

学号 2016301000071
密级

武汉大学本科毕业论文

企业债券信用风险 溢价因素分析

院（系）名称：数学与统计学院
专 业 名 称：金融数学
学 生 姓 名：姚沅佑
指 导 教 师：蔡东汉 教授

二〇二〇年五月

郑 重 声 明

本人呈交的学位论文，是在导师的指导下，独立进行研究工作所取得的成果，所有数据、图片资料真实可靠。尽我所知，除文中已经注明引用的内容外，本学位论文的研究成果不包含他人享有著作权的内容。对本论文所涉及的研究工作做出贡献的其他个人和集体，均已在文中以明确的方式标明。本学位论文的知识产权归属于培养单位。

本人签名：_____

日期：_____

摘 要

2007 年中国开放企业 and 公司债券以来,市场规模迅速扩大,企业债券行业在整个中国债券市场中的份额也不断增加。实际上,从发行行业来划分,国有企业仍然占据主导地位,而私营企业债券在近几年国家政策的大力扶持下,发展势头良好。尽管如此,近几年中国企业债券与中国国债风险溢价逐渐上升,表现为企业违约风险上升,部分企业发生实质性违约且违约金额较大。针对此现象,本文将探讨风险溢价背后的影响因素。

首先尝试从历史资料中寻找有关理论,结合实际市场走势给出了无风险收益率曲线。随后,将经济因素分为宏观和微观两大类别进行研究分析,得出了 GDP 和 M2 在宏观上影响较大,资产负债率、企业的信用评级以及应收账款周转率是微观个体企业防范违约应重点关注的指标。考虑到国内现阶段债券市场体系不够健全,本文希望国家财政制定和证券监管部门共同努力完善市场。考虑宏观指标的不同影响程度,合理地制定财政和货币政策;依法监督微观企业各项财务数据,为企业的风险溢价和违约起到警示作用。

关键字: 企业债券; 风险溢价; 无风险收益率; N - S 模型; 多元线性回归; KMV 模型;

ABSTRACT

In 2007, China opened up the market for corporate bonds. The market later has expanded rapidly, and the corporate bond industry's share of the entire Chinese bond market has continued to increase. With the vigorous support of national policies in recent years, the development momentum is good. Nonetheless, in recent years, the risk premium between Chinese corporate bonds and Chinese government bonds has gradually increased, manifested by an increase in corporate default risk, and some companies have experienced substantial defaults and conflicts in default amounts. In response to this phenomenon, the influencing factors behind the risk premium will be discussed here.

First of all, the essay tries to find historical theories, and applies them into actual markets to get a risk-free yield curve. Then, the economic factors are divided into macro and micro categories for research and analysis, and it is concluded that GDP and M2 have a huge impact. Considering that the internal bond market system at this stage is not sound enough, it is recommended that the national fiscal formulation and securities regulatory departments will work together to improve the environment of market. These departments need to taking into account different impact levels of macro indicators, formulate fiscal and monetary policies reasonably; supervise enterprise budget and financial data in accordance with the law, and intervene in risk premiums and defaults for companies.

Key words: corporate bonds; risk premium; risk-free interest rate; N-S model; MLR; KMV model;

目 录

1 引言	
1.1 研究背景	7
1.2 研究目的和意义	8
1.3 研究方法和创新点	8
1.3.1 研究方法	8
1.4 论文结构	9
1.4.1 研究创新点	10
2 综述	
2.1 文献综述	11
2.1.1 宏观角度	11
2.1.2 微观角度	11
2.1.3 总结	12
3 基本理论	
3.1 经典债券定价理论	13
3.2 简约模型	13
3.3 结构化模型	15
3.4 利率期限模型	16
4 Nelson - Siegel 扩展模型及宏观实证分析	
4.1 背景介绍	18
4.2 Nelson - Siegel 扩展模型	18
4.3 实证拟合	19
4.4 宏观分析	21
4.4.1 宏观因素	21
4.4.2 风险溢价的平稳性	22
4.4.3 变量筛选	24
4.4.4 多元线性模型	25
4.4.5 统计分析	25
4.4.6 宏观经济分析	26
4.5 本章小结	27
5 微观实证分析	
5.1 模型构建	28
5.1.1 KMV 模型概述	28
5.1.2 参数估计	28

5.2	微观因素	29
5.3	数据收集	31
5.4	回归分析	31
5.5	统计分析	33
5.6	微观经济分析	34
5.7	本章小结	35
6	总结	
6.1	主要结论	36
6.2	不足之处及改进方面	36
6.3	建议与展望	37
	参考文献	38
A	附录 变量趋势图	40
B	附录 2014 年 7 月至 2020 年 1 月宏观数据	40

1 引言

1.1 研究背景

我国债券市场是金融市场的重要组成部分。统一、成熟的债券市场可以作为低风险的投融资工具，使资金从资金充裕者流向资金需求者。同时，债券市场也可作为国家宏观调控的重要一环，调节货币供给量，以达到推动经济平稳运行的目的。从改革开放至今，我国债券市场发行和交易量大幅增长，2019 年债券市场共发行各类债券 27.04 万亿元，同比增长 19.65%，现券、借贷和回购交易结算量为 1307.31 万亿元，同比增长 14.67%^[1] 公司债券是债券市场上的不可或缺的重要金融工具之一。自 2007 年证监会发布《公司债券发行试点办法》以来，我国公司债券发行规模不断扩大。截止 2020 年 03 月 18 日，上海证券交易所公司债发行总数为 969 只，市价总值为 40690.04 亿元^[2]。公司债券的含义是指公司依照法定程序发行、约定在一定期限内还本付息的有价证券。公司债券是公司外部融资的一种重要手段，是企业融资的重要来源。

然而，我国债券市场的发展仍然存在着诸多制约因素。就企业自身运作而言，公司债券发行效率相对偏低、大型金融机构持有债券受到场内交易限制等因素都将会影响债券交易量^[3]。同时，受中美贸易战，国际金融去杠杆化以及国内债券市场机制不断完善的影响，企业利润下降，融资成本提高，生存环境严峻，违约风险迅速上升。自 2014 年“11 超日债”违约开始，中国债券市场违约不断，违约情况愈演愈烈。仅 2019 年 177 只债券违约，涉及金额达 1435.28 亿元，其中有 38 家发行主体首次在债券市场发生违约。

表 1.1 2014~2019 年我国债券违约情况
数据来源：WIND 资讯，光大证券

年份	违约数量/只	总违约金额/亿元
2014	6	13.4
2015	25	115.19
2016	56	393.77
2017	35	337.49
2018	125	1209.61
2019	177	1435.28
总计	425	3504.74

表 1.1 展示了 2014 年至 2019 年 5 年间，我国债券违约数量和金额呈现指数增长。其中，民营企业成为主要的违约主体，占比高达 76%。究其原因，金融严管政策，经济下行与产业结构性改革对企业的生存造成不小的冲击。特别是对于债

务到期的企业，企业一方面盈利能力下降，另一方面在去杠杆化的背景下，筹资能力减弱，加剧了企业的资金周转困境，导致公司资金断裂，最终出现债务违约问题^[4]。

由此可见，中国的债券市场在近几年虽然实现了跨越式发展，市场总量迅速扩大，但也必须清楚的认识到违约事件也将不可避免的成为市场常态化现象。因此，如何在保障债权人的利益的同时，也要兼顾债券的融资能力，成为理论研究和市场实践的重点关注。债券应该如何定价，定价是否合理则是重中之重。定价偏低，企业融资能力受限；定价过高，企业需要承担的违约风险也随之增高。对投资者来说，相比于几乎不存在违约的国债来说，公司债券风险相对较高，因而投资者心理预期的风险溢价也相对较高。也就是说，当价格较低时，投资者将不会选择公司债券；相反，债券价格较高时，投资者出于对风险的厌恶，也会谨慎地进行投资活动。可见，价格因素无论对于企业还是投资个体来说，都是至关重要的。

目前，我国在债券违约问题上更多的关注制度和法规的建立和健全，希望在涉及到具体债券定价问题上，从源头上降低债券信用违约概率。因此，本文将从企业债券的风险溢价出发，结合宏观微观影响因素，进行实证分析。

1.2 研究目的和意义

本文对于企业风险溢价的研究，主要有以下两点意义：一是理论意义。2017年在“去杠杆化”的政策背景下，我国债券市场出现缩水；而在2018年，货币政策的持续宽松，企业债券发行和交易量激增。历史数据说明，债券市场尤其是公司债券，需要理论研究成果的支撑，以便在不同的经济大环境下，更好的做出应对措施。二是实际价值。债券发行公司可以根据不同的影响因素在信用利差中的差异，即时做出相应补救措施，避免因债券到期无法偿还而出现的违约现象。投资者可根据理论标准判断公司债券定价是否合理，规避高风险债券。债券市场监管者也可以监督市场中的不合理行为，及时做出相应举措，提高市场水平和效率^[5]。

1.3 研究方法和创新点

1.3.1 研究方法

本文为实证研究，将在文章中采用如下方法和模型对公司数据进行拟合和分析：

(1) N - S 模型。首先利用上海证券交易所的国债交易价格作为数据，对 N - S 模

型中参数进行估计，得到国债即期利率曲线。模型将在之后的章节详细叙述。

- (2) 差分整合滑动平均自回归模型 (Autoregressive Integrated Moving Average model, ARIMA)。模型具体形式为：

$$\nabla^d Y_t = \phi_1 \nabla^d Y_{t-1} + \phi_2 \nabla^d Y_{t-2} + \cdots + \phi_p \nabla^d Y_{t-p} + e_t + \theta_1 e_{t-1} + \cdots + \theta_q e_{t-q} \quad (1.1)$$

其中 $\{\nabla^d Y_t\}$ 为观测值 $\{Y_t\}$ 的 d 阶差分， $\{\phi_p\}$ 和 $\{\theta_q\}$ 为系数， p, q 是滞后阶数， e_t 是随机干扰项。一般来说，假定 $\{e_t\}$ 服从期望为 0 的正态分布，且与对应前 $t-1$ 个观测值 $Y_{t-1}, Y_{t-2}, Y_{t-3}, \dots$ 相互独立。

- (3) 多元线性回归模型。模型具体形式为：

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \cdots + \beta_n X_n + \epsilon \quad (1.2)$$

其中 Y 是响应变量 (Response Variable)， $X_n, n = 1, 2, 3, \dots$ 为解释变量 (Explanatory Variable)， ϵ 为误差项。一般假设 ϵ 独立同分布于期望为 0 的正态分布。本文将多元线性回归模型应用于企业宏微观因素对债券溢价分析中，并对回归结果做显著性检验，最终解释各变量是如何影响风险溢价。

- (4) Black - Scholes 公式 (B - S 公式)。当今金融行业应用广泛的期权定价公式。本文在具体应用时将给出相应表达式。

1.4 论文结构

基于研究内容和方法，本文结构如下：

第一章引言。简要介绍论文基本背景，研究意义和方法，并对本文创新点进行说明。

第二章综述。对国内外相关研究成果进行综述。

第三章基本模型。简要介绍本文使用的理论模型，并作简要分析。

第四章 N - S 模型宏观经济变量实证。论文首先采用国债交易价格作为数据，建立 N - S 模型，获得无风险收益率曲线。选取具有代表性的宏观因素，进行简要理论说明。随后采集我国公司债务数据，进行时间序列分析，并对宏观变量采用多元回归得到结果。

第五章微观经济变量实证。论文首先建立结构化模型获得理论债券风险溢价。随后选取具有代表性的微观因素，进行简要理论说明。以债券违约公司为例，对公

公司经营指标做多元回归分析，以具体分析公司经营状况是如何影响债务定价，就此给出建议。

第六章总结与期望。简单梳理本文中的模型及实证分析，指出当前风险溢价中存在的问题，同时为未来我国企业债券市场发展提出建议。

1.4.1 研究创新点

翻阅国内外学术文献资料，结合已有的论文研究成果，本文有如下几点创新：

- (1) 现今国内风险溢价研究重点大都放在债券市场以及宏观政策对债券定价的影响，而对公司债券风险溢价缺乏系统全面的研究。本文则要具体研究公司债券这一类特定债券。
- (2) 现阶段债券定价研究对具体参变量定量分析不完善，本文将考虑宏观和微观因素，建立近几年金融债券市场数据模型，使分析更有时效性。
- (3) 对回归模型进行显著性检验，以确定是否选取不合理因素，得到的公司债券和公司经营状况之间的相关性更加准确。

