

“投资人付费”评级影响“发行人付费”评级的得分和定价吗？

程六兵 张 龔

(1.中国海洋大学 管理学院,山东 青岛 266100;2.中国企业营运资金管理研究中心,山东 青岛 266100)

摘要:本文利用2007—2019年A股上市公司数据,从直接和间接两方面,检验了中债资信的加入对“发行人付费”模式评级的得分和定价的影响。研究发现,直接效果上,中债资信的加入并未明显影响发行人付费机构给公司的评级得分,表明声誉机制在债券评级市场中并未发挥明显效果;间接效果上,中债资信评级显著影响了发行人付费模式评级的定价功能,起到了交叉认证的作用。在发行人付费模式评级一定的情况下,新增的中债资信评级对信用利差的影响取决于两类评级的差异:与被中债资信评级前相比,当中债资信评级与发行人付费模式评级相差小于等于2个等级时,信用利差明显降低;当评级差异大于等于3个等级时,信用利差明显增加。本文的研究结果对正确认识两类评级的作用具有重要意义,同时也为相关政策制定提供参考。

关键词:债券评级;中债资信评级;投资人付费模式评级;发行人付费模式评级;信用利差

中图分类号:F275 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2022)06-0028-13

一、引言

如何让更多的企业和投资者,快速地、以合理价格达成筹资和投资交易,是发展高质量债券市场的目标之一。作为保障机制的债券评级具有信息中介和监督约束的功能,通过搜集信息、专业判断以及公布信用状况,债券评级机构不仅可以减轻“柠檬市场”问题^[1],还可节约个体投资者重复判断的成本。在具体的机制运行中,是否能够及时、准确地反映公司信用风险信息是高质量债券评级的核心。然而,现实的经济数据对此给出了相反的证据:如次贷危机前,美国三大评级机构都未能发挥风险预警作用;中国债券市场2014年的“超日债”、2020年“永煤控股”事件皆指向了评级虚高问题。

如何提高债券评级质量成为债券市场发展过程中亟需解决的关键问题。对此,世界各国政府均

收稿日期:2022-04-07

基金项目:国家自然科学基金青年项目“债务结构的影响因素、治理效应与债务违约风险”(71802184);青岛市社会科学规划项目“青岛市规模以上企业研发创新的现状评价与提升对策研究”(QDSK1801001)

作者简介:程六兵(1983—),男,安徽安庆人,中国海洋大学管理学院/中国企业营运资金管理研究中心副教授,博士;

张龔(1988—),男,山东济南人,中国海洋大学管理学院/中国企业营运资金管理研究中心博士后,本文通讯作者。

采取了相应措施,例如美国证监会在2006年和2010年先后颁布《信用评级机构改革法案》《多德—弗兰克法案》,旨在增强评级竞争,提高信息透明度,加大评级机构的法律责任。作为中国的应对措施之一,2010年监管机构在超短期融资券的发行人付费模式评级下,引入投资人付费模式的评级——中债资信评级,随后2021年五部委联合发布《关于促进债券市场信用评级行业健康发展的通知》更是将投资人付费评级全面推广,鼓励双评级,期望发挥不同模式评级的交叉认证作用。为了评估政策实施的预期效果,有必要对现有的“双评级”制度如何影响信用评级市场进行实证检验。在评级得分方面,引入“双评级”制度,期望声誉机制发挥效果^[2],即独立性更高的中债资信评级发挥参考、约束作用,抑制发行人付费模式的评级机构虚高评级的动机。对此,林晚发等提供了证据支持,他们发现中债资信的加入明显降低了发行人付费模式的评级机构对公司主体的评级得分^[3],但阮永锋等得出了相反的结论^[4]。在评级定价方面,吴育辉等发现在发行人付费评级一定的情况下,投资人付费评级对信用利差仍然有显著影响^[5],但仅仅关注中债资信加入后的市场,难以发现评级在定价上的增量变化。陈关亭等笼统地检验了是否为双评级以及双评级是否有差异对债券成本的影响^[6],未能区分评级差异大小与债券成本的关系,不利于明晰双评级影响债券定价的作用机理。相反的研究结论、有偏的研究设计,说明相关研究尚不充分。本文认为,中债资信的加入对评级市场是一种增量变化,若声誉机制发挥作用,将直接改变“发行人付费”机构给出的评级得分;若否,则额外增加的评级对投资者判断公司的信用风险具有参考作用,有可能间接改变“发行人付费”评级在债券定价上的作用。因此,有必要从评级得分和定价两方面,研究中债资信的加入对“发行人付费”评级带来的直接和间接影响。

本文的研究贡献主要包括两个方面:第一,立足于中国的制度基础,本文比较了同一公司被中债资信评级前后发行人付费评级的变化,由此减轻因制度设定而可能产生的样本异质性问题,完善中债资信评级对发行人付费模式评级影响的研究。在发行人付费模式下,评级机构独立性差,可能会出现评级意见购买^[7]、评级迎合^[8]等行为,低质量的评级被投资者和监管者所诟病。此时,高独立性的投资人付费模式再次被重视和提倡^[9]。在中国债券评级市场中,引入中债资信亦是基于上述逻辑,并期望声誉机制发挥作用,抑制发行人付费模式的评级机构虚高评级的动机。现实效果如何?部分研究给出了积极证据^{[3][10]},而阮永锋等未得出正面的结论^[4]。值得注意的是,中国债券市场只对信用风险低的公司发行超短期融资券时要求双评级,且只需任一评级达到AA级即可。忽略这种制度设定带来的样本异质性问题,将对研究结论造成负面影响。为此,本文采用同一公司前后比较的方式进行验证,发现中债资信的加入并未显著影响发行人付费模式的评级,与阮永锋等的经验证据相似^[4],也与Horner的理论预期一致^[11]。

第二,本文从信息甄别的视角研究中债资信评级的作用,丰富多评级定价的文献。中债资信的加入最直接的作用是将单评级变成了双评级,这对评级定价有怎样的影响?对此,已有文献主要存在三种观点:一是信息增量说。不同的评级提供增量信息,所以与单评级相比,有差异的多评级更能降低债券成本^[12]。二是信息不对称说。评级差异的大小反映了公司信息不对称的程度,差异越大,债券成本越高^[13]。三是评级购买说。与多评级相比,单评级更有可能是公司购买的最高评级,被投资者识别,因此,单评级对应的债券成本更高^[14]。但与美国的评级市场不同,中国的多评级是应独立性高的监管方要求产生的,此时,多评级在债券定价上的作用可能不同。对此,国内的研究尚不充分。吴育辉等仅检验事后评级差异对债券定价的影响^[5],不足以反映双评级较单评级的增量作用;而研究被中债资信评级的次数对债券定价的影响^[3],又未能明晰其作用机理,不利于发掘中债资信评级的真实作用。与本文的做法类似,阮永锋等也分段考察了评级差异对信用利差的增量影响^[4],但忽视了被中债资信评级公司的特殊性对其研究结论产生的负面影响。本文考虑中国债券投资者以商业银行等金融机构为主的特点,从信息甄别的视角,提出新的观点:在信息不对称的情况下,债券投资者对公司信用风险有一个平均判断,其低于发行人付费模式评级,并据此定价;之后相近的双评级使得发行人付费模式评级的可信度提高,投资者故而调高对公司的评级,从而降低债券成本;相反,差异较大的双评级使得投资者调低对公司的评级,进而提高债券成本。

