比更低；同样地，第（3）列和第（4）列的被解释变量是证券投资基金减持期限错配上市公司信用债的规模，主要解释变量为 $Mis_la*Private$ 和 $Mis_mm*Private$ ，其回归系数均在 1%的水平显著为正，说明当发债主体是民营企业时，证券投资基金组合管理者更有可能减持期限错配上市公司信用债的投资。

表 5-5 期限错配、产权性质和基金信用债投资

变量名	基金投资组合(Holding)		基金持仓调整(Reduction)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Mis_la</i>	-0.016** (0.006)		0.007 (0.006)	
<i>Mis_mm</i>		-0.013* (0.007)		0.006 (0.007)
<i>Privates</i>	-0.022** (0.010)	-0.020** (0.010)	0.027*** (0.005)	0.028*** (0.005)
<i>Mis_la*Private</i>	-0.016* (0.008)		0.045*** (0.009)	
<i>Mis_mm*Private</i>		-0.027*** (0.009)		0.047*** (0.010)
控制变量	控制	控制	控制	控制
基金类型	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制
<i>Obs.</i>	473789	473789	513625	513625
<i>Adj.R-sq</i>	0.148	0.148		
<i>PseudoR-sq</i>			0.022	0.022

注：*** 表示在 1%水平上显著；**表示在 5%水平上显著；*表示在 10%水平上显著。

(二) 货币政策

期限错配对公司长期股价的负面影响主要受公司利益相关者对待该策略态度的影响，特别是对公司流动性风险的担忧。宏观货币政策的变化会对企业的融资环境和风险敏感度造成巨大的影响，改变利益相关者对期限错配企业的态度和投入。长期以来，中国的货币政策并非着眼于长期的基本面，而很大程度上根据短期的经济表现“相机决策”，波动较大

(范从来等, 2012)。由于缺乏对货币政策的稳定预期, 银行对信贷的投放更短期化, 对政策的波动也更敏感。这导致中国企业从银行系统获得融资的难易度很大程度上受货币政策的影响。期限错配给企业带来的主要风险是再融资产生的流动性风险, 在货币政策紧缩时, 由于可贷资金减少、利率水平上升, 提高了企业的融资难度和成本(叶康涛和祝继高, 2009), 期限错配引发的流动性风险更容易凸显。相反在美国, 货币政策的主要目标在于稳定物价和维持经济自然增长率, 其货币政策在很多情况下展现出一种“逆经济周期”的特征以“烫平”经济波动 (Ireland, 1996)。在这种货币政策体系下, 紧缩的货币政策主要用来应对经济过热状况, 往往是经济上行时期。对于企业而言, 紧缩的货币政策下, 利率, 特别是长期利率更高 (Tzavalis and Wickens, 1997), 长短期借款利差加大, 因此期限错配策略的成本优势更显现。在经济上行时期短期债务的治理效应更为明显, 因为在这种情况下债权人往往更有积极性通过加强对企业的监督来确保资金的安全性, 而不是简单地采取“抽贷”或“惜贷”的方式。

我们模型中纳入货币政策紧缩宽松程度和投融资期限错配交叉项, 相关回归结果在表 5-6 中列示。本文参照范从来等(2012)的方法, 以广义货币 M_2 为基础的 MP 指数($MP=M_2$ 增长率-GDP 增长率-CPI 增长率)衡量货币政策的松紧程度。这种估算方法的内在逻辑是, M_2 增长率反映了货币供给, 而名义 GDP 增长率反映了经济发展所需要的货币。两者之差越大, 货币供给越大于需求, 货币市场越宽松, 反之亦然。我们将样本期内中货币政策 MP 指数依中位数分组构建虚拟变量 *Tight*, MP 指数低于中位数的年度 *Tight* 为 1, 否则为 0。表 5-6 报告了相关回归结果。在第 (1) 和 (2) 列中, $Mis_la*Tight$ 和 $Mis_mm*Tight$ 的回归系数显著为负, 这说明当货币政策紧缩时, 基金组合管理者更有可能为避免期限错

配给发债主体带来的财务风险而降低对该主体发行信用债的配置；同样地，在第（3）列和第（4）列中， $Mis_la*Tight$ 和 $Mis_mm*Tight$ 的回归系数显著为正，说明当货币政策紧缩时，基金组合管理者更有可能加大期限错配上市公司信用债的减持幅度。

表 5-6 期限错配、货币政策和基金信用债投资

变量名	基金投资组合(Holding)		基金持仓调整(Reduction)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Mis_la	-0.031*** (0.005)		0.022*** (0.004)	
Mis_mm		0.007 (0.005)		0.010* (0.006)
$Tight$	-0.099*** (0.010)	-0.081*** (0.010)	0.002 (0.005)	-0.005 (0.006)
$Mis_la*Tight$	-0.036*** (0.007)		0.057*** (0.008)	
$Mis_mm*Tight$		-0.074*** (0.008)		0.057*** (0.008)
控制变量	控制	控制	控制	控制
基金类型	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制
<i>Obs.</i>	473789	473789	513625	513625
<i>Adj.R-sq</i>	0.144	0.144		
<i>PseudoR-sq</i>			0.021	0.021

注：*** 表示在 1%水平上显著；**表示在 5%水平上显著；*表示在 10%水平上显著。

5.4.4 进一步讨论：基金配置的经济后果

上文我们从持有水平和减持调仓两个角度，发现证券投资基金因上市公司采取期限错配的财务策略而担心其引发财务风险从而减少该公司信用债的投资。那么，一个直观问题是，当证券投资基金在投资组合采用上述投资配置策略时，其是否给基金组合的业绩带来影响。接下来，我们从基金业绩、基金波动率、基金流量三个角度研究上述基金配置策略对基金业绩的影响。