2 综述

本章将简单介绍在风险溢价领域的研究成果。

2.1 文献综述

国内外金融研究学者普遍认为风险溢价是债券产品定价的关键性指标，就企业债风险溢价的影响因素展开许多研究，对不同的宏观和微观因素如何影响风险溢价做出了定性分析结论。本小节简要梳理学者的研究成果和观点。

2.1.1 宏观角度

Longstaff 和 Schwartz (1995) ^[6] 认为无风险收益率与企业债券违约率、风险溢价水平成反比；国内学者使用 2008 年至 2013 年间沪深交易所发行的公司债券作为样本数据，拟合出和上述学者一致的结论 ^[7]。

Wu (2008) 等 ^[8] 学者通过大量市场数据研究得出，通货膨胀率上升导致无风险收益率的上升，但是会提高风险溢价。这一研究与 Longstaff 和 Schwartz 的结论相反。可见，国内外在这一问题上的研究存在不少争议。

研究发现国家货币政策和经济形势也会在一定程度上影响信用利差。戴颀和冯时 (2018) ^[9] 研究表明信用利差和货币政策存在负相关性，即在宽松的货币政策下，货币供给量的增加有助于降低风险溢价。

Altman (1990) 深入分析了经济增长率这一指标的影响程度，结果发现经济增长率越高，企业债的风险溢价越低。但是，有关经济增长率这一因素的影响存在争议。戴国强 (2011) ^[10] 以我国公司债券为样本，得到的结果与 Altman 的分析恰好相反，即经济增长率越高，企业债的风险溢价越高，二者呈现正相关性。

2.1.2 微观角度

在微观层面，研究学者主要考虑资产负债率、公司盈利能力、信用评级水平这三个微观因素。

Altman (1968) ^[11] 将公司的资产负债率作为一项重要指标，代表该企业的财务状况。陈汉文 (2014) ^[12] 的在 Altman 的基础上得出了资产负债率和信用利差成反比。

陈汉文和周中胜 (2014) 研究还表明，拥有强大盈利能力的公司，其风险溢价水平相对较低。这一点上与经验相符。究其原因，是因为盈利能力越强，往往代表

着公司有着稳定的资金链和收益来源，投资风险相对较低。

国外学者 Fons 和 Kimball^[13] 在 1991 年研究发现，公司的信用评级也是影响公司债券信用利差的重要影响因素。具体来说，公司债违约概率和信用评级呈负相关。

2.1.3 总结

目前而言, 国内外的研究大多只基于宏观或者微观指标进行定性分析, 而较少涉及多变量的建模分析。而且, 考虑到企业债券的定价和溢价是多方面共同作用的结果, 当前的研究并没有很好的囊括多种因素, 而仅限于较为常见的指标分析。

本文将在宏观和微观的众多变量中分别选取具有代表性的, 并说明原因。并利用这些影响因素建立数学模型, 获得确定性的数量关系, 尽可能的将各种变量是如何影响风险溢价水平描述出来。

3 基本理论

本章从经典债券定价理论出发，在考虑了违约的可能性后，介绍三种定价模型：简约模型，结构化模型和利率期限结构模型。

3.1 经典债券定价理论

经典债券定价理论是由 Burton Malkiel^[14] 于 1962 年提出。在债券不会发生违约的情况下，有五个债券定价定理，本文将简要陈述。

定理 3.1 债券的市场价格与到期收益率呈反比关系。即到期收益率上升时，债券价格会下降；反之，到期收益率下降时，债券价格会上升。

定理 3.2 当债券的收益率不变，即债券的息票率与收益率之间的差额固定不变时，债券的到期时间与债券价格的波动幅度之间成正比关系。即到期时间越长，价格波动幅度越大；反之，到期时间越短，价格波动幅度越小。

定理 3.3 长期债券比短期债券具有更强的利率敏感性。随着债券到期时间的临近，债券价格的波动幅度减少，并且是以递增的速度减少；反之，到期时间越长，债券价格波动幅度增加，并且是以递减的速度增加。

定理 3.4 债券收益率变化引起的价格变化具有不对称性。对于期限既定的债券，由收益率下降导致的债券价格上升的幅度大于同等幅度的收益率上升导致的债券价格下降的幅度。

定理 3.5 对于给定的收益率变动幅度，债券的息票率与债券价格的波动幅度之间成反比关系。即息票率越高，债券价格的波动幅度越小。这一定理告诉投资者，对于到期日相同且到期收益率也相同的两种债券。如果投资者预测市场利率将下降，则应该选择买入票面利率较低的债券，因为一旦利率下降，这种债券价格上升的幅度较大。如果预测市场利率将上升，则应该选择卖出票面利率较低的债券，因为一旦利率上升，这种债券价格下降的幅度较大。

3.2 简约模型

也被称为违约强度模型，是加拿大金融经济学家 James Darrell Duffie 等(1999)^[15] 提出。具体形式如下：

$$V_t = h_t E_t^Q(\varphi_{t+1}) e^{-r_t} + (1 - h_t) e^{-r_t} E_t^Q(V_{t+1}), \quad (3.1)$$

式 3.1 中各变量含义如下：

- (1) h_t 是在风险中性概率测度 Q , t 时刻以前债券不存在违约的前提下, t 至 $t+1$ 违约的条件概率。
- (2) φ_{t+1} 为债券回收率, 即债券发生违约, 债务人向债权人补偿的金额与债券实际应付本息的比例。计算公式为

$$\text{违约回收率} = (\text{兑付本金} + \text{兑付利息}) / (\text{违约本金} + \text{违约利息})$$

- (3) r_t 为无违约风险的短期利率。
- (4) $E_t^Q(\cdot)$ 代表在 Q 和 t 时刻投资者掌握的信息的条件期望。

Duffie 假定在 t 时刻以前债券不存在违约, 则其在 t 时刻的市场价值为 V_t 等于发生违约回收 φ_{t+1} 与不发生违约在 $t+1$ 时刻的市场价值为 V_{t+1} 之和的现值。本质上来说, 简约模型就是求违约事件的数学期望。

现假设在风险中性的条件下, 存在小于 1 的 L , 使得:

$$E_t^Q(\varphi_{t+1}) = (1 - L_t)E_t^Q(V_{t+1}), \quad (3.2)$$

在时间 $t+1$ 发生违约的情况下, 时间 t 的预期恢可以表示成风险中性生存市场预期价值的一部分 (recovery of market value, RMV)。此时定价模型 (3.1) 可以通过上式 RMV 来简化。

$$\begin{aligned} V_t &= (1 - h_t)e^{-r_t}E_t^Q(V_{t+1}) + h_te^{-r_t}(1 - L_t)E_t^Q(V_{t+1}) \\ &= E_t^Q(e^{-\sum_{j=0}^{t-1} R_{t+j}} X_{t+\tau}), \end{aligned} \quad (3.3)$$

其中

$$e_{R_t} = (1 - h_t)e_{r_t} + h_te_{r_t}(1 - L_t). \quad (3.4)$$

对于年化利率和短期时长来说, 式 (3.4) 可以近似为 $R_t = r_t + h_t L_t$ 。

Duffie 认为 L_t 和 h_t 均为外生变量, 因此在处理违约债券的定价问题是, 可把债券当成无违约的债券处理, 只需要将无违约债券的短期利率 r_t 调整为违约利率 $R_t = r_t + h_t L_t$ 。由此, 违约债券定价得到了简化。

然而, Duffie 的违约强度模型存在诸多不足。模型假设违约概率为常数并不符合市场现实。模型的“简约”表现为只探究了外生变量对债券定价的影响, 却忽视内生变量的重要影响。例如, 企业的财务状况出现波动, 将以何种程度和方式影

响违约强度和回收率，Duffie 并没有将这些因素与外生变量进行联系。同时，外生变量的确定需要样本历史数据，未来企业债券价格如何变动，模型是否具有预测功能，都值得商榷。在未来企业和市场变动相对较大时，模型的预测和解释能力都十分有限。

3.3 结构化模型

结构化模型即著名的 Black - Scholes - Merton 模型（B - S - M 模型），由美国经济学家 Robert Cox Merton 等学者（1974）^[16] 提出。Merton 在 B - S 期权定价公式的基础上，将其扩展至公司债券定价，将公司权益价值看成一份欧式看涨期权，最终确定债券价格。具体形式如下：

$$F[V, \tau] = Be^{-r\tau} \{ \Phi[h_2(d, \sigma^2\tau)] + \frac{1}{d} \Phi[h_1(d, \sigma^2\tau)] \}, \quad (3.5)$$

其中

$$d \equiv Be^{-r\tau}/V, \quad (3.6)$$

$$h_1(d, \sigma^2\tau) \equiv -[\frac{1}{2}\sigma^2\tau - \log(d)]/\sigma\sqrt{\tau}, \quad (3.7)$$

$$h_2(d, \sigma^2\tau) \equiv -[\frac{1}{2}\sigma^2\tau + \log(d)]/\sigma\sqrt{\tau}. \quad (3.8)$$

式（3.5）中各变量含义如下：

- （1） $\tau \equiv T - t$ ，即到期日 T 和交易日 t 的差值。
- （2） B 为企业承诺在到期日 T 应付本息。
- （3） Φ 为标准正态分布的累积分布函数（Cumulative Probability Function, cdf）
- （4） F 是债券价值； r 为无风险利率； $V \equiv F(V, \tau) + f(V, \tau)$ 其中 f 是公司权益价值，即 V 是公司总资产价值； σ 是公司资产价值的波动率。

在讨论债券价格时，我们更关心利润而不是价格本身。因此，式（3.5）可改写为：

$$R(\tau) - r = -\frac{1}{\tau} \log \{ \Phi[h_2(d, \sigma^2\tau)] + \frac{1}{d} \Phi[h_1(d, \sigma^2\tau)] \}, \quad (3.9)$$

其中 $\exp[-R(\tau)\tau] \equiv F(V, \tau)/B$ 。这样便可以定义 $R(\tau)$ 为风险债券到期收益率，前提是企业没有违约。据此，称（3.9）式左端风险溢价。

对于给定的到期日和已知的无风险利率，风险溢价只与（i）企业运行的波动率 σ^2 和（ii）债券总收益的现值与公司价值比 d 有关。需要注意的是，债务现值以无风险利率进行估计，所以它是实际（市场价值）债务与公司价值比的有偏向上估计。

结构化模型是最早建立的违约风险度量的模型，还存在许多不足。Merton 最先提出了 8 个前提假设，有些假设为理想条件，现实中并不存在。同时，最初的模型认为公司只有到期才会发生违约，然而现实中许多企业在到期日之前发生违约，因而并不适用于 B - S - M 模型。在随后的数十年间，金融学者又对模型进行了深入研究和完善，尝试添加新的宏微观指标进行量化分析，并取得不错的成果。需要承认的是，结构化模型以现代期权定价理论为基础，为研究企业债券违约和信用利差提供了新的工具和思路，为整个债券市场研究提供了无可替代作用和贡献。

3.4 利率期限模型

利率期限结构是指在某一时点上，债券收益率与到期期限之间的关系，可以通过收益率曲线来描绘。一般来说，收益率曲线向上倾斜，即到期期限越长，收益率越高。相反，收益率曲线出现倒挂，即短期利率高于长期利率，意味着市场不看好未来预期。例如，2004 年 11 月，英国国债收益率曲线出现倒挂，十年期国债收益率为 4.68%，而三十年国债收益率仅为 4.45%，反映了市场预期的下跌。实际上，收益率曲线的形状由供求决定。

有三种主要的经济理论试图解释利率期限结构。其中两种假定了两个极端的理想条件，而第三种则试图在两者之间找到平衡。

- （1）市场预期（纯预期）理论。该理论假设各种到期日的债券可以完全替代，并表明收益率曲线的形状取决于市场参与者对未来利率的期望。该理论解释了收益率同时移动现象，但是，其缺点包括忽略了投资债券所固有的利率风险。
- （2）市场分割理论。在该理论中，不同期限的金融债券不可替代，短期和长期债券市场供求独立确定。该理论解释了正常收益率曲线的形状，但无法解释收益倾向一起移动的事实。
- （3）流动性溢价理论。理论认为长期利率不仅反映投资者对未来利率的假设，而且还包括持有长期债券的溢价。该理论解释了收益率曲线向上倾斜。长期收益率较高，不仅因为流动性溢价，还因为长期持有债券导致的违约风险增加了风险溢价。