二、文献回顾与研究假设

(一)中债资信的引入对发行人付费模式评级的影响

中债资信的引入是否影响发行人付费模式的评级,主要取决于两类评级自身的质量以及投资者是否对其做出了识别和反应。准确地说,该机制能够产生明显作用的场景为:投资者对发行人付费模式评级的低质量并未识别,而引入的中债资信评级是高质量的,且能够通过声誉机制影响发行人付费模式评级。因此,本文结合中国特定的制度背景,从以下四个方面进行分析。

1.中债资信评级的质量。中债资信评级是否改变发行人付费模式评级,或者说是否对后者造成压力,首先取决于自身的评级质量。倘若作为参考标准,自身评级质量不佳,其参考价值就相对较小。2010年9月,由银行间交易商协会组织成立的中债资信,一方面采用投资人付费的方式评级,另一方面作为监管机构的附属单位,追求盈利性的动机较低。因此,中债资信具有高独立性特征。但独立性高只是提供高质量评级的必要条件之一,评级质量的高低还取决于评级机构获取公司内部信息的程度。Bonsall指出,在发行人付费模式下,公司与评级机构签订的契约存在保密性条款,公司可以向评级机构提供内部信息,而后者则可以通过评级将这部分信息间接地向外传达^[15]。相比之下,采用投资人付费模式,评级机构要获得公司内部信息相对较难。收益有限、成本较高的现实情景,可能会导致中债资信收集、挖掘公司内部信息的动机不足,代之以公开信息作为评级的主要依据。因此,中债资信是凭借高独立性做出相对较高质量的评级,还是因内部信息劣势而交出低质量的评级报告,显然难有定论。

2.发行人付费模式评级的质量。目前,中国的债券评级市场以发行人付费模式为主,评级机构主要由中诚信、联合信用等组成。本文统计显示,2010—2019年,评级机构对非金融类上市公司给出的评级在AA级以上(含AA)的样本占比过高,超过了81%,央行也明确指出中国债券市场存在评级虚高的现象^①。为何会虚高?原因主要有三:一是在发行人付费模式下,评级机构为了吸引、留住客户,获取更多收益,具有虚高评级的动机;二是监管机构依赖于外部评级进行风险控制,设置门槛要求^②,推高了发行主体对高评级的需求;三是较低的法律风险降低了机构虚高评级的成本。目前,作为上位法,《中华人民共和国证券法》对评级机构法律责任的规定,强调的是勤勉尽责义务,在责任认定过程中采用过错推定的原则,即使存在过错,仍然以行业自律的行政处罚为主,缺少追究评级机构民事责任的法律依据。

当然,评级虚高并不等同于评级质量低,发行人付费模式评级是否是高质量的,经验研究并未得出一致结论。从对债券成本是否具有解释力的角度,部分研究发现评级对债券成本具有明显的解释作用^{[16][17]},但寇宗来等得出了相反的结论^[18]。从是否能甄别、约束企业盈余管理行为的角度,李琦等给出了正面证据^[19],但马榕和石晓军认为评级对盈余管理的甄别能力较弱^[20]。因此,发行人付费模式评级是否是高质量的,仍然是一个存在争议的话题。

3.债券投资者的构成。正如上文所述,中债资信的加入是否引起了发行人付费模式评级的变化,还受到债券投资者的影响。若投资者从一开始就能够识别虚高的发行人付费模式评级,主动对虚高的评级进行调整,并要求相应的风险补偿,那中债资信所能产生的边际作用就会较小。尽管自2000年以来,制度约束层面对债券投资者的要求逐步放开,但以金融机构为主的典型特征并未改变。根据中国债券信息网的统计,截至2020年12月,银行间债券市场中的投资者,商业银行与保险公司占比接近70%。与个人投资者显著不同的是,商业银行等金融机构本身就具有较强的信息搜集和分析能力,是精明的投资者。Bolton等认为,精明的投资者具有识别评级虚高的能力^[21]。此时,中债资信对发行人付费模式评级的影响可能有限。

但另一方面,债券投资者往往较为分散,单个投资者在评价公司的信用风险时,需承担全部搜集、分析信息的成本,但不能享有全部收益,随之可能会出现搭便车行为。因此,精明的投资者尽管有能力但未必有动机去识别虚高的评级。此时,投资者依赖于债券评级,中债资信作为第三方,给出额外的参考意见,可能会影响投资者对发行人付费模式评级质量的辨别,从而发挥较大的边际作用。

4. 声誉机制的有效性。除了考虑两类评级的质量、投资者构成外,中债资信评级影响发行人付费模式评级还应该有所传导途径。在声誉机制的预期下,中债资信给出严格的评级,投资者以其作为参考,若发行人付费模式评级虚高,投资者就能识别,这会损害评级机构的声誉。反过来,为了不损害声誉,评级机构会减少虚高评级的行为。但声誉机制要发挥作用,有三个前提:首先,声誉是通过市场竞争产生的。理论上,Horner 认为,在信息不对称的情况下,外部投资者对公司产品质量的监督是不完美的,所以公司有可能不努力去提升产品质量。但在市场竞争的情境下,事后因发现产品质量低而失望的投资者会抛弃公司,该威胁的存在会促使公司努力提升产品质量。长此以往,通过重复的交易,努力的公司会累积声誉,并在市场中突显出来^[11]。其次,声誉会带来价值。高质量的评级需要付出搜集、加工信息的成本,进而累积声誉,其目的还是在于获取未来更高的准租;相反,声誉的损害将导致顾客的流失,未来准租也相应减少。最后,声誉还需要通过价格反映出来,并为投资者所识别。

回到中国的债券市场,尽管中诚信、联合信用等评级机构都是在 20 世纪 90 年代初就创立,但债券市场在 2005 年才逐步开启,且一开始央行就指定了中诚信等 5 家机构为银行间债券市场评级。因此,中国新生的债券评级机构并非完全是市场竞争的结果,缺乏长期报错、纠正的成长过程,累积声誉的先决条件不足。除此之外,评级的价格还受到约束。2007 年,为减少低价揽客的不正当竞争行为,中诚信等评级机构联合签署《评级收费自律公约》,对各类评级都规定了最低收费。标准化的收费降低了价格传递信息的功能,也对声誉机制的传导产生了阻碍。

综上,基于中国债券市场特征的分析,可以看出,无论是两类模式下评级的质量、债券投资者的构成,还是声誉机制发挥作用的前提,都不能得到中债资信评级会影响发行人付费模式评级的确定性预期。但为了便于实证,本文提出:

H1:中债资信的加入会降低发行人付费模式评级机构对发行主体的评级得分。

(二)中债资信评级对信用利差的影响

中债资信的加入将单评级变为双评级,使得投资者对公司信用风险的判断,额外增加了一种“讲真话”的专家意见,对信用利差的影响,可能有以下三种情况。

1. 信息增量说。按照 Hsueh 和 Kidwell 信息增量的观点^[12],当中债资信评级包含有关公司信用风险的增量信息时,对于同一公司主体,投资者面临的不确定性降低,从而将减少对公司风险补偿的要求。此时,双评级对应的信用利差比单评级平均而言应该更小。

2. 高质量替代说。根据吴育辉等的研究结论,独立性高的中债资信评级质量高于发行人付费模式评级^[5]。若如此,投资者可能会完全转向依据中债资信评级进行定价,表现为与单个的发行人付费评级相比,当两类评级差异较大时,说明中债资信评级较低,投资者将要求较高的风险补偿。

3. 信息甄别说。投资者根据评级判断公司信用风险的大小,属于信息甄别问题。在信息不对称的情况下,投资者按照发行主体的平均风险要求回报,即存在一个与平均风险对应的期望评级,其低于可能虚高的发行人付费模式评级,投资者据此定价。中债资信加入后,当两类评级差距较小时,中债资信与发行人付费模式的评级机构对公司信用风险的判断同时出错的概率低于单评级,使得投资者可能调高期望评级,从而降低信用利差。相反,当两类评级差距较大时,投资者偏向于独立性高的中债资信评级,从而调低对公司的期望评级,增加信用利差。

以上三种观点的主要区别在于,前两种情况下,与单评级相比,评级差异与信用利差之间为简单的单调关系,而第三种情况下,评级差异与信用利差的关系会出现折点。为了便于实证,本文提出:

H2:与单评级相比,中债资信评级与发行人付费模式评级相差较小时,信用利差会降低;当评级差异较大时,信用利差会提高。

三、研究设计与描述性统计

(一)中债资信的引入对发行人付费模式评级的影响

1. 样本选择与数据来源。由于 2007 年中国采用新的会计准则,且交易所债券市场开启,增加了

债券发行的样本量,所以本文以 2007—2019 年 A 股非金融类上市公司的主体评级数据为初始样本,数据来源于锐思数据库(RESSET)。为了避免数据重复,对同一年份、月份被同一机构评级的多条相同数据,只保留一条;同一年份、月份被不同发行人付费机构评级共 347 条,其中只有 72 条评级存在差异,本文保留不同机构在同一期的评级。为了保证足够的样本量作前后对比分析,发行人付费模式只以中诚信、联合信用、大公国际、上海新世纪等四大机构为代表,四大机构评级的公司占全样本的比例达到 86%,最终获得 11013 条观察值。

为获得各机构的评级预测模型,本文先确定模型的初始变量。对此,本文做以下三方面的工作:首先,查阅、比对各机构的评级方法说明书,取各机构评级所用指标的并集,最终选择了公司规模、资产负债率等 11 项财务指标作为评级模型的初始指标。其次,将债券评级日期和公司的年报、季报公告时间匹配,具体的做法为:当评级日期在 t 期,且在 t-1 期的年报公告时间之后,则以 t-1、t-2、t-3 期的年报数据为基础,计算各财务指标近三年的平均值作为评级预测模型的变量;当评级日期在 t 期,但在 t-1 期的年报公告时间之前,则以 t-2、t-3、t-4 期的年报数据为基础,计算各财务指标近三年的平均值作为评级预测模型的变量。为了更好地反映评级时点上的负债情况,本文采用距离评级日期最近的季报中资产负债率和近三年资产负债率的均值作为资产负债率的衡量指标。第三,为了降低极端值的影响,本文用是否高于行业一年度中位数将应收账款周转率、存货周转率、营业收入增长率转换成哑变量,其他连续变量都进行了上下 1% 的缩尾处理。本文还在模型中控制了是否为国有性质、行业和年份哑变量。企业性质和其他财务数据来源于国泰安数据库。

进一步地,参考 Kisgen(2006)、Alissa 等(2013)的做法^{[22][23]},本文采用排序 Ologit 模型进行回归,选出其中显著且合理的指标作为各机构评级预测模型的最终变量。

2.模型设定。本文在各机构的评级预测模型中加入是否被中债资信评级变量,构建模型(1):

$$Score_t = \alpha_0 + \alpha_1 Post_t + \sum Controlls_t + \epsilon \quad (1)$$

式(1)中,被解释变量 Score 是发行主体的评级得分,本文按照从低往高的方式赋值,最低评级 D 赋值为 1,最高评级 AAA+ 赋值为 21,其他评级赋值以此类推。自 2010 年银行间债券市场开始发行超短期融资券以来,相关政策就将发行主体限定为信用风险小的企业,并要求在原有的发行人付费模式评级上增加中债资信评级。为了减轻这种样本异质性的影响,本文采用短期纵向比较的方式,检验同一公司被中债资信评级前后发行人付费模式评级的变化。设置变量 Post,在公司首次被中债资信评级当年和下一年取值为 1,被中债资信评级前两年取值为 0。假设 1 预期 α_1 小于 0,表示中债资信的引入会降低发行人付费模式评级。

(二)中债资信评级对信用利差的影响

1.样本选择与数据来源。本文以 WIND 数据库中 2007—2019 年上市公司发行的公司债、中期票据、企业债券、短期融资券、超短期融资券作为初始样本,并取得票面利率、期限、规模、担保等债券特征数据。与上文相同,债券评级数据来源于锐思数据库(RESSET)。由于债券评级日期与发行日期不一致,为使二者匹配,本文做以下调整:按月份确定各机构对公司的主体评级,若某月份评级缺失,则使用前面最近一期的评级填充,且最多填充 12 个月。在此基础上,本文根据公司代码、债券发行的年份和月份将债券评级和债券特征数据合并,并做以下调整:剔除金融类上市公司;由于期限短的债券对发行主体评级不敏感,本文只保留债券期限不低于 1 年的样本;剔除数据缺失的样本。最终,本文获得 3951 条观测值,涉及 792 家上市公司。

2.模型设定。为了检验中债资信评级加入后信用利差的增量变化,本文构建模型(2):

$$Spread_t = \beta_0 + \beta_1 Split_t + \beta_2 Equal_t + \beta_3 Issize_t + \beta_4 Maturity_t + \beta_5 Lfsell_t + \beta_6 Ifbuy_t + \beta_7 Ifguat_t + \beta_8 Big20_t + \sum Year + \sum Industry + \sum Score + \epsilon \quad (2)$$

式(2)中,被解释变量 Spread 为债券信用利差,等于票面利率减去与其发行期限相同的国债收益率,与吴育辉等的定义相同^[5];变量 Score 为发行人付费模式评级的哑变量,与林晚发等(2017)、阮永锋等(2019)采用连续变量的做法不同^{[3][4]}。用连续变量的方式需假定相同幅度的评级变化对信用利

