

doi:10.19920/j.cnki.jmsc.2025.06.008

债券市场注册制改革、垄断竞争与评级膨胀^①

石晓军^{1,2}, 赵鹤森³, 谭松涛^{1,2}

(1. 中国财政金融政策研究中心, 北京 100872; 2. 中国人民大学财政金融学院, 北京 100872;
3. 中国机电设备招标中心(工业和信息化部政府采购中心), 北京 100872)

摘要: 全面转向注册制将对中国资本市场产生全局性重大影响, 但现有文献没有回答债券市场发行审核权下放、转向注册制会缓解还是加剧债券市场信息不对称的问题。基于 Bolton, Freixas 和 Shapiro^[1] 经典模型, 结合中国债券市场特点, 扩展建立了垄断竞争下的信号博弈模型, 得到注册制下评级膨胀分离均衡解及相应的检验假设。实证部分利用中国公司债发行“注册制”转型(核准制改革)的准自然实验, 运用工商登记号精准匹配公司债券和中期票据的实证策略, 给出了支持注册制下评级膨胀分离均衡的证据。证据表明, 头部评级机构会利用公司债券发行制度改革形成的套利空间实施垄断型评级膨胀, 而其他评级机构则会随后实施竞争性评级膨胀, 发行主体会增加私有信息隐藏。建议从强制信息披露、提高信誉惩戒、加强投资者教育等方面进一步完善中国债券市场注册制改革的配套制度建设。

关键词: 注册制; 信号博弈; 信息不对称; 评级膨胀; 债券市场

中图分类号: F830.9 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2025)06-0119-25

0 引 言

随着中国资本市场上市注册制的全面实施, 关于中国情景下注册制改革政策效果的争论开始出现, 甚至趋于激烈, 以至于监管部门就此专门召开记者招待会^②。处于争论焦点的一个核心问题是: 注册制改革如何影响中国资本市场的信息效率? 这个问题无论是学术文献还是政策研究尚未给出答案。由于注册制改革率先在公司债市场实施, 中国债券市场上市制度的双轨制和公司债市场的局部上市制度改革为回答这个问题提供了独特的机会。本研究的主要贡献是利用中国债券市场上公司债发行渐进注册制改革带来的独特实验机会, 进行理论和实证研究, 试图回答注册制如何影响信息效率的问题。研究发现注册制改革在垄

断竞争机制下会加剧评级膨胀问题, 降低债券市场信息效率。可见, 孤立地实施注册制有可能会带来不良后果。结果表明, 实施注册制的同时应进一步有针对性地强化市场信息透明制度, 才可能达到既能提供更多融资便利又不损害市场信息效率的政策效果。

在理论上, 本研究从两个方面扩展了 Bolton, Freixas 和 Shapiro^[1] 经典模型(下面简称为 BFS 模型), 使之更好地描述中国债券市场的主要特点。第一, 将 BFS 模型扩展为信号博弈模型(signaling game), 以刻画发行人为了获得更好的评级、降低融资成本而有隐藏不利信息的动机。发行人信息不透明是中国债券市场的主要特点之一。为刻画这个特点, 就需要区别不同评级机构的信息精度并体现发行人的信息策略。而 BFS 模型假设发行

① 收稿日期: 2022-02-07; 修订日期: 2023-11-04。

基金项目: 国家社会科学基金资助重点项目(21AZD028); 国家自然科学基金资助项目(71673281; 72472154)。

作者简介: 石晓军(1974—), 男, 江苏如皋人, 博士, 教授, 博士生导师。Email: sxjstein@126.com

② 见《证监会有关部门负责人就全面实行股票发行注册制答记者问》<http://www.csrc.gov.cn/csrc/c100028/c7047624/content.shtml>。

人是信息透明的,这与中国债券市场上述特征不符合,需要修改扩展;第二,引入垄断竞争(monopolistic competition)市场结构刻画中国信用评级市场的主要特点.根据本研究的样本统计,在2010年—2020年中长期信用债市场上,中诚信占据中国信用评级市场约35%的份额,是第一大信用评级机构;第二大评级机构联合资信占据26%的市场份额;其余评级机构的市场份额在5%~15%之间.比较小的中证鹏元和东方金诚也占据5%以上份额.可见,中国信用评级市场是垄断竞争市场,头部机构与其他机构共存,非头部机构因其专有资产优势也有生存空间.BFS模型只讨论了双头垄断,不能描述中国评级市场特征,需要修改扩展.

理论模型的主要结果表明:1)债券发行注册制降低了触发信用评级膨胀的阈值,从而降低了评级机构的预期信誉成本,增加了评级机构评级膨胀的可能性;2)注册制下的均衡是分离均衡,头部评级机构和其他评级机构的预期信誉成本因信息精度变化的差异而出现分化,而垄断竞争的市场决定了不同类型的发行人有机会寻找到对自己最有利的评级机构.头部信用评级机构迎合高等级发行人施行评级膨胀策略;其他信用评级机构迎合低等级者施行评级膨胀策略;3)注册制改革后,债券发行人会对债券的真实违约概率进行包装,采取信息不透明策略,隐藏部分不利信息.

在实证研究中,选取2015年公司债发行注册制改革作为局部外生冲击.由于这个外生冲击并不对中期票据市场产生作用,这提供了一个研究债券市场注册制改革对市场信息效率影响的实验机会.为了进一步减少内生性问题,提高归因的可信程度,本研究通过债券发行主体的工商登记号匹配2010年—2020年公司债和中期票据的数据,保留同一发债主体发行的公司债和中期票据数据作为研究样本,将公司债设为实验组,中期票据设为对照组.

实证证据验证了前述理论结果.首先,证据表明公司债发行注册制改革引起普遍的评级膨胀.无论是AAA还是非AAA公司债利差都因发行注册制改革而增加,平均达到样本利差均值的

25%;其次,证据表明第一大评级机构利用市场优势地位采取评级膨胀策略迎合AAA客户,从公司债发行注册制改革形成的政策套利空间获利.本研究称之为垄断型评级膨胀策略.其他评级机构也普遍实施评级膨胀策略迎合非AAA尾部客户,以维持其市场份额与生存.本研究称之为竞争性评级膨胀策略;第三,注册制会加大发行主体策略性私有信息隐藏行为.证据表明AAA及非AAA发行主体的私有信息隐藏程度相似.稳健性检验表明上述主要结果是可靠的.还利用债券募集说明书文本信息给出补充性证据,发现公司债发行注册制改革降低了债券募集说明书负面语调对评级的负向影响.这表明,公司债发行注册制改革弱化了文本信息的作用.

机制与过程检验印证了前述理论推理.首先,以上一年度市场份额作为信息精度的代理变量,证实了信息精度差异导致评级膨胀行为差异的作用机制.接着,采用动态估计结果验证评级膨胀分离均衡中博弈策略的动态顺序.政策甫出,首先是头部评级机构利用其市场地位迎合头部客户施行评级膨胀.到2018年其他评级机构开始为争夺AAA市场实施竞争性评级膨胀.自2019年之后,“竞差”博弈出现分离均衡,头部机构和其他评级机构分别迎合AAA和非AAA主体实施评级膨胀.

主要贡献有两个方面:第一,利用中国的特殊分割监管体制首次研究了债券市场注册制改革对信息效率的负面影响.这区别于以往关于注册制的研究.以往的研究集中于注册制的上市效率促进^[2]、有利于创新企业上市估值^[3]、同行业研发促进^[4]、投资者风险意识促进^[5]等正面作用.而负面作用的研究集中于定价效率降低^[6-10]、及审核问询^[11, 12]、风险披露^[13]及保荐人的作用^[14].在学术上,填补了债券市场注册制改革对信息效率影响研究的空白,拓展了注册制对“守门人”行为影响的研究.在政策上,为中国注册制的进一步改革提供了理论基础,亦即,注册制应与更强、更有针对性的信息披露机制相配套;第二,拓展了债券市场评级膨胀的研究,发现监管制度放松也可能成为评级膨胀的重要原因,扩展了以利益冲突

为核心的评级膨胀文献的研究视域^[1, 15-21]。

1 模型与假设

1.1 制度背景

中国信用债券(非政府债券)市场主要由三部分组成:企业债、公司债和中短期票据。长期以来,中国信用债券市场发行监管呈现三头分立的格局。在债券发行由审批制到核准制并最终全面转向注册制的进程中,不同类型债券的改革速度也不同。这个不同步的改革进程为研究注册制改革的经济效果提供了难得的准实验机会。

企业债在中国萌芽较早。在2023年3月国务院机构改革将企业债划归证监会之前,企业债的发行由发改委进行主管,其发行制度经历了从审批制到核准制再向注册制转变的过程。1993年颁布的《企业债券管理条例》规定企业债券的发行采取审批制。发改委在收集到一定数量的企业发债申请后,集中向国务院报批;然后再审批各企业债的发行方案。繁复的手续导致发行过程耗时过长,往往使企业错失发债最佳市场时机。而且,集合上报、集合审批导致企业债发债时间比较集中,会对市场形成冲击。2008年出台《国家发展改革委关于推进企业债券市场发展、简化发行核准程序有关事项的通知》,将企业债券发行简化为核准制。将先核定规模、后核准发行两个环节,简化为直接核准发行一个环节。核准制以市场化为导向,只要企业符合相关发债条件,不违反国家有关产业政策即可以申请发行企业债。2020年3月新《证券法》正式实施当天,发改委宣布企业债市场全面实行注册制发行制度。发行人在准备发行债券时,必须将依法公开的各种资料完全、准确地向证券主管机关呈报并申请注册,只要满足规定的上市条件,无须监管部门核准就可上市。

公司债的发行由证监会监管。2007年证监会颁布《公司债发行试点办法》,正式推出公司债,采用股票发行审核中已经比较成熟的保荐制度、发审委制度。保荐制度指有资格的证券公司推荐符合条件的公司公开发行证券和上市,对发行人的申请文件和信息披露资料进行审慎核查,督导

发行人规范运作。发审委制度指由证监会的专业人员和所聘请的该机构外的有关专家组成发行审核委员会,以投票方式对证券发行申请进行表决,提出审核意见。公司债推出后市场发展缓慢。2014年,证监会加大交易所公司债市场改革力度。2015年1月15日,证监会颁布《公司债券发行与交易管理办法》(以下称《管理办法》),简化发行审核流程,取消公司债券公开发行保荐制和发审委制度转而采取核准制;非公开发行公司债券则执行证券业协会备案制。《管理办法》强调,中国证监会对公司债发行的核准或者备案,不表明其对发行人的经营风险、偿债风险、诉讼风险以及公司债券的投资风险或者收益等作出判断或者保证。公司债券的投资风险,由投资者自行承担。这次改革建立了由证券交易所上市预审核、由证监会采用简易核准程序的发行监管制度,形成了较为成熟的投资者适当性制度,健全了以偿付能力为核心的信息披露制度和投资者保护制度,为公司债市场注册制的正式实施奠定了实践和制度基础。2020年3月,在新《证券法》正式实施的当天,证监会宣布公司债的发行制度正式转为注册制。

中期票据由归属央行的银行间市场交易商协会进行监管。2008年4月,中国人民银行以及银行间交易商协会相继发布《银行间债券市场非金融企业债务融资工具管理办法》《银行间债券市场中期票据业务指引》《银行间债券市场非金融企业债务融资工具注册规则》。中期票据市场自其伊始即采用注册制,而且一直没有变化,因此可以用作发行制度的比较基准。

图1描述了2010年—2020年(本研究样本期间)中国中长期信用债市场变化情况。在此期间,企业债发行数量和融资规模都比较平稳。中期票据发展迅猛,融资规模大幅上升,发行数量和融资规模远超公司债,也超过历史悠久的企业债。到2020年,中期票据发行数量达2 120支,融资规模达23 486亿元。公司债在2015年改革前发展较为缓慢,发行数量和融资规模都远低于企业债和中期票据。如,2014年公司债仅发行75支,融资规模仅为749亿元。2015年公司债发行制度改革后,市场规模迅速超过企业债,甚至在2016年一

度略超过中期票据. 2020 年, 公司债共发行 1 177 支, 融资规模达 14 839 亿元.