本文将在下一章节使用 N - S 扩展模型拟合利率期限结构模型，得到符合市场情况的国债收益率曲线。

4 Nelson - Siegel 扩展模型及宏观实证分析

4.1 背景介绍

远期利率蕴含的信息和标准的利率期限结构一样的丰富，同时，远期利率曲线与收益率曲线之间存在关系。远期利率提供的信息在货币政策中更容易被解释：远期利率曲线可以被当作某些相关变量未来时间的期望，而收益率曲线只能解释为这些变量未来均值的期望。因此，远期利率可以方便地将期望分割成短期、中期和长期，这是收益率曲线无法轻易做到的。

在缺少远期市场数据时，远期利率只能通过现有的金融工具，如零息债券的到期收益即期利率等来较为方便地进行估计。随后的小节将给出 N - S 模型用以估计远期利率，并进一步给出即期利率表达式。

4.2 Nelson - Siegel 扩展模型

首先给出 Nelson - Siegel (N - S) 模型的表达式，该表达式由 Charles Nelson 和 Andrew Siegel 于 1987 年提出：

$$f(m; b) = \beta_0 + \beta_1 \exp\left(-\frac{m}{\tau_1}\right) + \beta_2 \frac{m}{\tau_1} \exp\left(-\frac{m}{\tau_1}\right), \quad (4.1)$$

其中 $b = (\beta_0, \beta_1, \beta_2, \tau_1)$ 是参数 (β_0 和 τ_1 必须为正)， $m = T - t$ 是到期时长， $f(m; b)$ 为远期利率。

Nelson - Siegel 模型虽然被多国央行采用，但是它还是有部分缺点。例如模型只有一个曲率参数，因此对于具有多个局部最大和最小的曲线拟合效果不好。

Nelson - Siegel 扩展模型，也被称为 Nelson-Siegel-Sveinsson (NSS) 模型^[17]是 Sveinsson 于 1994 年提出的模型。在 N - S 模型的基础上添加第四项和两个参数： β_3 和 τ_2 (τ_2 必须为正)。式 (4.1) 变为

$$f(m; b) = \beta_0 + \beta_1 \exp\left(-\frac{m}{\tau_1}\right) + \beta_2 \frac{m}{\tau_1} \exp\left(-\frac{m}{\tau_1}\right) + \beta_3 \frac{m}{\tau_2} \exp\left(-\frac{m}{\tau_2}\right), \quad (4.2)$$

因此，根据即期利率可以通过对远期利率进行积分求得，得到了即期利率的表达

式:

$$i(m; b) = \beta_0 + \beta_1 \frac{1 - \exp(-\frac{m}{\tau_1})}{\frac{m}{\tau_1}} + \beta_2 (\frac{1 - \exp(-\frac{m}{\tau_1})}{\frac{m}{\tau_1}} - \exp(-\frac{m}{\tau_1})) + \beta_3 (\frac{1 - \exp(-\frac{m}{\tau_2})}{\frac{m}{\tau_2}} - \exp(-\frac{m}{\tau_2})), \quad (4.3)$$

需要注意的是, 若 τ_1 和 τ_2 取值相近, 最后两项将会出现高度共线性, 在实际数据处理中需要避免的。

4.3 实证拟合

本节将针对无风险收益率曲线, 利用节 4.2 中得到的 N - S 扩展模型进行拟合。下表为部分中国国债在不同到期期限下的债券收益率汇总:

表 4.1 2020 年 4 月 17 日中国国债收益率

数据来源: 英为财经



名称	债券收益率 %
中国 1 年期国债	1.190
中国 2 年期国债	1.543
中国 3 年期国债	1.612
中国 5 年期国债	1.990
中国 7 年期国债	2.418
中国 10 年期国债	2.559
中国 15 年期国债	3.038
中国 20 年期国债	3.099
中国 30 年期国债	3.339

放在此处。

表中的债券收益率随年限增加而上升, 符合在经济增长情形下利率期限结构向上的趋势, 具体收益率曲线表达式的拟合过程如下:

- (1) 选取数据。本文选取期限最长为 50 年, 总计 17 类中国国债。将各种国债的到期收益率 (Yield to Maturity, YTM) 在坐标轴中以散点图给出。
- (2) 利用最小二乘估计得到参数 \hat{b} 。最小二乘估计的具体表达式为

$$\min_b \sum_{i=1}^{16} (\hat{i}(m_i; b) - i(m_i; b))^2,$$

其中, $\hat{i}(m_i; b)$ 为式 (4.3) 定义下的拟合收益率, $i(m_i; b)$ 为观测到的实际 YTM。

本文利用 Excel 自带加载项 Solver 采用最小二乘法求解。因隔夜回购债券时

长为 0，本文在实际计算中剔除该类国债。最终得到各参数估计值为

$$\begin{cases} \hat{\beta}_0 = 0.036028371, \\ \hat{\beta}_1 = -0.029745307, \\ \hat{\beta}_2 = -0.007560803, \\ \hat{\beta}_3 = 0.009671315, \\ \hat{\tau}_1 = 2.739966297, \\ \hat{\tau}_2 = 0.347139253. \end{cases} \quad (4.4)$$

$$SSE = 4.811764 \times 10^{-6}. \quad (4.5)$$

式（4.5）为最小二乘估计下残差平方和。通过代入参数，得到在中国国债收益率下的 NSS 模型：

$$\begin{aligned} \hat{i}(m) = & 0.036 - 0.030 \frac{1 - \exp(-\frac{m}{2.740})}{\frac{m}{2.740}} - 0.008 \left(\frac{1 - \exp(-\frac{m}{2.740})}{\frac{m}{2.740}} - \exp(-\frac{m}{2.740}) \right) \\ & + 0.010 \left(\frac{1 - \exp(-\frac{m}{0.347})}{\frac{m}{0.347}} - \exp(-\frac{m}{0.347}) \right). \end{aligned} \quad (4.6)$$

最后，给出各种期限国债 YTM 和 NSS 曲线的坐标图。（图 4.1）

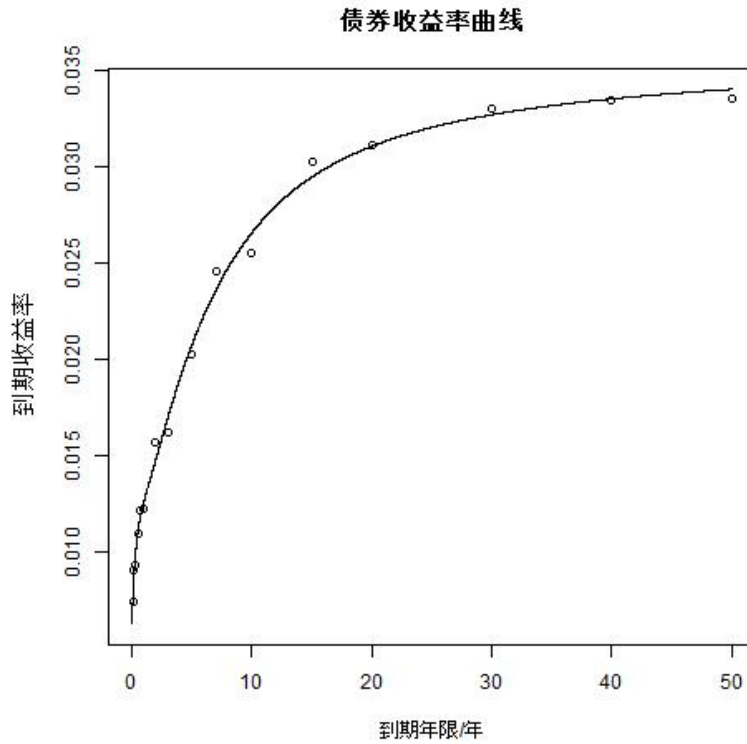


图 4.1 中国国债利率期限结构

由此可见，采用最小二乘法求解的 NSS 曲线拟合效果较好。

4.4 宏观分析

从本小节起，本文将逐步建立风险溢价模型。具体来说，分别从宏观和微观两个角度分析当前公司债券市场。宏观而言，国家货币和经济政策在整体上极大地影响债券交易价格和交易量。因此，本章后半部分将首先选定宏观经济变量，并就其影响做时间序列分析。微观方面将在下一章结合具体违约企业案例进行分析。

4.4.1 宏观因素

以下将阐述本文中使用的宏观变量，以及选取理由。

(1) 无风险收益率

无风险收益率是指一项没有风险的投资可得到的理论投资回报率。在现实金融活动中，包括国债在内的任何投资都存在风险。即便如此，无风险收益率的升降反映了资本市场对整体经济形势的预期。因此，债券市场也应以无风险收益率为参照进行投资活动。目前，国际上普遍接受基于 10 年期美国国债为无风险投资基准。论文将选用中国国债指数作为参考。

(2) 货币政策

一般来说，中央银行通过调节货币供应量，间接影响供求关系以达到调节作用。例如，在全球疫情的大背景下，中国人民银行多次下调法定存款准备金率和存贷款利率，用以支持企业复工。总的来说，无论是存款准备金还是存贷款利率，其目的都是调节 M2，即狭义货币供给量来达到调节经济的作用。因此，央行的货币政策会间接地反应在债券市场上，并影响债券价格的走势。

(3) 国内生产总值（GDP）

GDP 是衡量国家经济水平的重要指标，同时也反映了国民经济整体情况。通常而言，GDP 稳定增长代表国民经济发展良好，违约风险处于较低水平，投资需求旺盛。在这种情况下，风险溢价水平较低，可以猜想风险溢价与 GDP 呈负相关性。

(4) 居民消费价格指数（CPI）

是反映与居民生活有关的产品及劳务价格统计出来的物价变动指数。CPI 是衡量通货膨胀的主要指标之一。如果 CPI 升幅过大，表明通胀已经成为经济

不稳定因素，国家会有紧缩货币政策和财政政策的风险，从而造成经济前景不明朗。因此，该指数过高的升幅往往不被市场欢迎。

(5) 股票市场

股票市场对公司债券市场信用利差的影响体现在两个方面：其一，股票和债券市场存在替代效应，债券的高利润往往会吸引大量股票市场中的资金，反之，股票处于牛市时也会导致投资者对债券市场投资兴趣下降，导致债券信用利差上升。其二，股票市场往往成为债券市场行情的标杆。股指上涨，意味着经济持续发展，企业违约风险较低，增强市场投资信心，从而降低风险溢价。

(6) 汇率因素

汇率可以在一定程度上影响整个证券市场。现阶段，美元兑人民币的汇率持续下降，对中国的国际贸易产生不小冲击，导致投资者看空债券市场前景，因而风险溢价水平上升。

与国债收益率相比，企业的风险溢价影响因素众多。采用固定模型将不利于深入探讨和分析宏观变量是以何种程度影响溢价。因此，论文将采用上面列举的六种主要的宏观经济因素，尝试解释新常态下的中国公司债券市场风险溢价体系的影响因素。

4.4.2 风险溢价的平稳性

2018 年 3 月 22 日，中美贸易出现摩擦。两年多来，国内外的形势对企业的生存提出了更大的挑战。因此，需要格外关注近两年来的中国公司债券市场行为。考虑到新型冠状病毒对中国乃至全球经济的巨大冲击，可以预见 2020 年的经济格局会出现重大改变。基于此，本文将不选用 2020 年的经济数据以保证数据是在相对平稳的经济大环境中获得的。

在对时间序列数据进行分析时，一般要求序列是平稳的。对于任意时间 t_1, t_2, \dots, t_n 和时间滞后项 k ，如果序列 $Y_{t_1}, Y_{t_2}, \dots, Y_{t_n}$ 的联合分布与 $Y_{t_1-k}, Y_{t_2-k}, \dots, Y_{t_n-k}$ 分布相同，则称序列 $\{Y_t\}$ 是严格平稳的。在本文中使用的是弱平稳性，定义如下：

一个随机过程 $\{Y_t\}$ 是弱平稳当且仅当

性质 4.1 期望为常数。

性质 4.2 $Cov(Y_{t_1}, Y_{t_1-k}) = Cov(Y_{t_n}, Y_{t_n-k})$ 。 $Cov(\cdot, \cdot)$ 是随机变量的协方差。

