

承销商评级与债券信用利差

——来自《证券公司分类监管规定》的经验证据

林晚发，刘颖斐，赵仲匡

[摘要] 自2016年债券市场集中爆发违约以来，承销商在债券承销中的作用受到了更多的关注。以往研究分析了承销商对股票发行的影响，本文利用《证券公司分类监管规定》公布的承销商评级数据，以2009—2016年公司债为样本，研究了承销商评级对债券信用利差的影响。研究发现：①承销商评级与债券信用利差负相关，这一影响在信息不对称与信用风险较高的企业中更显著；②高评级的承销商能识别企业的事前盈余管理水平，降低企业事后的违约风险，同时其承销的债券在临近违约时更可能实施债务重组而非直接违约。机制检验显示，承销商评级主要通过信息效应与担保效应影响债券信用利差，其中，担保效应是主要渠道。本文首次研究了承销商评级影响债券信用利差的机制，为中国证券监督管理委员会进一步完善券商评级披露制度提供了实证支持。

[关键词] 承销商评级；信息效应；担保效应；债券信用评级；信用利差

[中图分类号]F272 **[文献标识码]**A **[文献编号]**1006-480X(2019)01-0174-19

一、问题提出

自1981年恢复国债发行以来，中国债券市场（包括银行间市场和交易所市场）高速发展，截至2016年，债券市场余额已经达到64.3万亿元，占当年GDP的86.4%，并且超过同期的股票市场市值。但是，2016年以来债券市场的集中违约，打破了债券市场的刚性兑付，也引发了投资者与监管者对中国债券市场发展的担忧。针对宏观经济环境的变化，党的十九大报告提出“深化金融体制改革，增强金融服务实体经济能力，提高直接融资比重，促进多层次资本市场健康发展”的战略目标。2018政府工作报告则进一步确定了“深化多层次资本市场改革、推动债券市场发展”的发展方向。债券市场作为重要的直接融资平台，是多层次资本市场的重要组成部分。如何保障债券市场的健康发展并提高债券市场服务实体经济的效率是在深化多层次资本市场改革过程中亟待解决的重要问题。

[收稿日期] 2018-08-12

[基金项目] 国家自然科学基金青年项目“信用评级的信息效应与功能效应研究——基于评级机构异质性视角”（批准号71602148）；国家自然科学基金青年项目“信用评级膨胀、策略性评级操纵与有效金融监管”（批准号71802152）；教育部人文社会科学青年项目“卖空机制、信息传递与债券市场反应”（批准号16YJC630065）。

[作者简介] 林晚发，武汉大学经济与管理学院讲师，管理学博士；刘颖斐，武汉大学经济与管理学院副教授，管理学博士；赵仲匡，武汉大学经济与管理学院助理教授，经济学博士。通讯作者：刘颖斐，电子邮箱：lindaliuyf@163.com。感谢武汉大学宋敏、李青原、罗知，武汉大学珞珈会计论坛相关学者，以及匿名评审专家和编辑部的宝贵意见，当然文责自负。

在2016年以来的债券违约潮中,投资者普遍认为承销商在对债券主体的后续管理中未能督促发行人及时充分发布相关消息,使得投资者利益受到损害,以致部分投资者要求承销商承担相应的责任。2016年12月国海证券“萝卜章事件”给债券承销商造成了更为严重的负面影响,债券承销商被推到了风口浪尖,承销商后续承销压力增大。随着债券违约事件的集中爆发以及债券承销欺诈事件的屡次发生,越来越多的学者对债券承销商作用产生了质疑(赵洋和陈超,2016)。

有关承销商的研究文献表明,承销商在资本市场中发挥着两个作用:信息效应和担保效应。这两种效应均受承销商声誉的影响,就事前的信息效应而言,承销商声誉越高,事前会更努力地收集信息,降低信息不对称,同时挑选质量更好的企业。就事后的担保效应而言主要体现为,出于维护自身声誉的考虑,承销商会努力监督债券发行企业并在企业可能发生违约时,利用自己的社会网络帮助企业进行债务重组,进而避免实质性违约的发生。总之,随着承销商声誉的提高,信息效应与担保效应都将提高。

从信息效应角度解释承销商声誉作用的文献认为,承销商自身声誉差异会导致其在降低信息不对称问题时存在程度差异(Dong et al.,2011)。在资本市场中,由于企业与投资者之间的信息不对称,投资者会不断调低对某项证券的估值。如果没有任何机制缓解这一信息不对称问题,将会产生“柠檬市场”。作为信息中介的承销商,他们通过企业调研以及利用自身网络资源,对发行人和发行活动的信息进行广泛地收集与传播,形成募集股份招股说明书或者债券募集说明书,进而对股票或者债券进行承销。这些公告为投资者提供了丰富的信息,同时降低了企业与投资者之间的信息不对称(Erhemjamts and Raman,2012)。综上,承销商声誉能够减小事前的信息不对称。

从担保效应角度解释承销商声誉作用的文献认为,承销商声誉被视为发行质量的保证(Livingston and Miller,2000)。担保效应假说认为,信誉良好的承销商在进行担保业务时,通常把自身的声誉作为一种抵押,一旦出现问题,承销商声誉将受损,从而失去客户的信任。较早的研究主要从股票市场证实了承销商声誉的担保效应(Carter et al.,1998)。后续研究也从基金市场(Booth,2004)与债券市场(Daniels and Vijayakumar,2006)证实了承销商声誉的担保效应。承销商作为发行人与投资者之间的中介,会对承销的主体进行筛选,进而进行承销。但也有文献指出,声誉机制之所以有效,是因为高声誉的承销商制定了更严格的评估标准,但他们也需要付出更高的执行成本(Chemmanur and Fulghieri,1994),因此,高声誉的承销商也可能存在道德风险问题。

现有文献并没有对承销商声誉的信息效应与担保效应进行区分。本文将以债券市场为研究背景分离承销商声誉的信息效应与担保效应,以此厘清对承销商声誉作用的认识,并为通过建立与完善券商评级披露制度发挥声誉机制作用的政策制定提供证据。本文以债券市场进行研究的原因在于:①截至2016年,中国债券市场融资规模已经超过了股票市场,然而缺少相应研究分析承销商评级对于债券发行与定价的影响。②债券市场提供了一个独特的场景,有利于分离承销商声誉的信息效应与担保效应。债券市场中存在众多的信息中介,比如信用评级机构与分析师,这些信息中介能够通过自身资源获得内部消息,形成比较独立的评级信息,同时这些评级信息可能包括了承销商与会计师事务所的相关信息(Mansi et al.,2004)。因此,通过对信用评级和分析师跟踪等信息中介的控制,可以将信息效应与担保效应的影响进行分离。鉴于上述原因,本文将分析承销商评级对债券融资成本的影响,并在此基础上区分和衡量承销商评级的信息效应和担保效应。

基于此目标,本文以2009—2016年中国债券市场公司债为研究样本,利用每年中国证券监督管理委员会(以下简称证监会)依据《证券公司分类监管规定》公布的券商评级数据,分析承销商评级对债券信用利差的影响,在此基础上分离承销商评级的信息效应和担保效应,并对两个效应进行

比较。研究结果表明,承销商评级越高,债券信用评级越高,债券信用利差越小。在尽可能控制承销商评级的信息效应后,本文发现承销商评级还体现了担保效应,且担保效应比信息效应的影响更大。本文研究也发现承销商评级的总体效应在信息不对称与风险较高的企业中更显著,进一步的机制检验发现声誉高的承销商更能识别企业的盈余管理水平、能够降低企业未来的违约风险以及在债务面临违约时进行较多的债务重组,以此降低债券投资者面临的违约风险,进而降低债券融资成本。最后,本文进行了一系列稳健性检验(采用债券存续数据、差分模型以及控制遗漏变量与自选择问题),发现上述结论仍然成立。

