

异常审计费用与债券信用评级

林晚发¹,周倩倩²

(1. 武汉大学 经济与管理学院,湖北 武汉 430072;2. 南京大学 商学院,江苏 南京 210093)

[摘要]利用2008—2016年上市公司发行债券的数据,研究异常审计费用对债券评级的影响,以研究信用评级是否存在信息含量。结果表明,异常审计费用对债券评级结果具有显著的调低效应,且这个结果不受评级机构异质性的影响,另外这一调低作用在非国有企业和经济下行期间更显著。通过进一步分析发现,异常审计费用越高,企业的违约风险Z值越高,债券发行利差也越高,从而证实了异常审计费用的风险观。研究结论为监管机构提供了额外的动力,促使它们对会计师事务所与评级机构的业务过程进行监督。

[关键词]异常审计费用;债券评级;信用利差;审计风险;审计意见;审计质量;信用风险

[中图分类号]F239.43 **[文献标志码]**A **[文章编号]**1004-4833(2018)06-0048-10

一、引言

信用评级机构作为市场中的一个信息中介,凭借其专业的数据搜集和处理能力,为投资者提供关于借款者信誉和违约风险的前瞻性观点^[1],从而改善金融市场运行效率、提高资源配置效率,所以信用评级机构在市场财务报告信息披露环境中扮演了一个重要的、有价值的角色^[2]。然而,安然公司的崩溃和其他一些优良企业违约事件的发生突出了信用风险管理的重要性以及信用评级制度存在的问题。另外,学者在讨论2008年美国金融危机的原因时,信用评级也是诱发金融危机的一个重要因素^[3],这是因为信用评级机构在面对市场风险时,没有做出及时的信用评级调整,甚至还给予较高的信用评级。所以,信用评级信息的真实性与及时性影响了信用评级功能的实现。在中国债券市场中,相关文献对信用评级信息含量进行了研究。比如,林晚发等从付费模式角度得出发行人付费模式评级的独立性与信息含量较低^[4],周宏等认为信用评级机构的收入主要来自于企业,这将会导致一些代理问题,即企业与评级机构会发生合谋,使其监督功能缺失^[5]。但是也有学者发现债券评级能为资本市场提供增量信息^[6-7]。

基于目前对于信用评级信息含量结论的分歧,本文从会计师事务所角度分析信用评级的信息含量。以会计师事务所为角度进行分析的原因主要是:第一,Fama的市场效率假说(EMH)认为信息是影响市场效率的一个重要参数^[8]。在EMH理论中,市场效率在很大程度上取决于信息环境。审计师作为市场的信息中介,通过对公司的财务报告进行合规审计向市场注入新的信息,增加了市场公有信息,从而改善了市场信息环境。在此信息环境下,评级分析师利用这些新的信息对企业违约风险进行准确度量,提高评级精确度与及时性。第二,作为市场的两个信息中介——会计师事务所与评级机构,他们的工作具有相似性和互补性^[9-10],他们在工作会互相参考对方的工作成果^[11]。另外,审计师在审计工作中除了关注会计信息外,还会利用评级分析师发布的主体评级及其变动情况^[7],从而识别审计风险,确定审计

[收稿日期]2018-06-08

[基金项目]国家自然科学基金青年项目(71602148、71802152);教育部人文社会科学青年项目(16YJC630065、18YJC630109);武汉大学(人文社科)自主科研青年项目

[作者简介]林晚发(1985—),男,湖南泸溪人,武汉大学经济与管理学院讲师,从事债券市场研究,E-mail:linwanfa2013@163.com;周倩倩(1997—),女,湖南株洲人,南京大学商学院硕士研究生,从事审计市场研究。

的重点领域和问题。这是因为评级信息体现了发行人的信用风险,而信用风险过高的企业陷入财务困境的可能性更高,从而提高了审计相关风险。第三,异常审计费用会损害审计质量,审计的信息鉴证和保险功能减弱^[12],提高了债券投资者面临的违约风险,降低了债券评级^[13],所以在此风险观下,评级分析师认为异常审计费用越高,企业相应风险越高,从而给予较低的评级。通过上述分析,本文将从异常审计费用角度分析信用评级的信息含量。