（一）基金业绩

公司采用激进的期限错配财务策略，显著增加了企业陷入财务困境的概率，提高了企业面临的财务风险，给企业经营产生巨大的负面影响，而大量的研究表明公司财务风险是证券投资基金是否持有其信用债资产的重要因素。由于期限错配策略对上市公司财务产生不利影响，因此，如果证券投资基金较少持有期限错配较高上市公司信用债并对这类上市公司信用债进行减持，这种减持强度越大，从一个侧面反映出证券投资基金的投资组合获得优化，也反映了该类基金较好的资金配置能力。如果证券投资基金进行了此种操作，那么相对于投资组合中较多投资期限错配严重上市公司信用债的基金来说更可能获得超额收益。

为了捕捉基金信用债配置策略，我们延续上文的识别思路，用证券投资基金对期限错配高上市公司信用债持有比重，以及对期限错配上市公司信用债减持比例度量基金投资行为。具体地，我们设置变量 *Mis_Sum* 等于证券投资基金持有期限错配上市公司信用债占投资组合净资产的比重，即第 *t* 年证券投资基金投资组合中对所有期限错配公司信用债持有额年末市值之和除以基金投资组合净资产。由于本文使用了 *Mis_la* 和 *Mis_mm* 两种

度量期限错配的方法，我们分别用 *Misla_Sum* 和 *Mismm_Sum* 来表示上述方法下的期限错配上市公司信用债持债占比。

同样地，我们设置变量 *Mis_Ratio*，度量证券投资基金对期限错配严重公司信用债的减持比例，等于本年基金投资组合中持有期限错配上市公司信用债占比减去上年末基金投资组合持有期限错配上市公司信用债占比，再除以上年末基金投资组合持有期限错配上市公司信用债占比。*Mis_Ratio* 值越大，证券投资基金对期限错配严重上市公司信用债的减持幅度越大。由于本文使用了 *Mis_la* 和 *Mis_mm* 两种度量上市公司期限错配的方法，我们分别用 *Misla_Ratio* 和 *Mismm_Ratio* 表示由 *Mis_la* 和 *Mis_mm* 度量期限错配度量下的上述减持比例。

已有研究表明单从绝对收益率角度衡量证券投资基金业绩存在失真偏差的可能性，需要在考虑绝对收益率的基础上同时考虑风险，借鉴已有文献的作法我们使用夏普指数作为证券投资基金业绩的度量方式。具体地，基金业绩变量 *Return* 等于当年基金组合收益率的均值减去无风险收益率（用同期国债收益率衡量），再除以当年基金组合收益率的标准差投资组合收益率的标准差。不难发现 *Return* 越大，基金组合经风险调整的超额收益率越大。

表 5-7 报告了相关回归结果。第（1）列和第（2）列是证券投资基金组合中期限错配上市公司信用债持有占比与基金组合业绩关系的检验结果。可以发现 *Misla_Sum* 和 *Mismm_Sum* 的回归估计系数均在 1%水平上显著为负，说明基金投资组合中持有期限错配上市公司信用债占比越小，基金组合经风险调整之后的超额收益越高。同样地，第（3）列和第（4）列是证券投资基金组合中对期限错配上市公司信用债减持比例与基金组合业绩的检验结果，结果显示解释变量 *Misla_Ratio* 和 *Mismm_Ratio* 的系数均在 1%水平上显著

为正，说明基金投资组合中减持期限错配上市公司信用债幅度越大，基金组合经风险调整之后的超额收益越高。这些结果表明，基金组合如果能够识别发债主体期限错配行为所蕴含的财务风险，积极主动地在基金组合中减少持有甚至剔除该发债主体发行的信用债，能够较好地优化基金组合的投资标的从而提高基金组合的业绩表现。

表 5-7 基金信用债投资与基金业绩

变量名	<i>Return</i>	<i>Return</i>	<i>Return</i>	<i>Return</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Misla_Sum</i>	-0.011*** (0.001)			
<i>Mismm_Sum</i>		-0.010*** (0.001)		
<i>Misla_Ratio</i>			0.009*** (0.003)	
<i>Mismm_Ratio</i>				0.014*** (0.004)
控制变量	控制	控制	控制	控制
基金类型	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制
<i>Obs.</i>	2025	2025	2025	2025
<i>Adj.R-sq</i>	0.740	0.738	0.779	0.785

注：*** 表示在 1%水平上显著；**表示在 5%水平上显著；*表示在 10%水平上显著。

(二) 基金波动率

大量的既有研究也证明了公司财务的不稳定显著增加企业股票和债券等证券资产的波动率，基金组合对这类主体证券资产的配置和持有加剧基金组合的收益波动率。我们预期，

企业投融资期限错配行为的风险加剧了企业的财务风险，相应地投资期限错配上市公司的信用债也将引发基金组合收益波动。借鉴已有文献的相关研究，我们设置变量 *Volatility*，定义为基金组合日收益率的标准差，用来度量证券投资基金的收益波动率。