本文的主要贡献在于:①以往研究主要分析了承销商声誉对IPO抑价、盈余管理以及企业未来业绩的影响(Chen et al., 2013; Chua, 2014; Liu and Wang, 2015; 柳建华等, 2017),而本文则以债券市场为研究对象,分析承销商评级对于债券信用评级与信用利差的影响,扩展了对承销商评级影响的研究,同时也丰富了对债券信用利差影响因素的研究。②以往文献以IPO市场数据从不同角度证实承销商在市场中发挥的信息效应(Erhemjants and Raman, 2012)与担保效应(Fernando et al., 2015),但较少文献对上述两种效应进行分离比较。本文则利用债券市场相关数据,基于承销商评级声誉效应,在尽可能控制其信息效应的情况下,分离出承销商评级的担保效应进行研究。另外,本文也从信息质量、违约风险与债务重组角度对上述机制进行检验,从而证实两种效应的存在性,这有利于加强市场对承销商评级声誉效应的进一步认识,同时也丰富了相关文献研究。③以往研究主要采用市场份额衡量承销商声誉(尹自永和王新宇, 2014),但是这种度量存在一定的问题。比如,市场份额只能表明承销商承销的规模,惩罚机制的缺乏将会提高承销商通过承销质量差的公司来提高自身承销规模的道德风险。在新兴市场中,承销商份额可能并不是承销商声誉的一个有效的代理变量,本文使用证监会每年公布的券商评级数据度量承销商声誉,该方法的优势在于:当前金融市场不完善,投资者处于一个信息劣势的地位,而中国监管机构拥有一些投资者所不了解的信息;中国金融市场中介的从业资格受到政府严格监管,所以承销商十分关注政府对自己的评级。同时该监管规定对承销商业务有实质性的影响,评级较低的承销商的业务范围会受到限制。在承销商市场准入机制的基础上,证监会通过评级对承销商的声誉进行更细化的监管。因此,本文的结论也印证了在市场发展不完善的阶段,监管机构能够通过声誉监督机制提高市场资源配置效率。

二、制度背景与研究假设

1. 制度背景

现有国内债券市场以场外市场(银行间债券市场)为主、场内市场(交易所债券市场)为辅,并分别由中国人民银行和证监会负责监管。但对具体债券品种的发行监管则呈现多部门分品种监管的局面,即中华人民共和国国家发展和改革委员会(以下简称国家发展改革委)负责企业债,银行间市场交易商协会负责中期票据、短期融资券等品种,证监会负责公司债、可转债等品种。在债券发行与后续监督过程中,承销商扮演着一个重要的角色。当企业决定发债,并与特定债券承销商之间达成协议关系后,承销商负责联系与确定评级机构、会计师事务所、律师事务所等中介机构^①。在确定相关中介机构后,承销商、评级机构与会计师事务所等中介机构会组团或单独对企业进行调研分析,收集企业相关信息,以此编制债券募集说明书。在这个募集说明书形成的过程中,中介机构之间的信息是共享的,以减小信息收集成本以及信息内容之间的差异。

^① 据调研统计,大部分企业在确定好承销商后,承销商对债券的发行进行全包,承销商负责选择评级机构等中介机构,但也存在少部分企业要求承销商选择企业指定的中介机构。

证监会在2009年实施了《证券公司分类监管规定》,即以证券公司的风险管理能力(具体包括资本充足率、公司治理、风险控制、信息安全、客户权益保护以及信息披露)为基础,再综合考虑市场竞争力以及合规情况确定证券公司的级别。证监会每年7—8月公布基于上一年券商表现的评级分类结果,该评级可以作为券商申请增加业务种类、新设营业网点、发行上市等事项的审慎性条件,其目的在于对证券公司实施有效的监管,提高资源配置效率以及监管效率,促进市场的健康发展。

2. 研究假设

传统理论认为承销商作为市场信息中介有利于降低企业与投资者之间的信息不对称(Logue et al., 2002)。该理论认为承销商具有挖掘企业信息的能力,声誉高的承销商拥有更多的渠道验证企业信息,并会制定更严格评价标准对企业进行评估,从而使信息披露质量更高,进而缓解信息不对称(Daniels and Vijayakumar, 2006; Dong et al., 2011; Erhemjamts and Raman, 2012)。承销商在发行人和投资者之间起到桥梁和纽带的作用。由于发行人完全掌握自身的经营利润及未来发展等信息,而投资者知之甚少, IPO 过程中的信息不对称由此产生。因此,在 IPO 代销制或包销制的前提下,发行人与投资者之间需要承销商来充当信息沟通中介,以降低或消除信息不对称,提高发行效率。Peng and Brucato(2004)发现承销商能够显著地降低企业与投资者之间的信息不对称,因此 IPO 首日的抑价将降低。在中国资本市场中,相关研究也发现承销商的信息效应能够降低 IPO 折价现象(何平等, 2014)。他们认为在企业的 IPO 过程中,承销商不仅需要发挥承销者在发行程序方面的专业性,也需要发挥挖掘企业信息的专业性。声誉高的承销商会制定严格的标准来选择和评估 IPO 企业,所以投资者虽然不能像承销商一样直接了解到企业的内部信息,但是可以通过承销商声誉间接评判企业的价值。另外,上述结论在债券市场中也成立。承销商的信息挖掘能力能够降低发行人与投资者之间的信息不对称,从而减小信息不对称对债券定价的负面影响(Dong et al., 2011)。相似地,Erhemjamts and Raman(2012)也发现声誉高的投资银行能够投入更多的资源对公司的私有信息进行挖掘,并对此信息进行公布,从而降低市场中的信息不对称。

也有大量文献直接从担保角度解释承销商的作用。相关研究认为在资本市场中,承销商扮演了第三方担保的角色,向投资者提供企业质量的担保(Benveniste et al., 2002)。然而,早期的研究发现承销商声誉在债券市场中并不存在担保作用。比如,Logue and Rogalski(1979)最早以公司债券市场分析承销商声誉的担保效应,结果发现承销商声誉的担保并不影响承销费用与利息成本。随着声誉机制的健全,后续相关研究从不同的角度发现承销商声誉的担保效应是存在的(Loureiro, 2010; Kim et al., 2010)。在 IPO 承销与抑价方面,由于承销商声誉担保效应的存在,在美国交叉上市的公司更可能聘用声誉良好的证券承销商,且这一影响对于来自股东保护较弱国家的公司更加显著(Loureiro, 2010)。另外,承销商声誉的担保效应使得声誉较好的承销商承销的股票 IPO 抑价降低(Loureiro, 2010)、首日收益率提高(Chua, 2014)。在信贷利差方面,高声誉的承销商往往体现了一种担保效应(Brau and Fawcett, 2006),声誉良好的承销商能够区分发行人的质量,并在承销利差上反映出该声誉的担保效应(Kim et al., 2010)。相关实证研究也证实了这一点,例如,Livingston and Miller(2000)使用市场份额衡量承销商声誉,发现承销商声誉越高,债务融资成本越低。相似地,银行作为债券承销商也会关注自身声誉,声誉高的银行承销商承销的债券发行利差较低(Fernando et al., 2015)。然而,也有研究认为信息收集以及声誉的形成需要花费大量成本,那么承销商后续将会追逐更多的利益,所以承销商也存在道德风险问题。尤其是在惩罚机制缺失的情况下,承销商滥用其声誉进行获利的动机将会更大(Chemmanur and Krishnan, 2012)。在高收益的债券市场中,如果投资者能够意识到承销商声誉的道德风险问题,即承销商声誉可能提高债券未来违约风险,那么,

投资者将会要求更高的信用利差,从而导致承销商声誉的担保效应并不存在(Andres et al.,2014)。

以中国资本市场为对象的早期实证研究发现承销商声誉与 IPO 企业质量不存在显著的相关关系(刘江会等,2005;郭海星等,2011),原因主要是中国资本市场承销商声誉机制的不完善与不健全。郭泓和赵震宇(2006)最早通过实证分析发现,承销商声誉对 IPO 定价没有显著的影响。后续相关研究从中国创业板市场角度发现承销商第三方担保功能没有得到完全体现,承销商与发行企业之间存在一定的合谋行为(郭海星等,2011)。相关实证研究也证实了承销商独立性的缺失。比如,尹自永和王新宇(2014)利用 2006—2010 年中小板与创业板数据研究发现,虽然高声誉的承销商能够甄别出业绩变脸的 IPO 企业,但是高声誉的承销商也可能通过收取较高的佣金费用与 IPO 企业进行利益互换,从而使得承销商声誉作用并没有得到实现。这个结论也得到了 Liu and Wang(2015)的支持,他们认为在 2004 年证监会实施保荐人制度后,承销商声誉降低企业 IPO 事前盈余管理的作用在减弱,同时承销商声誉对 IPO 抑价以及 IPO 后的长期业绩影响也不显著。然而,上述研究的样本区间都在 2010 年之前,随着证监会对承销商监管与惩罚机制的建立,承销商声誉效应也逐渐得到体现。后续研究也证实了这一点,在 IPO 承销方面,高声誉的承销商会选择高质量的企业作为承销对象,以维护自身的高声誉(梁琪和余峰燕,2014),因此,承销商声誉有降低 IPO 抑价的作用(赵岩和孙文琛,2016)。但是上述声誉效应存在一定的结构性,投行声誉效应在信息不对称的创业板 IPO 市场中存在,而在主板 IPO 市场不存在(许荣等,2013)。在承销商声誉影响盈余管理与融资成本方面,Chen et al.(2013)发现,承销商声誉能够减小非国有企业发行人 IPO 事前的盈余管理,而对国有企业则没有显著的影响。柳建华等(2017)以 2001—2011 年 IPO 数据为分析对象,发现承销商声誉越高,IPO 公司的盈余管理水平越高,但这个关系只有在投资者法律保护较差的地区才显著。王雄元和高开娟(2017)研究发现,承销商声誉能够降低大客户对公司债发行定价的影响,进而体现了承销商声誉效应。最后,陈运森和宋顺林(2017)利用承销商被证监会处罚的外生事件,检验了承销商声誉受损对于市场参与者的影响,得到的结论证实了承销商声誉效应的存在性。因此,《证券公司分类监管规定》的执行为本文检验承销商声誉效应提供了条件。