差的影响在不同等级上保持不变,属于较严格的假定。变量 Split 为评级是否存在差异的哑变量,当发行人付费模式评级减去中债资信评级大于 0 时取值为 1,在两类评级相等以及未被中债资信评级时取值为 0;变量 Equal 表示当两类评级相等时,取值为 1,在发行人付费模式评级减去中债资信评级大于 0 以及未被中债资信评级时取值为 0。系数 β_1 表示与未被中债资信评级时相比,两类评级差异大于 0 时,信用利差的变化,预期为正。类似地,系数 β_2 表示与未被中债资信评级时相比,两类评级差异等于 0 时,信用利差的变化,预期为负。相关变量的定义见表 1。

表 1 变量定义

债券评级变量:	
Score	发行主体的评级得分,按照从低往高的方式赋值,最低评级 D 赋值为 1,以此类推,最高评级 AAA+ 赋值为 21
Post	公司首次被中债资信评级当年及下一年取值为 1,被中债资信评级前两年为 0
Split	当发行人付费模式评级减去中债资信评级大于 0 时取值为 1,在两类评级相等以及未被中债资信评级时取值为 0
Equal	当两类评级相等时,取值为 1,在发行人付费模式评级减去中债资信评级大于 0 以及未被中债资信评级时取值为 0
评级预测模型的初始变量:	
SOE	当实际控制人为中央政府和地方政府时,定义为国有企业,并取值为 1;反之为非国有企业,取值为 0
Size	公司规模,为近三年平均总资产的自然对数
Fixast	固定资产占比,为近三年固定资产净额/总资产的均值
Lev	负债水平,为近三年资产负债率和最近期季报中资产负债率的均值
Curatio	流动比率,为近三年流动资产/流动负债的均值
Cfocover	经营活动现金流对流动负债的保障倍数,为近三年经营活动现金流入/流动负债的均值
ROA	总资产收益率,为近三年净利润/总资产的均值
Margprof	边际利润率,为近三年(营业收入-营业成本)/营业收入的均值
Recaccturn	应收账款周转率的哑变量,当公司 t-1 期期末的应收账款周转率大于等于行业中位数时,取值为 1,反之为 0
Inventurn	存货周转率的哑变量,当公司 t-1 期期末的存货周转率大于等于行业中位数时,取值为 1,反之为 0
Salesgth	营业收入增长率的哑变量,当公司 t-1 期营业收入增长率大于等于行业中位数时,取值为 1,反之为 0
债券特征变量:	
Spread	信用利差,采用直线插值法计算,等于票面利率减去与其发行期限相同的国债收益率
Issize	发行规模,等于债券发行规模的自然对数
Maturity	发行期限,等于债券发行期限的自然对数
Ifsell	是否存在回售条款,存在取值为 1,反之为 0
Ifbuy	是否存在赎回条款,存在取值为 1,反之为 0
Ifguat	是否存在担保人,存在取值为 1,反之为 0
Big20	根据中国证劵业协会公布的排名,若主承销商在年度债券承销金额中排名前 20,取值为 1,反之为 0

(三)描述性统计

表 2 描述性统计显示,样本公司评级得分的中位数为 17 分,对应评级是 AA,这与中国多项政策以 AA 评级作为门槛要求一致,也在一定程度上说明目前债券市场可能存在虚高评级的现象;变量 SOE 显示,样本中 61.2% 的公司属于国有企业;资产负债率(Lev)最小只有 0.060,最高为 1.2^③,经营活动现金流对流动负债的保障倍数(Cfocover)最小值为 0.263,最高达到 10.955,差异较大;变量 Spread 显示,债券成本平均高于同期国债收益率 2.240 个百分点^④;变量 Split 和 Equal 显示,两类评级不相等和相等的样本占比分别为 34.7% 和 4.6%,未被中债资信评级的样本则占比 60.7%;样本中有可回售条款(Ifsell)的占比为 19.4%,有可赎回条款(Ifbuy)的占比为 5.9%,存在担保人的占比为 12.0%,主承销商为前 20 名的样本占比为 18.3%。

四、实证结果与分析

(一)中债资信的加入对发行人付费模式评级的影响

1. 主检验的结果。本文首先获得各机构的评级预测模型^⑤,再利用模型(1),比较发行人付费模式评级在公司首次被中债资信评级前后的差异,具体结果见表 3。Panel A 显示,被中债资信评级后,国内四大评级机构给出的评级得分都有所增加,但增加幅度较小,平均不足 1 分。为进一步控制其他因

表 2

描述性统计

变量名	样本量	平均值	标准差	最小值	P25	中位数	P75	最大值
Panel A 评级预测模型的相关变量								
Score	11013	17.305	2.054	1.000	16.000	17.000	18.000	21.000
SOE	11013	0.612	0.487	0.000	0.000	1.000	1.000	1.000
Size	11013	23.545	1.318	19.205	22.593	23.405	24.398	26.402
Fixast	11013	0.267	0.203	0.003	0.089	0.227	0.426	0.729
Lev	11013	0.577	0.161	0.060	0.466	0.586	0.694	1.200
Curatio	11013	1.356	0.951	0.251	0.825	1.187	1.635	15.851
Cfocover	11013	1.763	1.292	0.263	0.902	1.399	2.212	10.955
ROA	11013	0.038	0.034	-0.230	0.018	0.033	0.055	0.185
Margprof	11013	0.254	0.146	0.004	0.145	0.228	0.336	0.789
Recacreturn	11013	0.565	0.496	0.000	0.000	1.000	1.000	1.000
Inventurn	11013	0.518	0.500	0.000	0.000	1.000	1.000	1.000
Salesgth	11013	0.556	0.497	0.000	0.000	1.000	1.000	1.000
Panel B 信用利差模型的相关变量								
Spread	3951	2.240	1.129	-1.608	1.444	2.023	2.872	6.379
Split	3951	0.347	0.476	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
Equal	3951	0.046	0.210	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
Issize	3951	2.030	0.932	-3.430	1.386	2.015	2.708	5.298
Maturity	3951	0.829	0.743	0.000	0.000	1.099	1.609	2.708
Ifsell	3951	0.194	0.395	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
Ifbuy	3951	0.059	0.236	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
Ifguat	3951	0.120	0.325	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
Big20	3951	0.183	0.387	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000

注：变量 Spread 的单位为百分点；发行规模(Issize)和期限(Maturity)都是取自然对数后的值，单位分别为亿元和年。

表 3

中债资信的加入对发行人付费模式评级的影响

Panel A 被中债资信评级前后发行人付费模式评级的变化					
评级机构	被中债资信评级前(Post=0)		被中债资信评级后(Post=1)		均值差异
	观察值	平均值	观察值	平均值	
中诚信	672	18.070	828	18.430	-0.360***
联合信用	477	17.530	516	17.808	-0.278***
大公国际	274	17.865	210	18.081	-0.216
新世纪	306	17.435	299	17.706	-0.271***
Panel B 中债资信评级对发行人付费模式评级的影响：Ologit 回归的结果					
	中诚信	联合信用	大公国际	新世纪	
Post[-1,+1]	0.066(0.304)	-0.240(-1.046)	-0.094(-0.221)	0.081(0.254)	
Post[-2,+2]	0.064(0.277)	0.169(0.710)	0.409(1.099)	0.076(0.239)	
Post[-3,+3]	0.019(0.084)	0.179(0.738)	0.342(0.920)	0.085(0.252)	