将 *Volatility* 作为被解释变量，表 5-8 报告了相关回归结果。第（1）列和第（2）列是证券投资基金组合中期限错配上市公司信用债持有占比与基金组合收益波动率关系的检验结果。可以发现 *Misla_Sum* 和 *Misimm_Sum* 的回归估计系数均在 1%水平上显著为正，说明基金投资组合中持有期限错配上市公司信用债占比越大，基金组合收益率波动率越大。同样地，第（3）列和第（4）列是证券投资基金组合中对期限错配上市公司信用债减持比例与基金组合收益率波动率之间关系的检验结果，结果显示解释变量 *Misla_Ratio* 和 *Misimm_Ratio* 的系数均在 1%水平上显著为负，说明基金投资组合中减持期限错配上市公司信用债幅度越大，基金组合收益率的波动幅度越小。这些实证结果表明，更低水平期限错配上市公司信用债持有水平和更大幅度减持，能够显著降低基金组合的收益波动率。

表 5-8 基金信用债投资与基金收益波动性

变量名	<i>Volatility</i>	<i>Volatility</i>	<i>Volatility</i>	<i>Volatility</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Misla_Sum</i>	0.010*** (0.001)			
<i>Mismm_Sum</i>		0.006*** (0.001)		
<i>Misla_Ratio</i>			-0.006*** (0.001)	
<i>Mismm_Ratio</i>				-0.008*** (0.002)
控制变量	控制	控制	控制	控制
基金类型	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制
<i>Obs.</i>	2025	2025	2025	2025
<i>Adj.R-sq</i>	0.862	0.854	0.850	0.856

注：*** 表示在 1%水平上显著；**表示在 5%水平上显著；*表示在 10%水平上显著。

（三）基金流量

前文我们发现基金组合配置期限错配上市公司信用债的持有水平较低，并积极减持该类信用债时，这种投资策略一方面能提高基金组合的超额收益水平，另一方面降低了基金组合的收益率波动率。那么，一个直观的问题是，这种优化的基金组合配置信用债投资策略是不是能够吸引基金组合投资资金流入。证券投资基金的流量是指基金组合在一定时期内基金投资者资金的进出流动情况，是基金组合投资者对基金的申购赎回行为的一种表现形式，它反映了基金投资者对基金组合的投资偏好。已有研究表明，基金投资者总体上倾

向申购赢家的基金组合而赎回输家基金组合，总而而言基金组合的流量与基金组合的收益率和波动率相关。

为此，我们设置变量 *Flow* 度量基金组合的流量，等于当年某一只基金的基金投资者申购额减去基金投资者的赎回额，再除以该基金上年年末净资产。变量 *Flow* 的值越大，说明基金投资者净的申购比率越大，基金组合的投资者基金净流入越多，显示该基金组合更受到了基金投资者的欢迎。

我们将 *Flow* 作为被解释变量，检验基金组合对期限错配上市公司信用债的投资偏好与基金组合吸引基金投资者资金流量的关系，相关回归结果列示在表 5-9 中。在第（1）列和第（2）列期限错配上市公司信用债持有水平作为核心解释变量的回归中，不论期限错配使用 *Mis_la* 还是使用 *Mis_mm* 度量，*Misla_Sum* 和 *Mismm_Sum* 的回归系数显著为负，说明基金组合持有期限错配上市公司信用债占比越高，基金组合越有可能导致基金投资者的投资资金流出。同样地，在第（3）和第（4）列期限错配上市公司信用债减持作为核心解释变量，*Misla_Ratio* 和 *Mismm_Ratio* 的回归系数显著为正，说明基金组合减少配置期限错配上市公司信用债资产，能够吸引更多基金投资者投资资金的流入。总体而言，上述结果说明基金组合管理者在配置资产时考虑到信用债发债主体的期限错配行为对相关资产收益的影响能够吸引更多基金投资者资金流入。

表 5-9 基金信用债投资与基金流量

变量名	<i>Flow</i>	<i>Flow</i>	<i>Flow</i>	<i>Flow</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Misla_Sum</i>	-0.013*** (0.004)			
<i>Misimm_Sum</i>		-0.007** (0.003)		
<i>Misla_Ratio</i>			0.033*** (0.010)	
<i>Misimm_Ratio</i>				0.026** (0.011)
控制变量	控制	控制	控制	控制
基金类型	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制
<i>Obs.</i>	2025	2025	2025	2025
<i>Adj.R-sq</i>	0.204	0.205	0.223	0.221

注：*** 表示在 1%水平上显著；**表示在 5%水平上显著；*表示在 10%水平上显著。

(四) 基金投资者类型

上述研究表明，基金组合注意到上市公司期限错配行为引发财务风险从而影响其相关发行的债券的收益情况，从而相应改变资产配置方式，并引发基金投资者的资金流入和偏好。考虑到，我国基金组合的投资者有个人投资者和机构投资者组成，他们的投资风格和偏好存在显著性差异。在美国，证券投资基金的主要投资者是个人，较少存在嵌套基金投资，相反我国证券投资基金的机构投资者和个人投资者各占半壁江山。一个更深入的问题是，证券投资基金相应减少期限错配上市公司信用债持有量从而引发基金投资者资金流入

是由哪类投资者所驱动？机构投资者和个人投资者是否存在显著性差异？接下来，我们在上述回归的基础上进一步将基金组合投资者资金流量区分为机构投资者和个人投资者的基金流量。