综上所述,承销商声誉能从缓解信息不对称和提供担保两方面影响债券定价。在声誉机制约束下,声誉越高的承销商越能降低投资者与发行者之间的信息不对称程度,并能对债券质量提供担保,从而降低债券信用利差。因此,本文提出:

假说 1:在信息效应与担保效应下,承销商评级越高,债券信用利差越小。

前期文献从不同角度分析了承销商声誉的作用,但没有对信息效应和担保效应进行分离。在缓解信息不对称方面,承销商有利于解决事前的信息不对称问题,信息不对称的降低有利于降低债券信用利差(周宏等,2012),而不同声誉等级的承销商在降低信息不对称方面存在差异。因此,在声誉机制约束下,声誉高的承销商更能降低投资者与发行者之间的信息不对称程度,从而降低债券信用利差。因此,本文提出:

假说 2:在信息效应下,承销商评级越高,债券信用利差越小。

债券市场中诸多交易结构的安排往往是为了降低或分散信息不对称带来的风险,直接降低信息不对称程度是最有效的方法,因此债券市场中存在众多的信息中介,比如承销商、信用评级机构、分析师。这些信息中介利用自身资源从不同渠道获取信息,形成自己对债券质量的独立判断,并对外发布信息。这些信息往往存在相互印证的关系,形成较多的信息重复现象。债券市场中的债券评级信息是最具综合信息含量的,因此债券评级信息可能包括了承销商与会计师事务所提供的相关信息(Mansi et al.,2004)。Mansi et al.(2004)在分析会计师事务所的保险价值与信息价值时,采用

债券评级信息控制会计师事务所的信息价值。在债券市场上,本文同样可以通过控制债券信用评级,将承销商声誉的信息效应与担保效应的影响进行分离,从而确定承销商声誉的具体效应。

在提供担保效应方面,承销商声誉具有的担保效应使得承销商有动力去寻找好的企业作为承销对象。如果承销商承销的债券后续发生违约,那么投资者与承销商之间将产生严重的纠纷,证监会也会对承销商进行相应的处罚^①。承销债券的违约会降低承销商的声誉,也将影响未来业务的承销。因此高等级的承销商会更加看重自己的声誉,谨慎考察债券的质量,并且为债券质量提供担保。另外,在债券面临违约时,承销商会对违约债券进行兜底,使用展期、债务重组等方式,使得债券持有人损失降低^②,以此来保证自身的高评级。当市场认知到高声誉承销商承担着这种担保价值后,相关债券信用利差会降低。故本文进一步提出:

假说3:控制信息效应后,在担保效应下,承销商评级越高,债券信用利差越小。

三、研究数据与研究设计

1. 样本选择与数据来源

2009年5月,证监会颁布《证券公司分类监管规定》,在每年7—8月份,证监会将公布上一年度的证券公司分类评级结果。所以,本文的样本区间为2009—2016年。为了研究承销商评级对于债券信用利差的影响,本文选择在交易所债券市场发行的上市公司债券数据为研究样本。对于债券承销商存在多个的情况,只选择第一个主承销商进行赋值。由于在债券存续过程中,债券承销商不发生改变,所以本文以债券首次发行样本作为主回归样本,采用存续样本进行稳健性检验。

在本文的研究中,承销商评级数据来源于证监会公告,经作者手工进行整理获得。上市公司财务数据、公司债券的特征数据主要来自于Wind数据库。本文删除了可转债、金融公司发债以及城投债等样本,经过整理、删除缺失值后,得到研究样本数为1363个。相应的财务数据等连续变量进行1%的缩尾处理。

2. 变量定义

(1)因变量为债券的信用利差(CS),即债券的风险溢价水平,定义为债券的到期收益率与相同剩余期限的国债无风险收益率之差。由于债券数据是一个日度交易数据,所以为了研究需要,本文选择债券发行日后一周的平均信用利差进行分析。

(2)自变量为承销商评级(*Repu_C*)^③。证监会自2010年起,每年将对券商进行评级。基于这个评级数据,本文对各个承销商声誉进行赋值。在历年的公布评级中,券商评级主要为C、CC、CCC、B、BB、BBB、A、AA八大类。因此,本文定义当券商评级为C时,则*Repu_C*=1;当券商评级为CC时,则*Repu_C*=2;依次类推,当券商评级为AA时,则*Repu_C*=8。按照承销商评级的定义,承销商评级越高,承销商声誉的信息效应与担保效应越高。

① 比如,2016年“15春和CP001”违约,中国工商银行与投资者之间纠纷不断,投资者质疑承销商在持续管理中未能督促发行人及时充分披露有关信息。另外,证监会也会根据承销商承销债券的违约情况对承销商进行评级,以此处罚相关承销商。

② 2012年“11海龙CP01”债券出现兑付难问题,承销商恒丰银行提供一笔过渡资金对海龙短融进行兑付。2016年“15雨润CP001”实质性违约后,建设银行对该债券兜底兑付。

③ 按照《证券公司分类监管规定》对承销商评级的定义,A类公司为风险管理能力在行业内最高,能较好地控制新业务、新产品方面的风险;B类公司风险管理能力在行业内较高,在市场变化中能较好地控制业务扩张的风险;C类公司风险管理能力与其现有业务相匹配。

另一个自变量为债券信用评级(*Credit*)。在本文的样本中,债券信用评级主要分为AA-、AA、AA+、AAA四大类,相应的*Credit*赋值分别为1、2、3、4。按照上述赋值规则,*Credit*越大,信用评级越高。

(3)控制变量:参照张学勇等(2014)、孟庆斌等(2018)与周宏等(2018)以往文献,本文的控制变量定义、符号具体见表1,同时本文也对各个变量与信用利差的关系进行了预期。具体地,本文的控制变量主要分为三类:①债券特征变量,包括债券期限(*Maturity*)、债券担保(*Secured*)以及债券发行规模(*lnis*);②企业特征变量,包括是否四大会计师事务所审计(*Big4*)、企业规模(*lna*)、企业杠杆率(*Lev*)、流动资产比例(*Lar*)、流动负债比例(*Clr*)、盈利能力(*Roa*)、企业性质(*SoE*)以及利息保障倍数(*Ebit*);③行业(*Industry*)与年度(*Year*)的固定效应。

表1 控制变量列表

变量名称	定义	符号	预期符号
债券特征变量			
债券期限	债券发行期限(年)	<i>Maturity</i>	-
债券担保	债券是否存在担保,存在担保为1,否则为0	<i>Secured</i>	-
债券发行规模	债券发行规模的对数(亿元)	<i>lnis</i>	
发债企业特征变量			
是否四大会计师事务所审计	当会计师事务所为四大时,则为1,反之为0	<i>Big4</i>	-
企业规模	企业期末总资产的对数	<i>lna</i>	-
企业杠杆率	企业负债与期末总资产的比率(%)	<i>Lev</i>	+
流动资产比例	流动资产与期末资产的比率(%)	<i>Lar</i>	-
流动负债比例	流动负债与期末总负债的比率(%)	<i>Clr</i>	+
盈利能力	净利润与总资产的比率(%)	<i>Roa</i>	-
企业性质	当企业为国有企业时,则为1,反之为0	<i>SoE</i>	-
利息保障倍数	息税前利润与利息费用的比率(%)	<i>Ebit</i>	-
虚拟变量			
行业变量	虚拟变量	<i>Industry</i>	
年度变量	虚拟变量	<i>Year</i>	