本文以公司债券指数（000022）与上证中国国债指数（000012）差值来构建风险溢价指标。图 4.2（a）展示了 2015 年 1 月至 2020 年 1 月的月度数据。

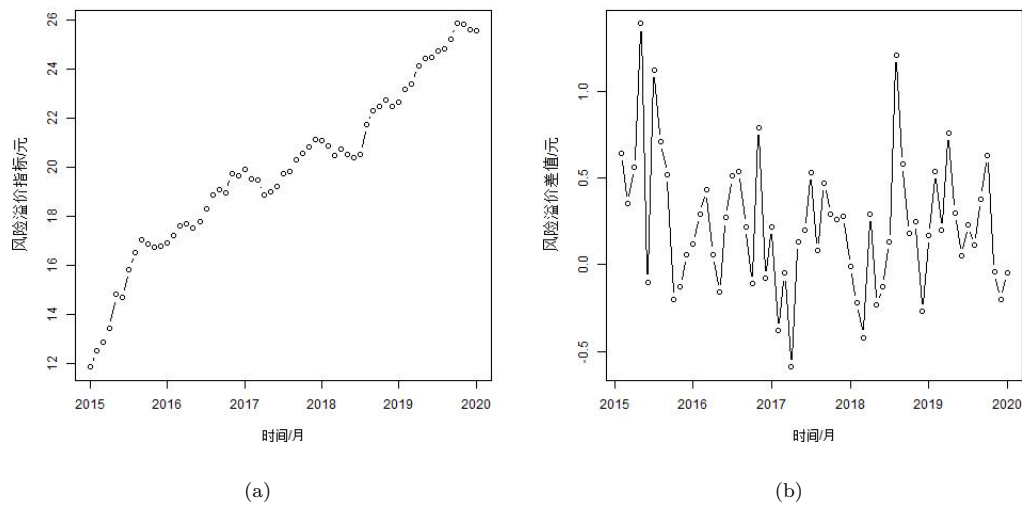


图 4.2 风险溢价趋势及其一阶差值

从图中可以看出，企业债券风险溢价呈现逐年上升的趋势，可以使用线性函数来描述。因此，对数据做一阶差分，得到的结果如图 4.2（b）所示。不难看出，除去 2015 年，2017 年和 2018 年中三个时间的数据存在较大波动的可能，其余数据都在 $[-0.5, 1.0]$ 之间，可以认为风险溢价的差值是平稳的。

事实上，通过对原始风险溢价数据进行差分整合滑动平均自回归模型（Autoregressive Integrated Moving Average model, ARIMA）拟合，表 4.2 列出了 R 中得到的结果。

表 4.2 `auto.arima` 等函数运行结果

Statistics	
Model	ARIMA(0, 1, 0)
Coefficients	0.2280
Standard Error	0.0494
σ^2	0.1486
Log Likelihood	-27.45
AIC	58.89
AIC _c	59.1
BIC	63.08
Augmented Dickey-Fuller Test	-6.3969
P-value	0.01
Box-Ljung test	6.4046
Degrees of Freedom	10
P-value	0.7802

拟合的模型为 ARIMA(0, 1, 0)，即对原始数据进行一阶差分后不存在滞后项和滑动平均项，验证了风险溢价差值是平稳的时间序列这一猜想成立，而且该序

列的均值为 0.2280，在此均值上下浮动。ADF 检验说明在置信水平为 99% 的条件下，可以认为差分序列平稳。对于模型的误差项的假设检验，如图 4.3 所示。

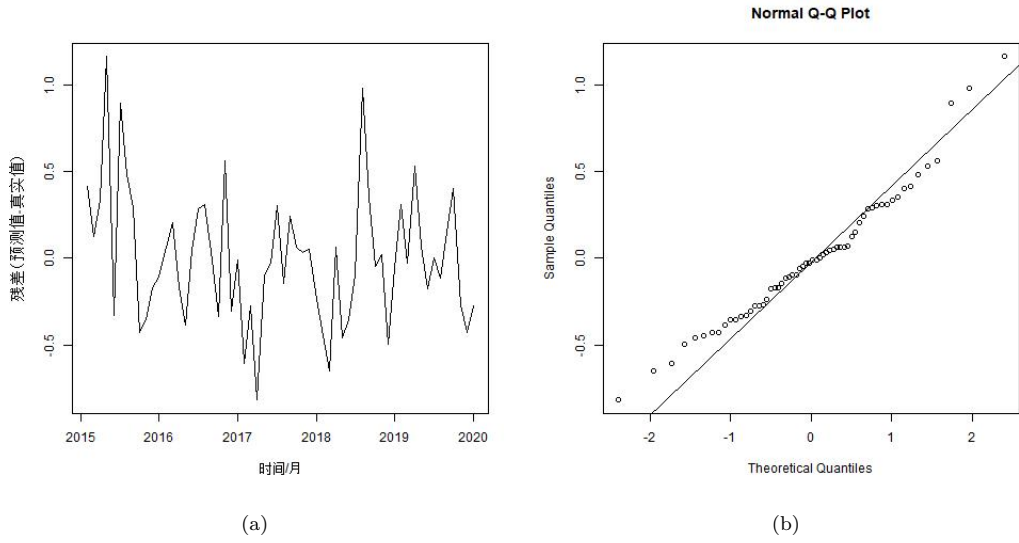


图 4.3 误差项检验

结合图表，可以得到：误差项没有明显趋势和规律，以 0 为中心上下波动，且波动幅度在一定限度，同时也可在剔除少许异常值后较好的符合正态分布。因此，可以认为模型误差项的基本假设：0 均值，同方差，不序列相关以及服从正态分布成立。

本小节最后解释风险溢价差值的实际含义，即后一个月份企业风险溢价比前一个月增长的金额。该差值为平稳的时间序列意味着理论上信用利差将恒定人民币 0.23 元/月增长，而在现实中因为存在扰动，增长速度将会以此为中心，或多或少发生变化，图 4.2 (a) 反映了这一现象。

4.4.3 变量筛选

结合节 4.4.1 中列举的宏观经济变量，筛选出与风险溢价相关性高的变量，为后续时间序列模型做准备。通过国家统计局获得 GDP 和 CPI 从 2015 年第一季度至 2019 年第四季度数据，并对 GDP 进行差分得到 GDP 增长数据；货币流量 M2 通过中国人民银行发布的数据获得，同样进行差分得到增幅数据；从上海证券交易所的行情趋势中得到上证综指 INDEX、人民币兑美元汇率 ER 以及十年期国债收益率 10Y。考虑到 GDP 为每季度发布一次，对上述获得月度数据取平均值后得到季度数据。具体数值将在附录中列出。特别地，GDP 和货币流动量 M2 以亿元人民币为单位。

首先，对各变量之间的相关性以及各变量与风险溢价之间的相关程度进行分析，如表 4.4 所示。

表 4.3 相关性分析

	Risk.Premium	GDP	M2	ER	INDEX	CPI	10Y
Risk.Premium	1	0.214	0.262	-0.218	0.323	0.050	-0.038
GDP	0.214	1	-0.779	0.235	0.023	0.281	0.016
M2	0.262	-0.779	1	-0.247	0.085	-0.195	-0.053
ER	-0.218	0.235	-0.247	1	-0.625	0.573	-0.211
INDEX	0.323	0.023	0.085	-0.625	1	-0.457	0.311
CPI	0.050	0.281	-0.195	0.573	-0.457	1	-0.176
10Y	-0.038	0.016	-0.053	-0.211	0.311	-0.176	1

可见，风险溢价与 GDP、M2、上证综指和人民币兑美元汇率关系较大。同时注意到，GDP 和货币流通量 M2 存在较高的负相关性，将在后续进行探究。

4.4.4 多元线性模型

通过自变量的时间图像（参见附录），可以初步认为，影响因素与风险溢价存在线性关系。因此，优先选择较为简单的多元线性回归模型，选择节 4.4.3 中相关性较强的 4 个变量，采用 R 进行逐步回归，得到的最优模型为

$$\text{Risk.Premium} = 3.024 \times 10^{-5} \text{GDP} + 4.820 \times 10^{-5} \text{M2} - 1.249, \quad (4.7)$$

$$R^2 = 0.5124, \quad (4.8)$$

调整后的可决系数为.455，说明该模型在实际中拟合程度较高。

4.4.5 统计分析

首先给出该模型各统计量及实际拟合效果，如图 4.4 所示。

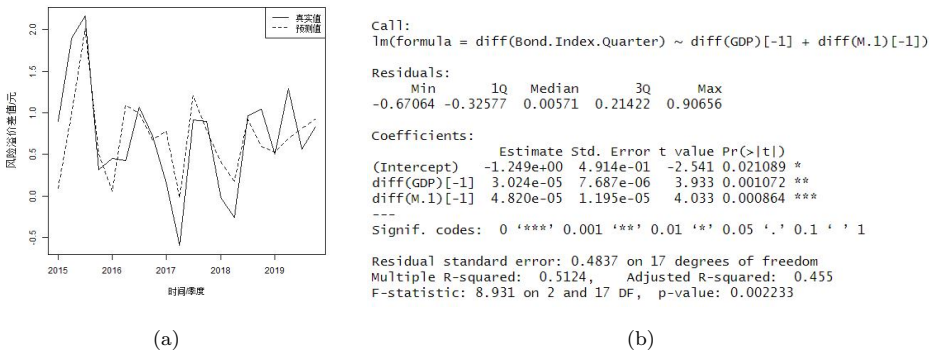


图 4.4 风险溢价多元线性模型

从图中不难看出，各变量及模型在显著性水平 5% 的条件下显著的不为 0，模

型拟合效果也比较理想。

尽管如此，正如节 4.4.3 中所述，GDP 和货币流通量存在共线性，该模型的拟合能力应当受到质疑。因此，先行给出 GDP 与 M2 的趋势图（图 4.5）。

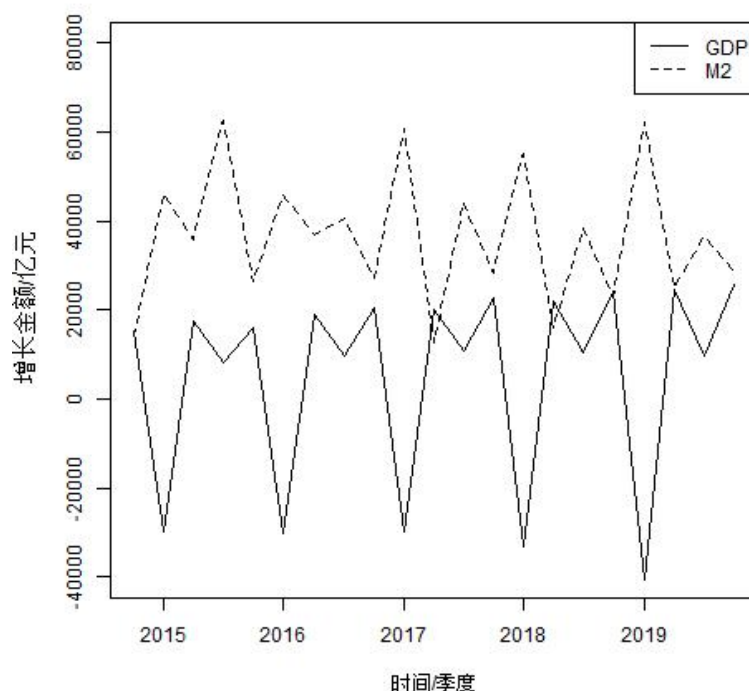


图 4.5 GDP 与 M2 时间趋势图

在 2016 年第三季度之前，GDP 可以被看成 M2 的一阶滞后项的线性函数；在此时间节点之后，二者表现出极强的负相关性。这就解释了为何两者之间相关系数较高。

正因如此，需要对模型进行修正以缓解共线性。然而当尝试在回归模型中剔除变量或者添加时间滞后项，模型的参数检验结果并不理想，无法拒绝原假设。也就是说，参数并不显著。再次考虑模型（4.7），并没有发现因为多重共线性而导致参数估计值过大或系数符号与相关程度相反的情况出现。综合上述，可以接受该线性回归模型，但将继续尝试从经济学的角度解释该模型中的变量如何产生影响。