我们设置个人投资者净申购率 *Ind_flow* 和机构投资者净申购率 *Ins_flow* 两个变量，并作为被解释变量进行回归，相关回归结果分别列示在表 5-10 和 5-11 中。表 5-10 报告了个人投资者和机构投资者对基金持有期限错配上市公司信用债占比与基金投资者基金流量关系的影响。第（1）列和第（3）列的被解释变量为基金组合个人投资者的资金流量，无论是哪种期限错配度量方式，基金组合持有期限错配上市公司信用债占比对基金流量没有显著影响；相反，第（2）列和第（4）列的被解释变量为基金组合机构投资者的资金流量，两种期限错配度量方式下，基金组合持有期限错配上市公司信用债占比显著降低了基金净流入量。这反映了，个人投资者比较多地关注基金组合的单一收益率，比较容易忽视风险因素，而机构投资者更具有专业知识和信息优势，更能深入地注意基金组合投资标的风险因素。

表 5-10 基金投资者类型对基金持股比例与基金流量

变量名	<i>Ind_flow</i>	<i>Ins_flow</i>	<i>Ind_flow</i>	<i>Ins_flow</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Misla_Sum</i>	0.001 (0.001)	-0.010*** (0.002)		
<i>Mismm_Sum</i>			-0.001 (0.001)	-0.004** (0.002)
<i>Constant</i>	1.391*** (0.398)	2.275*** (0.439)	1.389*** (0.398)	2.295*** (0.445)
控制变量	控制	控制	控制	控制
基金类型	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制
<i>Obs.</i>	2025	2025	2025	2025
<i>Adj.R-sq</i>	0.351	0.072	0.354	0.064

注：*** 表示在 1%水平上显著；**表示在 5%水平上显著；*表示在 10%水平上显著。

同样地，表 5-11 报告了个人投资者和机构投资者对基金管理者减持期限错配上市公司信用债行为与基金投资者基金流量关系的影响。第（1）列和第（3）列的被解释变量为基金组合个人投资者的资金流量，无论是哪种期限错配度量方式，基金组合减持期限错配上市公司信用债行为对基金的资金流量没有显著影响；相反，第（2）列和第（4）列的被解释变量为基金组合机构投资者的资金流量，两种期限错配度量方式下，基金组合减持期限错配上市公司信用债行为显著增加了基金的资金净流入量。这些结果同基金组合持有期限错配上市公司信用债占比水平的结果相一致。

表 5-11 基金投资者类型对基金减持比例与基金流量

变量	<i>Ind_flow</i>	<i>Ins_flow</i>	<i>Ind_flow</i>	<i>Ins_flow</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Misla_Ratio</i>	-0.001 (0.003)	0.022*** (0.006)		
<i>Misimm_Ratio</i>			-0.000 (0.003)	0.018*** (0.006)
<i>Constant</i>	1.293*** (0.425)	2.509*** (0.459)	1.385*** (0.425)	2.452*** (0.464)
控制变量	控制	控制	控制	控制
基金类型	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制
<i>Obs.</i>	2025	2025	2025	2025
<i>Adj.R-sq</i>	0.364	0.071	0.362	0.064

注：*** 表示在 1%水平上显著；**表示在 5%水平上显著；*表示在 10%水平上显著。

第 6 章 主要结论

期限错配策略利用滚动短期融资支持长期投资，滚动短期融资本身极易导致资金链紧张，产生流动性风险。如果投资项目未能达到预期收益甚至亏损，权益资金会被侵蚀而使得投融资的期限错配进一步加剧，并且由于无法产生足够的现金流偿还到期债务，这种策略的流动性风险有可能进一步集聚。当遭遇不利的外部经济冲击不能实现短期负债的再融资，或者企业经营活动现金流持续恶化，期限错配所累积的流动风险就有可能集中爆发，对信用环境造成负面冲击。另一方面，期限错配策略也可能改善公司信用治理，这是因为相对于长期债务，短期负债成本更低，并且更有效缓和债权人、管理者和股东三者的代理冲突（Myers, 1977; Jensen, 1986; Datta et al, 2005）。那么，期限错配策略对发债企业发行在外债券的信用利差的影响究竟是正面还是负面的？即债券投资者会注意到期限错配策略蕴含的潜在财务风险吗？基于此，本文试图系统研究下公司期限错配行为对公司发行债券信用利差的影响，以及不同投资组合管理者对期限错配风险的认知以及资产配置的影响，并且深入探究不同。

首先，利用手工收集的 2006-2018 年 A 股上市公司独特数据，本文系统考察了企业投融资期限错配对发行信用债信用利差的影响。本文发现，期限错配越严重的企业，越有可能在发行信用债时被要求更高的信用利差，对于民营上市公司发行信用债尤其如此；利用再融资环境和“钱荒”事件进行的作用机制检验表明，企业投融资期限错配对发行信用债利差的影响主要是因为期限错配蕴含着较高的流动性风险；利用工具变量、双重差分法和替代性度量等一系列稳健性检验仍能得出一致结论。

进一步，利用 2006-2018 年我国开放式基金年度报告与上市公司财务匹配数据集，本文从基金持仓占比和基金减持调整两个角度，系统检验了发债上市公司期限错配行为对基金组合投资偏好与投资策略的影响。研究发现，上市公司期限错配行引发的财务风险降低了基金管理者对其信用债的持仓水平，并在实施期限错配策略时更有可能减持该上市公司发行的信用债；进一步，上市公司期限错配行为对基金组合投资偏好的影响受基金管理公司是否外中外合资公司、发债上市公司的产权性质以及货币政策宽松程度的影响，当基金管理公司是中外合资公司时，发债主体的最终控制人性质是国有企业时，货币政策处于紧缩时期，发债主体的期限错配行为对于基金投资行为的影响更大。