3. 模型设定

在理论分析中,本文发现承销商评级影响债券信用利差存在两个机制:①承销商评级有利于降低发债前的信息不对称,即信息效应,从而降低债券信用利差。②承销商评级的担保效应能够对发行人的质量进行担保,即担保效应,继而降低债券信用利差。因此,为了分离出这两种效应,本文使用信用评级来控制承销商评级的信息效应,其原因是,信用评级机构作为市场中的一个中介,通过对企业外部环境、经营水平、财务状况以及管理层能力等因素进行分析,综合判断债务人按时付息还本的能力与意愿,最终以信用评级符号的形式展现给投资者。最为重要的是,信用评级机构能够

获得企业私密信息以及承销商的相关信息^①,因此,信用评级机构通常会将承销商评级中所包含的企业信息成分纳入到信用评级的评定中。如果承销商对于企业进行调研的信息被纳入到信用评级评定中,那么信用评级将能体现承销商评级的信息效应。因此,本文借鉴林晚发和刘苏琳(2018)的研究设计,构建模型(1)来检验承销商评级与债券信用评级的关系,以此说明使用信用评级对承销商评级信息效应进行控制的可行性。

$$Credit_{it} = \alpha + \beta_1 Repu_C_{it} + \beta_2 Big4_{it} + \beta_3 Maturity_{it} + \beta_4 Secured_{it} + \beta_5 lnis_{it} + \beta_6 Roa_{it} + \beta_7 lnta_{it} + \beta_8 Lev_{it} + \beta_9 Clr_{it} + \beta_{10} SoE_{it} + \beta_{11} Lar_{it} + \beta_{12} Ebit_{it} + Industry + Year + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

在确定承销商评级影响债券信用评级的前提下,本文构建模型(2)分析承销商评级对于债券信用利差的影响。在模型(2)中控制信用评级变量与企业风险特征变量,信用评级变量的控制将使得承销商评级的信息效应减弱,具体表现为承销商评级变量(*Repu_C*)系数减小,但是不能完全消失^②。

$$CS_{it} = \alpha + \beta_1 Repu_C_{it} + \beta_2 Credit_{it} + \beta_3 Big4_{it} + \beta_4 Maturity_{it} + \beta_5 Secured_{it} + \beta_6 lnis_{it} + \beta_7 Roa_{it} + \beta_8 lnta_{it} + \beta_9 Lev_{it} + \beta_{10} Clr_{it} + \beta_{11} SoE_{it} + \beta_{12} Lar_{it} + \beta_{13} Ebit_{it} + Industry + Year + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

为了衡量承销商评级对债券信用利差的总体效应(信息效应与担保效应)。本文首先采用相关模型对信用评级的信息效应进行分离,以此让承销商评级反映出信息效应与担保效应。为此,本文通过回归模型(1),以模型(1)中正交化的残差(*Orth_Credit*)替代模型(2)的信用评级(*Credit*)变量,构建模型(3)进行回归,那么 *Repu_C* 体现了总体效应。相应回归模型如下:

$$CS_{it} = \alpha + \beta_1 Repu_C_{it} + \beta_2 Orth_Credit_{it} + \beta_3 Big4_{it} + \beta_4 Maturity_{it} + \beta_5 Secured_{it} + \beta_6 lnis_{it} + \beta_7 Roa_{it} + \beta_8 lnta_{it} + \beta_9 Lev_{it} + \beta_{10} Clr_{it} + \beta_{11} SoE_{it} + \beta_{12} Lar_{it} + \beta_{13} Ebit_{it} + Industry + Year + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

四、实证结果分析

1. 单变量分析

(1)样本描述性统计分析。表2中A部分给出了主要变量在全样本下的描述性统计分析结果。在全样本中,债券信用利差(*CS*)的均值为2.10,中位数为1.68,这说明相对于国债收益率,公司债券整体上存在一定的违约风险,从而体现出一定的风险溢价。承销商的评级大体都在A级水平,说明公司债券的承销商整体评级都较高。中国公司债券的信用评级(*Credit*)大体在AA+水平。对于控制变量,已发行债券的平均期限为5.26年,有18.2%的债券存在担保,债券发行平均规模在10亿元,债券发行主体的资产规模均值为360亿元,杠杆率均值为0.63,流动负债比例均值为0.57,流动资产比例均值为0.53,利息保障倍数均值为6.05。在样本中,有48.1%的公司为国有企业,14.9%的企业被四大会计师事务所审计。

B部分给出了主要变量在不同评级承销商组下均值的差异比较结果。本文定义如果承销商的评级为AA与A级,则为高级别承销商,反之为低级别承销商。从结果可以看出,高级别承销商组与低级别承销商组的债券信用利差均值分别为2.04与2.24,且两者差异在5%水平上显著,另外,高

① 通过笔者对多家发债公司进行调研发现,在债券发行过程中,企业是先找到相关承销商,之后由承销商建议或选择相应的评级机构。在债券的承销过程中,承销商与评级机构人员通常结伴对企业进行调研,所以他们之间的信息大多是共通的,承销商利用相关信息来编制募集说明书,评级机构利用信息来分析企业的信用评级。

② 在理论分析中,承销商存在信息效应与担保效应两种效应。因此,承销商评级变量(*Repu_C*)系数可能仍然显著,但是会显著下降。

表 2 样本描述性统计分析

Panel A: 主要变量描述性统计分析

变量	样本量	均值	中位数	标准差	极小值	极大值
<i>CS</i>	1363	2.100	1.680	1.390	0.352	5.980
<i>Repu_C</i>	1363	6.890	7.000	1.450	1.000	8.000
<i>Credit</i>	1363	2.870	3.000	0.848	1.000	4.000
<i>Big4</i>	1363	0.149	0.000	0.356	0.000	1.000
<i>Maturity</i>	1363	5.260	5.000	1.750	2.000	15.000
<i>Secured</i>	1363	0.182	0.000	0.386	0.000	1.000
<i>Roa</i>	1363	5.360	4.490	3.560	-1.240	18.700
<i>lnta</i>	1363	15.100	15.000	1.400	12.200	19.200
<i>lnis</i>	1363	2.340	2.300	0.805	0.058	4.370
<i>Lev</i>	1363	0.633	0.653	0.141	0.256	0.888
<i>Clr</i>	1363	0.574	0.593	0.181	0.127	0.902
<i>SoE</i>	1363	0.481	0.000	0.500	0.000	1.000
<i>Lar</i>	1363	0.534	0.533	0.253	0.065	0.969
<i>Ebit</i>	1363	6.050	5.380	39.100	-250.000	146.000

Panel B: 不同评级组下各变量的均值检验

变量	高级别承销商组		低级别承销商组		均值差异检验
	样本量	均值	样本量	均值	
<i>CS</i>	938	2.039	425	2.240	-0.201**
<i>Credit</i>	938	2.919	425	2.753	0.166***
<i>Big4</i>	938	0.159	425	0.127	0.032
<i>Maturity</i>	938	5.310	425	5.158	0.153
<i>Secured</i>	938	0.193	425	0.158	0.035
<i>Roa</i>	938	5.467	425	5.123	0.344*
<i>lnta</i>	938	15.150	425	14.980	0.174**
<i>lnis</i>	938	2.356	425	2.312	0.044
<i>Lev</i>	938	0.629	425	0.640	-0.011
<i>Clr</i>	938	0.576	425	0.571	0.005
<i>SoE</i>	938	0.509	425	0.421	0.087***
<i>Lar</i>	938	0.528	425	0.548	-0.020
<i>Ebit</i>	938	7.055	425	3.847	3.207

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%与 10%水平上显著。

评级承销商组的信用评级则显著高于低评级承销商组。控制变量在两组样本中也存在一定差异。

(2)相关系数分析。本文也分析了回归方程中各个变量之间的相关性^①。与本文预期相一致,债券信用利差(*CS*)与承销商评级、债券信用评级、债券期限、债券是否存在担保、发行规模、发行主体

^① 变量的相关系数分析结果请参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件。

总资产以及是否被四大会计师事务所审计之间存在显著的负相关关系,流动负债越大的民营企业的债券信用利差越大。承销商声誉与债券信用评级之间的正相关说明,承销商评级越高,债券信用评级越高。从控制变量的相关性可以得出模型存在共线性的可能性较低。