4.4.6 宏观经济分析

根据宏观经济理论，货币供应量 M2 的增加会降低经济中的利率，从而导致更多的消费和借贷。在短期内，这应该与 GDP 的增长相关；长期来看，在过多的流动性进入经济后，诸如住房，股票等资产价格出现人为上涨的强烈历史趋势。资本的这种分配不当会导致浪费和投机性投资，通常会导致泡沫破裂和衰退。反过

来，尽管 GDP 不能完美代表经济生产力和经济健康状况，但总的来说，经济生产率的提高增加了流通货币的价值。因此即使货币供应没有减少，GDP 增长所反映的经济增长也具有自然的通缩效应。这也就佐证了二者的相关性为负。

查阅相关资料发现，M2 与 GDP 的比值常用来衡量金融深化的指标，是指在全部的经济活动中，以货币为媒介进行交易所占的比重。一版来说，该比值越大，说明经济货币化越高。该指标最早是 Mckinnon^[18] 于 1973 年提出。同时 Mckinnon 提出，这两项指标在成熟金融系统中呈正相关趋势，在借贷受限的不成熟市场中，两者往往成负相关关系。因此，在成熟市场两者比例应当处于相对合理的水平，在不成熟市场相对较高。结合论文数据和中美统计局资料，2015 年中国的 M2 约为 GDP 的两倍，而美国的同期该比率为 70%。所以，中国市场过高的比率反映出金融市场不够完善，企业经济活动比较依赖银行来筹款，M2 的作用及需求上升。最近几年，中国 GDP 增长放缓，而产业结构性调整需要大量货币流通，这一现象不仅反映了 M2/GDP 不断攀升，也解释了两者之间存在的高度共线性。因此，在当前形势下，中国金融市场体制可能存在不完善之处，需要不断发展和完善。

可以预见，在经济健康发展的形势下，M2 和 GDP 相互影响程度将下降，主要因为 M2 的增长和流通量趋于稳定 GDP 的增长减少对刺激性的货币政策的依赖。相应的，二者相关系数将下降，共线性得到缓解。因此选取上述两个因素作为宏观经济变量更加合理。

4.5 本章小结

本章首先利用 Nelson - Siegel 扩展模型，即 NSS 模型获得国债利率期限结构。模型说明当前国内金融活动相对正常，没有出现收益率曲线倒挂的现象，表明市场对看好投资前景。相较于风险较低的国债，企业债券存在风险溢价。对此，本章分析了风险溢价上升幅度的平稳性以及宏观层面主要经济因素是如何影响的，量化了国内生产总值 GDP 和广义货币 M2 影响程度。随后从经济学的角度的分析，为回归模型的合理性提供支撑，并且认为当前中国金融环境有待改善。

5 微观实证分析

在考虑了宏观因素对风险溢价的影响后，本章将对微观层面，具体企业的各项财务状况进行分析，希望得到风险溢价是如何因为企业自身运营而变动的相关结论。本章将先简要介绍涉及的 KMV 模型及对应参数求解方法，随后选取可能对风险溢价产生影响的变量，采用结构化模型求解风险溢价理论值，最后对风险溢价和影响变量进行回归分析。

5.1 模型构建

5.1.1 KMV 模型概述

首先，简要介绍本节使用的模型，KMV 模型。其基本思路为：当企业资产市场价值 V 低于企业所需清偿的负债面值 B 时，企业将发生违约。引入违约距离 (Default Distance, DD) 来表示企业资产市场价值预期 V 距离违约点 (Default Point, DP) 的远近。距离越远，发生违约的可能性较小，反之亦然。基于企业违约数据库在某一违约距离下企业实际的期望违约频率 (Expectation Default Frequency, EDF)，即未来违约概率。理论上，需要企业资产市场价值 V 和资产波动率 σ ，以计算违约距离 DD，最后得出期望违约频率 EDF。但是，在实际计算中，资产价值和资产波动率是无法直接观测到的，因此需要从股权市场价值 f ，股权市场价值波动率 σ_f 以及企业负债 B 中得到相应估计量。

具体来说，KMV 模型认为企业所有者持有一份以公司债务为交割价格，以公司资产市场价值为标的物的欧式看涨期权。此时，公司股权市场价值可用 B - S - M 定价模型进行定价。

$$\begin{cases} f = V\Phi(-h_1(d, \sigma^2\tau)) - Be^{r\tau}\Phi(h_2(d, \sigma^2\tau)), \\ \sigma_f = \frac{V\Phi(-h_1(d, \sigma^2\tau))}{E}\sigma, \end{cases} \quad (5.1)$$

这里各变量的定义详见节 (3.3) 结构化模型。

5.1.2 参数估计

通过 KMV 模型，构建了公司总资产价值 V 及其波动率 σ 与权益价值 f 及其波动率 σ_f 之间的关系。利用 NSS 模型可以得到对应期限的无风险收益率。将上述数据代入结构化模型式 (3.9)，最终得到风险溢价的理论数值。

永泰能源股份有限公司是煤炭板块上市的唯一民营企业。在当前经济环境下，

煤炭产业生产效率、采煤技术装备水平等方面十分落后，企业生存面临重大挑战。2018 年 7 月 5 日，上海清算所公告称，当日是永泰能源（600157.SH）2017 年度第四期短期融资券（代码：041773004，简称：17 永泰能源 CP004）的付息兑付日。但截至 5 日日终，上海清算所仍未收到永泰能源支付的付息兑付资金，无法代理发行人进行本期债券的付息兑付工作，已构成实质性违约。

举例说明，2016 年 3 月 30 日上市了“16 永泰 01”（sh136351），债券期限 3 年，但因为“17 永泰能源 CP004”的违约而停牌。已知上市时永泰公司的权益价值 $f = 262.68$ 亿元人民币，负债 $B = 628.27$ 亿元人民币，债券到期年限 $\tau = 2.75$ 年。利用 KMV 模型，得到了公司资产价值为 $V = 806.02$ 亿元人民币，相应的资产波动率为 $\sigma = 26.20\%$ 。从而，获得结构化模型所需参数。将上述数据代入式 (3.9) 得到的理论风险溢价为 $R(\tau) - r = 2.32\%$ 。为了便于之后的微观分析，本文考虑从 2016 年第二季度起至 2018 年第二季度永泰能源发生违约间的风险溢价，具体数值计算同上述并编制表 5.1。对结果进行初步分析，不难看出，当发生信用

表 5.1 永泰能源公司债券风险溢价

季度	2016 年 第二季 度	2016 年 第三季 度	2016 年 第四季 度	2017 年 第一季 度	2017 年 第二季 度	2017 年 第三季 度	2017 年 第四季 度	2018 年 第一季 度	2018 年 第二季 度
理论信 用利差	3.58%	2.25%	2.96%	3.09%	3.24%	3.62%	3.95%	7.38%	12.56%

违约前，永泰能源有限公司的公司债信用利差发生显著性升高，可以以此作为企业将要发生违约的信号，提醒投资者即时规避风险。

5.2 微观因素

本节列举出可能对信用利差造成影响的因素，说明选取理由并对影响做出定性判断。

（1）资产负债率（Debt Asset Ratio, DA）

资产负债率是考察企业最重要的指标之一。计算公式为：

$$DA = \text{负债总额} / \text{资产总额} \times 100\%.$$

一般来说，资产负债率相对较高，说明该公司偿还负债的能力较高，违约风险较低。因此，风险溢价与资产负债率呈现负相关。

（2）信用评级

信用评级的目的是评估信用对象信贷违约风险的大小。而违约风险很大程度上影响着风险溢价。信用评级低，相应的违约概率上升，投资者会要求更高债券的风险溢价。因此，可以断定风险溢价和信用评级存在负相关性。

（3）盈利水平

不同于资产负债率，企业的盈利水平是衡量该企业进行资本积累和增值能力的重要指标。盈利水平存在多种统计方法，本文采用每股股利作为盈利水平指标。每股股利是上市公司本年发放的普通股现金股利总额与年末普通股总数的比值，反映上市公司当期利润的积累和分配情况，计算公式为

$$\text{每股股利} = \text{普通股现金股利总额} / \text{年末普通股总数}.$$

每股股利越高，表示该公司的利润越高，盈利能力越强。盈利能力又代表着企业偿还债券负债的能力。因此，每股股利对企业的风险溢价存在影响，且影响为负相关。

（4）企业运营

应收账款周转率可以作为企业内部运营管理的参考指标。具体来说，该指标表示企业在生产活动中利用资金的效率和资金链周转能力。应收账款周转率表达式：

$$\text{应收账款周转率} = \text{收入} / \text{平均应收账款}.$$

该比率越高，代表企业资金链稳顶，资金周转能力强，企业运行稳定，也就不可能发生违约。因此，可以推断应收账款周转率和风险溢价的相关性为负。

（5）债券期限

从上一章中 N - S 模型中不难看出，随着债券到期期限的变长，国债收益率逐渐上升。对此的解释为流动性溢价。现在考虑公司债券，不仅存在流动性溢价还存在违约风险溢价。也就是，当期限变长投资者对未来到期时的信用状况掌握越模糊，债务方违约风险很难排除，故需要提供风险溢价作补偿。而且期限和溢价的变动应该呈现正相关性，即期限越长，风险溢价越高。

5.3 数据收集

本文参考永泰能源自 2016 年至违约发生之间的公司季度报告，选取上一小节中的企业因素作为自变量，对违约债券的风险溢价进行评估。数据如表 5.2 所示。其中将信用等级处理为分类变量， $AA^+ = 1$, $A = 0$ 。

表 5.2 永泰能源公司季度报告
数据来源：Wind 数据

季度	资产负债率	信用评级	每股股利	应收账款周转率	债券期限
2016 年二季度	69.36%	1	1.51%	0.77	2.75
2016 年三季度	69.60%	1	1.80%	1.33	2.50
2016 年四季度	70.31%	1	1.67%	2.61	2.25
2017 年一季度	70.44%	1	0.86%	0.97	2.00
2017 年二季度	72.10%	1	1.19%	2.22	1.75
2017 年三季度	72.08%	1	1.26%	3.19	1.50
2017 年四季度	73.14%	1	1.54%	4.17	1.25
2018 年一季度	72.95%	1	4.11%	0.88	1.00
2018 年二季度	73.18%	0	-1.40%	2.75	0.75

5.4 回归分析

首先检查自变量与自变量之间，自变量与因变量之间的相关系数，得到了如表 5.3 的结果。

表 5.3 相关性分析

	资产负债率	信用评级	每股股利	账款周转率	债券期限	风险溢价
资产负债率	1	-0.418	-0.086	0.568	-0.966	0.615
信用评级	-0.418	1	0.745	-0.205	0.548	-0.900
每股股利	-0.086	0.745	1	-0.353	0.148	-0.410
账款周转率	0.568	-0.205	-0.353	1	-0.457	0.098
债券期限	-0.966	0.548	0.148	-0.457	1	-0.744
风险溢价	0.615	-0.900	-0.410	0.098	-0.744	1

根据相关系数，除去资产负债率与债券期限、信用评级与每股股利之间的相关性较强外，其余自变量可以认为不多重共线性不严重。同时发现，应收账款周转率与节 5.3 中定性分析存在差异，但因其与风险溢价的相关程度较小，同时在会计行业对该指标的认同度和统计口径存在异议，因而具体分析该指标的意义不大。

随后，在 R 中采用向后 backward 的逐步回归，得到初步模型为：

$$\begin{aligned} \text{风险溢价} = & 0.575174 \times \text{资产负债率} - 0.107132 \times \text{信用评级} + 0.879146 \\ & \times \text{每股股利} - 0.004071 \times \text{应收账款周转率} - 0.271807. \end{aligned} \quad (5.2)$$

但是一方面，在对各变量进行 t 检验时发现，截距项和应收账款周转率的 p

值分别为 0.14 和 0.17，在 10% 的显著性水平下，无法拒绝参数为 0 的原假设。另一方面，得到的每股股利和资产负债率的估计量为正，与节 5.3 中的假设矛盾。因此，需要在模型的基础上对变量进行进一步的筛选。

因为资产负债率相较于其他变量更加重要，本文并不优先考虑剔除该变量。因此，尝试剔除每股股利与应收账款周转率并重新进行拟合。结果发现当剔除应收账款周转率时，截距项与资产负债率均不显著；而剔除每股股利后，各项系数均在 5% 的水平下显著。R 输出结果如图 5.1 所示。