最后，利用 2006-2018 年我国开放式基金年度报告与上市公司财务匹配数据集，本文从基金组合业绩、基金组合收益波动率以及基金组合投资者资金流量三个角度，系统检验了基金管理者识别发债主体期限错配行为并相应改变资产配置偏好对基金组合的业绩的影响。研究发现，证券投资基金相应减少期限错配上市公司发行的信用债时，基金组合当年超额收益越高、收益率波动幅度越小、更能吸引基金投资者投资资金流入，特别是机构投资者的投资资金流入。

参考文献

- Ali Nejadma layeri, Manohar Singh. Corporate taxes, strategic default and the cost of debt. *Journal of Banking and Finance*, Vol.36(11), 2012, pp.2900- 2916
- Amihud Y, H Mendelson. Asset pricing and the bid-ask spread. *Journal of Financial Economics*, Vol.17, 1986, pp. 223-249
- Altman. *Corporate Financial Distress*. New York: Wiley 1983.
- Anderson, Ronald & Mansi, Sattar & Reeb, David. Founding-Family Ownership and the Agency Cost of Debt. *Journal of Financial Economics*. Vol.68, 2003, pp. 263-285.
- Barclay, M. J., and Smith., C. W., The Maturity Structure of Corporate Debt, *The Journal of Finance*, Vol.50, 1995, pp.609-631.
- Barnea, A., Haugen, R. A., and Senbet, L. W., A Rationale for Debt Maturity Structure and Call Provisions in the Agency Theoretic Framework, *The Journal of Finance*, Vol.35, 1980, pp.1223-1234.
- Bleakley, H., and Cowan, K., Maturity Mismatch and Financial Crises: Evidence from Emerging Market Corporations, *Journal of Development Economics*, Vol.93, 2010, pp.189-205.
- Bhattacharya, H., *Working Capital Management: Strategies and Techniques*, New Delhi: Prentice Hall, 2001.
- Bondt, Werner F. M. De, and Thaler, R., Does the Stock Market Overreact, *Journal of Finance*, Vol.40(3), 1985, pp.793-805.
- Brown K. C., Harlow W. V., Starks L. T., Of Tournaments and Temptations: An Analysis of Managerial Incentives in the Mutual Fund Industry, *The Journal of Finance*, Vol. 51(1), 1996, pp.85-110.
- Blume, M. E., Keim, D. B., & Patel, S. Returns and Volatility of Low-Grade Bonds. *The Journal of Finance*, Vol.46 (1), 1991, pp.49-74.
- Carpenter R., Fazzari S. and B. Petersen, Inventory Investment, Internal Finance Fluctuations, and the Business Cycle, *Brookings Papers in Economic Activity*, Vol.2, 1994, pp.75-122.

- Carpenter, R. and Guariglia, A., Cash Flow, Investment, and Investment Opportunities: New Tests Using UK Panel Data, *Journal of Banking & Finance*, Vol.32(9), 2008, pp.1894-1906.
- Chan K., Jiang X., Wu S. and Xu N., Analyst Anti-herding and Future Stock Price Crash Risk: Evidence from China, Working Paper Renmin University of China, 2012.
- Chen, J., Hong, H. and Stein, J. C., Forecasting Crashes: Trading Volume, Past Returns, and Conditional Skewness in Stock Prices, *Journal of Financial Economics*, Vol.61, 2001, pp.345-381.
- Custodio, C., Ferreira, M. A. and Laureano, L., Why are US Firms Using More Short-term Debt? *Journal of Financial Economics*, Vol. 108, 2013, pp.182-212.
- Capon N., Fitzsimons G., Weingarten R., Affluent Investors and Mutual Fund Purchases”, *International Journal of Bank Marketing*, Vol. 12(3), 1994, pp.17-25.
- Carhart M., On Persistence in Mutual Fund Performance, *Journal of Finance*, Vol. 52(1), 1997, pp.57-82.
- Chan K., Covrig V., Lilian N. G. What Determines the Domestic Bias and Foreign Bias? Evidence from Mutual Fund Equity Allocations Worldwide, *The Journal of Finance*, Vol. 60(3), 2005, pp.1495-1534.
- Chevalier J., Ellison G. Risk Taking by Mutual Funds as a Response to Incentives, *Journal of Political Economy*, Vol. 105(6), 1997, pp. 1167-1200.
- Chih H., Chou P., Chung H., Lin Y. Are both Fund Managers and Fund Investors Smart? Evidence from US Mutual Fund, *Journal of Financial Studies*, Vol. 17(3), 2009, pp. 31-55.
- Chikashi Tsuji, The credit-spread puzzle, *Journal of International Money and Finance*, Vo.24(7), 2005, 1073-1089
- Chung K. H., Zhang H. Corporate Governance and Institutional Ownership, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 46(1), 2010, pp.247-273.
- Campello, Murillo & Larrain, Mauricio. Enlarging the Contracting Space: Collateral Menus, Access to Credit, and Economic Activity. *Review of Financial Studies*, Vol.29, 2016, pp.349-383.