从图 1 的曲线变化可以直观看到 2015 年公司债发行注册制改革给中国债券市场带来的冲击. 由于中国债券市场的监管分割, 这个局部冲击为研究债券市场发行注册制改革的经济影响提供了一个独特的准实验机会. 具体而言, 由于监管分割, 公司债的注册制改革不会影响到其他信用债市场. 而且, 在 2015 年—2020 年, 中期票价发行

已经采用注册制, 一直没有发生变化. 因此, 公司债的注册制改革也不会对中期票价市场产生溢出效应. 总之, 中期票价市场为研究 2015 年公司债注册制改革的经济效果提供了稳定可靠的对照组. 尽管企业债市场在 2015 年—2020 年期间的发行制度也没有发生变化, 但企业债所募集资金主要投向国家重点项目或基础设施建设, 有其特殊之处. 有鉴于此, 本研究没有采用企业债作为对照组.

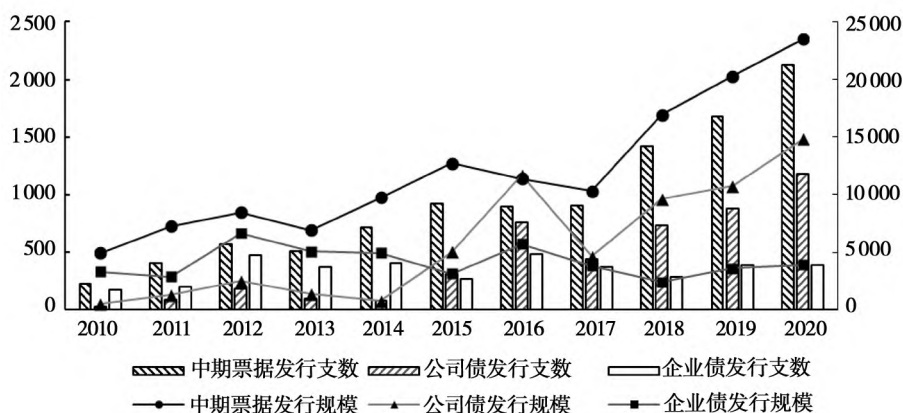


图 1 2010 年—2020 年中国中长期信用债市场变化情况

Fig. 1 Changes in China's medium and long-term credit bond market from 2010 to 2020

注: 左侧表示发行数量/支, 右侧表示发行规模/(亿元).

图 2 描绘了 2010 年—2020 年三类信用债市场的平均评级水平 (取值越高表示评级越高, 见图注) 变化情况. 可以看到, 我国信用债信用评级总体呈现虚高上升趋势. 而公司债在

2015 年发行注册制改革之后评级虚高上升最为突出, 平均评级显著高于中期票据和企业债市场. 图 2 给出了注册制改革影响评级膨胀的直观图景.

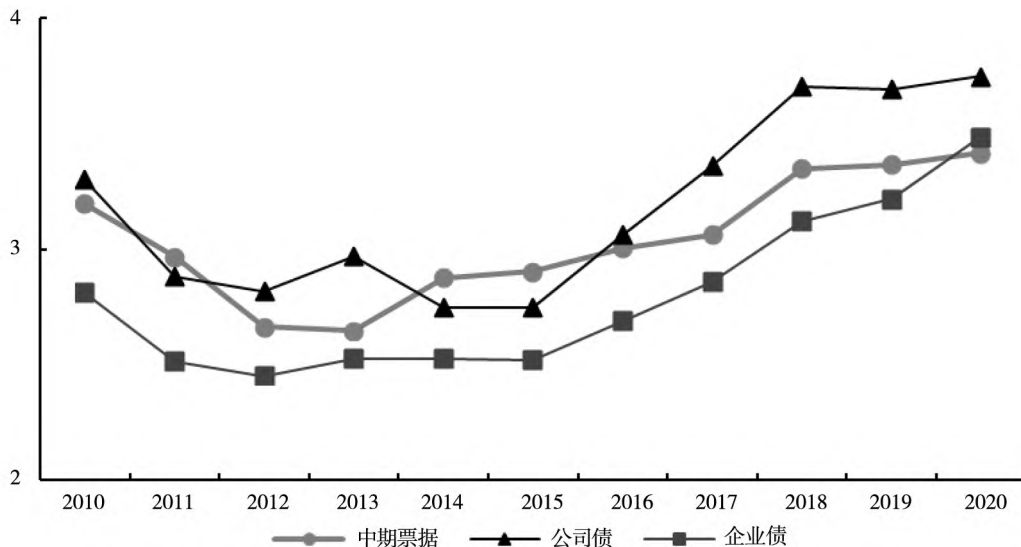


图 2 2010 年—2020 年中国中长期信用债市场平均评级

Fig. 2 Average rating of China's medium and long-term credit bond market from 2010 to 2020

注: 债券评级等级为 AAA, 取值为 4; 债券评级等级为 AA+, 取值为 3; 债券评级等级为 AA, 取值为 2; 债券评级等级为 AA-, 取值为 1.

图3给出了2010年—2020年公司债和中期票价AAA等级占比变化情况.可以清晰地看到公司债在2015年注册制改革之后AAA占比出现持

续的大幅度增长,而中期票据的AAA占比只是温和地增长.图3从另一个角度直观地描绘了公司债发行注册制改革产生的评级膨胀问题.

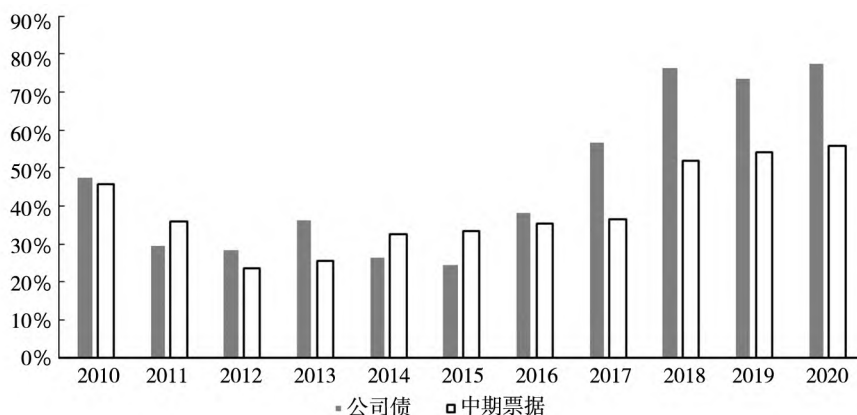


图3 公司债和中期票据市场AAA等级占比对比：2010年—2020年

Fig. 3 Proportion of AAA ratings in the corporate bond and medium-term note markets: From 2010 to 2020

1.2 信号博弈模型

信号博弈的顺序如下.

第1步 评级机构公布评级费用.市场评级机构分为两类,头部评级机构(记为F)和其余评级机构(记为S),评级费用分别为 ϕ_f 和 ϕ_s .

第2步 发行人决定采用何种信息策略,信息透明策略将发出与自身违约概率一致的讯息;不透明策略将隐藏部分对自己不利的讯息.

两类发行人 h 和 l 发行债券融资,违约概率 $p_h < p_l$,是发行人的私有信息.

第3步 评级机构根据接收到的讯息并基于自身的评级专业技能作出评级报告 $\theta = \mathcal{G}$ 或 $\theta = \ell$.

头部评级机构由于经过更多评级业务的训练而具有更高的信息精度 e_f (即 $e_f > e_s$).信息精度的定义与BFS^[1]相同,以F机构为例: $\Pr[\theta_f = \mathcal{G} | m = g] = \Pr[\theta_f = \ell | m = b] = e_f$,其中 m 为机构获得的讯息, θ_f 为机构给出的结果, \mathcal{G} 、 ℓ 分别表示好和差; g 、 b 分别表示接受的好讯息和差讯息. $e_f > 1/2$ 表示机构评级结果比抛硬币决定更有信息价值.信用评级质量是信息精度的函数 $Q(e)$, $Q_e(e) > 0$; $Q_{ee}(e) < 0$. F的固定成本 c_f 要比S的固定成本 c_s 小, $c_f < c_s$.

信誉成本的定义与BFS^[1]相同,即因评级失

真而丧失的未来评级业务收入.很显然,头部评级机构的信誉成本 ρ_f 要比其他机构的信誉成本 ρ_s 高,即 $\rho_f > \rho_s$.

第4步 发行人决定是否购买评级结果、是否公布评级结果.发行人确定债券的发行价格.

结合经典文献Krugman^[22]和较新文献Berry和Waldfogel^[23],引入下面带有评级质量项 Q 的发行人效用函数 W 来刻画垄断竞争市场特点.

$$W = \max \{ G_f + Q(e_f); G_s + Q(e_s) \} \quad (1)$$

G 表示收益函数.信用评级作为债券市场风险定价的尺度,其质量给发行人带来的效用遵循边际递减律.即 $\frac{\partial W_l}{\partial Q} > \frac{\partial W_h}{\partial Q}$.因此,容易知道在 (p, W) 的空间中,低等级发行人的无差异曲线要比高等级发行人的无差异曲线更加陡峭,如下图4所示.

第5步 投资者根据发行价格报价和评级结果(如果公布的话)做出投资决策.

投资者的描述沿用BFS^[1]的设定.有两类投资者,一类是缺乏经验的投资者,另一类是经验丰富的投资者,前者的数量占比为 α .投资决策集合为{不购买;购买一个单位;购买两个单位}.购买一个单位的保留效用为 u ;购买两个单位的保留效用为 U .

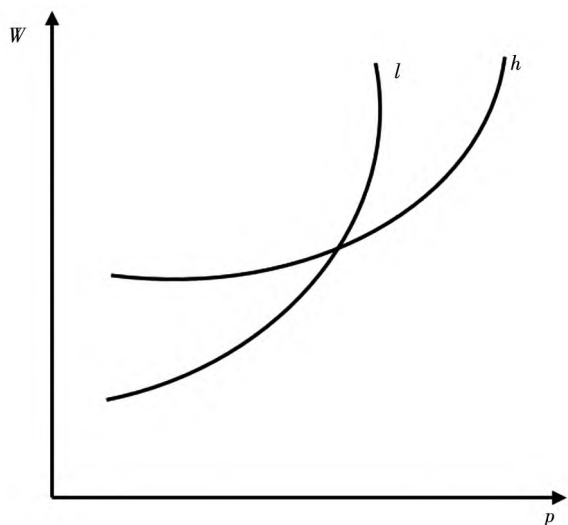


图 4 高等级与低等级发行人的无差异曲线

Fig. 4 Indifference curve between high and low grade issuers

第 6 步 投资收益实现, 博弈结束.