注：Post[-1,+1]、Post[-2,+2]、Post[-3,+3]分别表示首次被中债资信评级前后1年、2年和3年，控制变量包括上文得到的各机构评级预测模型的变量，限于篇幅，未报告其回归结果。括号内为根据公司层面聚类稳健标准误计算的T值，*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著，下表同。

素的影响，本文在上文得到的各机构评级预测模型的基础上，加入被中债资信评级的哑变量 Post，结果如 Panel B 所示。在首次被中债资信评级前后两年，变量 Post 的系数在四大评级机构中都不显著；类似地，本文还检验了被中债资信评级前后1年和3年的情况，变量 Post 的系数依然不显著。因此，本文并未发现中债资信的加入会显著影响发行人付费模式评级机构对公司的评级得分^⑥。这说明在中国债券评级市场，声誉机制发挥作用的路径不畅。这可能是因为两类付费模式评级的质量孰高孰低，投资者并未得出一致判断，在定价时，投资者并未完全转向中债资信评级，发行人付费模式评级仍然发挥重要作用，因此，中诚信等机构调整评级的动力较小。对此，下文将进一步研究。

2.压力与对冲情境下的结果。本文进一步检验在两种特殊情境下,发行人付费模式评级是否发生改变。首先,本文预期,若声誉机制发挥效果,当中债资信评级与发行人付费模式评级差异较大时,投资者更有可能认为发行人付费模式评级存在虚高,评级机构面临更大压力,从而降低下一次对公司的评级。为此,本文设置哑变量 Equal、Split3m、Split3p,分别表示当前一期两类评级的差异为 0、小于 3 分、大于等于 3 分时取值为 1,其他情况为 0。表 4 第(1)列显示,与被中债资信评级前相比,即使前一期评级差异大于等于 3 分,发行人付费模式评级也未发生明显变化,该结论在中债资信评级前后 1 年、2 年和 3 年都成立。这表明中债资信的低评级并未给发行人付费模式评级带来压力,与林晚发等的研究结论不同^[3]。

其次,寇宗来等认为发行人付费模式的评级机构有用高评级对冲中债资信低评级的动机^[24]。若如此,那当中债资信评级越低时,下一期发行人付费模式评级可能会越高。为此,本文设置哑变量 Lowrate,当中债资信评级低于 AA 时取值为 1,其他情况为 0;同时,设置哑变量 Highrate,当中债资信评级不低于 AA 时取值为 1,其他情况为 0。本文预期,变量 Lowrate 的系数为正,表示当前一期中债资信评级较低时,本期发行人付费模式评级会显著提高,体现对冲的特征。表 4 第(2)列显示,以被中债资信评级前后 1 年为样本期,变量 Lowrate 和 Highrate 的系数分别为-0.331 和 1.125 且显著,表明与被中债资信评级前相比,中债资信评级低于(不低于)AA 时,发行人付费模式评级会显著更小(大),与对冲的预期不符。该结果在被中债资信评级前后 2 年和 3 年依然存在,均未支持对冲的预期。实际上,这也与超短期融资券发行要求一致,即只需要任一评级达到 AA 即可,而非平均评级达到 AA,对冲的制度基础并不存在。综上所述,在压力和对冲两种特定的情境中,理论上,发行人付费模式评级更应该受到中债资信评级的影响,但该预期并未得到实证结果的支持,表明上文发现的发行人付费模式评级未受到中债资信评级影响的结论相对稳健。

表 4 发行人付费模式评级在中债资信加入前后的变化:压力与对冲

	(1)压力			(2)对冲		
	Post[-1,+1]	Post[-2,+2]	Post[-3,+3]	Post[-1,+1]	Post[-2,+2]	Post[-3,+3]
Equal	-0.179 (-0.347)	0.017 (0.040)	0.040 (0.123)			
Split3m	-0.224 (-1.258)	0.006 (0.037)	0.013 (0.077)			
Split3p	0.044 (0.272)	0.220 (1.275)	0.194 (1.184)			
Lowrate				-0.331** (-2.516)	-0.136 (-0.980)	-0.184 (-1.344)
Highrate				1.125*** (3.860)	1.320*** (4.639)	1.342*** (4.385)
行业和年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
评级机构哑变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	2014	3481	4537	2014	3481	4537
Pseudo R ²	0.518	0.504	0.487	0.525	0.511	0.495

注:限于篇幅,控制变量的结果未报告。

(二)中债资信评级对信用利差的影响

1.主检验的结果。为了直观地比较相同的发行人付费模式评级所对应的信用利差在被中债资信评级前后的差异,本文首先给出均值差异的结果,如表 5 所示。以 AA 评级为例,在公司未被中债资信评级的情况下,信用利差平均为 2.557,而被中债资信评级后,信用利差平均为 2.555,二者相差 0.002,差异不显著,表明债券定价可能还是以发行人付费模式评级为准。进一步地,本文按照两类评级差异是否超过 3 分统计,结果显示:当评级差异大于等于 3 分时,被中债资信评级后,信用利差平均为 2.766,较被中债资信评级前平均高出 0.209 个百分点;当评级差异小于 3 分时,信用利差反而平均下降了 0.289 个百分点。另外,表 5 第(2)(3)部分显示,当发行人付费模式评级为 AA+ 和 AAA 时,均存在类似的结果,都

表明评级差异与信用利差之间并非简单的单调关系,均值差异的结果初步符合假设 2 的预期。

表 5 被中债资信评级前后信用利差的均值差异

		被中债资信评级前	被中债资信评级后		
			合计	评级差异 ≥ 3	评级差异 < 3
(1) 发行人付费模式评级 = AA	样本量	933	381	220	161
	均值	2.557	2.555	2.766	2.268
	均值差异		0.002	-0.209***	0.289***
(2) 发行人付费模式评级 = AA+	样本量	484	452	198	254
	均值	2.051	2.236	2.708	1.868
	均值差异		-0.185***	-0.657***	0.183***
(3) 发行人付费模式评级 = AAA	样本量	394	701	220	481
	均值	1.506	1.356	1.725	1.186
	均值差异		0.150***	-0.219**	0.320***