- Cohen L., Frazzini A., Malloy C. "The Small World of Investing: Board Connections and Mutual Fund Returns", *Journal of Political Economy*, Vol. 116(5), 2008, pp.951-979.
- Collin-Dufresne, Pierre & Goldstein, Robert & Martin, J. "The Determinants of Credit Spread Changes." *The Journal of Finance*. Vol.56, 2001, pp.2177 - 2207.
- Daniservska, P., "Is Debt Maturity Determined by Asymmetric Information about Short-term or Long-term Earnings", SSRN Working paper, 2002.
- Dimson, E., "Risk Measurement When Shares are Subject to Infrequent Trading", *Journal of Financial Economics*, Vol.7, 1979, pp.197-226.
- Daniel K., Grinblatt M., Titman S., Wermers R., "Measuring Mutual Fund Performance with Characteristic-Based Benchmarks", *The Journal of Finance*, Vol. 52(3), 1997, pp.1035-1058.
- Datta, S., M. I. Datta, and K. Raman, "Managerial Stock Ownership and the Maturity Structure of Corporate Debt", *The Journal of Finance*, Vol.60, 2005, pp. 2333-50.
- DeVault L., Sias R., "Hedge Fund Policies and Portfolio", Working Paper, SSRN Electronic Journal, 2016.
- Delianedis, Gordon & Geske, Robert. "The Components of Corporate Credit Spreads: Default, Recovery, Tax, Jumps, Liquidity, and Market Factors." Anderson Graduate School of Management, UCLA, University of California at Los Angeles, Anderson Graduate School of Management. 10.2139/ssrn.306479, 2001.
- Elton E. J., Gruber M. J., Blake C. R. "An Examination of Mutual Fund Timing Ability Using Monthly Holdings Data", *Review of Finance*, Vol. 16(3), 2012, pp.619-645.
- Fan, J. P. H., Titman, S., and Twite, G., "An International Comparison of Capital Structure and Debt Maturity Choices", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.47 (1), 2012, pp.23-56.
- Fama and French. "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds", *Journal of Financial Economics*, Vol.53, 1993, pp.3-46.
- Fama E. F., French K. R. "Luck Versus Skill in the Cross-section of Mutual Fund Returns", *The Journal of Finance*, Vol. 65(5), 2010, pp.1915-1947.

- Fang L. H., Peress J., Zheng L. Does Media Coverage of Stocks Affect Mutual Funds' Trading and Performance? *Review of Financial Studies*, Vol. 27(12), 2014, pp.3441-3466.
- Farrell, D., Offshoring: Value Creations through Economic Change, *Journal of Management*, Vol.42(3), 2005, pp.675-683.
- Fan. Accounting Transparency and the Term Structure of Credit Spreads. *Journal of Financial Economics*, Vol.75, 2005, pp.53-84.
- Flannery, M. J. Asymmetric Information and Risky Debt Maturity Choice, *The Journal of Finance*, Vol. 41, 1986, pp.19-37.
- Guedes, J., and Opler, T., The Determinants of the Maturity of Corporate Debt Issues, *The Journal of Finance*, Vol.51 (1), 1996, pp.1809-1833.
- Goswami, G., Asset maturity, debt covenants, and debt maturity choice, *Journal Financial Review*, Vol.35, 2000, pp.51-68.
- Goyal, Vidhan & Wang, Wei. Debt Maturity and Asymmetric Information: Evidence from Default Risk Changes. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. Vol.48 (3), 2013, pp. 789-817.
- Graham, J. R. and Harvey, C. R., The theory and practice of corporate finance: evidence from the field, *Journal of Financial Economics*, Vol.60, 2001, pp.187-243.
- Guha, Debashis & Hiris, Lorene. The aggregate credit spread and the business cycle. *International Review of Financial Analysis*. Vol.11, 2002, pp.219-227.
- Hart, O., and Moore, J., A Theory of Debt Based on the Inalienability of Human Capital, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.109 (4), 1994, pp.841-879.
- Hao Q., Yan X. The Performance of Investment Bank-affiliated Mutual Funds: Conflicts of Interest or Informational Advantage? *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 47(3), 2012, pp.537-565.
- Hong H., Kostovetsky L. Red and Blue Investing: Values and Finance, *Journal of Finance and Economics*, Vol. 103(1), 2012, pp.1-19.
- Hong H., Kubik J. D., Stein J. C. The Neighbor's Portfolio: Word-of-mouth Effects in the Holdings and Trades of Money Managers, *The Journal of Finance*, Vol. 60(6), 2005, pp.2801-2824.

- Hackbarth, Dirk & Miao, Jianjun & Morellec, Erwan. Capital Structure, Credit Risk, and Macroeconomic Conditions. SSRN Electronic Journal, 2003.
- Huang, Jing-Zhi Jay and Kong, Weipeng, Explaining Credit Spread Changes: Some New Evidence from Option-Adjusted Spreads of Bond Indices (March 2003). Stern School of Business Working Paper No. FIN-03-013
- Imbens, G.W., The Role of the Propensity Score in Estimating Dose-response Functions, *Biometrika*, Vol.67 (3),2000, pp.706-710.
- Ireland, P. N., The Role of Countercyclical Monetary Policy, *Journal of Political Economy*, Vol.104(4), 1996, pp.704-723.
- Jegadeesh, N., and Titman, S., Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency, *The Journal of Finance*, Vol.48(1), 1993, pp.65-91.
- Jensen, M. C., and W. H. Meckling. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure. *Journal of Financial Economics*, Vol.3(4), 1976, pp.305-360.
- Jensen, M. C., Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers, *The American Economic Review*, Vol39, 1986, pp.323-329.
- Jin, L. and Myers C. S., R2 around the World: New Theory and New Tests, *Journal of Financial Economics*, Vol.79, 2006, pp.257-292.
- Jiang G. J., Yao T., Yu T., Do Mutual Funds Time the Market? Evidence from Portfolio Holdings, *Journal of Financial and Economics*, Vol. 86(3), 2007, pp.724-758.
- Jin L., Scherbina A. Inheriting Losers, *Review of Financial Studies*, Vol. 24(3), 2010, pp.786-820.
- Jun, S. G., and Jen, F. C., Trade-off Model of Debt Maturity Structure, *Review of Quantitative Finance and Accounting*, Vol.20 (1), 2003, pp.5-34.
- Jarrow, Robert & Turnbull, Stuart. The Intersection of Market and Credit Risk. *Journal of Banking & Finance*. Vol.24, 2000, pp.271-299.
- Jayadev, Arjun & Motiram, Sripad & Vakulabharanam, Vamsi. Patterns of Wealth Disparities in India during the Liberalisation Era. *Economic and Political Weekly*, Vol.42, 2007, pp.1-14.