沿用 BFS^[1] 假设 1, 保证主体采用纯策略进行上述信号博弈. 采用逆向递归方法可以求解上述博弈的精炼贝叶斯均衡 (Perfect Bayesian Equilibrium).

命题 1 注册制改革降低了触发评级膨胀的阈值.

证明见附录 1^③.

命题 1 表明, 当 $\phi_f^C - \phi_f^B > e_f p \rho_f$ 时, 头部评级机构会一直公布 G 评级结果. 对头部评级机构而言, 评级膨胀策略的触发阈值为 $e_f p \rho_f$. 类似地, 可以得到其他评级机构的评级膨胀策略的触发阈值为 $e_s p \rho_s$. 注册制改革类似“开闸放水”, 大量债券涌入市场, 降低了市场对评级机构信息精度的要求, 也就是 e_f 和 e_s 均会随着注册制的实施而变小. 头部和其他评级机构的评级膨胀策略触发阈值都会降低, 从而降低了评级机构的预期信誉成本. 因此, 注册制改革增加了评级机构评级膨胀的可能性.

命题 2 当 $\frac{\Delta e_f}{\Delta e_s} < \frac{\rho_f}{\rho_s}$ 时, 注册制改革使评级市场形成 (F, AAA) 和 (S, AAA) 的分离均衡, AAA 表示高等级发行人; AAA 表示低等级发行人.

证明见附录 1^③.

命题 2 表明, 随着注册制改革的推行, 头部评级机构和其他评级机构的预期信誉成本因信息精度变化 Δe_f 和 Δe_s 的差异而出现分化, 而垄断竞争的市场结构决定了不同类型的发行人有机会寻找到对自己最有利的评级机构, 于是就出现了分离均衡. 头部评级机构 F 主要迎合高等级发行人, 而其他评级机构为了保住市场份额退而迎合低等级发行人. 正式的图形表示如下图 5.

图 5 中 P_f , P_s 和 \bar{P} 分别表示头部评级机构、其他评级机构和评级机构市场平均的利润. 初始状态表明 p_h 在 p_l 的左边. 注册制改革之后, 出现 P_f , P_s 的分化, 于是, 高等级发行人的均衡上升至 J 点, 而低等级发行人的均衡下降至 K 点. 低等级发行人不会寻求 J 点均衡, 因为对低等级发行人而言, J 的效用比 K 点低. 类似地, 高等级发行人也不会寻求 K 点的均衡. 容易排除图 5 空间中高等级和低等级发行人的混合均衡.

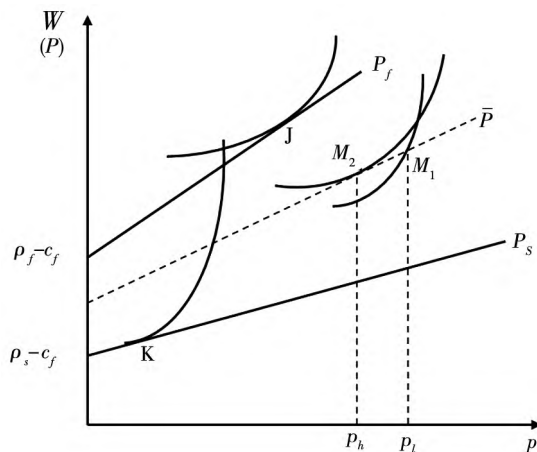


图 5 注册制下的评级市场分离均衡

Fig. 5 Rating market separation equilibrium under registration system

命题 3 当 $\frac{\Delta e_f}{\Delta e_s} < \frac{\rho_f}{\rho_s}$ 时, 注册制施行后无论是高等级还是低等级发行人都会采取信息不透明策略.

证明由图 5 可以直接得到. 当高等级发行人

③ 由于版面限制, 附录见《管理科学学报》官方网站, 可自行下载或向作者索要.

在注册制的分离均衡下要提升到J点,需要发出更强的信号,即由 p_h 增强到J点对应的违约概率 p_j · $p_j < p_h$,要让评级机构感知更小的违约概率信号 p_j ,高等级发行人会采取信息不透明策略,隐藏部分不利信息。类似地,对低等级发行人,也可以证明其采用信息不透明策略。也就是说,注册制改革后,债券发行人会对债券的真实违约概率进行包装,以期获得较高的信用评级和较低的发行价格。

1.3 检验假设

根据命题1,注册制会降低触发评级机构施行评级膨胀策略的阈值,增加了头部及其他评级机构采用评级膨胀策略的可能性。市场上会出现更普遍的评级膨胀现象。于是有以下检验假设。

假设1 注册制改革会导致信用评级膨胀。

根据命题2,注册制会形成评级市场的分离均衡,即头评级机构迎合高等级发行人,而其他评级机构迎合低等级发行人。由于高、低等级发行人的违约信息均失真扭曲,评级结果存在膨胀问题。由此有以下检验假设。

假设2 注册制下头部评级机构迎合高等级发行人实施评级膨胀;其他评级机构针对低等级发行人实施评级膨胀。

根据命题3,直接有以下检验假设。

假设3 注册制改革会增加发行主体私有信息隐藏。

2 研究设计

2.1 样本选择与数据来源

以2015年公司债发行注册制改革为外生政策冲击,以工商登记号为匹配依据,将同一工商登记号发债主体发行的公司债作为实验组,将其发行的同一评级级别的中期票据作为对照组^④。设虚拟变量 $Treat = 1$ 表示实验组公司债, $Treat = 0$ 表示对照组中期票据。由于2020年新《证券法》实施,形成新的政策冲击。因此,样本时间跨度确定为2015年前后各5年的数据。设置政策虚拟变量 $Policy$,其中2010年—2014年 $Policy = 0$;2016年—2020年 $Policy = 1$ ^⑤。

公司债和中期票据的数据来自Wind数据库。考虑到债券性质、发行制度的差异及样本数量少等原因,剔除了公司债中的私募债和中期票据中的集合票据。数据具体处理过程分为三步:首先,剔除缺失值、浮动利率债券和非上市公司债券;第二,根据公司债和中期票据的工商登记号进行精确匹配,构成匹配样本;第三,为保证结果的干净,进一步剔除了评级机构为两家及以上的样本;第四,为了减少异常值的影响,对债券发行利差变量进行Winsorize处理,剔除99%以外的数据。表1详细记录了匹配样本产生的过程。

表1 匹配样本产生过程及样本量变化

Table 1 Matching sample generation process and sample size

样本处理过程	公司债	中期票据	合计
剔除缺失值、浮动利率债券和非上市公司数据后	1 541	1 201	2 742
工商登记号精确匹配后	881	865	1 746
剔除评级机构为两家及以上的样本	865	856	1 721

2.2 模型设定与变量定义

2.2.1 假设H1的检验模型

$$Spread_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Treat_{it} + \alpha_2 Policy_t + \alpha_3 Treat_{it} \times Policy_t + \beta Controls_{it} +$$

$$\mu_k + \delta_j + w_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中 $Spread_{it}$ 是债券发行信用利差(债券发行的票面利率减同期限国债收益率)。变量 $Controls$ 控制债券和债券市场的主要方面,具体定义见表2

④ 这是一种类似“孪生”的实验构造。通过这个匹配,可以尽量减少发债主体异质性带来的内生性影响,尽可能干净地凸显出由于两个市场之一的发行制度改革带来的影响。当然,笔者承认,这个匹配还不能做到完全干净地排除其他因素的内生影响,至多能达到孪生对比式因果分析的程度。但这已是笔者目前能设计的最干净的实验方法了。

⑤ 根据《管理办法》第二十一条,公司债从提出申请到发行、以及相关的债券信用评级需要数月才能完成。而2015年是新规执行的第一年,由于各项制度衔接问题,可能需要更长的时间。这意味着2015年发行的公司债既有审核制的也有核准制的混合样本。为了保证实证结果的干净,本研究的样本没有包括2015年的公司债和对照组中期票据。

变量定义表。

在回归中控制了行业固定效应 μ_k 和评级机构固定效应 δ_j , 吸收由于行业的特殊性和评级机构的个性影响. 控制行业效应颇为重要 (见 Bae 等^[24]对 Becker 和 Milbourn^[19]的批评). w_i 控制了

所有制效应. 所有制差异在中国尤为重要, 故加以控制. 也控制了年份固定效应 η_t , 吸收不同年份其他政策的影响. 通过这些固定效应的控制, 可以进一步地凸显 2015 年公司债发行注册制改革的影响. ε_{it} 是随机误差项.

表 2 变量定义

Table 2 Variable definition

变量类型	变量符号	变量名称及定义
被解释变量	<i>Spread</i>	信用利差: 债券到期收益率减去发行当日同期限国债的到期收益率
	<i>R_spread</i>	债券利差中的私有信息
解释变量	<i>Treat</i>	债券类型: 公司债取 1, 中期票据取 0
	<i>Policy</i>	“注册制”改革年份: 2016 年—2020 年取值为 1; 2010 年—2014 年前取值为 0
	<i>D_CRA</i>	最高市场份额评级机构所评级债券取值为 1; 其余取值为 0
控制变量	<i>Proceeds</i>	发行规模: 发行量对数
	<i>Maturity</i>	债券期限
	<i>Right</i>	是否含权债: 债券是否含有特殊条款
	<i>Uinvest</i>	债券是否为城投债
	<i>Rtype</i>	利率类型: 固定利率为 1, 累进利率为 2
	<i>Guarantee</i>	是否有担保
	<i>BIndex</i>	市场指数: 发行当日债券市场指数
	<i>Volatility</i>	市场波动率: 发行前六十日债券市场指数的标准差
	<i>BondRating</i>	债项评级: 评级是否为 AAA
	<i>Year</i>	债券发行年份
	<i>Industry</i>	行业固定效应: 根据证监会行业门类分类
	<i>SOE</i>	所有权属性固定效应: 根据实际控制人性判断是否国有企业
	<i>CRA</i>	评级机构固定效应: 债券发行的评级机构

关于基本模型 (2), 有两点需要说明: 第一, 由于已经根据工商登记号精确匹配, 因此基本模型的控制变量仅包含与债券有关的变量, 不需要再包含反映发债主体特征的变量; 第二, 最理想的匹配是在债券融资的具体项目层面上进行, 但是目前尚无法获得具体项目信息, 还无法达到如此精细的匹配程度.

在模型 (2) 中交叉项 $Treat \times Policy$ 的系数 α_3 是关注的焦点. 如果 $\alpha_3 > 0$ 意味着公司债市场因发行注册制改革而出现评级膨胀问题.

值得指出的是, 本研究主要研究的是发行制度改革的影响, 而制度改革是政府决策, 外生于债券的利差. 因此, 主要变量 $Policy$ 几乎不受内生性问题的困扰.