注:评级差异是指发行人付费模式评级减去中债资信评级。

为进一步控制其他因素的影响,本文利用模型(2)得到多元回归分析的结果,如表 6 所示。第(1)列中,变量 Ifcover 为是否被中债资信评级的哑变量,在首次被中债资信评级后取值为 1,反之为 0。变量 Ifcover 的系数为-0.100 且不显著,说明在其他因素一定的情况下,中债资信的加入整体上并未显著改变信用利差。第(2)列显示,变量 Equal 的系数为-0.409 且在 1% 的水平上显著,表明与单评级相比,相同的双评级使得信用利差明显减少 0.409 个百分点,相当于平均信用利差的 18.3%,具有重要的经济意义。进一步地,本文将评级差异分为相差 1 分、2 分和大于等于 3 分三种情况,并设置相应的哑变量 Split1、Split2 和 Split3p,结果如第(3)列所示。变量 Split1 和 Split2 的系数都显著为负,表明评级差异不超过 2 分时,中债资信的加入明显降低信用利差;变量 Split3p 的系数为 0.206,在 5% 的水平上显著,表明当评级差异大于等于 3 分时,中债资信的加入会明显增加信用利差。

表 6 评级差异对信用利差的影响:OLS 回归的结果

	全样本			评级 = AA	评级 = AA+	评级 = AAA
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Ifcover	-0.100 (-1.591)					
Split		-0.081 (-1.264)				
Split3p			0.206** (2.256)	0.114 (0.942)	0.228 (1.180)	0.181 (1.041)
Split2			-0.240*** (-3.744)	-0.170 (-1.472)	-0.401*** (-3.952)	-0.204 (-1.569)
Split1			-0.499*** (-6.619)	-0.544*** (-3.332)	-0.408*** (-3.579)	-0.356** (-2.440)
Equal		-0.409*** (-4.449)	-0.471*** (-5.393)			-0.385*** (-2.752)
N	3951	3951	3951	1314	936	1095
R ²	0.449	0.452	0.470	0.283	0.345	0.428

注:限于篇幅,控制变量的结果未报告。

按照发行人付费模式评级的等级分组回归,结果如表 6 后三列所示。第(4)列显示,当发行人付费模式评级为 AA 且评级差异相差 1 分、2 分和大于等于 3 分时,信用利差依次降低 0.544、0.170 和增加 0.114 个百分点,相当于单评级时信用利差均值的 22.3%、7.0% 和 4.7%。由于在 AA、AA+ 评级组,不存在评级相等的情况,使得变量 Equal 的系数未能估算。当发行人付费模式评级为 AA+ 和 AAA 时,结果类似,见第(5)(6)列。为降低计算误差对研究结论的影响,本文还以票面利率替换信用利差作为因变量重新进行回归,回归结论基本不变,限于篇幅,结果未报告。

综上所述,本文的实证结果显示,评级差异对信用利差的影响并非简单的单调关系,中债资信评级发挥交叉认证作用,符合假设 2 的预期。具体表现为:当中债资信评级与发行人付费模式评级相差不超过 2 分时,投资者调高对公司的期望评级,降低信用利差;当评级差异超过 3 分时,投资者调低对公司的期望评级,提高信用利差。总体上,中债资信评级有助于提高投资者根据评级甄别公司信用风险大小的能力。

2.中债资信评级对信用利差的影响:PSM 的结果。为了减轻样本异质性和函数形式误设的影响,本文采用倾向得分匹配(PSM)法,比较中债资信加入前后信用利差的平均差异。具体如下:以被中债资信评级后的公司为处理组,以未被中债资信评级的公司为控制组;控制债券发行规模(Issize)、期限(Maturity)、是否存在赎回条款(Ifbuy)、是否存在回售条款(Ifsell)、是否存在担保人(Ifguat)、主承销商是否为前 20 大(Big20)等变量,计算倾向值得分;然后根据债券评级得分,分次采用 1:1、1:2 和 1:3 的方式进行匹配。在满足平衡性假设和共同支撑假设的基础上,报告信用利差的平均差异,结果见表 7。

表 7 被中债资信评级前后信用利差的差异:基于 PSM 的结果

	全样本		评级差异 ≥ 3		评级差异 < 3	
	ATT	$P > z $	ATT	$P > z $	ATT	$P > z $
(1) 发行人付费模式评级 = AA						
1:1 匹配	-0.022	0.732	0.050	0.567	-0.226	0.003***
1:2 匹配	0.026	0.671	0.119	0.151	-0.206	0.006***
1:3 匹配	0.019	0.752	0.160*	0.054	-0.202	0.004***
(2) 发行人付费模式评级 = AA+						
1:1 匹配	0.190	0.005***	0.512	0.000***	-0.047	0.527
1:2 匹配	0.221	0.000***	0.496	0.000***	-0.085	0.218
1:3 匹配	0.215	0.000***	0.496	0.000***	-0.084	0.227
(3) 发行人付费模式评级 = AAA						
1:1 匹配	-0.255	0.001***	0.119	0.310	-0.350	0.000***
1:2 匹配	-0.248	0.000***	0.041	0.704	-0.377	0.000***
1:3 匹配	-0.281	0.000***	0.060	0.494	-0.413	0.000***

注:表中 ATT 的标准误是根据 Abadie 和 Imbens(2016)提出的修正第一阶段倾向值得分误差后的标准误^[25]。

表 7 第(1)部分显示,当发行人付费模式评级为 AA 时,在全样本情况下,采用 1:1 匹配,得到的平均处理效应(ATT)不显著;分组检验显示,当评级差异小于 3 分时,ATT 为-0.226且在 1%的水平上显著,表明相近的评级显著降低信用利差。相反,当评级差异大于等于 3 分时,ATT 为 0.050 且不显著,表明信用利差增大。第(3)部分显示,当发行人付费模式评级为 AAA 时,结果与评级为 AA 时相似。不同的是,当发行人付费模式评级为 AA+且评级差异大于等于 3 分时,ATT 显著为正,表明相差较大的评级显著增加信用利差。对比可见,AA+评级较 AA 和 AAA 评级更不可靠,使得投资者更有可能转向于中债资信评级,这与 Kisgen(2006)、Alissa 等(2013)的研究发现一致,即带“+/-”号评级的公司更有动机调整融资行为或者进行盈余管理以提升债券评级,评级质量较低^{[22][23]}。为了降低匹配方法对研究结论的影响,表 7 还报告了采用 1:2 和 1:3 匹配的结果,结论基本不变。整体上而言,采用 PSM 方法得到的结果与上文回归分析的结论较为一致,支持假设 2 的预期。

3.中债资信评级对信用利差的影响:同一公司前后的比较。在假定在相邻期间内公司信用风险保持相对稳定的基础上,本文还以同一家公司被中债资信评级前后为研究对象,检验评级差异与信用利差的关系,表 8 报告了固定效应模型的结果。以前后 1 年期(Post[-1,+1])为例,变量 Split1 的系数为-0.271,在 1%的水平上显著,表明评级差异为 1 分时,信用利差显著降低,与上文的结果相同。当将样本量扩充至中债资信加入前后 2 年、3 年和 4 年,变量 Split2、Split1、Equal 的系数仍均显著为负,与上文结果一致,但不同的是,变量 Split3p 的系数都不显著。整体上而言,同一公司前后比较的结果部分支持了假设 2 的预期。