2. 基准模型回归

(1)承销商评级与债券信用评级。本文以债券信用评级为因变量,承销商评级为自变量进行回归,即对模型(1)回归。表3报告了相应的回归结果。本文发现在第(1)列中, *Repu_C* 变量系数是 0.081,且这个系数在 1%水平上显著;在第(2)列中, *Repu_C* 变量系数是 0.023,且这个系数也在 5%水平上显著。这说明承销商评级越高,债券信用评级越高。对于控制变量,发行期限长、存在担保、发行规模大的债券,以及被四大会计师事务所审计、企业资产越大、盈利能力越强、杠杆率越低、利息保障倍数越高且为国有企业时,一般债券的信用评级越高,控制变量结果与以往研究文献一致。

相比于 Mansi et al.(2004)的研究,本文结果的经济意义也是显著的。由于本文的债券信用评级的取值区间是 1—4,而 Mansi et al.(2004)中的标准普尔评级(S&P Rating)取值区间是 1—20,标准普尔评级是本文评级范围的 5 倍。因此,当承销商评级每提高 4(6.5—2.5)个等级时,债券信用评级将提高 0.324 与 0.092,因此,与 Mansi et al.(2004)研究对应的值应为 1.62(0.324×5)与 0.46(0.092×5)。Mansi et al.(2004)研究表明,当选择大的会计师事务所时,债券评级会提高 1.166 个等级,因此本文与 Mansi et al.(2004)的经济意义相差不大。*Big4* 变量系数为 0.127,且在 1%水平上显著,这表明,选择四大会计师事务所审计能够提高 0.127 个等级,这个提高水平与本文承销商声誉每提高一个均值对债券信用评级的影响相差不大。因此,相比于 Mansi et al.(2004)的结论,本文使用信用评级来控制承销商评级的信息效应是合理的。

表 3 承销商评级与债券信用评级

变量	被解释变量: <i>Credit</i>	
	(1)	(2)
<i>Repu_C</i>	0.081*** (6.25)	0.023** (2.27)
<i>Big4</i>		0.127*** (2.71)
<i>Control</i>	Yes	Yes
Obs	1363	1363
Adj. R ²	0.165	0.596

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%与 10%水平上显著,括号内为 t 统计量值,已进行异方差处理,下同。*Control* 为模型(1)控制变量。

(2)承销商评级的担保效应检验。回归模型(2)对信用评级变量进行控制,在一定程度上能对承销商评级的信息效应进行控制。因此在控制信息效应的情况下,通过回归模型(2)能够进一步分离出承销商评级的担保效应。另外,为了获得承销商评级对于债券信用利差的总效应,本文以模型(1)的正交化残差替代模型(2)中的信用评级变量,即对模型(3)回归。如果承销商评级的信息效应被信用评级机构所捕捉,那么模型(2)中的 *Repu_C* 变量系数将小于模型(3)中变量的系数。

表 4 给出了模型(2)与(3)的回归结果。模型(2)是控制了信用评级变量(*Credit*)的回归结果,从结果可以发现, *Repu_C* 变量系数为 -0.037(t=-2.30),在 5%水平上显著,这说明承销商评级越高,债券发行信用利差越低。这个结果说明即使在控制了信用评级变量后,债券投资者也会对高评级承销

商承销的债券要求较低的风险溢价。同时,本文也发现信用评级越高,被四大会计师事务所审计的公司债券信用利差更低。

本文估算结果的经济效应实际上与 Mansi et al.(2004)的结果相差不大。在 Mansi et al.(2004)实证结果中,会计师事务所声誉变量的系数是 0.431,标准普尔评级变量的系数是 0.153。本文承销商评级是一个顺序变量,评级的范围为 1—8,而 Mansi et al.(2004)中的会计师事务所声誉变量(Small Auditor 与 Big Auditor)是一个哑变量。按照 Mansi et al.(2004)构建虚拟变量的设计思想,本文也构建一个评级高与低的虚拟变量,低评级(低声誉)变量的取值区间应该为 1—4,而高评级(高声誉)变量的取值区间应该为 5—8,两个区间均值的差是 4(6.5—2.5)。把本文的结果对应到 Mansi et al.(2004)的框架中,那么承销商评级变量系数应该是 $-0.037 \times 4 = -0.148$ 。同时,本文的债券信用评级的取值区间是 1—4,而标准普尔评级的取值区间是 1—20,标准普尔评级范围是本文评级范围的 5 倍。因此,与本文对应的标准普尔评级变量系数应该是 0.765(0.153×5)。基于上述系数的可比性,承销商评级对于债券信用利差的影响作用是会计师事务所影响作用的 1/3(0.148/0.431),而两个信用评级变量对债券信用利差的影响作用相当。因此,本文估算结果的经济效应实际上与 Mansi et al.(2004)的会计师事务所声誉效应的结果相差不大。相关文献也证实信用评级是影响债券信用利差最主要的因素,本文结论也只是对债券信用利差影响因素提供了一个增量解释,然而这个增量贡献也占到信用评级解释的 1/5(0.148/0.719)。从对信用利差的解释力看,债券信用利差将降低 14.8 个基点(Bps),就绝对量而言也是较大的。

表 4 承销商评级与债券信用利差

	被解释变量:CS	
	模型(2)	模型(3)
<i>Repu_C</i>	-0.037** (-2.30)	-0.054*** (-3.33)
<i>Credit</i>	-0.719*** (-15.73)	
<i>Orth_Credit</i>		-0.719*** (-15.73)
<i>Control</i>	Yes	Yes
Obs	1363	1363
Adj. R ²	0.593	0.593

注: *Control* 变量为模型(2)中变量。

(3)承销商评级信息效应的检验。为检验承销商声誉的信息效应,本文继续对模型(3)进行回归分析。相应的回归结果见表 4 中模型(3)结果。相比于模型(2),*Repu_C* 变量系数的绝对值与显著性有着明显的增大。模型(3)中 *Repu_C* 变量体现了承销商评级的信息效应与担保效应,而模型(2)中 *Repu_C* 变量只体现了承销商评级的担保效应,两者的差异反映了承销商评级的信息效应。由于模型(3)与模型(2)中的 *Repu_C* 变量系数分别为-0.054 与-0.037,因此,在控制了信息效应后,承销商评级对债券利差的作用下降了 31.5%,这一结果与 Mansi et al.(2004)控制信息效应后发现会计师事务所声誉对债券利差影响下降的幅度接近。此外,在控制了信息效应后,承销商评级依然会通过担保效应对债券利差产生显著影响。

3. 承销商评级影响债券信用利差的机制检验

(1)基于不同信息不对称程度与风险水平下的检验。现有研究认为高风险企业的信息不对称更严重(Mansi et al.,2004),因而投资者会要求这类企业较高的风险溢价(Merton,1974)。所以在理论上,承销商评级效应在信息不对称程度高或风险高的企业中更加显著。为了证实这一点,本文将检验承销商评级与债券信用利差的关系是否在信息不对称程度高或风险高的企业中更显著。相关文献已经发现企业是国有企业以及主体信用评级越高时,企业信息不对称程度与风险都较低(林晚发等,2017),因此,本文选择股权性质与主体信用评级进行分组检验。表5中Panel A为股权性质分组的回归结果,在民营企业样本中,Repu_C变量系数从-0.061(t=-2.82)变为-0.082(t=-3.77),变量系数与t值绝对值都存在显著增加。而在国有企业样本中,Repu_C变量系数都不显著,所以承销商评级对于债券信用利差的影响在民营企业中更显著。同时通过系数差异性检验发现,承销商评级的信息效应与担保效应在民营企业中更显著。因此,基于上述分析结果可以得出,承销商评级对于债