2.2.2 假设 H2 的检验模型

生成第一大评级机构二元变量 D_CRA_{it} , 在模型 (2) 的基础上采用三重交互项模型来检验不同评级机构的评级膨胀行为.

$$\begin{aligned}
 Spread_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 Treat_{it} + \alpha_2 Policy_{it} + \\
 & \alpha_3 D_CRA_{it} + \alpha_4 Treat_{it} \times Policy_{it} \times \\
 & D_CRA_{it} + \alpha_5 Treat_{it} \times Policy_{it} + \\
 & \alpha_6 Policy_{it} \times D_CRA_{it} + \alpha_7 Treat_{it} \times \\
 & D_CRA_{it} + \beta Controls_{it} + \mu_k + \delta_j + \\
 & w_i + \eta_t + \varepsilon_{it}
 \end{aligned} \quad (3)$$

在模型 (3) 中, 关注的焦点是三重交互项的系数 α_4 和 $Treat_{it} \times Policy_{it}$ 的系数 α_5 . 如果 α_4 显著大于 0, 意味着头部评级机构利用其垄断地位实施评级膨胀策略, 进一步攫取垄断租金, 称之为“垄断型评级膨胀” (monopoly-based rating inflation); 如果 α_5 显著大于 0, 意味着市场份额较小的评级机构为了增强市场竞争力维持市场份额与生存而实施评级膨胀策略, 称之为“竞争性评级膨胀” (competition-induced rating inflation); 如果 α_4 和 α_5 都显著大于 0, 表明 2015 年公司债发行注册制改革后, 信用评级机构普遍实施评级膨胀策略, 评级市场出现“竞差” (race-to-bottom), 称之为

“普遍性评级膨胀”(market-scale rating inflation).

2.2.3 假设 H3 的检验模型

第一步,建立利差的公开信息(包括信用评级、发行总额的对数、债券期限、是否含权债、是否城投债、利率类型、是否担保、市场指数、市场波动率)解释模型,以利差的残差项 R_spread_{it} 作为私有信息代理变量;第二步,采用类似于模型(2)的策略,构建模型(4).

$$R_spread_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Treat_i + \alpha_2 Policy_i + \alpha_3 Treat_i \times Policy_i + \beta Controls_{it} + \mu_k + \delta_j + w_i + \eta_t + \varepsilon_{it} . \tag{4}$$

在模型(4)中,如果交叉项前面的系数显著地大于 0,则意味着发行主体存在信息隐藏的行为.

此外,还采用盈余管理作为一种典型的信息隐藏行为给出补充证据.如果在公司债 2015 年注册制

改革后,处理组相对于控制组加大了盈余管理,则给出了假设 3 的辅助证据.

2.3 描述性统计

表 3 是主要变量的描述性统计.债券发行利差均值为 1.824,标准差为 1.022.样本中公司债占比为 50.5%.样本中 2015 年之后债券占比 78.9%.AAA 评级债券占比 67.4%.债券平均期限为 4.179 年,含权债占比 56.5%.城投债占比仅有 3.15%,实证结果不会受到城投债特殊性的可能影响.固定利率债券占比 70.85%,有担保债券占比仅为 9.39%.债券市场指数平均值为 163.8,债券市场波动率为 0.757,国有属性的发债主体占比 71.5%.

公司债和中期票据匹配样本的数据结构,包括历年发行数量、期限、主体特征、债券特征,以及分样本的描述性统计见附录 2.

表 3 主要变量的描述性统计
Table 3 Descriptive statistics of major variables

Panel A: 研究期间描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	中位数	最小值	最大值
<i>Spread</i>	1 746	1.824	1.022	1.557	0.136	4.916
<i>Treat</i>	1 746	0.505	0.5	1	0	1
<i>Policy</i>	1 746	0.789	0.408	1	0	1
<i>BondRating</i>	1 746	0.674	0.469	1	0	1
<i>Proceeds</i>	1 746	2.468	0.75	2.303	0	5.298
<i>Maturity</i>	1 746	4.179	1.676	3	1	15
<i>Right</i>	1 746	0.565	0.496	1	0	1
<i>Uinvest</i>	1 746	0.032	0.175	0	0	1
<i>Rtype</i>	1 746	1.292	0.455	1	1	2
<i>Guarantee</i>	1 746	0.094	0.292	0	0	1
<i>BIndex</i>	1 746	163.8	22.2	169.9	110.7	188.9
<i>Volatility</i>	1 746	0.757	0.309	0.722	0.223	1.925
<i>SOE</i>	1 746	0.715	0.452	1	0	1

Panel B: 政策出台前变量描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	中位数	最小值	最大值
<i>Spread</i>	368	2.176	0.785	1.997	0.703	4.916
<i>Treat</i>	368	0.465	0.499	0	0	1
<i>BondRating</i>	368	0.459	0.499	0	0	1
<i>Proceeds</i>	368	2.491	0.905	2.303	0	5.298
<i>Maturity</i>	368	5.291	2.143	5	2	15
<i>Right</i>	368	0.261	0.440	0	0	1
<i>Uinvest</i>	368	0.059 8	0.237	0	0	1
<i>Rtype</i>	368	1.242	0.429	1	1	2
<i>Guarantee</i>	368	0.269	0.444	0	0	1
<i>BIndex</i>	368	125.9	8.775	126.1	110.7	143.5
<i>Volatility</i>	368	0.763	0.405	0.698	0.223	1.925
<i>SOE</i>	368	0.766	0.424	1	0	1

续表 3

Table 3 Continues

Panel C: 政策出台后变量描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	中位数	最小值	最大值
<i>Spread</i>	1 378	1. 730	1. 057	1. 433	0. 136	4. 916
<i>Treat</i>	1 378	0. 515	0. 500	1	0	1
<i>BondRating</i>	1 378	0. 731	0. 444	1	0	1
<i>Proceeds</i>	1 378	2. 462	0. 702	2. 303	0	5. 011
<i>Maturity</i>	1 378	3. 882	1. 385	3	1	15
<i>Right</i>	1 378	0. 647	0. 478	1	0	1
<i>Unvest</i>	1 378	0. 023 9	0. 153	0	0	1
<i>Rtype</i>	1 378	1. 305	0. 460	1	1	2
<i>Guarantee</i>	1 378	0. 047	0. 212	0	0	1
<i>BIndex</i>	1 378	173. 9	10. 89	175. 5	155. 1	188. 9
<i>Volatility</i>	1 378	0. 755	0. 278	0. 733	0. 243	1. 487
<i>SOE</i>	1 378	0. 701	0. 458	1	0	1

数据来源: Wind 数据库

3 实证分析

3.1 公司债发行注册制改革对评级膨胀的影响

表 4 报告了模型(2)估计结果,评估公司债发行注册制改革对债券发行信用利差的影响. 其中,第(1)列是全部匹配样本估计结果,第(2)列、第(3)列分别是高、低评级子样本的估计结果.

表 4 第(1)列的结果($Treat \times Policy = 0.465^{***}$)表明注册制改革政策出台后公司债券的发行信用利差显著增大(达到样本利差均值的 25%). 这意味着,同样等级的评级符号(如 AAA),对公司债而言,在注册制改革之后包含的信用风险增大了,即出现了

评级膨胀问题. 由于中期票据的发行制度在样本期内一直保持未变,故而,公司债所有评级上平均增加的 25%的利差可以归因于发行注册制改革. 从规模看,发行制度改革的影响甚大.

表 4 第(2)列、第(3)列回归结果表明,公司债发行制度改革对高评级和低评级债券都产生了显著影响. 对高等级公司债而言,发行制度改革带来了显著的评级膨胀,使得发行利差显著增大,在跨期平均的意义上,达样本均值的 27%. 类似地,低等级债券发行利差也显著增大,达样本均值的 32%. 总之,表 4 的主要结果给出了支持假设 1 的证据,2015 年公司债发行注册制改革确实导致评级膨胀.

表 4 公司债发行制度改革对评级膨胀的影响

Table 4 The impact of corporate bond issuance system reform on rating inflation

变量	(1)	(2)	(3)
	全样本	AAA	非 AAA
$Treat \times Policy$	0. 465 *** (0. 101)	0. 493 *** (0. 117)	0. 580 *** (0. 181)
$Treat$	-0. 450 *** (0. 098)	-0. 522 *** (0. 112)	-0. 328 * (0. 186)
$Policy$	1. 893 *** (0. 592)	1. 062 * (0. 610)	2. 664 ** (1. 254)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制
<i>Year</i>	控制	控制	控制
<i>Industry</i>	控制	控制	控制
<i>SOE</i>	控制	控制	控制
<i>CRA</i>	控制	控制	控制
<i>Observations</i>	1 746	1 176	570
R^2	0. 572	0. 493	0. 462

注: *** 表示 1% 水平显著, ** 表示 5% 水平显著, * 表示 10% 水平显著;括号内是稳健标准误.

3.2 信用评级机构评级膨胀策略检验

样本中经过工商登记号精确匹配后的公司债和中期票据共有 1 746 条数据. 将两家以上信用评级机构评级的债券数据剔除后还有 1 721 条数据. 保留数据中涵盖的信用评级机构有: 中诚信国际信用评级有限责任公司、中诚信证评数据科技有限公司、联合资信评估股份有限公司、联合信用评级有限公司、大公国际资信评估有限公司(大公)、上海新世纪资信评估投资服务有限公司(新世纪)、东方金诚国际信用评估有限公司(东方金诚)和中证鹏元资信评估股份有限公司(鹏元). 本研究将中诚信国际信用评级有限责任公司和中诚信证评数据科技有限公司的数据归为一家(中诚信); 将联合资信评估股份有限公司和联合信用评级有限公司归为一家(联合). 最后获得评级机构的样本分布如下: 中诚信 749 支债券, 联合 516 支债券, 大公 171 支债券, 新世纪 180 支债券, 东方金诚 82 支

债券和鹏元 23 支债券. 由于中诚信占据市场份额(无论是以评级的债券个数还是发行金额计算)40%以上, 将中诚信定义为具有垄断地位的头部评级机构, 余下的评级机构都归入“其他”类.

表 5 报告了模型(3)的估计结果. 第(1)列为全部匹配样本的估计结果, 第(2)列、第(3)列分别为高等级和低等级匹配样本的估计结果. 全样本和高等级样本估计的三重交互项 $D_CRA \times Treat \times Policy$ 系数均在 1% 的水平显著为正. 这表明头部评级机构凭借其市场地位施行评级膨胀策略, 利用公司债发行制度改革形成的套利空间进行政策套利, 以巩固其垄断地位, 攫取更多的垄断利润租金. 头部评价机构利用发行监管放松的套利机会主要迎合的头部 AAA 客户. 从系数大小来看, 头部机构施行的评级膨胀使得 AAA 公司债利差增加达样本均值的 40% 左右. 从经济后果来看, 影响甚大.