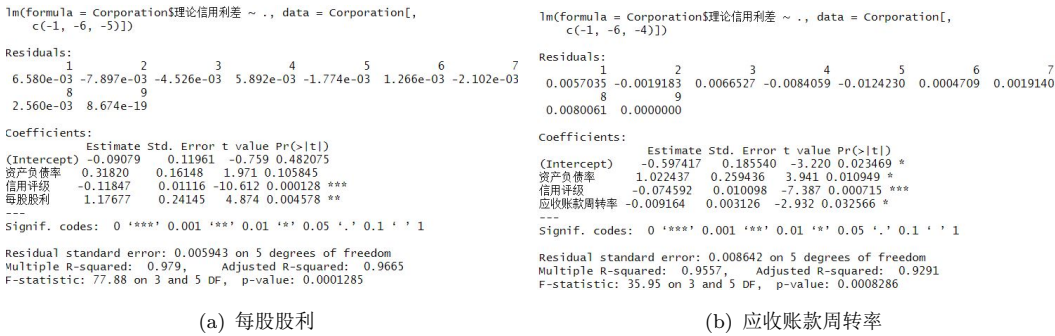


图 5.1 回归变量筛选

综上所述，得到了较优回归方程：

$$\text{风险溢价} = 1.022 \times \text{资产负债率} - 0.074 \times \text{信用评级} - 0.009 \times \text{应收账款周转率} - 0.597. \quad (5.3)$$

拟合结果如图 5.2 所示。

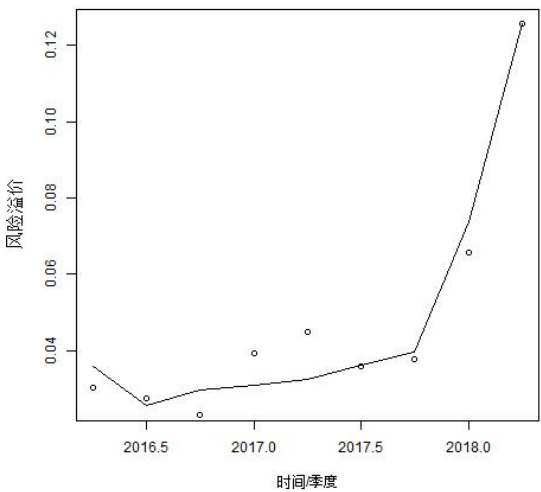


图 5.2 回归模型拟合图

5.5 统计分析

本小节将进一步改进该回归模型。首先，验证模型的误差项的基本假设。

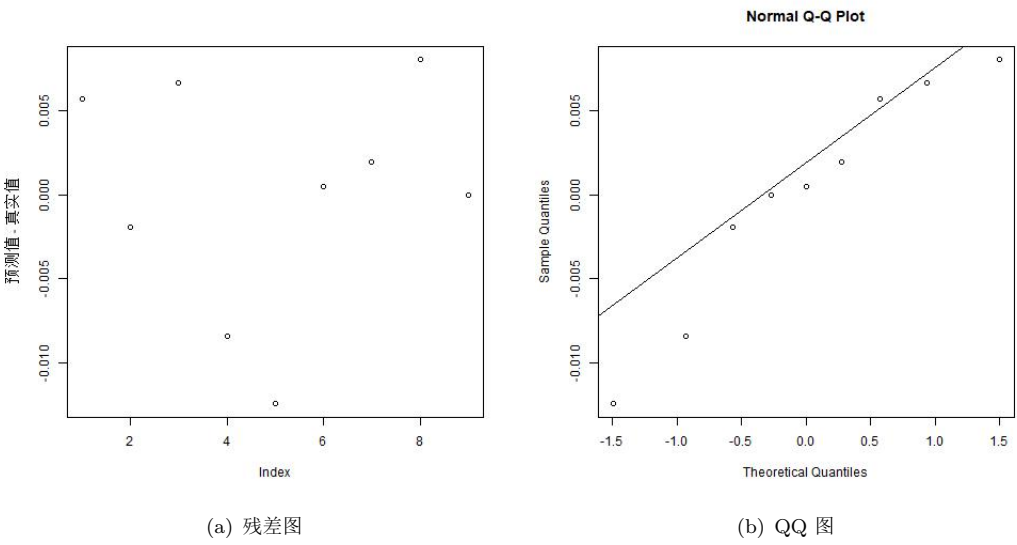


图 5.3 误差项方差与正态分布检验图

显然，误差项 ϵ 并没有很好的满足假设，需要考虑对数据进行进一步处理。由图可知，第五个观测值的残差偏离程度较大，选择将其剔除，对新数据采用 Box - Cox 变换使其服从正态分布（图 5.3）。

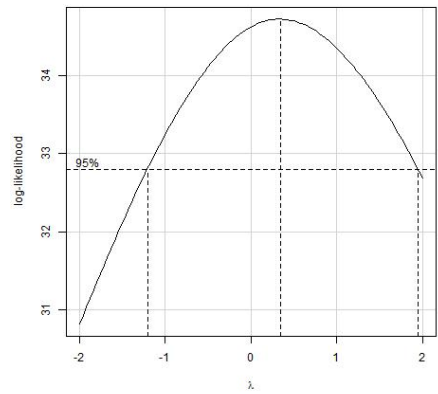


图 5.4 Box - Cox 变换

最大似然估计值 $\lambda = 0$ （图 5.4），因此对因变量风险溢价做对数变换，再进行拟合，得到结果图 5.5。

再次检查残差图并未发现异常点且更好的符合正态分布，如图 5.6 所示，且残差之间并未发现有规律，可以认为相互独立。因此得到了最终的拟合模

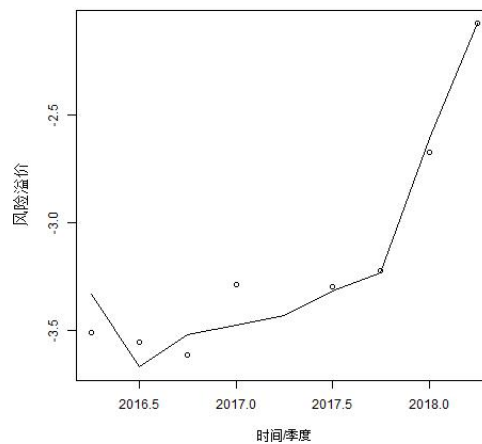
```
Call:
lm(formula = log(Corporation.New$理论信用利差) ~ ., data = Corporation.New)

Residuals:
    1      2      3      4      6      7      8      9 
1.776e-01 -1.172e-01  9.500e-02 -1.909e-01 -2.064e-02 -8.270e-03  6.448e-02 
6.939e-17 

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  -19.03421    3.41019   -5.582  0.00505 **
资产负债率    23.85774    4.76600    5.006  0.00746 **
信用评级     -0.88104    0.18476   -4.769  0.00885 **
应收账款周转率 -0.18165    0.05601   -3.243  0.03157 *
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.1544 on 4 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.9531,    Adjusted R-squared:  0.9178 
F-statistic: 27.07 on 3 and 4 DF,  p-value: 0.004067
```

(a) 拟合结果与假设检验



(b) 回归模型拟合图

图 5.5 拟合结果与假设检验

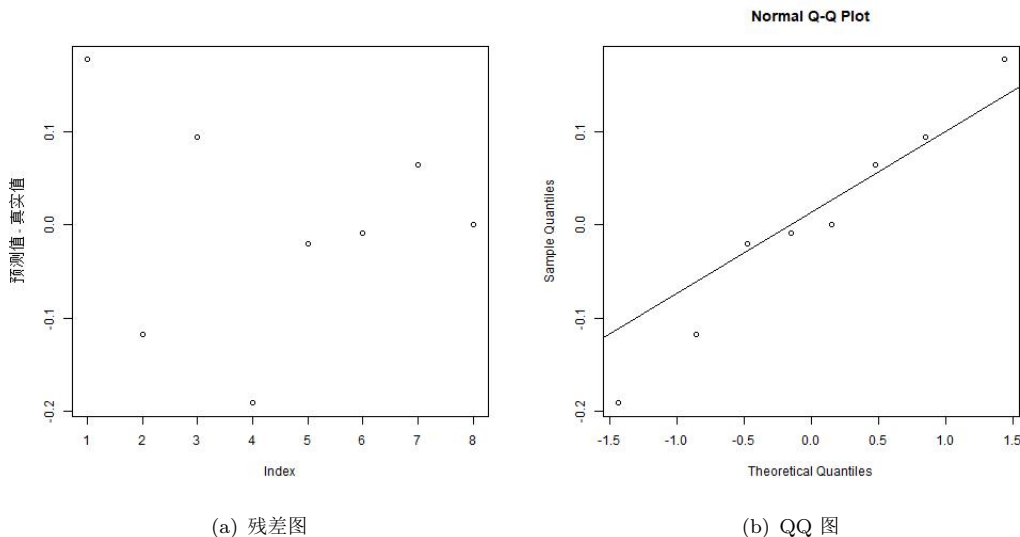


图 5.6 误差项方差与正态分布检验图

型为:

$$\begin{aligned} \log(\text{风险溢价}) = & 23.858 \times \text{资产负债率} - 0.881 \times \text{信用评级} \\ & - 0.182 \times \text{应收账款周转率} - 19.034. \end{aligned} \quad (5.4)$$

5.6 微观经济分析

无论采用何种模型,资产负债率的系数估计量均为正。对此的解释为,企业的资产负债率越高,该企业的生产运营越来越依靠借债来完成。企业的发展需要大量的贷款,即企业建立在货币化上的程度越来越高,而不是以科技进步和生产力的提升为内在拉动力。因此该类企业的偿还能力逐渐减弱,相应的违约概率逐渐

上升，从而呈现正相关性。

同时，根据模型，资产负债率对企业风险溢价的影响远大于其他因素。可以得到结论：在考察企业的风险溢价及违约风险时，应当着重关注该企业的资产负债情况。因为企业的资产负债率出现 1% 的上升，会使风险溢价上升 $\exp(0.01) - 1 = 1\%$ 。

5.7 本章小结

本章先就 KMV 模型进行阐述，结合永泰能源公司债券违约的实例，利用结构化模型，求得该公司债券的理论风险溢价。随后建立多元回归模型并通过统计手段对模型进行了优化，最终得出风险溢价的三类微观影响因素：资产负债率，信用评级和应收账款周转率。

6 总结

6.1 主要结论

论文通过分析，得出了以下结论：

- (1) 论文利用 NSS 模型拟合中国各期限长度的国债收益率，得出的结论为中短期内国债收益率随时间长度增加而显著上升；从长期来看，国债收益率对时间并不敏感，增长幅度比较平缓。
- (2) 从宏观上分析，论文得到的多元线性模型为：

$$\text{Risk.Premium} = 3.024 \times 10^{-5} \text{GDP} + 4.820 \times 10^{-5} \text{M2} - 1.249, \quad (6.1)$$

即风险溢价与 GDP 和 M2 关系较大，且均呈现正相关关系。

- (3) 从微观上分析，论文得到的模型为：

$$\begin{aligned} \log(\text{风险溢价}) = & 23.858 \times \text{资产负债率} - 0.881 \times \text{信用评级} \\ & - 0.182 \times \text{应收账款周转率} - 19.034. \end{aligned} \quad (6.2)$$

资产负债率与风险溢价呈现正相关性，而信用评级与应收账款周转率则呈现负相关性。而且，资产负债率对企业的风险溢价影响巨大，因此需要特别关注该微观变量。

6.2 不足之处及改进方面

论文在数据收集、处理和分析等方面存在以下不足：

- (1) 从数据收集的角度来说，因本人获取数据能力有限，本文采用的数据大都局限在 2015 年以后，且样本点大都以季度为单位进行获取，导致数据量偏少。在进行统计学意义下的假设检验时，样本容量会对统计量造成不小的影响。
- (2) 因本人获取数据能力有限选取的数据较为单一。例如在进行微观分析时，只选用了永泰能源作为违约企业，导致模型并不具有很强的适用性。如果条件允许，可以采用多种行业数据进行分析，相信得到的结果更加可信。
- (3) 从数据处理的角度来说，只探究了变量之间的线性关系，没有考虑非线性关系。对于涉及时间的变量，没有把时间项区分出来，所以在得到的模型中，可能存在时间趋势。