- Jun, S. G., and Jen, F. C., "The Determinants and Implications of Matching Maturities", *Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies*, Vol.8 (02), 2005, pp.309-337.
- Joshua D. Coval and Tobias J. Moskowitz. Home Bias at Home: Local Equity Preference in Domestic Portfolios, *Journal of Finance*, Vol.54 (6), 1999, pp. 2045-2073
- Joshua D. Coval and Tobias J. Moskowitz, The Geography of Investment: Informed Trading and Asset Prices, *Journal of Political Economy*, Vol.109(4), 2001, pp.811-841
- John D. Finnerty, & Douglas R. Emery, 2001. *Debt Management: A Practitioner's Guide*, OUP Catalogue, Oxford University Press, number 9780875846170.
- Kahl, K., Shivdasani, A. and Wang, Y., Short-Term Debt as Bridge Financing: Evidence from the Commercial Paper Market, *The Journal of Finance*, Vol.70(1), 2015, pp.211-255
- Kim J. B. and Zhang L., Does Accounting Conservatism Reduces Stock Price Crash Risk?, Working Paper City University of Hong Kong, 2011.
- Kim J. B., Li Y. H. and Zhang L. D., Corporate Tax Avoidance and Stock Price Crash Risk: Firm-level Analysis, *Journal of Financial Economics*, Vol.100, 2011, pp.639-662.
- Kim J. B., Li Y. H. and Zhang L. D., CFOs Versus CEOs: Equity Incentives and Crashes, *Journal of Financial Economics*, Vol.101, 2011, pp.713-730.
- Kotabe, M. and Murray, J. Y., Global Sourcing Strategy and Sustainable Competitive Advantage, *Industrial Marketing Management*, Vol.33(1), 2004, pp.7-14.
- Hart, O. and Moore, J. Debt and seniority: an analysis of the role of hard claims in constraining management, *American Economic Review*, Vol.85, 1995, pp. 567-585.
- Li J. J., Poppo L., Zhou K.Z. Do Managerial Ties in China Always Produce Value? Competition, Uncertainty, and Domestic vs Foreign Firms, *Strategic Management Journal*, Vol. 29(4), 2008, pp.383-400.
- Longstaff, F., & Schwartz, E. A Simple Approach to Valuing Risky Fixed and Floating Rate Debt. *The Journal of Finance*, Vol.50(3), 1995, pp.789-819.
- Merton, Robert. On the pricing of corporate debt: The risk structure of interest rates. *Journal of Finance*. Vol.29 (2), 1974, pp.449-470.

- Moore, G H. Business cycle indicators. Princeton University, 1961.
- Morris, J. R., On Corporate Debt Maturity Strategies, *The Journal of Finance*, Vol.31, 1976, pp.29-37.
- Massimo Massa and Vijay Yadav. Investor Sentiment and Mutual Fund Strategies, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 50(4), 2015, pp. 699-727
- Massimo Massa and Zahid Rehman. Information flows within financial conglomerates: Evidence from the banks-mutual funds relation, *Journal of Financial Economics*, Vol.89 (2), 2008, pp.288-306.
- Myers, S. C., Determinants of Corporate Borrowing, *Journal of Financial Economics*, Vol.5, 1977, pp.147-175.
- Myers, S. C., and Majluf, N., Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information That Investors Do Not Have, *Journal of Financial Economics*, Vol.13, 1984, pp.187-221.
- Mitchell, K., The call, sinking fund and term-to-maturity features of corporate bonds: an empirical investigation, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.26, 1991, pp.201-221.
- Ozkan, A., An empirical analysis of corporate debt maturity structure, *European Financial Management*, Vol.6, 2000, pp.197-212.
- Rajan, R.G. and Zingales L., Financial Dependence and Growth, *The American Economic Review*, Vol.3, 1998, pp.559-586.
- Roberts, M. R., The Role of Dynamic Renegotiation and Asymmetric Information in Financial Contracting, *Journal of Financial Economics*, Vol. 116, 2015, pp. 61-81.
- R Litterman, T Iben, Corporate bond valuation and the term structure of credit spreads, *The Journal of Portfolio Management*, Vol. 17 (3), 1991, pp. 52-64.
- Stohs, M. H., and Mauer, D. C., The Determinants of Corporate Debt Maturity Structure, *The Journal of Business*, Vol.69 (3), 1996, pp.279-312.
- Sai D., Alessandra G., and Knight, J., Investment and Financing Constraints in China: Does Working Capital Management Make a Difference? *Journal of Banking and Finance*, Vol.37(5), 2013, pp.1490-1507.