表 5 公司债发行制度改革后评级机构评级膨胀行为检验

Table 5 Test of rating agency rating inflation behavior after the reform of corporate bond issuance system

变量	(1)	(2)	(3)
	全样本	AAA	非 AAA
$D_CRA \times Treat \times Policy$	0. 637 **	0. 726 ***	0. 399
	(0. 252)	(0. 261)	(0. 513)
$D_CRA \times Treat$	-0. 448 *	-0. 495 **	-0. 197
	(0. 245)	(0. 249)	(0. 516)
$D_CRA \times Policy$	-0. 162	-0. 150	-0. 079
	(0. 100)	(0. 108)	(0. 171)
$Treat \times Policy$	0. 283 ***	0. 262 **	0. 477 **
	(0. 109)	(0. 123)	(0. 199)
D_CRA	0. 969 ***	0. 825 ***	0. 868 *
	(0. 246)	(0. 273)	(0. 496)
$Treat$	-0. 387 ***	-0. 451 ***	-0. 323
	(0. 104)	(0. 106)	(0. 202)
$Policy$	2. 065 ***	1. 367 **	2. 631 **
	(0. 595)	(0. 612)	(1. 262)
$Controls$	控制	控制	控制
$Year$	控制	控制	控制
$Industry$	控制	控制	控制
SOE	控制	控制	控制
CRA	控制	控制	控制
$Observations$	1 721	1 161	560
R^2	0. 554	0. 456	0. 438

注: *** 表示 1% 水平显著, ** 表示 5% 水平显著, * 表示 10% 水平显著; 括号内是稳健标准误.

交叉项 $Treat \times Policy$ 的系数在所有情况下都显著为正. 这意味着其他评级机构利用公司债发行制度改革形成的套利机会施行了普遍的竞争性膨胀策略, 以维持其市场份额. 从系数大小来看, 竞争性评级膨胀使得 AAA 公司债利差增加约为样本均值的 14% 左右, 使得非 AAA 公司债利差增加约为样本均值的 26% 左右. 可见, 竞争性膨胀策略的经济后果要比垄断型膨胀策略小一些, 而且, 其他评级机构主要迎合的是尾部客户.

综合起来, 表 5 的结果支持假设 2. 证据表明公司债发行注册制改革导致评级市场出现垄断型、竞争性评级膨胀分离均衡, 形成普遍性评级膨胀和逐底竞差.

3.3 发行主体的信息隐藏行为检验

表 6 报告了模型 (4) 的估计结果, 检验发行主体在发行注册制改革的情况下是否会采取信息隐藏策略. 第 (1) 列为全部匹配样本的估计结果, 第 (2) 列、第 (3) 列分别为高等级和低等级匹配样本的估计结果. 交互项 $Treat \times Policy$ 的系数在所有情况下均在 1% 的水平下显著为正. 这表明发行主体采取了策略性的私有信息隐藏行为, 以利用发行注册制改革的政策空间. 从系数的大小对比来看, AAA 发行主体和非 AAA 发行主体的私有信息隐藏程度相差不多. 这表明, 发行主体的信息隐藏行为在全市场范围内普遍存在. 假设 3 得到证据支持. 下面继续给出假设 3 的强化证据.

表 6 公司债发行制度改革后发行主体信息隐藏行为检验

Table 6 Inspection of information hiding behavior of issuing subject after the reform of corporate bond issuing system

变量	(1)	(2)	(3)
	全样本	AAA	非 AAA
$Treat \times Policy$	0.471 *** (0.100)	0.503 *** (0.116)	0.578 *** (0.180)
$Treat$	-0.450 *** (0.098)	-0.529 *** (0.111)	-0.325 * (0.186)
$Policy$	-0.122 (0.590)	-0.965 (0.607)	0.625 (1.250)
$Controls$	控制	控制	控制
$Year$	控制	控制	控制
$Industry$	控制	控制	控制
SOE	控制	控制	控制
CRA	控制	控制	控制
$Observations$	1 721	1 161	560
R^2	0.014	0.095	0.128

注: *** 表示 1% 水平显著, ** 表示 5% 水平显著, * 表示 10% 水平显著; 括号内是稳健标准误.

真实盈余管理是一种典型的信息隐藏行为. 为了提供强化证据, 下面检验公司债发行主体在注册制改革之后是否会加大真实盈余管理. 借鉴 Roychowdhury^[25] 方法构造操控性经营现金净流量 EM_CFO , 操控性酌量性费用 EM_DIXEXP , 操控性生产成本 EM_PROD 以及企业真实盈余管理变量 EM . EM_CFO 和 EM_DIXEXP 越小, EM_PROD 和 EM 越大, 表示企业的盈余管理程度越高.

表 7 报告了实证检验的结果. 从第 (4) 列可以看到, 公司债发行主体在注册制改革之后加大

了真实盈余管理的力度. 操控性生产成本 EM_DISEX 和操控性酌量性费用 EM_PROD 的结果也证实了同样的结果. 从真实盈余管理这个具体的信息隐藏行为来看, 假设 3 得到强化验证.

总之, 以上实证结果表明公司债发行注册制改革加剧了债券市场的信息不对称. 具体而言, 在公司债市场上, 发行主体在注册制改革的情况下会采取策略性信息隐藏, 而具有垄断地位的信用评级机构会迎合头部发行主体实施评级膨胀策略, 其他评级机构则迎合其余发行主体实施评级膨胀策略. 整个市场呈现逐底竞差.

表 7 公司债发行制度改革后发行主体真实盈余管理行为检验

Table 7 Test of real earnings management behavior of issuing entities after the reform of corporate bond issuing system

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>EM_CFO</i>	<i>EM_DISEXP</i>	<i>EM_PROD</i>	<i>EM</i>
<i>Treat</i>	-0.006	0.009 **	-0.046 **	-0.049 **
	(0.008)	(0.004)	(0.018)	(0.023)
<i>Policy</i>	-0.014	-0.015 *	0.139 ***	0.169 ***
	(0.015)	(0.008)	(0.027)	(0.040)
<i>Treat × Policy</i>	0.006	-0.012 ***	0.047 **	0.053 **
	(0.009)	(0.004)	(0.020)	(0.025)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Industry</i>	控制	控制	控制	控制
<i>SOE</i>	控制	控制	控制	控制
<i>CRA</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Observations</i>	1 383	1 383	1 383	1 383
<i>R</i> ²	0.278	0.547	0.662	0.640

注：*** 表示 1% 水平显著，** 表示 5% 水平显著，* 表示 10% 水平显著；括号内是稳健标准误。控制变量 Controls 包括：总资产对数、资产收益率、资产负债率、资产周转率、净利润同比增长率。

3.4 稳健性检验

3.4.1 平行趋势检验

首先要排除 2015 年公司债发行注册制改革之前存在趋势性影响。如果存在这样的趋势，就分不清研究结果是由于注册制改革导致的还是之前趋势的延伸。采用 Jacobson 等^[26] 的方法进行平行趋势检验，结果如下图 6。从图中可以看到，在 2015 年公司债发行制度改革之前的影响不显著，均值在 0 附近波动，几乎接近于 0，而且没有形成趋势。而在 2015 年之后，呈现出评级膨胀的明显趋势，系数除 2016 年都显著地大于 0。从图中也可以看到，发行制度改革的影响在时间上尽管有微弱的衰减，但总体上保持着大小相似的持续影响。可见，注册制改革确实是金融市场基础性制度改革，其影响深远持久。

3.4.2 事前其他年份政策干扰

作为一个发展中大国，中国的金融市场改革比较频繁，这就需要尽量排除 2015 年前其他年份政策的干扰。主模型已经采取了一系列固定效应控制，部分解决了这个问题。但为了确保结果的稳健性，还需进行事前年份安慰剂检验。假设 2012 年、2013 年、2014 年为发行制度改革政策年

(分别用 *Policy2012*、*Policy2013*、*Policy2014* 表示)，用前后 2 年、3 年、4 年为检查区间，重新估计模型 (2)。结果如表 8 所示。交叉项 *Policy2012 × Treat*、*Policy2013 × Treat*、*Policy2014 × Treat* 前的系数都不显著，而且 *Policy2012 × Treat*、*Policy2013 × Treat* 的系数大小接近于 0，几乎没有影响。*Policy2014 × Treat* 前的系数稍大，主要是因为混入了少量 2015 后的样本^⑥。表 8 表明主要结果已经较好地排除了事前其他年份政策干扰，是稳健的。

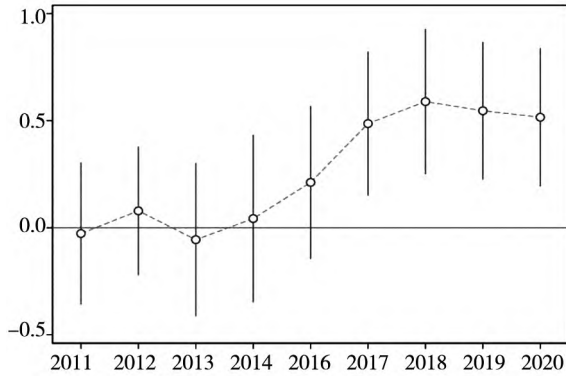


图 6 平行趋势图

Fig. 6 Parallel trend test

⑥ 由于 2014 年之前的年份有 4 年，为了假设政策前后对比的对称，就会选到 2015 年之后的年份。

表 8 排除事前其他年份政策干扰的稳健性检验

Table 8 Robustness test excluding policy interference from other prior years

变量	(1)	(2)	(3)
	2012	2013	2014
样本期	2010 年—2014 年	2010 年—2014 年	2010 年—2017 年
<i>Policy</i> 2012	2. 147 ***		
	(0. 344)		
<i>Policy</i> 2012 × <i>Treat</i>	0. 016		
	(0. 111)		
<i>Policy</i> 2013		2. 202 ***	
		(0. 351)	
<i>Policy</i> 2013 × <i>Treat</i>		- 0. 085	
		(0. 111)	
<i>Policy</i> 2014			2. 665 ***
			(0. 530)
<i>Policy</i> 2014 × <i>Treat</i>			0. 142
			(0. 114)
<i>Treat</i>	- 0. 019	0. 035	- 0. 302 ***
	(0. 139)	(0. 108)	(0. 109)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制
<i>Year</i>	控制	控制	控制
<i>Industry</i>	控制	控制	控制
<i>SOE</i>	控制	控制	控制
<i>CRA</i>	控制	控制	控制
<i>Observations</i>	368	368	721
<i>R</i> ²	0. 649	0. 649	0. 637

注：*** 表示 1% 水平显著，** 表示 5% 水平显著，* 表示 10% 水平显著；括号内是稳健标准误。

3.4.3 排除精确匹配实证策略的特定性

为了尽量干净地分析公司债发行制度改革对信息不对称的影响,关键实证策略是用同一工商登记号匹配公司债和中期票据.事物总是有正反两面.这个精确匹配策略一方面能得到“孪生”式归因,另一方面也可能引起一个经典的质疑:结论是不是特定样本的特定结果?对这个问题的回答只能部分排除,亦即,即使排除特定性也不能确定是普遍的^⑦.为了验证结果不是依赖于匹配样本的特定结论,采用 2010 年—2020 年公司债发行数据直接检验 2015 年发行制度改革的一般性影

响.首先,剔除私募债、有缺失值的债券和浮动利率债券.设置虚拟变量 D ,2015 年以后发行的公司债取值为 1,而 2015 年之前发行的公司债取值为 0.对下面的模型(5)进行估计.

$$Spread_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 D_{it} + \beta Control s_{it} + \mu_{it} \quad (5)$$

估计结果如下表 9 所示. D 的系数在全样本、AAA、AA、A……和其他评级债券情况下均显著为正,而且系数很大,与样本的利差均值相近.这意味着公司债注册制改革之后,公司债市场普遍地出现了评级膨胀,主要结果并不是特定匹配样本的特定结果.