表5 不同信息不对称与风险水平下的承销商评级与债券信用利差关系

Panel A: 股权性质分组				
	模型(2)		模型(3)	
	民营 (1)	国有 (2)	民营 (3)	国有 (4)
Repu_C	-0.061*** (-2.82)	0.007 (0.33)	-0.082*** (-3.77)	-0.002 (-0.10)
系数差异性检验	P(民营-国有=0)=0.02		P(民营-国有=0)=0.00	
Credit	-0.888*** (-12.59)	-0.373*** (-7.16)		
Orth_Credit			-0.888*** (-12.59)	-0.373*** (-7.16)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	707	656	707	656
Adj. R ²	0.512	0.457	0.512	0.457
Panel B: 主体信用评级分组				
	高评级 (5)	低评级 (6)	高评级 (7)	低评级 (8)
Repu_C	-0.011 (-0.52)	-0.044** (-2.00)	-0.026 (-1.22)	-0.056*** (-2.59)
系数差异性检验	P(低-高=0)=0.27		P(低-高=0)=0.31	
Credit	-0.663*** (-9.26)	-0.554*** (-5.34)		
Orth_Credit			-0.663*** (-9.26)	-0.554*** (-5.34)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	679	684	679	684
Adj. R ²	0.467	0.383	0.467	0.383

券信用利差的降低作用在民营企业中更显著。

相似地,从表 5 中 Panel B 主体信用评级分组的结果可以发现,在低评级企业中, $Repu_C$ 变量系数从 $-0.044(t=-2.00)$ 变为 $-0.056(t=-2.59)$,变量系数与 t 值绝对值都存在显著增加。而在高评级企业中, $Repu_C$ 变量系数都不显著,所以承销商评级对于债券信用利差的影响在低评级企业中更显著。同时通过系数差异性检验^①,本文发现承销商评级的信息效应与担保效应的结论与股权性质分组中的结论一致。另外,上述结论也表明信息不对称在风险较高的企业中更加严重(Christensen et al., 1999),投资者则要求较高的风险溢价,也进一步证实了承销商声誉的两个效应的存在性。

(2)承销商声誉信息效应的直接检验。通过上述的分组检验,本文已经间接证实了承销商声誉的信息效应。下面将对信息效应进行直接检验。采用修正琼斯模型计算发行主体的盈余管理(EM),以此替代发行主体的信息质量。如果被声誉高的承销商承销的企业盈余管理水平较低,那么承销商声誉有降低信息不对称的作用。为此,本文将对承销商声誉与发行主体在发行年的盈余质量的关系进行分析,相应的回归结果见表 6。表 6 中左边为在不同的承销商评级下发行主体发行年的盈余管理水平情况,结果显示,随着承销商评级的降低,企业的盈余管理水平在提高,初步证实了高声誉的承销商有降低信息不对称的作用。为了进一步检验二者之间的相关关系,本文采用模型(1)的控制变量回归分析承销商声誉与盈余管理水平之间的关系,表 6 右边为相应的回归结果。从结果中可以发现,承销商声誉($Repu_C$)变量系数在 10%水平上显著为负,这也进一步说明承销商声誉有降低盈余管理与信息不对称的作用,即体现出承销商声誉的信息效应。

表 6 承销商声誉与盈余管理关系

描述性统计		回归分析结果	
$Repu_C$	EM	被解释变量: EM	
AA	0.036	$Repu_C$	-0.003*
A	0.040		(-1.73)
BBB	0.036	Obs	600
BB	0.038	Adj. R ²	0.092
CCC	0.069		

(3)承销商声誉担保效应的直接检验。在分组机制检验中,本文已经间接证实了承销商声誉的担保效应。承销商声誉的担保效应一方面表现为声誉高的承销商会选择较好的企业债券进行承销,以及在后续对企业进行相应的监督,进而降低企业的违约风险;另一方面表现为,当债券面临违约时,声誉高的承销商会积极与银行等债权人进行协调,采用债务重组或者输血的方式避免债券实质性违约。为此,在这一部分,本文将对这个效应进行分析。首先,以预警 Z 值来作为企业违约风险的替代变量进行分析,相应的回归结果见表 7。第(1)列控制了企业财务与所有制特征变量,以部分解决好的企业与评级高的承销商匹配形成的内生性。第(2)列则进一步控制了行业固定效应与年度固定效应,其原因在于某些承销商可能集中服务于特定的行业企业,而他们的评级服务与其他行业的承销商评级不同,此外证监会可能会随着年度变化改变对所有承销商的评级标准。从结果可以发现,承销商声誉变量($Repu_C$)系数显著为正,这说明承销商声誉越大,预警 Z 值越高,企业未来的

^① $Repu_C$ 变量系数虽然在高低评级组中的差异在 10%水平上不存在显著差异,但是显著性水平接近了 30%。

违约风险越小。这个结论说明声誉高的承销商一方面承销了较高质量的企业债券,另一方面也对企业进行相关监督,降低了企业的违约风险,以此来保护自身的高声誉。

现实中,承销商可能会对债券违约起到兜底的作用。这也就是说,在债券面临违约时,高声誉的承销商更可能组织相关机构对企业债券进行债务重组,以避免债务违约,从而体现出承销商声誉的担保效应。为了进一步证实这个担保效应的存在,本文收集了相关企业债务重组数据,以对债务重组概率与承销商评级进行描述性统计分析,相应结果见表8。从结果可以发现,相比于A级券商,AA级券商的债务重组概率较高,这也部分说明了高评级的承销商对承销的债券进行了较多的债务重组,以避免违约,从而表明高评级承销商的担保效应更强。

表7 承销商声誉与企业违约风险

变量	预警 Z 指数	
	(1)	(2)
<i>Repu_C</i>	0.132** (2.04)	0.112* (1.86)
<i>Firm_Control</i>	Yes	Yes
<i>Industry</i>	No	Yes
<i>Year</i>	No	Yes
Obs	904	904
Adj. R ²	0.219	0.230

注:*Firm_Control*为模型(2)中没有包括行业与年度的企业层面控制变量。

表8 承销商评级与债务重组概率描述性统计

券商评级	债务重组概率
AA	0.0047
A	0.0029
BBB	0.0000
BB	0.0000

4. 稳健性检验

为了证实本文研究结论的稳健性,本文进行了多个方面的稳健性检验:

(1)承销商评级变化与债券信用利差变化检验。在前面的实证中,本文主要采用债券发行数据进行分析,回归结果发现承销商评级能够显著地降低债券信用利差。为了进一步证实结论的稳健性,本文以债券存续数据进行实证分析。另外,本文也采用差分模型检验承销商评级的改变是否会影响债券信用利差,相应的回归结果见表9。表9中第(1)、(2)列为存续样本回归结果,其中,第(1)列控制信用评级,第(2)列控制了模型(1)中的残差。从结果可知,*Repu_C*变量系数在两个模型回归中都显著为负,然而第(1)列中*Repu_C*变量系数绝对值显著小于第(2)列,其差值为0.018,这个结果与表4结论一致,即承销商评级的信息效应与担保效应降低了债券信用利差。

对于差分模型,本文构建了两个虚拟变量,*Repu_C_up*与*Repu_C_down*。前者表示在债券存续年度,债券的主承销商评级提高;后者表示在债券存续年度,债券的主承销商评级降低。基于此两个

变量,本文构建模型(4):

$$\begin{aligned} \Delta CS_{it} = & \alpha + \beta_1 \Delta Credit_{it} + \beta_2 \Delta Reput_C_up_{it} + \beta_3 \Delta Reput_C_down_{it} + \beta_4 Maturity_{it} + \beta_5 Secured_{it} + \\ & \beta_6 lnis_{it} + \beta_7 \Delta Roa_{it} + \beta_8 \Delta lnta_{it} + \beta_9 \Delta Lev_{it} + \beta_{10} \Delta Clr_{it} + \beta_{11} \Delta SoE_{it} + \beta_{12} \Delta Lar_{it} + \\ & \beta_{13} \Delta Ebit_{it} + Industry + Year + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

表9中第(3)、(4)列报告了相应的回归结果。本文发现, $Reput_C_up$ 变量系数显著为负,而 $Reput_C_down$ 变量系数为正,但是不显著。通过进一步分析得出,第(4)列中的 $Reput_C_up$ 变量系数绝对值大于第(3)列的变量系数。上述结论与基准模型结论一致,承销商评级的提高将会显著降低债券信用利差。

表9 连续样本与差分样本的检验

变量	连续样本(因变量:CS)		差分样本(因变量:ΔCS)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Reput_C$	-0.031** (-2.43)	-0.049*** (-3.84)		
$Reput_C_up$			-0.070* (-1.68)	-0.086** (-2.06)
$Reput_C_down$			0.062 (1.22)	0.078 (1.54)
$Credit/\Delta Credit$	-0.746*** (-23.77)		-0.368*** (-4.81)	
$Orth_Credit/\Delta Orth_Credit$		-0.743*** (-23.69)		-0.379*** (-4.99)
$Control$	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	2613	2613	1218	1218
Adj. R ²	0.538	0.537	0.141	0.143