基于此,本文利用2008—2016年中国上市公司发债数据,检验异常审计费用对于债券信用评级的影响。研究发现:第一,在控制企业和事务所特征后,异常审计费用越高,债券评级数据越低,该结论在内生性检验后仍然成立,这个结论表明异常审计费用体现了企业的风险程度。第二,上述结果受企业股权性质的影响,即当企业为非国有企业时,异常审计费用对债券评级的降低效应更显著;另外,经济周期也会影响异常审计费用与债券评级的相关性,在经济紧缩期,债券违约的可能性更高时,异常审计费用对债券评级的调低效应更显著。第三,本文也对异常审计费用影响债券信用评级的机制进行了检验,即异常审计费用增大了企业的违约风险,这个信息被评级机构所利用,进而降低了债券信用评级。

本文的主要研究贡献包括以下三个方面:第一,本文从债券市场中介机构的角度丰富了信息效率市场假说的研究。在市场效率假说下,信用评级机构与审计师作为市场中的两个信息中介,可以彼此参考对方的信息,提高自己的预测业绩,从而使得市场更加有效。第二,本文丰富了信用评级的研究。在中国债券市场中,信用评级有无信息含量还存在一定的争论^[1,5]。本文的研究结果表明,信用评级机构参考了异常审计费用反映的风险信息进行评级,从而体现了一定的信息含量。第三,通过分组检验发现,中国债券信用评级的信息含量受到股权性质以及经济环境的影响,这从另外一个角度论证了中国信用评级具有信息含量结论的准确性。

二、文献综述

评级机构根据发行人的经济环境、公司行业特征、竞争形势、管理能力以及财务状况等多方面指标,通过科学的评级体系量化发行人的信用风险^[4]。许多文献从企业内部特征视角验证了信用评级对企业违约风险的反映。Copeland和Ingram利用变动的公司评级数据发现财务指标能够反映企业的信用风险,因而可以预测评级变动^[14]。而在中国,虽然寇宗来认为由于我国债券市场缺乏对信用风险的科学界定,所以投资者和证券公司给出的信用评级缺乏相应的风险依据^[1];陈超和郭志明发现1998—2006年评级机构的评级并不能反映企业财务风险与绩效的好坏^[15]。但是,随着近年来我国债券市场的不断成熟和发展,监管规定的不断完善,投资者趋于理性化,信用评级也能体现相应的信息。吴健和朱松发现2005年以后的信用评级在一定程度上反映出企业基本面风险的差异,企业盈利能力、负债水平、规模因素等风险指标都显著影响了评级结果^[16]。另外,非财务因素方面,敖小波等发现企业的内部控制质量通过提高企业的经营目标和报告目标降低企业的违约风险,进而提高了信用评级^[7],这表明评级机构更认可公司治理水平更高的企业。此外,也有学者发现“发行人付费”模式会导致评级机构给出过高的评级。如Jiang等发现穆迪转成“发行人付费”模式后,评级明显高于仍采用“投资者付费”模式的标普,而等标普也转成“投资者付费”模式后,两者的评级结果差异便消失了^[17]。周宏等的研究表明相比于“投资者付费”模式下的信用评级,“发行人付费”模式下的信用评级更乐观^[18]。林晚发等研究发现中债资信评级跟踪能有效提高“发行人付费模式”机构的评级质量^[4]。

对于异常审计费用的成因,目前学术界主要存在着“经济依赖观”和“风险观”两种解释理论。“经济依赖观”认为审计师由于采取“发行人付费”的收入模式,会对被审计单位产生经济依赖,从而损害了审计师的独立性^[12,19]。有关文献表明异常审计费用越高的公司,审计师对管理层盈余操纵的

容忍度越高^[20],盈余可持续性下降,降低了会计信息质量^[21],发生财务重述、财务舞弊的可能性也越大^[22]。另一种“风险观”认为异常审计费用是对审计师审计高风险企业所付出的更多劳动成本的补偿^[23-24]。Kinney 的研究表明,陷入财务困境的公司舞弊动机更强,因此当公司的经营风险或财务风险越高时,发生重大错报的可能性越高,审计师因而需要投入更多的时间和人力成本,从而提高了审计费用,导致了异常审计费用^[25]。Palmrose 发现公司的财务风险和经营风险过高时,事务所被起诉的可能性更大,因而审计师收取较高的费用以弥补未来的经济损失^[26]。张继勋等选取上市公司对外担保额和应收账款比率作为风险指标,发现我国审计收费在一定程度上考虑了风险因素^[27]。

综上所述,目前国内外关于信用评级和异常审计费用的研究文献十分丰富,但都是从单一的评级机构或者审计师的角度出发。作为市场中的两个信息中介,他们之间的信息可能相互利用,从而提高市场信息效率。因此,本文将检验这两个信息中介之间的关系,这将有利于丰富信息中介与市场效率假说。