⑦ 本研究没有能构建出普遍性检验的策略.当然,如果有这样的策略,本研究的特定样本策略就会被替代.

表 9 排除匹配样本特定性影响的稳健检验

Table 9 Robustness tests excluding specific qualitative effects of matched samples

变量	(1)	(2)	(3)
	全样本	AAA	非 AAA
<i>D</i>	1. 889 ***	1. 669 ***	2. 277 **
	(0. 465)	(0. 455)	(0. 891)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制
<i>Year</i>	控制	控制	控制
<i>Industry</i>	控制	控制	控制
<i>SOE</i>	控制	控制	控制
<i>CRA</i>	控制	控制	控制
<i>Observations</i>	3 923	2 486	1 437
<i>R</i> ²	0. 612	0. 487	0. 520

注：*** 表示 1% 水平显著，** 表示 5% 水平显著，* 表示 10% 水平显著；括号内是稳健标准误。由于本表数据样本仅为公司债全部样本，没有采用匹配样本，因此本表控制变量 *Controls* 在前文债券及债券市场控制变量基础上新增了公司层面的控制变量：总资产对数、资产收益率、资产负债率、流动比率、资产周转率、净利润同比增长率、省份。

3.4.4 排除市场规模较小评级机构的影响

本节只保留了第一机构、第二机构的评级样本对模型(2)和模型(3)重新估计，以排除规模较小评级机构可能存在异常影响。表 10 的 Panel A 和 Panel B 分别报告了模型(2)和模型(3)的新的估计结果。Panel A 与表 4 的结果相比，*Treat* × *Policy* 的系数都

变大了，显著水平一致；Panel B 与表 5 相比尽管 *D* × *CRA* × *Treat* × *Policy* 的系数有所下降但仍然在 AAA 列显著，尤其是 *Treat* × *Policy* 的系数都变大了，而且都显著，凸显出第二大评级机构是竞争性评级膨胀策略的积极实施者。可见，主要结果是稳健的，并不是由于规模较小的少数机构的异常行为导致的。

表 10 只保留第一、第二大评级机构样本的估计结果

Table 10 Retains only the estimated results of the sample of the first and second largest rating agencies

Panel A：模型(2)的新估计结果

变量	(1)	(2)	(3)
	全样本	AAA	非 AAA
<i>Treat</i> × <i>Policy</i>	0. 609 ***	0. 603 ***	0. 721 ***
	(0. 152)	(0. 205)	(0. 269)
<i>Treat</i>	−0. 540 ***	−0. 574 ***	−0. 472
	(0. 155)	(0. 208)	(0. 319)
<i>Policy</i>	0. 786	0. 469	1. 525
	(0. 696)	(0. 730)	(1. 551)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制
<i>Year</i>	控制	控制	控制
<i>Industry</i>	控制	控制	控制
<i>SOE</i>	控制	控制	控制
<i>CRA</i>	控制	控制	控制
<i>Observations</i>	1 265	878	387
<i>R</i> ²	0. 543	0. 466	0. 360

续表 10

Table 10 Continues

Panel B 模型(3)的新估计结果

变量	(1)	(2)	(3)
	全样本	AAA	非 AAA
$D_CRA \times Treat \times Policy$	0.554 **	0.515 *	0.320
	(0.272)	(0.296)	(0.585)
$D_CRA \times Treat$	-0.036	-0.056	-0.210
	(0.269)	(0.297)	(0.540)
$D_CRA \times Policy$	-0.068	0.099	-0.099
	(0.116)	(0.145)	(0.204)
$Treat \times Policy$	0.372 **	0.386 *	0.591 *
	(0.162)	(0.219)	(0.334)
D_CRA	0.084	-0.042	0.144
	(0.098)	(0.128)	(0.158)
$Treat$	-0.804 ***	-0.806 ***	-0.435 *
	(0.155)	(0.213)	(0.261)
$Policy$	0.876	0.544	1.522
	(0.699)	(0.729)	(1.556)
$Controls$	控制	控制	控制
$Year$	控制	控制	控制
$Industry$	控制	控制	控制
SOE	控制	控制	控制
CRA	控制	控制	控制
$Observations$	1 265	878	387
R^2	0.546	0.471	0.361

注：***表示1%水平显著，**表示5%水平显著，*表示10%水平显著；括号内是稳健标准误。

3.4.5 排除交易所债券供应增加的影响

2015 年公司债发行制度改革后,交易所债券供应大幅增加,这可能会对回归结果产生影响.为此,本节对交易所债券供应量进行控制,分别用当年公司债市场的债券发行只数 ($Count$) 和公司债发行总额的自然对数 ($A-$

$mount$) 作为交易所债券供应量的代理变量,加入模型(2).公司债发行只数和发行总额的数据来自 wind 数据库.回归结果如表 11 所示,在控制交易所债券供应量之后,公司债发行制度改革对债券发行利差的影响保持不变,证实主要结论的稳健性.

表 11 排除交易所债券供应增加的影响

Table 11 Excludes the effect of the increase in the supply of bonds on the exchange

变量	(1)	(2)
	$Spread$	$Spread$
$Treat \times Policy$	0.412 ***	0.783 ***
	(0.103)	(0.153)
$Treat$	-0.512 ***	-0.856 ***
	(0.101)	(0.181)
$Policy$	2.347 ***	2.374 ***
	(0.607)	(0.607)
$Count$	-0.000 ***	
	(0.000)	

续表 11

Table 11 Continues

变量	(1)	(2)
	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>
<i>Amount</i>		-0.249 ***
		(0.095)
<i>Controls</i>	控制	控制
<i>Year</i>	控制	控制
<i>Industry</i>	控制	控制
<i>SOE</i>	控制	控制
<i>CRA</i>	控制	控制
<i>Observations</i>	1 746	1 746
<i>R</i> ²	0.574	0.574

注：*** 表示 1% 水平显著，** 表示 5% 水平显著，* 表示 10% 水平显著；括号内是稳健标准误。

3.4.6 排除发行场所的影响

由于公司债在交易所市场发行上市，中期票据在银行间市场交易，交易所市场和银行间市场在发行制度和交易制度上仍存在诸多差异，对于发债企业来说，选择公司债还是中期票据可能是内生决定的。这就需要检验同一债券发行人在不同场所发行债券是否会对发行利差产生影响。*Treat* 变量不仅表示债券类型，同时也表示了债券发行场所。下面用 *Treat* 变量对债券发行利差进行回归分析。表 12 的结果显示，债券发行场所的结果不显著。因此，可以排除发行场所的影响。

表 12 排除发行场所的影响

Table 12 Excludes the effect of place of issue

变量	(1)
	<i>Spread</i>
<i>Treat</i>	-0.047
	(0.046)
<i>Controls</i>	控制
<i>Year</i>	控制
<i>Industry</i>	控制
<i>SOE</i>	控制
<i>CRA</i>	控制
<i>Observations</i>	1 746
<i>R</i> ²	0.567

注：*** 表示 1% 水平显著，** 表示 5% 水平显著，* 表示 10% 水平显著；括号内是稳健标准误。

3.4.7 文本分析的补充证据

上文已从债券发行利差的角度证实了 2015 年公司债发行注册制改革会导致评级膨胀。下面通过债券募集说明书的文本信息进一步地给出强化

证据。检验模型如式(6)、式(7)。

其中 *Rate* 是债券的信用评级，AAA 取值为 4，AA+ 取值为 3，AA 取值为 2，AA- 及以下取值为 1。*Neg* 为债券募集说明书负面语调，采用知网 Hownet 情感词典中负面评价和负面情感词语，对债券募集说明书进行文本分析，确定负面词汇出现的频数，并根据负面词汇出现频数与债券募集说明书总字数的比值确定该债券募集说明书的负面语调，并乘 1 000 进行量纲处理以便于结果的呈现。

募集说明书是发行主体关于债券发行的信息披露文件。是理论模型中发行主体发出的讯息 *m* 的最直接体现。用负面语调(negative tone)来概括募集说明书的讯息。如果评级机构在注册制改革之后采取评级膨胀策略，应该看到改革之后募集说明书的负面语调对评级的降低作用减少了。同时，如果能观察到注册制改革之后，公司债发行主体的募集说明书负面语调显著减少，就验证了发行主体的信息隐藏行为。换言之，如果模型(6)中的 α_3 显著为正，模型(7)中的 α_2 显著为负，则得到支持本研究理论假设的加强证据。

以 2010 年—2020 年公司债发行数据为样本，从巨潮资讯网站下载公司债的募集说明书共计 1 268 份，其中 878 份债券募集说明书可以有效提取文本信息，再剔除 2015 年发行的 76 份债券以及浮动利率债券、含缺失值的债券 69 份，最终得到 733 个研究样本。

表 13 的第(1)列报告了模型(6)式的估计结果。*Neg* × *Policy* 交叉项的系数显著为正，表明公

司债改革后,评级机构降低了发行主体释放的负面讯息($m=b$)对评级的作用.换言之,给定同样的负面信息,评级结果在公司债注册制改革之后变高了,亦即施行了评级膨胀.

$$Rate_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Neg_j + \alpha_2 Policy_t + \alpha_3 Neg_t \times Policy_t + \alpha_4 Controls_{i,t} + \mu_k + \delta_j + w_i + \eta_t + \varepsilon_{i,j,t} \quad (6)$$

$$Neg_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 AAA + \alpha_2 Policy_t + \alpha_3 AAA \times Policy_t + \alpha_4 Controls_{i,t} + \mu_k + \delta_j + w_i + \eta_t + \varepsilon_{i,j,t} \quad (7)$$

表 13 的第(2)列、第(3)列报告了模型式(7)的估计结果.在第(2)列中,政策变量的系数显著为负,表明公司债改革之后发行主体显著地减少

了募集说明书中的负面语调,也就是进行了信息隐藏. AAA 的系数也显著为负,表明高等级债券的募集说明书负面语调要显著小于其他低等级债券,这个结果验证了负面语调指标的有用性,符合直觉.第(3)列中 $Policy \times AAA$ 系数显著为负,这表明最终得到 AAA 等级的发行主体甚至比其他等级主体有更为严重的信息隐藏行为.须指出,由于第(2)列实证是为了检验政策变量出台前后对发行主体债券募集说明书负面语调的影响,在此没有对更详细的时间维度的年份变量进行控制.

综上,基于募集说明书文本的语调分析给出了支持本研究理论结果的加强证据.

表 13 债券募集负面语调的证据

Table 13 Evidence for negative tone of bond solicitation

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>Rating</i>	<i>Neg</i>	<i>Neg</i>
<i>Neg</i>	-0.188 *** (0.052)		
<i>Policy</i>	-0.708 (0.849)	-0.777 *** (0.150)	-1.455 (0.947)
<i>Neg × Policy</i>	0.118 ** (0.058)		
<i>AAA</i>		-0.277 *** (0.071)	-0.120 (0.105)
<i>AAA × Policy</i>			-0.267 ** (0.130)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制
<i>Year</i>	控制	——	控制
<i>Industry</i>	控制	控制	控制
<i>SOE</i>	控制	控制	控制
<i>CRA</i>	控制	控制	控制
<i>Observations</i>	733	733	733
<i>R</i> ²	0.588	0.286	0.292

注: *** 表示 1% 水平显著, ** 表示 5% 水平显著, * 表示 10% 水平显著; 括号内是稳健标准误.