- (4) 从数据分析的角度来说，将宏观和微观变量区分开来，独立的进行研究。实际上，宏观经济政策往往对微观个体企业有着深远的影响。因此，可以将两者放在一起进行探究。
- (5) 在进行回归拟合时，仅对原数据进行拟合。从统计学意义上来说，可能会出现过拟合 (overfitting)。改进方法为可以将数据分为训练样本和预测样本，这样更能检验模型是否真正具有预测效果。
- (6) 本人才疏学浅，在经济学意义上的分析往往不够深入，对经济学背后的原理涉及较少。
- (7) 论文涉及违约风险较少，对该风险概率也仅仅停留在原理陈述和定性分析上。在未来研究中，可以采用违约和信用良好的企业数据，采用 logistic 和 probit 回归，得到企业违约风险概率模型，这在实际金融活动中更加适用。

6.3 建议与展望

作为我国近年来发展势头迅猛的金融产品，企业或公司债券市场环境仍然不够完善。第一，市场监管体制约束了债券市场的发展。监管部门过多，监管框架死板且存在漏洞。第二，信用体制不健全，信用评级机构缺乏权威。我国的评级机构与国际知名评级机构相比缺乏公信力，对企业债券的评级存在评级不准确的现象。无论对市场投资还是行业发展都不利^[19]。

基于上述问题，结合本文观点提出未来我国公司债券市场的发展意见和展望：

- (1) 减少行政干预。由市场决定供求关系。完善监管体制漏洞，加强对评级机构的资格审查和评级制度管理。政府应该向服务型职能转变。
- (2) 具体来说，企业债券市场与货币供给量和企业负债关系密切。对此，在企业的发展中减少对货币供给的依赖，增加技术创新在企业发展的比例，用生产力的提升作为企业发展的根本。

随着市场的不断完善，发行主体和债券种类也会极大的丰富。债券市场反过来也会极大的促进个体企业和整个金融行业的健康持续稳定发展。

参考文献

- [1] 尹昱乔, 黄稚渊, 郑翔宇, 王雨楠, 王琳, 王瑞, 姚一帆. 2019 年债券市场统计分析报告 [J]. 债券, 2020(01): 86-91.
- [2] 上海证券交易所. 公司债介绍 [EB/OL]. <http://www.sse.com.cn/assortment/bonds/corporatebond/home>, 2020-03-18.
- [3] 白月明子. 我国公司债券的发展历程与展望 [J]. 中国外资, 2012(14): 146.
- [4] 王菲, 冯诗浩, 李昱闻, 张峰源. 关于企业债券违约概况的调查分析 [J]. 智库时代, 2020(02): 63-64.
- [5] 张少聪. 中国公司债券信用利差的影响因素研究 [D]. 北京外国语大学, 2019.
- [6] Francis A. Longstaff, Eduardo S. Schwartz. A simple approach to valuing risky fixed and floating rate debt[J]. Journal of Finance, 1995:789-819.
- [7] 张茂军, 李婷婷, 叶志锋. 中国公司债信用利差的影响机理研究 [J]. 金融理论与实践, 2015(06): 17-21.
- [8] Liuren Wu, Xiaoling Zhang. A No—Arbitrage Analysis Credit Spread Term Structure[J]. Management Science, 2008, 54(6): 1160-1175.
- [9] 戴贇, 冯时. 货币政策利率对债券市场信用利率的传导研究 [J]. 财经研究, 2011(12): 61-71.
- [10] 戴国强, 孙新宝. 我国企业债券信用利差宏观决定因素研究 [J]. 财经研究, 2018(12): 39-45.
- [11] Altman, E. I. Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy[J]. The Journal of Finance, 23(4):589-609.
- [12] 陈文汉, 周中胜. 内部控制质量与企业债务融资成本 [J]. 南开管理评论, 2014(03): 103-111.
- [13] Fons, J. S., & Kimball, A. E. Corporate bond defaults and default rates 1970-1990[J]. Journal of Fixed Income, 1991, 1(1): 36-47.
- [14] Malkiel, Burton Gordon. Expectations, Bond Prices, and the Term Structure of Interest Rates[J]. The Quarterly Journal of Economics. 1962, 76(2), 197-218.
- [15] Darrell Duffie, Ken Singleton. Modeling Term Structure of Defaultable Bonds[J]. Review of Financial Studies, 1999, 12: 687-720.
- [16] Robert C Merton. On the pricing of corporate debt: The risk structure of interest rates[J]. Journal of Finance, 1974, 29(2): 449-470.

- [17] Sveinsson L. Estimating and Interpreting Forward Interest Rates: Sweden 1992-1994[J]. IMF Working Paper, 1994,114.
- [18] Shaw, Edward S. Financial Deepening in Economic Development[M]. New York: Oxford University Press, 1973.
- [19] 董赛飞. 我国债券市场的现状及发展趋势 [J]. 经济期刊, 2016(07).

附录 A 变量趋势图

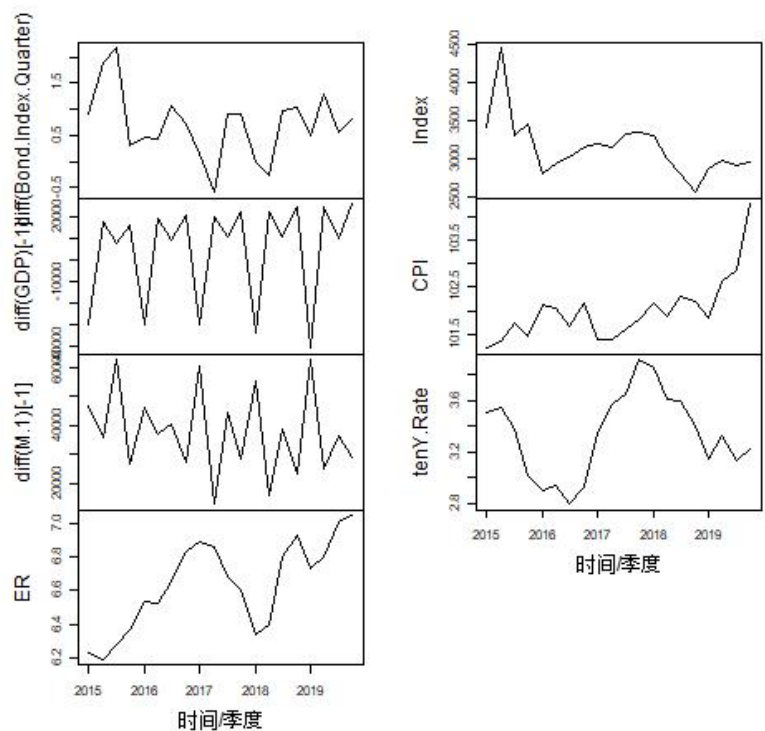


图 A1 变量趋势图

从左到右，从上到下依次为差分后的风险溢价 Risk.Premium、上证综指 INDEX、差分后的国内生产总值 GDP、居民消费价格指数 CPI、差分后的货币流量 M2、十年期国债收益率 10Y 以及人民币兑美元汇率 ER。

附录 B 2014 年 7 月至 2020 年 1 月宏观数据

表 B1 和表 B2 中公司债券风险溢价为 Differences = 公司债指数 - 10 年期国债指数。Quarterly 代表按季度取均值。日期为由近到远，即 2020 年 1 月 20 日到 2014 年 10 月 14 日。单位为人民币。

表 B3 和表 B4 为 10 年期国债收益率和上证综指，其中 10 年期国债收益率单位为 %。

表 B5、表 B6 和表 B7 为人民币兑美元汇率以及居民消费价格指数。其中 Mean 为开盘价 Open 与收市价 Close 的均值。

表 B8 和表 B9 为货币流通量。日期为由近到远，即 2020 年 1 月 20 日到 2014 年 7 月 14 日。单位为亿元人民币。

表 B10 为国民生产总值。单位为亿元人民币。

需要说明的是，2020 年 1 月份的数据为当月数据，没有参与到季度运算。

表 B1 变量数据-1

10 年期国 债指数	Date	Price	公司债指 数	Date	Price	Differences	Quarterly
	Jan 20	178.15		Jan 20	203.71	25.56	25.56
	Dec 19	177.27		Dec 19	202.88	25.61	25.75666667
	Nov 19	176.45		Nov 19	202.26	25.81	
	Oct 19	175.76		Oct 19	201.61	25.85	
	Sep 19	175.53		Sep 19	200.75	25.22	24.93
	Aug 19	174.98		Aug 19	199.82	24.84	
	Jul 19	174.02		Jul 19	198.75	24.73	
	Jun 19	173.31		Jun 19	197.81	24.5	24.36666667
	May 19	172.56		May 19	197.01	24.45	
	Apr 19	172.02		Apr 19	196.17	24.15	
	Mar 19	172.02		Mar 19	195.41	23.39	23.07666667
	Feb 19	171.42		Feb 19	194.61	23.19	
	Jan 19	170.96		Jan 19	193.61	22.65	
	Dec 18	169.88		Dec 18	192.36	22.48	22.57666667
	Nov 18	168.69		Nov 18	191.44	22.75	
	Oct 18	167.64		Oct 18	190.14	22.5	
	Sep 18	166.92		Sep 18	189.24	22.32	21.53
	Aug 18	166.6		Aug 18	188.34	21.74	
	Jul 18	166.42		Jul 18	186.95	20.53	
	Jun 18	165.45		Jun 18	185.85	20.4	20.56333333
	May 18	164.7		May 18	185.23	20.53	
	Apr 18	163.92		Apr 18	184.68	20.76	
	Mar 18	162.96		Mar 18	183.43	20.47	20.82333333
	Feb 18	162.05		Feb 18	182.94	20.89	
	Jan 18	161.27		Jan 18	182.38	21.11	
	Dec 17	160.85		Dec 17	181.97	21.12	20.84666667
	Nov 17	160.81		Nov 17	181.65	20.84	
	Oct 17	160.81		Oct 17	181.39	20.58	
	Sep 17	160.69		Sep 17	180.98	20.29	19.95
	Aug 17	160.71		Aug 17	180.53	19.82	
	Jul 17	160.37		Jul 17	180.11	19.74	
	Jun 17	160.41		Jun 17	179.62	19.21	19.03333333
	May 17	160.15		May 17	179.16	19.01	
	Apr 17	160.61		Apr 17	179.49	18.88	
	Mar 17	160.18		Mar 17	179.65	19.47	19.63
	Feb 17	160.02		Feb 17	179.54	19.52	
	Jan 17	159.71		Jan 17	179.61	19.9	
	Dec 16	159.82		Dec 16	179.5	19.68	19.47
	Nov 16	160.35		Nov 16	180.11	19.76	
	Oct 16	160.73		Oct 16	179.7	18.97	

表 B2 续 变量数据-1

10 年期国 债指数	Date	Price	公司债指 数	Date	Price	Differences	Quarterly
	Sep 16	159.73		Sep 16	178.81	19.08	18.75333333
	Aug 16	159.22		Aug 16	178.08	18.86	
	Jul 16	158.44		Jul 16	176.76	18.32	
	Jun 16	157.67		Jun 16	175.48	17.81	17.68333333
	May 16	157.18		May 16	174.72	17.54	
	Apr 16	156.68		Apr 16	174.38	17.7	
	Mar 16	156.63		Mar 16	174.27	17.64	17.25666667
	Feb 16	155.72		Feb 16	172.93	17.21	
	Jan 16	155.2		Jan 16	172.12	16.92	
	Dec 15	154.51		Dec 15	171.31	16.8	16.80333333
	Nov 15	153.09		Nov 15	169.83	16.74	
	Oct 15	152.79		Oct 15	169.66	16.87	
	Sep 15	151.62		Sep 15	168.69	17.07	16.48666667
	Aug 15	150.91		Aug 15	167.46	16.55	
	Jul 15	150.29		Jul 15	166.13	15.84	
	Jun 15	149.64		Jun 15	164.36	14.72	14.32333333
	May 15	148.91		May 15	163.73	14.82	
	Apr 15	148.52		Apr 15	161.95	13.43	
	Mar 15	147.97		Mar 15	160.84	12.87	12.42333333
	Feb 15	147.62		Feb 15	160.14	12.52	
	Jan 15	146.67		Jan 15	158.55	11.88	
	Dec 14	145.68		Dec 14	157.1	11.42	11.52333
	Nov 14	145.37		Nov 14	157.27	11.9	
	Oct 14	114.49		Oct 14	115.74	11.25	