注: $Control$ 为模型(2)或者模型(4)中的控制变量,这里的 CS 为年度平均信用利差。

(2)信息不对称的影响。在本文研究模型中,可能存在遗漏信息不对称变量的问题。已有研究认为信息不对称会提高债券融资成本(周宏等,2012)。因此,本文将对企业的信息不对称程度进行控制。在借鉴林晚发等(2013)、Mansi et al.(2004)研究的基础上,本文选择企业存续年限(Age)作为企业信息不对称的替代变量,回归结果见表10。本文发现 $Reput_C$ 变量系数仍然与表4中 $Reput_C$ 变量系数大体相当,从而进一步支持了承销商评级的信息效应与担保效应的存在性。另外,本文也发现在控制承销商评级变量后,企业年龄变量(Age)系数从10%显著性变为不显著,这在一定程度上能够说明债券信用评级对于信息效应能够有效控制。

(3)自选择问题。本文研究设计中可能存在相应的自选择问题。例如,债务成本较低的企业愿意选择高声誉承销商的原因并不是因为高声誉承销商的质量,而是其他因素,且这些因素并不能被模型的控制变量所捕捉,从而导致承销商评级变量与残差项相关,产生相应的内生性。为此,本文采用 Heckman 两阶段法进行相应的回归分析。在 Heckman 两阶段模型中,本文构建了承销商评级变量的虚拟变量 (Re_dum), 定义承销商评级为 A 与 AA 级时, $Re_dum=1$, 承销商评级为其他情况时,

表 10 信息不对称的影响

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>Credit</i>	<i>CS</i>	<i>CS</i>
<i>Repu_C</i>	0.023** (2.29)	-0.037** (-2.29)	-0.054*** (-3.34)
<i>Credit</i>		-0.722*** (-15.75)	
<i>Orth_Credit</i>			-0.722*** (-15.75)
<i>Age</i>	-0.004* (-1.85)	-0.006 (-1.56)	-0.002 (-0.66)
<i>Control</i>	Yes	Yes	Yes
Obs	1363	1363	1363
Adj. R ²	0.597	0.593	0.593

Re_dum=0。另外,本文也选择了行业平均承销商评级(*M_Repu_C*)作为工具变量。理论上,行业其他企业的承销商选择会影响企业选择怎样的承销商,然而这个变量对债券融资成本没有直接的影响。

基于上述工具变量的选择,本文对 Heckman 两阶段模型进行回归分析。从相应的回归结果中^①,本文发现行业平均承销商评级(*M_Repu_C*)越高,企业选择高评级承销商的概率越大,另外在第二阶段的回归结果中,*Repu_C*系数仍然显著为负,相关结果与表4一致,这说明了承销商评级的信息效应与担保效应的存在性。相似地,没有加入信息不对称变量的回归结果也能证实承销商评级的信息效应与担保效应的存在性。综上所述,本文在控制了模型自选择后,研究结论仍然成立。

(4) 承销商声誉的替代变量检验。借鉴郭海星等(2011)的研究,本文定义市场份额比例前十的承销商为高声誉承销商,*Repu_C_r*=1;反之,其他承销商为低声誉的承销商,*Repu_C_r*=0。以此变量替代模型(1)–(3)中的 *Repu_C* 进行相应的回归。从相应的回归结果中^②,本文发现 *Repu_C_r* 系数显著为正,说明承销商声誉越高,债券信用评级越高。与表4结果类似,*Repu_C_r* 系数为负,且 t 值有着显著的上升。上述结论证实了本文研究结论的稳健性。然而,当控制承销商评级变量(*Credit*)后,*Repu_C_r* 系数为负,但不显著,这说明信用评级捕捉了承销商声誉的所有效应,市场份额作为声誉替代变量可能不存在所谓的担保效应,即《券商分类监管规定》对承销商的评级存在一定的担保效应。

五、主要结论与启示

本文以证监会颁布《证券公司分类监管规定》为契机,从债券市场角度分析承销商评级对于债券定价的两个作用,以此说明承销商在债券市场的重要性。检验结果发现,承销商评级越高,债券信用评级越高,债券信用利差越低。通过对承销商评级效应的分解,本文进一步发现承销商评级的信息效应与担保效应都存在,且担保效应比信息效应的影响大得多。本文也发现承销商评级的声誉效应在信息不对称程度高与风险高的企业中更加显著,进一步的机制检验发现承销商评级能够识别企业的盈余管理水平,降低企业未来的违约风险,以及在债券面临违约时会进行较多的债务重组。

① 回归分析结果请参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件。

② 回归分析结果请参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件。

本文进行了一系列稳健性检验后(例如,采用债券存续数据、差分模型以及控制遗漏变量与自选择问题),发现上述结论仍然成立。

党的十九大报告提出“深化金融体制改革,增强金融服务实体经济能力,提高直接融资比重,促进多层次资本市场健康发展”的战略目标。2018 政府工作报告则进一步确定“深化多层次资本市场改革、推动债券市场发展”的发展方向。本文的研究结论从市场中介角度为促进债券市场发展提供了一些政策启示:①在效率市场假说下,继续加强对市场中介机构培育,有利于信息效率市场的实现,从而实现市场的功能。作为市场中介的承销商与信用评级机构,在市场中都有着重要作用。承销商对债券进行承销,之后需要对企业的信息披露进行规范,在债券面临违约时,承销商还可能担任债务重组的协调者。然而,信用评级机构则是基于相关信息就企业未来的违约风险作出判断。本文的研究结果表明,承销商评级的信息效应能够与信用评级相互印证,但承销商评级还存在一定的担保效应。因此,政府与市场应该对中介的功能加以统筹,建立统一的信息披露共享平台,完善信息共享机制,这有利于中介机构的基本功能充分发挥,从而提高市场资源配置效率,促进市场良性发展。②继续推进《证券公司分类监管规定》,以及严格执行《证券公司分类监管规定》的具体规定,从而健全市场中承销商声誉机制。证监会实施《证券公司分类监管规定》的初衷是健全承销商的声誉机制,通过承销商的信息挖掘与声誉担保功能,降低企业与投资者之间的信息不对称,增强上市公司信息透明度,以及筛选出最优秀的企业进行债券承销。本文研究结果表明,在证监会评级体系下,声誉高的承销商不仅能够降低事前的信息不对称,还能通过对后续企业的监督,降低企业事后的道德风险问题。承销商声誉效应的实现有利于保护投资者利益,能够促进资源的优化配置,因此证监会实施的分类监管决定在实际操作中是有效的,并应该积极开展券商评级活动,强化券商声誉效应。③加强对承销商违规行为进行监督与惩罚。现实中,承销商在债券承销过程中扮演着一个相当重要的角色。承销商对债券进行承销,需要从源头上对债券进行筛选,从而对投资者进行有效的保护。但是承销商在竞争压力下,部分承销商为了迎合客户获取业务,在发债前没有尽职调查,以及故意隐瞒企业相关信息,这在一定程度上助推了后续违约事件的发生。因此,监管部门应该明确这些行为的违法与违规性,加强对承销商这些行为的监督与惩罚,从而控制债券发行的质量,切实保护投资者利益。2018 年 7 月,中华人民共和国最高人民法院重新明确债券承销商虚假陈述案件的受理标准,要求承销商在债券募集说明书中不得向投资者虚假陈述。如果承销商在承销过程中披露的文件存在虚假记载等情况,承销商与发行人将承担连带责任。因此,加强承销商的声誉机制建设以及明确相关责任将更有利于债券市场的发展。

[参考文献]

- [1]陈运森,宋顺林. 美名胜过大财:承销商声誉受损冲击的经济后果[J]. 经济学(季刊), 2017,(10):431-448.
- [2]郭海星,万迪昉,吴祖光. 承销商值得信任吗——来自创业板的证据[J]. 南开管理评论, 2011,(3): 59-66.
- [3]郭泓,赵震宇. 承销商声誉对 IPO 公司定价、初始和长期回报影响实证研究[J]. 管理世界, 2006,(3):122-128.
- [4]何平,李瑞鹏,吴边. 机构投资者询价制下主承销商声誉能帮助公司降低 IPO 抑价吗[J]. 投资研究,2014,(3):35-53.
- [5]梁琪,余峰燕. 商业银行混业经营、承销商独立性与 IPO 质量[J]. 世界经济, 2014,(1):81-105.
- [6]林晚发,何剑波,周畅,张忠诚. “投资者付费”模式对“发行人付费”模式评级的影响:基于中债资信评级的实验证据[J]. 会计研究, 2017,(9):62-68.
- [7]林晚发,李国平,王海妹,刘蕾. 分析师预测与企业债券信用利差——基于 2008—2012 年中国企业债券数据[J]. 会计研究, 2013,(8):69-75.
- [8]林晚发,刘苏琳. 技术员工高比例的反噬效应:来自债券市场的证据[J]. 珞珈管理评论, 2018,(1):151-169.