表 8 评级差异对信用利差的影响:同一公司前后比较的结果

	Post[-1,+1]	Post[-2,+2]	Post[-3,+3]	Post[-4,+4]
Split3p	0.040(0.559)	-0.019(-0.291)	0.010(0.173)	-0.007(-0.136)
Split2	-0.098(-1.352)	-0.173***(-2.805)	-0.184***(-3.314)	-0.187***(-3.679)
Split1	-0.271**(-2.144)	-0.260***(-2.784)	-0.283***(-3.410)	-0.257***(-3.394)
Equal	-0.263(-0.993)	-0.341**(-2.189)	-0.287**(-2.345)	-0.329***(-3.145)
N	1160	1786	2272	2616
组内 R ²	0.156	0.119	0.103	0.097

注:本表报告的是固定效应模型的结果,限于篇幅,控制变量的结果未报告。

五、进一步分析:投资者对发行人付费模式评级质量的识别

上文假设 2 中,本文假定债券投资者对公司信用风险有自身的期望评级,它低于发行人付费模式评级,并据此定价。也就是说,投资者在中债资信加入前就能够识别发行人付费模式评级的质量。本文分别从以下三个方面对该假定进行检验:

1. 投资者是否识别了发行人付费模式评级的高估部分。虚高评级是评级质量低的表现,若在被中债资信评级前,投资者就对高估的评级要求了相应的风险补偿,则表明他们识别了评级质量。由于中债资信主要根据公开信息对发行主体进行评级,且独立性高,与债券投资者自身去评价公司的信用风险较为相似。因此,本文用上文得到的中债资信的评级预测模型,模拟投资者对公司的期望评级,并设置变量 Overrate,它等于实际的发行人付费模式评级减去期望评级,用以衡量评级高估的部分。表 9 第(2)列显示,变量 Overrate 的系数为 0.056 且在 1% 的水平上显著,表明在企业被中债资信评级前,投资者就已经对高估部分要求了风险补偿。不仅如此,第(1)列显示,整体上而言,投资者都能识别发行人付费模式评级的高估。

2. 投资者是否将距离较远的评级识别为低质量。从信息获取成本的角度,本文预期,当公司与评级机构的距离较远时,机构获取公司内部信息的成本较高,为节约成本且留住客户,评级机构更有可能高估评级。因此,在评级相同的情况下,距离越远,评级被高估的可能性越高,投资者若能识别这种可能性,则会要求更高的风险补偿。具体地,本文以四大评级机构总部所在地到上市公司注册地的球面距离作为距离远近的衡量,并以 300 公里为分界点,设置哑变量 Dist,反映距离远近,当二者距离超过 300 公里时,取值为 1,反之为 0。表 9 第(4)列显示,交互项 Dist * AA⁻、Dist * AA、Dist * AA⁺和 Dist * AAA 的系数都显著为正,表明在被中债资信评级前,对相同的评级,距离越远,投资者要求了

表 9 投资者对发行人付费模式评级质量的识别

	是否识别高估		截面分析:地理距离		截面分析:被评级年限	
	全样本 (1)	中债资信评级前 (2)	全样本 (3)	中债资信评级前 (4)	全样本 (5)	中债资信评级前 (6)
Overrate	0.097*** (4.246)	0.056*** (2.811)				
Dist(Age) * AA ⁻			0.488* (1.895)	0.438* (1.659)	-0.934*** (-3.020)	-0.980*** (-3.317)
Dist(Age) * AA			0.722*** (3.135)	0.712*** (3.015)	-1.407*** (-10.264)	-1.493*** (-10.110)
Dist(Age) * AA ⁺			0.740*** (2.973)	0.585** (2.356)	-1.435*** (-7.844)	-1.379*** (-8.427)
Dist(Age) * AAA			0.631*** (2.734)	0.536** (2.088)	-1.672*** (-12.509)	-1.642*** (-7.908)
Dist(Age)			-0.505** (-2.404)	-0.522** (-2.418)	1.413*** (13.592)	1.453*** (13.954)
N	3918	2364	3951	2397	3951	2397
R ²	0.360	0.348	0.353	0.345	0.351	0.343

注:本表报告的是以模型(2)为基础,加入其他交互项的 OLS 回归结果,限于篇幅,控制变量的结果未报告。

更高的风险溢价,支持了投资者识别债券评级质量的预期。第(3)列的全样本结果显示,该结论不变。

3. 投资者是否将年限较长的评级识别为高质量。本文预期,当过去的评级具有信息含量时,公司进入债券市场的年限越长,企业与投资者、评级机构之间的信息不对称程度越低。此时,评级机构更有能力给出准确的评级,投资者也更能识别机构是否给出了恰当的评级,这反过来也会抑制机构高估评级的动机。为此,本文根据公司首次被评级的年份计算评级年限,并以评级年限的中位数 5 年为界,设置哑变量 Age,当评级年限不低于 5 年时,取值为 1,反之为 0。表 9 第(5)(6)列显示,无论是全样本,还是仅以被中债资信评级前的公司为样本,交互项的系数都显著为负,表明评级年限越长,对于相同的发行人付费模式评级,投资者都要求了更低的风险报酬,符合投资者将年限更长的评级视为高质量评级的预期。

综上所述,无论是直接地检验评级高估部分与信用利差的关系,还是基于地理距离和被评级年限的截面分析,实证结果都支持了投资者能识别发行人付费模式评级质量的预期,上文的假定具有合理性。同时,当投资者一开始就能在一定程度上识别发行人付费模式评级的质量时,中债资信的加入所产生的边际作用就会减小,这也解释了上文假设 1 的实证结果。

六、研究结论与启示

本文从评级得分和评级定价两方面,检验中债资信对发行人付费模式评级的影响,研究发现:作为投资人付费模式的代表,中债资信的加入并未改变中诚信等发行人付费模式的评级机构对发行主体的评级得分,该结论在发行人付费模式的评级机构可能面临更大压力和存在对冲动机时都成立。额外增加的中债资信评级发挥了交叉认证作用,提高了投资者根据评级甄别公司信用风险的能力,表现为:与被中债资信评级前相比,当两类评级差异小于 3 分时,信用利差显著降低;当评级差异大于等于 3 分时,投资者根据中债资信的低评级要求了更高的风险报酬,信用利差增加。该结论在采用多元回归分析和倾向得分匹配法分析后都基本成立,且采用同一公司前后比较的方式减轻样本异质性后,该结果也基本不变。本文还对债券投资者识别发行人付费模式评级质量的假定进行了验证,研究发现,在一开始市场中没有中债资信评级时,投资者就能识别发行人付费模式评级的相对质量,表现为投资者对高估的评级、地理距离较远的评级以及年限较短的评级都要求了更高的风险补偿,支持了假定的合理性。