三、理论分析与假设提出

国内外文献从多个角度分析了信用评级的影响因素,比如盈利水平、企业规模、成本黏性、审计质量与付费模式等^[4,13,28-30]。现有研究较少从审计定价角度进行分析。Simunic 认为审计费用是审计投入的时间、成本的函数,它以审计成本为基础,受客户规模、业务复杂程度、风险等因素的影响^[31]。正常审计费用存在合理区间,偏离合理区间的即为异常审计费用,它是审计费用中可观察到的决定因素所不能解释的那部分^[32]。

在异常审计费用的“风险观”下,异常审计费用可能与信用评级存在联系。第一,内部控制风险。信用评级机构会将企业的内部控制缺陷纳入信用评级的考虑因素^[7],而内部控制风险也是审计风险的一个构成部分^[33]。第二,代理风险。相比未来的不确定性,职业经理人更多考虑的是当前职业声誉,他们不愿意投入更多的精力来追求长期价值,财务报告操控动机也会增强,进而提高审计师面临的审计风险,从而要求较高的风险溢价^[34]。然而企业内部代理问题的增大,会增大企业的违约风险,导致较低的信用评级^[2]。第三,经营风险。超额审计费用在一定程度上也体现了企业的经营风险,业务复杂度和经营状况的恶化会增加审计风险,而未来经营状况的不确定性也会影响债券评级师对企业偿债能力的判断,进而影响债券评级^[35]。

基于对异常审计费用的成因分析,“风险观”下异常审计费用越高表明企业未来违约相关风险越高,在这一理论下,评级分析师也会察觉到企业的特有风险,进而降低评级^[22]。在这一假说下,异常审计费用是中介机构关注到的风险指示变量,越高的异常审计费用会带来越低的债券评级。因此,本文提出第一个研究假设。

H_{1a} :在“风险观”下,异常审计费用越高,债券评级越低。

相反,“经济依赖观”预期同样采用“发行人付费”收入模式的审计师和评级机构都面临着利益冲突,这一现象已得到许多学者的研究证实^[4]。在现实中,能够左右审计师独立性的发行企业往往也能获得评级机构的优待。当面对一个大型客户时,审计师和评级机构面临的短期利益大大高于声誉资本,安然事件中审计费用和评级费用大大高于市场平均水平就是一个典型的案例。在这一假说下,异常审计费用是审计师独立性受损的指示变量,也就是说企业由于某方面的缺陷,有动力与审计师进行合谋,以获得较好的审计意见。相似地,这种企业也有动力与评级机构进行合谋,以获得较高的评级,因此越高的审计费用会带来越高的债券评级。基于上述分析,本文提出 H_{1a} 的竞争性假设。

H_{1b} :在“经济依赖观”下,异常审计费用越高,债券评级越高。

此外,我国资本市场一个典型特征是国有企业占据了上市公司的大多数。政府为国有企业提供“隐形担保”,为了避免失业和维护社会安定,国有企业在陷入经营困境时更容易得到政府的救助。

而政府的救助会降低会计师事务所审计失败时遭受诉讼的可能,因而降低了审计风险的补偿,降低了审计费用^[36]。同时,在债券市场中,评级机构在评定企业的违约风险时,由于国有企业的融资约束更低,可以获得更长的贷款期限、更低的贷款成本,即使违约,背后的政府也会对其利益输送并进行“兜底”^[4]。因此,当评级机构意识到这一点,即使国有企业存在违约风险,债券分析师也会给国有企业债券更高的评级^[37],评级对于企业特征与企业风险反映得更少。因此,我们预期评级机构对异常审计费用风险信息的考虑会受到企业股权性质的影响,即在非国有企业中,异常审计费用对债券评级的影响程度更高。据此本文提出第二个假设。

H₂:相对于国有企业,非国有企业异常审计费用与债券信用评级之间的关系更显著。

另外,因为企业陷入财务困境的可能性(这种情况下企业的财务报告虚假陈述和评级虚高更容易暴露给外部市场)在不同经济周期是不同的^[11]。一方面,从企业本身的风险来看,经济周期变化使得企业经营环境不确定性增大^[38],从而放大企业的风险。另一方面,从外部监管环境来说,相较于在经济上行期的“金融狂欢”与债券市场的刚性兑付,在经济下行期投资者的情绪更为低落,审计师和债券分析师面临被监管机构查处的风险更大,相比短期利益审计师和债券分析师更在意自身的声誉,因此审计工作和债券评级会更注重对企业固有风险和内部控制风险的评估^[11,39],因此异常审计费用与债券评级之间的风险机制更显著。基于此,本文提出第三个假设。