3.5 作用机制与过程分析

本研究理论模型给出的作用机制可以概括为垄断竞争带来的信息精度差异导致头部机构和其他机构形成分别迎合 AAA 和非 AAA 的分离均衡.根据理论模型的假设,信息精度的差异是由于评级业务数量的差异导致的.由于“业精于勤”的缘故,业务数量越大,信息精度就会越高.据此,用评级机构上一年的市场份额作为评级机构信息精度代理变量(*Precise*).下面先检验信息精度是否

影响评级膨胀;如果是,接着动态地呈现头部机构率先迎合 AAA 客户,其他机构随后发起竞争性评级膨胀而迎合非 AAA 客户.如此,即完整呈现了本研究理论模型所刻画的作用机制及过程.

表 14 是运用剔除同时使用两家以上评级机构的公司债样本数据估计的结果.结果表明,评级机构的信息精度越高,其评级膨胀程度越小($Precise = -0.805^{**}$).但 2015 年公司债市场发行制度注册制改革弱化了这个行为.评级机构信息精

度约束评级机构评级膨胀的影响程度显著降低 ($Precise \times Policy = 0.763^{**}$)。以上结果验证了本研究理论模型设定的信息精度作用机制。下面具体分析注册制改革下头部评级机构(高信息精度)和非头部机构(低信息精度)的评级膨胀行为动态。为此,设置 2016 年—2020 年度时间虚拟变量 $t2016 \sim t2020$,并在模型(2)~模型(4)中用这些时间虚拟变量与 $treat$ 变量产生交叉项,以估计政策影响的动态效果。

表 14 评级机构信息精度对其评级债券信用利差的影响变化
Table 14 Changes in the influence of information accuracy of rating agencies on credit spreads of their rated bonds

变量	(1)
	<i>Spread</i>
$Precise \times Policy$	0.763 **
	(0.387)
$Precise$	-0.805 **
	(0.376)
$Policy$	1.785 ***
	(0.475)
<i>Controls</i>	控制
<i>Year</i>	控制
<i>Industry</i>	控制
<i>SOE</i>	控制
<i>CRA</i>	控制
<i>Observations</i>	3 881
R^2	0.603

注:***表示 1%水平显著,**表示 5%水平显著,*表示 10%水平显著;括号内是稳健标准误。

表 15 给出了动态效果估计结果。从 Panel A 中 $t2016 \times Treat$ 直到 $t2020 \times Treat$ 的系数来看,公司债注册制改革对债券市场信息不对称的影响是持续稳定的,所有系数基本都保持在样本利差均

值的 27%左右,没有出现大的波动。这表明公司债发行注册制改革影响持久、深远,证实该项改革对中国债券市场而言确实是一项重大制度改革。

Panel B 呈现出评级机构竞差的过程。由三重交叉项和 $t2016 \times Treat \sim t2020 \times Treat$ 的系数可以看到,政策甫出,首先是头部评级机构利用其市场地位施行迎合头部客户的评级膨胀策略,到 2018 年其他评级机构开始争夺 AAA 市场实施评级膨胀策略,对整个市场实施评级膨胀策略,头部评级机构的评级膨胀因此有所收敛。自 2019 年之后,“竞差”博弈出现分离均衡,达成默契合谋:头部评级机构迎合 AAA 市场实施评级膨胀策略,其他评级机构迎合非 AAA 主体实施评级膨胀策略。而当市场陷入“竞差”的低水平均衡时,其他评级机构的行为容易出现更大的偏离,到 2020 年,竞争性评级膨胀引起的非 AAA 利差增加达 1.323,达到样本均值的 73%。

Panel C 的结果与评价机构的迎合策略一致。在垄断地位评级机构和其他评级机构都蜂拥而上迎合 AAA 的 2018 年,AAA 发行主体的私有信息隐藏最为严重。而非 AAA 发行主体自 2019 年开始出现显著的信息隐藏,而且比 AAA 更加没有底线。

结合上述 Panel B 和 Panel C 的分析可知,AAA 市场上的评级膨胀持续地变高,而非 AAA 市场上的评级膨胀自 2019 年以来快速变大。Panel A 的第二列、第三列给出了证据。

综合表 14 和表 15,完整呈现了本研究理论模型所蕴含的信息精度差异作用机制以及注册制改革后拥有不同信息精度的评级机构采取的评级膨胀行为过程。

表 15 公司债发行制度改革政策影响的持续性分析

Table 15 Continuous analysis of the impact of corporate bond issuance system reform policies

Panel A: 对债券市场信息不对称影响的持续性分析

变量	(1)	(2)	(3)
	全样本	AAA	非 AAA
$t2016 \times Treat$	0.192	-0.023	0.337
	(0.141)	(0.152)	(0.253)
$t2017 \times Treat$	0.466 ***	0.244 *	0.206
	(0.129)	(0.138)	(0.238)
$t2018 \times Treat$	0.569 ***	0.704 ***	0.364
	(0.130)	(0.141)	(0.303)

续表 15
Table 15 Continues

Panel A: 对债券市场信息不对称影响的持续性分析

变量	(1)	(2)	(3)
	全样本	AAA	非 AAA
$t2019 \times Treat$	0.526 *** (0.120)	0.567 *** (0.124)	0.763 ** (0.304)
$t2020 \times Treat$	0.495 *** (0.120)	0.434 *** (0.128)	1.407 *** (0.310)
$Treat$	-0.454 *** (0.098)	-0.501 *** (0.107)	-0.332 * (0.187)
$t2016$	0.847 ** (0.372)	0.333 (0.399)	1.352 * (0.761)
$t2017$	1.249 *** (0.386)	0.857 ** (0.404)	1.777 ** (0.799)
$t2018$	1.846 *** (0.444)	1.031 ** (0.461)	2.511 *** (0.912)
$t2019$	1.789 *** (0.524)	0.770 (0.539)	2.782 ** (1.103)
$t2020$	1.964 *** (0.589)	0.983 (0.605)	2.560 ** (1.243)
$Controls$	控制	控制	控制
$Year$	控制	控制	控制
$Industry$	控制	控制	控制
SOE	控制	控制	控制
CRA	控制	控制	控制
$Observations$	1 746	1 176	570
R^2	0.575	0.508	0.480

Panel B: 对评级机构评级膨胀行为影响的持续性分析

变量	(1)	(2)	(3)
	全样本	AAA	非 AAA
$t2016 \times Treat \times D_CRA$	0.656 ** (0.308)	0.842 *** (0.299)	0.396 (0.621)
$t2017 \times Treat \times D_CRA$	0.774 *** (0.288)	0.646 ** (0.290)	0.904 (0.577)
$t2018 \times Treat \times D_CRA$	0.645 ** (0.302)	0.484 (0.295)	1.133 (0.749)
$t2019 \times Treat \times D_CRA$	0.420 (0.287)	0.642 ** (0.274)	0.018 (0.753)
$t2020 \times Treat \times D_CRA$	0.630 ** (0.285)	0.804 *** (0.281)	0.537 (0.753)
$D_CRA \times Treat$	-0.465 * (0.243)	-0.528 ** (0.236)	-0.313 (0.551)
$t2016 \times Treat$	0.021 (0.165)	-0.267 (0.194)	0.281 (0.287)

续表 15

Table 15 Continues

Panel B: 对评级机构评级膨胀行为影响的持续性分析

变量	(1)	(2)	(3)
	全样本	AAA	非 AAA
$t2017 \times Treat$	0.203 (0.155)	0.063 (0.183)	-0.138 (0.256)
$t2018 \times Treat$	0.376 ** (0.147)	0.607 *** (0.144)	-0.122 (0.332)
$t2019 \times Treat$	0.437 *** (0.152)	0.383 ** (0.158)	0.850 ** (0.363)
$t2020 \times Treat$	0.315 ** (0.146)	0.190 (0.157)	1.323 *** (0.377)
$t2016 \times D_CRA$	-0.094 (0.176)	-0.204 (0.186)	0.051 (0.283)
$t2017 \times D_CRA$	-0.332 ** (0.163)	-0.126 (0.190)	-0.302 (0.219)
$t2018 \times D_CRA$	-0.074 (0.146)	0.113 (0.141)	-0.200 (0.284)
$t2019 \times D_CRA$	-0.149 (0.129)	-0.172 (0.128)	0.137 (0.345)
$t2020 \times D_CRA$	-0.166 (0.140)	-0.167 (0.150)	-0.017 (0.335)
$t2016$	0.929 ** (0.385)	0.496 (0.429)	1.403 * (0.779)
$t2017$	1.454 *** (0.398)	1.006 ** (0.431)	2.022 ** (0.829)
$t2018$	1.933 *** (0.453)	1.068 ** (0.474)	2.704 *** (0.955)
$t2019$	1.926 *** (0.533)	0.979 * (0.553)	2.825 ** (1.136)
$t2020$	2.111 *** (0.599)	1.189 * (0.621)	2.702 ** (1.288)
$Treat$	-0.371 *** (0.104)	-0.412 *** (0.103)	-0.341 (0.214)
D_CRA	0.964 *** (0.244)	0.841 *** (0.254)	0.890 * (0.529)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制
<i>Year</i>	控制	控制	控制
<i>Industry</i>	控制	控制	控制
<i>SOE</i>	控制	控制	控制
<i>CRA</i>	控制	控制	控制
<i>Observations</i>	1 721	1 161	560
R^2	0.558	0.475	0.463

续表 15

Table 15 Continues

Panel C: 对发行主体信息隐藏行为影响的持续性分析

变量	(1)	(2)	(3)
	全样本	AAA	非 AAA
$t2016 \times Treat$	0.201	-0.015	0.337
	(0.140)	(0.151)	(0.252)
$t2017 \times Treat$	0.480 ***	0.253 *	0.206
	(0.128)	(0.137)	(0.236)
$t2018 \times Treat$	0.574 ***	0.711 ***	0.363
	(0.130)	(0.141)	(0.301)
$t2019 \times Treat$	0.530 ***	0.577 ***	0.764 **
	(0.119)	(0.123)	(0.306)
$t2020 \times Treat$	0.498 ***	0.446 ***	1.403 ***
	(0.120)	(0.128)	(0.315)
$Treat$	-0.455 ***	-0.509 ***	-0.330 *
	(0.097)	(0.107)	(0.187)
$t2016$	0.067	-0.455	0.562
	(0.371)	(0.397)	(0.759)
$t2017$	-0.073	-0.462	0.457
	(0.385)	(0.402)	(0.796)
$t2018$	-0.110	-0.934 **	0.544
	(0.443)	(0.459)	(0.909)
$t2019$	-0.073	-1.103 **	0.906
	(0.523)	(0.537)	(1.099)
$t2020$	-0.051	-1.043 *	0.534
	(0.588)	(0.603)	(1.238)
$Controls$	控制	控制	控制
$Year$	控制	控制	控制
$Industry$	控制	控制	控制
SOE	控制	控制	控制
CRA	控制	控制	控制
$Observations$	1 721	1 161	560
R^2	0.020	0.122	0.156

注：*** 表示 1% 水平显著，** 表示 5% 水平显著，* 表示 10% 水平显著；括号内是稳健标准误。

4 结束语

以 2015 年公司债发行制度由审批制转变为核准制的改革为背景,采用经过工商登记号精确匹配的公司债为实验组、中期票据为对照组,研究了公司债发行制度改革是否会增加债券市场信息不对称的问题.结果表明,2015 年公司债发行制

度改革导致了持续的评级膨胀问题,加剧了债券市场的信息不对称.进一步分析发现,债券发行制度改革后,评级机构出现普遍性的评级膨胀行为;发债主体采取信息隐藏行为.主要结论也得到债券募集说明书文本信息证据的支持.