提高债券评级的质量,对发展高质量的债券市场具有非常重要的作用。对此,结合上文的实证结果,本文提出以下政策建议,第一,完善“双评级”制度。本文的实证结果表明,引入独立性高的中债资信评级没有触发声誉机制,抑制其他机构虚高的评级。本文认为,未能抑制的原因主要有两点:一是独立性高的中债资信评级是否是高质量评级,仍不确定。因为本文发现,中债资信加入后,投资者并未完全转向依据中债资信评级进行定价。实际上,为降低事后风险,中债资信在评级时存在过度严格的动机。二是两类评级之间并未形成竞争关系。没有竞争,劣质评级就不会被市场淘汰,没有压力,则不能改变机构的评级行为。但是,中债资信评级起到了交叉认证的作用,增强了债券定价功能。因此,本文认为,现有的“双评级”制度应该在提高中债资信评级自身质量的同时,扩大“双评级”的应用范围,并在不同评级之间形成良性的竞争关系,从而发挥声誉机制对评级虚高的约束作用。第二,逐步取消有关评级的门槛要求。为控制金融风险,中国监管机构在债券市场发展之初,设置了各项评级的门槛要求,如“评级至少达到 AA 才可以发行超短期融资券,评级达到 AAA 才可以公开发行公司债券”等等,这些要求加大了公司对高分评级的需求,是造成评级虚高的重要原因。本文的研究表明,中国的债券投资者能够识别评级的质量,并要求了相应的风险补偿。因此,取消评级的门槛要求,不仅对评级定价的影响较小,还有助于降低评级虚高的现象,这也与 2021 年年初,证监会、央行等监管机构逐步取消强制评级、弱化外部评级依赖的改革方向一致。

注释:

① 见 2020 年 12 月 13 日,中国人民银行发布的《加强信用评级行业监管 促进信用评级行业高质量发展》。

② 例如,《关于进一步完善债务融资工具注册发行有关工作的通知》(2014)要求“评级至少达到 AA 才可以发行超短期融资券”;

《公司债券发行与交易管理办法》(2015)要求“评级达到 AAA 才可以公开发行公司债券”;《关于保险资金投资集合资金信托计划有关事项的通知》(2014)要求“保险资金投资于评级低于 AAA 时需要向证监会报告”。

③经核查,资产负债率大于 1 的样本共 27 条。在计算平均资产负债率时,需要在评级时间点上往前推 3 年,若有资产负债率大于 1 的年份会造成最终的资产负债率大于 1,如神州信息(000555)在 2016 年 3 月 14 日有评级,利用 2012—2014 年报和 2015 年第三季度报数据计算的资产负债率因 2012 年的资产负债率为 8.256 而大于 1,缩尾为 1.2。

④样本中有 24 个 Spread 小于 0 的公司,其获得的发行人付费模式评级为 AAA(19 个)和 AA+(5 个)。为降低衡量误差的影响,下文还直接以票面利率为因变量进行回归分析,结论基本不变。该结果未报告,若需可向作者索取。

⑤该结果未报告,若需可向作者索取。

⑥考虑到多元回归分析的条件显著性,本文还在模型中加入了初始的 11 项财务指标作为控制变量,回归结果依然不变;考虑被中债资信评级的长期影响,本文还改变变量 Post 的定义,将被中债资信评级后所有年份都取值为 1,反之为 0,回归结果亦未变。以上结果均未报告,若需可向作者索取。

参考文献:

- [1] Akerlof, G. A. The Market for Lemons: Quality Uncertainty and the Market Mechanism[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1970, 84(3): 488—500.
- [2] 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.
- [3] 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.
- [4] 阮永锋,徐晓萍,刘音露.“投资者付费”模式能改善评级市场的信息质量吗?——基于中债资信评级的实证研究[J].证券市场导报,2019(5):58—65,77.
- [5] 吴育辉,翟玲玲,张润楠,魏志华.“投资人付费”vs.“发行人付费”:谁的信用评级质量更高?[J].金融研究,2020(1):134—153.
- [6] 陈关亭,连立帅,朱松.多重信用评级与债券融资成本——来自中国债券市场的经验证据[J].金融研究,2021(2):94—113.
- [7] Becker, B., Milbourn, T. How did Increased Competition Affect Credit Ratings? [J]. Journal of Financial Economics, 2011, 101(3): 493—514.
- [8] Griffin, J. M., Nickerson, J., Tang, D. Y. Rating Shopping or Catering? An Examination of the Response to Competitive Pressure for CDO Credit Ratings[J]. The Review of Financial Studies, 2013, 26(9): 2270—2310.
- [9] Cornaggia, J., Cornaggia, K. J. Estimating the Costs of Issuer-Paid Credit Ratings[J]. Review of Financial Studies, 2013, 26(9): 2229—2269.
- [10] Huang, Y. L., Shen, C. H. What Role does the Investor-Paid Rating Agency Play in China? Competitor or Information Provider[J]. International Review of Economics and Finance, 2018(63): 253—272.
- [11] Horner, J. Reputation and Competition[J]. American Economic Review, 2002, 92(3): 644—663.
- [12] Hsueh, L. P., Kidwell, D. S. Bond Ratings: Are Two Better than One? [J]. Financial Management, 1988, 17(1): 46—53.
- [13] Livingston, M., Zhou, L. Split Bond Ratings and Information Opacity Premiums[J]. Financial Management, 2010, 39(2): 515—532.
- [14] He, J., Qian, J., Strahan, P. E. Does the Market Understand Rating Shopping? Predicting MBS Losses with Initial Yields[J]. The Review of Financial Studies, 2016, 29(2): 457—485.
- [15] Bonsall, S. B. The Impact of Issuer-Pay on Corporate Bond Rating Properties: Evidence from Moody's and S&P's Initial Adoptions[J]. Journal of Accounting and Economics, 2014, 57(2—3): 89—109.
- [16] 何平,金梦.信用评级在中国债券市场的影响力[J].金融研究,2010(4):15—28.
- [17] 王雄元,张春强.声誉机制、信用评级与中期票据融资成本[J].金融研究,2013(8):150—164.
- [18] 寇宗来,盘宇章,刘学悦.中国的信用评级真的影响发债成本吗?[J].金融研究,2015(10):81—98.
- [19] 李琦,罗炜,谷仕平.企业信用评级与盈余管理[J].经济研究,2011(S2):88—99.
- [20] 马榕,石晓军.中国债券信用评级结果具有甄别能力吗?——基于盈余管理敏感性的视角[J].经济学(季刊),2015(4):197—216.
- [21] Bolton, P., Freixias, X., Shapiro, J. The Credit Ratings Game[J]. Journal of Finance, 2012, 67(1): 85—111.
- [22] Kisgen, D. J. Credit Ratings and Capital Structure[J]. Journal of Finance, 2006, 61(3): 1035—1072.
- [23] Alissa, W., Bonsall IV, S. B., et al. Firms' Use of Accounting Discretion to Influence their Credit Ratings[J]. Journal of Accounting and Economics, 2013, 55(2—3): 129—147.
- [24] 寇宗来,千茜倩,陈关亭.跟随还是对冲:发行人付费模式评级机构如何应对中债资信的低评级[J].管理世界,2020(9):26—37.
- [25] Abadie, A., Imbens, G. W. Matching on the Estimated Propensity Score[J]. Econometrica, 2016, 84(2): 781—807.

(下转第 106 页)