- Schaefer, Stephen M., and Ilya A. Strebulaev. Structural Models of Credit Risk Are Useful: Evidence from Hedge Ratios on Corporate Bonds, *Journal of Financial Economics*, Vol.90 (1), 2008, pp. 1–19.
- Stiglitz, J. and Weiss A., Credit Rationing and Markets with Imperfect Information”, *American Economic Review*, Vol.71, 1981, pp.393-411.
- Schultz, Paul. Corporate Bond Trading Costs: A Peek Behind the Curtain. *Journal of Finance*. Vol.56,2001, pp. 677-698.
- Shu, T., Sulaeman, J., & Yeung, P. E. (2012). Local religious beliefs and mutual fund risk-taking behaviors. *Management Science*, Vol.58(10),2012, pp. 1779–1796.
- Syed Muha mmad Noaman Ahmed Shah, Mazen Kebewar. US corporate bond yield spread: A default risk debate. *Quantitative Finance*, Vol.19, 2013, pp.107- 118.
- Tzavalis, E. and Wickens, M., Explaining the Failure of the Term Spread Models of the Rational Expectations Hypothesis of the Term Structure, *Journal of Money Credit and Banking*, Vol.29(3), 1997, pp.364-380.
- Thomas L.C. Methodologies for classifying applicants for credit, in *Statistics in Finance*, ed. byD. J. Hand, S.D. Jacka, pp 83-103, 1998, Arnold, London
- Tsung-Kang Chen, Hsien-Hsing Liao, Hui-Ju Kuo, Yu-Ling Hsieh. Suppliers' and customers' information asymmetry and corporate bond yield spreads. *Journal of Banking and Fiannce*, Vol.37, 2013, pp.3181-3191.
- Tsung-Kang Chen, Hsien-Hsing Liao, Hui- Ju Kuo. Internal liquidity risk, financial bullwhip effects and corporate bond yield spreads: supply chain perspective. *Journal of Banking and Finance*, Vol.7, 2013, pp.2434- 2456.
- Tsung-Kang Chen, Yan-Shing Chen, Hsien-Hsing Liao. Labor unions, bargaining power and corporate bond yield spreads: structural credit model perspectives. *Journal of Banking and Finance*, Vol.8, 2011, pp.2084- 2098.
- Tang, D.Y., Yan, H. Macroeconomic Conditions, Firm Characteristics, and Credit Spreads. *Journal Financial Services Researsh*, Vol. 29, 2006, pp. 177–210.
- Warga, Arthur. Bond Returns, Liquidity, and Missing Data. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 27(4), 1992, pp. 605–617.
- Wurgler, Jeffrey & Baker, Malcolm. Investor Sentiment and the Cross-Section of Stock Returns. *Journal of Finance*, Vol.61, 2006, pp.1645-1680.

Vira V., Acharya, Sergei A Davydenko, A Strebulaev. Cash Holdings and Credit Risk. *Review of Financial*, Vol.7 (34), 2012, pp.2435—2493.

Vidhan K. G and Wei W., “Debt Maturity and Asymmetric Information: Evidence from Default Risk Changes”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.48(3) , 2013, pp.789-817.

Veronika K. Pool, Noah Stoffman, Scott E. Yonker, No Place Like Home: Familiarity in Mutual Fund Manager Portfolio Choice, *The Review of Financial Studies*, Volume 25(8), 2012, pp.2563–2599.

Veronika K. Pool; Noah Stoffman and Scott E. Yonker, The People in Your Neighborhood: Social Interactions and Mutual Fund Portfolios, *Journal of Finance*, Vol.70(6), 2015, pp. 2679-2732.

Ziebart, David & Reiter, Sara. Bond Ratings, Bond Yields and Financial Information. *Contemporary Accounting Research*, Vol.9, 2010, pp. 252 – 282.

白云霞，邱穆青，李伟. 投融资期限错配及其制度解释——来自中美两国金融市场的比较. *中国工业经济*，2016（7）:23-39.

陈志勇、毛晖、张佳希，地方政府性债务的期限错配：风险特征与形成机理. *经济管理*，2015(5):12-21.

赖黎、唐芸茜、夏晓兰、马永强，董事高管责任保险降低了企业风险吗？——基于短贷长投和信贷获取的视角. *管理世界*，2019(10):160-171.

胡援成，刘明燕. 中国上市公司债务期限结构影响因素：面板数据分析. *管理世界*，2011（2）：175-177.

李杨. 完善金融的资源配置功能：十八届三中全会中的金融改革议题. *经济研究*，2014（1）：8-11.

刘海明、曹廷求，续贷限制对微观企业的经济效应研究. *经济研究*，2018(4): 108-121。

马红、侯贵生、王元月，产融结合与我国企业投融资期限错配——基于上市公司经验数据的实证研究. *南开管理评论*，2018(3):46-53.

孟庆斌、吴卫星、于上尧“基金经理职业忧虑及其投资风格”，*经济研究*，2015,3

孙凤娥，“短贷长投”是企业的被迫行为吗？——基于管理者过度自信的视角，*财经论丛*，第6期，73-82页，2019。

王彦超，金融抑制与商业信用二次分配，*经济研究*，第6期，86-99页，2014。

钟凯, 程小可, 张伟华. 货币政策适度水平与企业“短贷长投”之谜. 管理世界, 2016 (3): 87-98.

钟凯、刘金钊, 王化成. 家族控制权会加剧企业资金期限结构错配吗?——来自中国非国有上市公司的经验证据. 会计与经济研究, 2018(2):3-20。