政策含义如下:第一,孤立地实施注册制达不到良好的政策效果,注册制改革的同时必须配套建立更强有力的信息披露制度,否则反而会加剧

债券市场的信息不对称问题.建议建立更明确、更严格的债券信息强制披露制度和发行后信息动态披露制度,规定信息披露必选项.同时要建立发行人未履行信息如实披露诚信义务的高强度惩罚规则.

第二,通过常态化、制度化、高强度的惩戒手段将评级机构的信誉约束机制真正落到实处.本研究的理论和实证结果都表明,信誉约束是否能落实对评级机构的行为有至关重要的影响.因此,

对评级机构的失当行为公布要常态化、对评级机构的违规行为惩治要制度化、严厉化,不能只靠突发事件后的突击处理.

第三,加大债券市场投资者教育,提高投资者对评级结果的鉴别能力、对信用风险的认知能力和敏感性.投资者构成情况是影响发行人信息披露和评级机构行为的重要因素,通过投资者教育提高投资者的整体素质,能倒逼信息不对称问题的解决.

参 考 文 献 :

- [1] Bolton P, Freixas X, Shapiro J. The credit ratings game[J]. The Journal of Finance, 2012, 67(1): 85-111.
- [2] 边江泽, 余 湄, 汪寿阳, 等. 注册制改革下的市场反应——基于科创板与创业板的分析[J/OL]. 系统工程理论与实践: 1-42(网络首发).
- Bian Jiangze, Yu Mei, Wang Shouyang, et al. Market reactions under registration-based IPO reforms: Analysis based on STAR market and ChiNext board[J/OL]. Systems Engineering: Theory & Practice: 1-42. (in Chinese)
- [3] 祝文达, 胡 洁, 董银红. 注册制新股发行定价改革与 IPO 质量——基于技术创新的视角[J]. 管理评论, 2023, 35(2): 70-78.
- Zhu Wenda, Hu Jie, Dong Yinong. The pricing reform of registered new shares and IPO quality: Based on the perspective of technological innovation[J]. Management Review, 2023, 35(2): 70-78. (in Chinese)
- [4] 刘瑞琳, 李 丹. 注册制改革会产生溢出效应吗?——基于企业投资行为的视角[J]. 金融研究, 2022, (10): 170-188.
- Liu Ruilin, Li Dan. Spillover effects of the registration system reform from an investment perspective[J]. Journal of Financial Research, 2022, (10): 170-188. (in Chinese)
- [5] 张 军. 债券市场改革与投资者风险意识研究——来自公司债券发行定价的证据[J]. 证券市场导报, 2021, (1): 56-63.
- Zhang Jun. Research on bond market reform and investors' risk awareness: Evidence from corporate bond issuance pricing [J]. Securities Market Herald, 2021, (1): 56-63. (in Chinese)
- [6] 吴锡皓, 张 弛. 注册制改革对资本市场定价效率的影响研究——基于 IPO 抑价率的视角[J/OL]. 南开管理评论: 1-32(网络首发).
- Wu Xihao, Zhang Chi. Research on the impact of the registration system reform on the pricing efficiency of the capital market-based on the perspective of IPO underpricing[J/OL]. Nankai Business Review: 1-32. (in Chinese)
- [7] 颜恩点, 王昕悦. 注册制改革对 IPO 抑价的影响研究[J]. 金融理论与实践, 2022, (5): 70-83.
- Yan Endian, Wang Xinyue. Study on the impact of registration system reform on IPO underpricing[J]. Financial Theory & Practice, 2022, (5): 70-83. (in Chinese)
- [8] 张宗新, 张园园. 注册制下询价机构“抱团报价”行为如何影响 IPO 定价效率[J]. 财贸经济, 2023, 44(6): 35-50.
- Zhang Zongxin, Zhang Yuanyuan. How does institutional investors' "group bidding" behavior affect pricing efficiency in the registration-based IPO system? [J]. Finance & Trade Economics, 2023, 44(6): 35-50. (in Chinese)
- [9] 张宗新, 吴钊颖. 科创板基础性制度改革能否提升市场定价效率? [J]. 证券市场导报, 2021, (4): 33-46.

- Zhang Zongxin, Wu Zhaoying. Whether the basic system reform of the science and technology innovation board can improve the efficiency of market pricing? [J]. Securities Market Herald, 2021, (4): 33–46. (in Chinese)
- [10] 董秀良, 刘佳宁, 徐世莹. 中国科创板 IPO 定价效率及影响因素研究[J]. 数理统计与管理, 2021, 40(3): 526–543.
- Dong Xiuliang, Liu Jianing, Xu Shiyong. Research on the IPO pricing efficiency and the influential factors of the STAR market[J]. Journal of Applied Statistics and Management, 2021, 40(3): 526–543. (in Chinese)
- [11] 薛爽, 王禹. 科创板 IPO 审核问询回复函与首发抑价[J]. 管理世界, 2022, 38(4): 185–203.
- Xue Shuang, Wang Yu. Comment letters' responses and IPO underpricing in the STAR market[J]. Journal of Management World, 2022, 38(4): 185–203. (in Chinese)
- [12] 俞红海, 范思好, 吴良钰, 等. 科创板注册制下的审核问询与 IPO 信息披露——基于 LDA 主题模型的文本分析[J]. 管理科学学报, 2022, 25(8): 45–62.
- Yu Honghai, Fan Siyu, Wu Liangyu, et al. Registration system review inquiry and IPO information disclosure on STAR market: Textual analysis based on LDA topic model[J]. Journal of Management Sciences in China, 2022, 25(8): 45–62. (in Chinese)
- [13] 余湄, 许再琳, 边江泽. 注册制下我国上市公司招股说明书与 IPO 抑价研究——基于文本分析法[J]. 证券市场导报, 2023, (10): 3–15.
- Yu Mei, Xu Zailin, Bian Jiangze. Research on prospectus and IPO underpricing of Chinese listed companies under registration system: Based on text analysis method[J]. Securities Market Herald, 2023, (10): 3–15. (in Chinese)
- [14] 罗进辉, 董怀丽, 李璐. 注册制改革是否强化了保荐人专业能力的作用? ——基于首次公开发行股票审核进程视角的考察[J]. 管理世界, 2023, 39(7): 140–166.
- Luo Jinhui, Dong Huaili, Li Lu. Can the registration system reform strengthen the role of sponsor representatives' professional competence? Evidence from the perspective of IPO review process[J]. Journal of Management World, 2023, 39(7): 140–166. (in Chinese)
- [15] Jiang J X, Stanford M H, Xie Y. Does it matter who pays for bond ratings? Historical evidence[J]. Journal of Financial Economics, 2012, 105(3): 607–621.
- [16] Xia H. Can investor-paid credit rating agencies improve the information quality of issuer-paid rating agencies? [J]. Journal of Financial Economics, 2014, 111(2): 450–468.
- [17] Goldstein I, Huang C. Credit rating inflation and firms' investments[J]. The Journal of Finance, 2020, 75(6): 2929–2972.
- [18] 钟辉勇, 钟宁桦, 朱小能. 城投债的担保可信吗? ——来自债券评级和发行定价的证据[J]. 金融研究, 2016, 430(4): 66–82.
- Zhong Huiyong, Zhong Ninghua, Zhu Xiaoneng. Are the urban construction investment bonds' guarantees credible? Evidence from credit ratings and bond pricings[J]. Journal of Financial Research, 2016, 430(4): 66–82. (in Chinese)
- [19] Becker B, Milbourn T. How did increased competition affect credit ratings? [J]. Journal of Financial Economics, 2011, 101(3): 493–514.
- [20] Skreta V, Veldkamp L. Ratings shopping and asset complexity: A theory of ratings inflation[J]. Journal of Monetary Economics, 2009, 56(5): 678–695.
- [21] Kisgen D J, Strahan P E. Do regulations based on credit ratings affect a firm's cost of capital? [J]. Review of Financial Studies, 2010, 23(12): 4324–4347.
- [22] Krugman P. Scale economies, product differentiation, and the pattern of trade[J]. American Economic Review, 1980, 70(5): 950–959.
- [23] Berry S, Waldfogel J. Product quality and market size[J]. Journal of Industrial Economics, 2010, 1: 1–31.

- [24] Bae K H, Kang J K, Wang J. Does increased competition affect credit ratings? A reexamination of the effect of Fitch's market share on credit ratings in the corporate bond market[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2015, 50(5): 1011 – 1035.
- [25] Roychowdhury S. Earnings management through real activities manipulation[J]. *Journal of Accounting & Economics*, 2006, 42(3): 335 – 370.
- [26] Jacobson L S, LaLonde R J, Sullivan D G. Earnings losses of displaced workers[J]. *The American Economic Review*, 1993, 83(4): 685 – 709.

Moving to registration-based offering, monopolistic competition and credit rating inflation in bond market

SHI Xiao-jun^{1, 2}, ZHAO He-sen³, TAN Song-tao^{1, 2}

1. China Financial Policy Research Center, Beijing 100872, China;
2. School of Finance, Renmin University of China, Beijing 100872, China;
3. China Mechanical and Electrical Equipment Bidding Center (Government Procurement Center, Ministry of Industry and Information Technology), Beijing 100872, China

Abstract: The full shift to a registration-based offering will have an encompassing impact on China's capital market. However, the existing literature does not answer whether the deregulation of bond market issuance review and the shift to a registration system alleviate or exacerbate the information asymmetry problem in the bond market. This paper extends the classical model of Bolton, Freixas, and Shapiro (2012) to construct a signaling game model under monopolistic competition that fits the characteristics of the Chinese bond market and proves that the rating inflation separation equilibrium holds under the registration system. By exploiting the transformation of the offering institution to He-Zhun (examine and approve) in China corporate bond market, which is a segment of the overall China bond market, the paper tests the hypothesis that the market reform process will lead to rating inflation. Our empirical strategy is constructed by accurately matching the treated group of corporate bonds and the control group of medium-term notes with the same Industrial and Commercial Registration Number. Our findings support the theoretical result of the separation equilibrium in rating inflation under the registration system. Our evidence indicates that the monopoly rater inflates ratings to cater to AAA bonds, while other raters inflate ratings for lower-rated bonds. The issuer increases private information hiding. Based on the information asymmetry in the bond market, this paper tests the policy effect of the registration-based offering of bond market and provides empirical evidence for improving the supporting system of the bond market registration-based system.

Key words: registration-based offering; signaling game; information asymmetry; rating inflation; bond market