表 B3 变量数据-2

10year	Date	Price	Quarterly	Index	Date	Price	Quarterly
	Jan 20	3.05	3.05		Jan 20	2976.53	2976.53
	Dec 19	3.173	3.215333333		Dec 19	3050.12	2950.39
	Nov 19	3.192			Nov 19	2871.98	
	Oct 19	3.281			Oct 19	2929.06	
	Sep 19	3.155	3.135333333		Sep 19	2905.19	2907.98
	Aug 19	3.068			Aug 19	2886.24	
	Jul 19	3.183			Jul 19	2932.51	
	Jun 19	3.279	3.330666667		Jun 19	2978.88	2985.31
	May 19	3.297			May 19	2898.7	
	Apr 19	3.416			Apr 19	3078.34	

表 B4 续 变量数据-2

10year	Date	Price	Quarterly	Index	Date	Price	Quarterly
	Mar 19	3.075	3.137666667		Mar 19	3090.76	2872.09
	Feb 19	3.208			Feb 19	2940.95	
	Jan 19	3.13			Jan 19	2584.57	
	Dec 18	3.27	3.400333333		Dec 18	2493.9	2561.62
	Nov 18	3.398			Nov 18	2588.19	
	Oct 18	3.533			Oct 18	2602.78	
	Sep 18	3.655	3.596		Sep 18	2821.35	2807.67
	Aug 18	3.6			Aug 18	2725.25	
	Jul 18	3.533			Jul 18	2876.4	
	Jun 18	3.543	3.614		Jun 18	2847.42	3008.37
	May 18	3.646			May 18	3095.47	
	Apr 18	3.653			Apr 18	3082.23	
	Mar 18	3.778	3.859666667		Mar 18	3168.9	3303.05
	Feb 18	3.857			Feb 18	3259.41	
	Jan 18	3.944			Jan 18	3480.83	
	Dec 17	3.915	3.916		Dec 17	3307.17	3339.23
	Nov 17	3.917			Nov 17	3317.19	
	Oct 17	3.916			Oct 17	3393.34	
	Sep 17	3.638	3.647333333		Sep 17	3348.94	3327.59
	Aug 17	3.675			Aug 17	3360.81	
	Jul 17	3.629			Jul 17	3273.03	
	Jun 17	3.578	3.575		Jun 17	3192.43	3154.76
	May 17	3.67			May 17	3117.18	
	Apr 17	3.477			Apr 17	3154.66	
	Mar 17	3.31	3.343666667		Mar 17	3222.51	3207.8
	Feb 17	3.358			Feb 17	3241.73	
	Jan 17	3.363			Jan 17	3159.17	
	Dec 16	3.066	2.917666667		Dec 16	3103.64	3151.39
	Nov 16	2.943			Nov 16	3250.03	
	Oct 16	2.744			Oct 16	3100.49	
	Sep 16	2.769	2.793		Sep 16	3004.7	3023.18
	Aug 16	2.805			Aug 16	3085.49	
	Jul 16	2.805			Jul 16	2979.34	
	Jun 16	2.875	2.938666667		Jun 16	2929.61	2928.18
	May 16	2.995			May 16	2916.62	
	Apr 16	2.946			Apr 16	2938.32	
	Mar 16	2.886	2.901333333		Mar 16	3003.92	2809.83
	Feb 16	2.909			Feb 16	2687.98	
	Jan 16	2.909			Jan 16	2737.6	
	Dec 15	2.862	3.012333333		Dec 15	3539.18	3455.71
	Nov 15	3.088			Nov 15	3445.4	
	Oct 15	3.087			Oct 15	3382.56	
	Sep 15	3.276	3.381333333		Sep 15	3052.78	3307.5
	Aug 15	3.394			Aug 15	3205.99	
	Jul 15	3.474			Jul 15	3663.73	
	Jun 15	3.629	3.547333333		Jun 15	4277.22	4443.54
	May 15	3.591			May 15	4611.74	
	Apr 15	3.422			Apr 15	4441.66	
	Mar 15	3.623	3.505333333		Mar 15	3747.9	3422.85
	Feb 15	3.379			Feb 15	3310.3	
	Jan 15	3.514			Jan 15	3210.36	

表 B5 变量数据-3

Date	ER	Open	Close	Mean	Quarterly	CPI	Quarterly
2015-01-01		6.1961	6.241	6.21855	6.23365	100.8	101.2
2015-02-01		6.25078	6.2495	6.25014		101.4	
2015-03-01		6.26802	6.1965	6.23226		101.4	
2015-04-01		6.1875	6.1902	6.18885	6.191166667	101.5	101.3666667
2015-05-01		6.191	6.1912	6.1911		101.2	
2015-06-01		6.1883	6.1988	6.19355		101.4	
2015-07-01		6.191	6.1997	6.19535	6.2815	101.6	101.7333333
2015-08-01		6.1998	6.3785	6.28915		102	
2015-09-01		6.3664	6.3536	6.36		101.6	
2015-10-01		6.3471	6.31872	6.33291	6.371386667	101.3	101.4666667
2015-11-01		6.3081	6.385	6.34655		101.5	
2015-12-01		6.3882	6.4812	6.4347		101.6	
2016-01-01		6.4837	6.6072	6.54545	6.531083333	101.8	102.1333333
2016-02-01		6.5661	6.5304	6.54825		102.3	
2016-03-01		6.544	6.4551	6.49955		102.3	
2016-04-01		6.439	6.4641	6.45155	6.525255	102.3	102.0666667
2016-05-01		6.47543	6.5733	6.524365		102	
2016-06-01		6.5729	6.6268	6.59985		101.9	
2016-07-01		6.6381	6.6423	6.6402	6.658283333	101.8	101.6666667
2016-08-01		6.6424	6.6804	6.6614		101.3	
2016-09-01		6.6778	6.6687	6.67325		101.9	
2016-10-01		6.6707	6.7834	6.72705	6.826833333	102.1	102.1666667
2016-11-01		6.775	6.8973	6.83615		102.3	
2016-12-01		6.8908	6.9438	6.9173		102.1	
2017-01-01		6.9438	6.8807	6.91225	6.888216667	102.5	101.4
2017-02-01		6.8787	6.8701	6.8744		100.8	
2017-03-01		6.867	6.889	6.878		100.9	
2017-04-01		6.8903	6.8969	6.8936	6.8588	101.2	101.4

表 B6 续 变量数据-3

Date	ER	Open	Close	Mean	Quarterly	CPI	Quarterly
2017-05-01		6.9113	6.8558	6.88355			101.5
2017-06-01		6.8128	6.7857	6.79925			101.5
2017-07-01		6.7765	6.7389	6.7577	6.6817		101.4 101.6
2017-08-01		6.7252	6.5957	6.66045			101.8
2017-09-01		6.5889	6.665	6.62695			101.6
2017-10-01		6.6356	6.6424	6.639	6.606283333		101.9 101.8
2017-11-01		6.6346	6.6083	6.62145			101.7
2017-12-01		6.6111	6.5057	6.5584			101.8
2018-01-01		6.5057	6.3211	6.4134	6.34145		101.5 102.1666667
2018-02-01		6.2892	6.3167	6.30295			102.9
2018-03-01		6.3304	6.2856	6.308			102.1
2018-04-01		6.2856	6.337	6.3113	6.400016667		101.8 101.8666667
2018-05-01		6.3318	6.418	6.3749			101.9
2018-06-01		6.4003	6.6274	6.51385			101.9
2018-07-01		6.6215	6.8149	6.7182	6.800416667		102.1 102.3
2018-08-01		6.8118	6.8431	6.82745			102.3
2018-09-01		6.8432	6.868	6.8556			102.5
2018-10-01		6.868	6.9663	6.91715	6.928216667		102.5 102.2
2018-11-01		6.9747	6.9415	6.9581			102.2
2018-12-01		6.9416	6.8772	6.9094			101.9
2019-01-01		6.8776	6.7155	6.79655	6.7305		101.7 101.8333333
2019-02-01		6.6998	6.6862	6.693			101.5
2019-03-01		6.6928	6.7111	6.70195			102.3
2019-04-01		6.7021	6.7324	6.71725	6.804716667		102.5 102.6333333
2019-05-01		6.7339	6.9009	6.8174			102.7
2019-06-01		6.8919	6.8671	6.8795			102.7
2019-07-01		6.8568	6.8836	6.8702	7.005466667		102.8 102.8666667
2019-08-01		6.8835	7.1436	7.01355			102.8
2019-09-01		7.1435	7.1218	7.13265			103

表 B7 续 变量数据-3

Date	ER	Open	Close	Mean	Quarterly	CPI	Quarterly
2019-10-01		7.1384	7.0544	7.0964	7.046633333	103.8	104.2666667
2019-11-01		7.0382	7.0316	7.0349		104.5	
2019-12-01		7.0315	6.9857	7.0086		104.5	
2020-01-01		6.9623	6.9357	6.949	6.949	105.4	105.4

表 B8 变量数据-4

Date	M2	100 Million Yuan	Quarterly
Jan 20		1194249.24	1197933.243
Dec 19		1197499.08	
Nov 19		1202051.41	
Oct 19		1199236.31	1212072.357
Sep 19		1208605.95	
Aug 19		1228374.81	
Jul 19		1242710.22	1258474.493
Jun 19		1257380.48	
May 19		1275332.78	
Apr 19		1280779.14	1294068.385
Mar 19		1307357.63	
Feb 19		1333375.36	
Jan 19		1353210.92	1356647.653
Dec 18		1356907.98	
Nov 18		1359824.06	
Oct 18		1361020.70	1383117.06
Sep 18		1373956.01	
Aug 18		1392278.11	
Jul 18		1416319.55	1429045.42
Jun 18		1424618.68	
May 18		1446198.03	
Apr 18		1445209.59	1465798.843
Mar 18		1461695.11	
Feb 18		1490491.83	
Jan 18		1491558.72	1506300.71
Dec 17		1510982.91	
Nov 17		1516360.5	
Oct 17		1519485.4	1533328.043
Sep 17		1530432.06	
Aug 17		1550066.67	
Jul 17		1584194.56	1593996.847
Jun 17		1589857	
May 17		1607938.98	
Apr 17		1603918.84	1606829.805
Mar 17		1609740.77	
Feb 17		1639497.05	
Jan 17		1636341.11	1650984.82

表 B9 续 变量数据-4

Date	M2	100 Million Yuan	Quarterly
Dec 16		1652947.3	
Nov 16		1663666.05	
Oct 16		1662449.96	1679156.64
Sep 16		1679156.64	
Aug 16		1690235.31	
Jul 16		1720814.46	1734464.8
Jun 16		1729070.12	
May 16		1739859.48	
Apr 16		1737683.73	1750308.63
Mar 16		1743063.79	
Feb 16		1770178.37	
Jan 16		1776196.11	1788844.04
Dec 15		1788670.43	
Nov 15		1801665.58	
Oct 15		1795561.6	1811826.963
Sep 15		1813175.07	
Aug 15		1826744.22	
Jul 15		1865935.33	1874258.307
Jun 15		1867427.45	
May 15		1889412.14	
Apr 15		1884670.33	1899061.407
Mar 15		1891153.7	
Feb 15		1921360.19	
Jan 15		1919410.82	1935717.913
Dec 14		1935492.43	
Nov 14		1952250.49	
Oct 14		1945600.55	1964510.037
Sep 14		1961429.56	
Aug 14		1986500	
Jul 14		2023100	2023100

表 B10 变量数据-5

GDP	Date	100 Million Yuan
	2014 年第三季度	165484.7
	2014 年第四季度	180828.9
	2015 年第一季度	151137.9
	2015 年第二季度	168549.7
	2015 年第三季度	176597.7
	2015 年第四季度	192572.9
	2016 年第一季度	162410
	2016 年第二季度	181408.2
	2016 年第三季度	191010.6
	2016 年第四季度	211566.2
	2017 年第一季度	181867.7
	2017 年第二季度	201950.3
	2017 年第三季度	212789.3
	2017 年第四季度	235428.7
	2018 年第一季度	202035.7
	2018 年第二季度	223962.2
	2018 年第三季度	234474.3
	2018 年第四季度	258808.9
	2019 年第一季度	218062.8
	2019 年第二季度	242573.8
	2019 年第三季度	252208.7
	2019 年第四季度	278019.7