- [9]柳建华,孙亮,卢锐. 券商声誉制度环境与IPO公司盈余管理[J]. 管理科学学报, 2017,(7):24-42.
- [10]刘江会,尹伯成,易行健. 我国证券承销商声誉与IPO企业质量关系的实证分析[J]. 财贸研究, 2005,(3):9-16.
- [11]孟庆斌,张强,吴卫星,王宇西. 中立评级机构对发行人付费评级体系的影响——基于中债自信再评级的研究[J]. 财贸经济, 2018,(5):57-74.
- [12]王雄元,高开娟. 如虎添翼抑或燕巢危幕:承销商、大客户与公司债发行定价[J]. 管理世界, 2017,(9):42-59.
- [13]许荣,蒋庆欣,李星汉. 信息不对称程度增加是否有助于投行声誉功能发挥?——基于中国创业板制度实施的证据[J]. 金融研究, 2013,(7):166-170.
- [14]尹自永,王新宇. IPO公司业绩变脸、承销商甄别和投资者认知[J]. 山西财经大学学报, 2014,(4):38-47.
- [15]赵岩,孙文琛. 券商声誉、机构投资者持股与IPO抑价[J]. 经济管理, 2016,(12):122-131.
- [16]赵洋,陈超. 金融中介职能、会计质量与债券违约风险——海龙短期融资券案例分析[J]. 技术经济, 2016,(2):115-122.
- [17]张学勇,廖理,罗远航. 券商背景风险投资与公司IPO抑价——基于信息不对称的视角[J]. 中国工业经济, 2014,(11):90-101.
- [18]周宏,林晚发,李国平,王海妹. 信息不对称与企业债券信用风险估价——基于2008—2011年中国企业债券数据[J]. 会计研究, 2012,(12):36-42.
- [19]周宏,周畅,林晚发,李国平. 公司治理与企业债券信用利差——基于中国公司债券2008—2016年的经验证据[J]. 会计研究, 2018,(5):59-66.
- [20]Andres, C., A. Betzer, and P. Limbach. Underwriter Reputation and the Quality of Certification: Evidence from High-Yield Bonds[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2014,40(1):97-115.
- [21]Booth, L. C. Underwriter Reputation and the Aftermarket Performance of Closed-End Funds [J]. *Journal of Financial Research*, 2004,24(4):539-557.
- [22]Benveniste, L. M., W. Y. Busaba, and W. J. Wilhelm. Information Externalities and the Role of Underwriters in Primary Equity Markets[J]. *Journal of Financial Intermediation*, 2002,11(1):61-86.
- [23]Brau, J. C., and S. E. Fawcett. Initial Public Offerings: An Analysis of Theory and Practice [J]. *Journal of Finance*, 2006,61(1):399-436.
- [24]Carter, R., F. Dark, and A. Singh. Underwriter Reputation, Initial Returns, and the Long-Run Performance of IPO Stocks[J]. *Journal of Finance*, 1998,53(1):285-312.
- [25]Chemmanur, T. J., and P. Fulghieri. Investment Bank Reputation, Information Production, and Financial Intermediation[J]. *Journal of Finance*, 1994,49(3):57-79.
- [26]Chemmanur, T. J., and K. Krishnan. Heterogeneous Beliefs, IPO Valuation, and the Economic Role of the Underwriter in IPOs[J]. *Finance Management*, 2012,41(10):769-811.
- [27]Chen, C., H. Shi, and H. Xu. Underwriter Reputation, Issuer Ownership, and Pre-IPO Earnings Management: Evidence from China[J]. *Financial Management*, 2013,42(3):647-677.
- [28]Christensen, T., R. Hoyt, and J. Paterson. Ex-ante Incentives for Earnings Management and the Informativeness of Earnings[J]. *Journal of Business, Finance and Accounting*, 1999,26(7):807-832.
- [29]Chua, A. Market Conditions, Underwriter Reputation and First Day Return of IPOs [J]. *Journal of Financial Markets*, 2014,19(1):131-153.
- [30]Daniels, K. N., and J. Vijayakumar. Does Underwriter Reputation Matter in the Municipal Bond Market[J]. *Journal of Economics and Business*, 2006,59(6):500-519.
- [31]Dong, M., J. Michel, and J. A. Pandes. Underwriter Quality and Long-Run IPO Performance [J]. *Finance Management*, 2011,40(1):219-251.
- [32]Erhemjamts, O., and K. Raman. The Role of Investment Bank Reputation and Relationships in Equity Private Placements[J]. *Journal of Financial Research*, 2012,35(2):183-210.

- [33] Fernando, C. S., V. A. Gatchev, A. D. May, and W. L. Megginson. Prestige without Purpose? Reputation, Differentiation, and Pricing in U.S. Equity Underwriting[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2015, 32(6):41–63.
- [34] Kim, D., D. Palia, and A. Saunders. Are Initial Returns and Underwriting Spreads in Equity Issues Complements or Substitutes[J]. *Finance Management*, 2010, 39(4):1403–1423.
- [35] Liu, B., and K. Wang. The Employees’ Self-Interest and the Underwriter Reputation Effects[J]. *China Finance Review International*, 2015, 5(3):236–257.
- [36] Livingston, M., and R. E. Miller. Investment Bank Reputation and the Underwriting of Nonconvertible Debt[J]. *Financial Management*, 2000, 29(2):21–34.
- [37] Logue, D. E., and R. J. Rogalski. Does it Pay to Shop Around for a Bond Underwriter [J]. *Harvard Business Review*, 1979, 57(4):111–117.
- [38] Logue, D. E., R. J. Rogalski, J. K. Seward, and L. Foster-Johnson. What Is Special about the Roles of Underwriter Reputation and Market Activities in Initial Public Offerings [J]. *Journal of Business*, 2002, 75(4): 213–243.
- [39] Loureiro, G. The Reputation of Underwriters: A Test of the Bonding Hypothesis [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2010, 16(4):516–532.
- [40] Mansi, S. A., W. F. Maxwell, and D. P. Miller. Does Auditor Quality and Tenure Matter to Investors? Evidence from the Bond Market[J]. *Journal of Accounting Research*, 2004, 42(4):755–793.
- [41] Merton, R. C. On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates [J]. *Journal of Finance*, 1974, 29(2):449–470.
- [42] Peng, J., and P. F. Brucato. An Empirical Analysis of Market and Institutional Mechanisms for Alleviating Information Asymmetry in the Municipal Bond Market[J]. *Journal of Economics and Finance*, 2004, 28(2):226–238.

Underwriter Rating and Bond Credit Spread——Empirical Evidence from the “Securities Company Classification Supervision Regulations”

LIN Wan-fa, LIU Ying-fei, ZHAO Zhong-kuang

(School of Economics and Management of Wuhan University, Wuhan 430072, China)

Abstract: With the outbreak of the massive defaults in the bond market since 2016, growing attentions have been drawn to the role of bond underwriters. Previous studies mainly addressed the role of underwriters in equity issuance. In this paper, we use a setting provided by “Securities Company Classification Supervision Regulations” published by CSRC, and the samples of corporate bonds in China from 2009 to 2016, to detect the effect of underwriter on bond credit spread. The empirical results indicate that: ① Ratings of underwriter are negatively correlated with bond credit spread. Such effect is more pronounced in firms with higher asymmetric information and credit risk. ② Higher ratings of underwriters are associated with lower ex ante earning management, lower ex post default risk, and higher probability of debt restructuring instead of direct default. We further verify that besides information effect, collateral effect is the main channel. This paper is the first to study the influencing mechanism of underwriters’ ratings on bond credit spread, and provides supportive evidence for the CSRC to further improve the underwriter rating disclosure system.

Key Words: underwriter rating; information effect; collateral effect; bond credit rating; credit spread

JEL Classification: G22 G32 G38

[责任编辑:许明]