H₃:在经济下行期,企业异常审计费用与债券信用评级之间的关系更显著。

四、研究设计与样本选择

(一) 样本选取与数据来源

鉴于债券评级数据的可获得性,本文选取2008—2016年A股上市公司的财务数据和发债数据作为研究样本,并剔除了金融行业公司、ST公司、存在缺失值、可转债、城投债和行业分类后个数少于10家的公司。所有的财务数据都来自于CSMAR数据库,公司债券数据来自于WIND金融数据。最终,本文的研究样本数为1698个,其中的财务数据等连续变量均进行了1%与99%的缩尾处理。

(二) 模型设定与变量定义

为了获得企业的异常审计费用,本文在借鉴Krishnan和Wang研究的基础上^[40],构建模型(1)进行回归分析,以模型(1)的残差度量异常审计费用。

$$LAUDIT_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 LNTA_{it} + \alpha_2 EQ_{it-1} + \alpha_3 BM_{it} + \alpha_4 LEV_{it} + \alpha_5 ROA_{it} + \alpha_6 INVREC_{it} + \alpha_7 LOSS_{it} + \alpha_8 XDOPS_{it} + \alpha_9 FOROPS_{it} + \alpha_{10} SGROWTH_{it} + \alpha_{11} INITIAL_{it} + \alpha_{12} AUDLAG_{it} + \alpha_{13} SGSEGS_{it} + \alpha_{14} AGE_{it} + \alpha_{15} GC_{it} + \alpha_{16} BIG4_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

模型(1)的被解释变量为审计费用 $LAUDIT$ (审计费用的自然对数),解释变量如表1定义所示。模型(1)分行业、年度回归后得到残差即为异常审计费用,记为 $ABFEE$ 。另外,为了检验H₁,我们在获得企业异常审计费用的基础上,构建模型(2)分析异常审计费用与债券信用评级关系。

$$RATING_{it+1} = \alpha_0 + \alpha_1 ABFEE_{it} + \alpha_2 LNTA_{it} + \alpha_3 LEV_{it} + \alpha_4 CURASS_{it} + \alpha_5 ROA_{it} + \alpha_6 SGROWTH_{it} + \alpha_7 MATURITY_{it} + \alpha_8 NONSOE_{it} + Industry_FE + Year_FE + \varepsilon_{it+1} \quad (2)$$

模型(2)中的被解释变量为债券信用评级,定义当债券的信用评级为BBB-、BBB、BBB+、A-、A、A+、AA-、AA、AA+、AAA-、AAA时,相应的评级 $RATING$ 取值分别为1—11。

本文还构建以债券信用利差为被解释变量的回归模型(3)^[42]。其中 $VSPREAD$ 表示公司债券的到期收益率与该债券期限相同的国债的到期收益率之差。

$$SPREAD_{it+1} = \alpha_0 + \alpha_1 ABFEE_{it} + \alpha_2 COUPON_{it} + \alpha_3 LFFL_{it} + \alpha_4 LNUM_{it} + \alpha_5 AGE_{it} + \alpha_6 BM_{it} + \alpha_7 ROA_{it} + \alpha_8 LEV_{it} + \alpha_9 NONSOE_{it} + \alpha_{10} LOSS_{it} + \alpha_{11} RATING_{it} + \alpha_{12} ISSUERRATE_{it} + Industry_FE + Year_FE + \varepsilon_{it+1} \quad (3)$$

LFFL 表示当年距债券到期年的剩余年限, *LNUM* 表示债券发行总额(以亿元计)的对数, *AGE* 表示债券已发行的年限, *ISSUERRATE* 表示债券发行主体的主体评级, 其他变量与模型(2)一致。

借鉴林晚发等的研究^[4], 本文选择相应的控制变量。相关变量的定义与符号见表1所示。

五、实证结果分析

(一) 异常审计费用估计模型的回归结果

表2列示了模型(1)各个变量的回归系数和统计 *t* 值, 代表企业资产规模和业务复杂程度的变量 *LNTA*、*INVREC*、*FORDOPS*、*SQSEGS* 和 *AUDLAG* 与审计费用之间均显著正相关。审计费用与 *LEV*、*LOSS*、*BM* 等变量的相关关系均显著, 表明审计费用与被审计单位的审计风险存在显著相关性。审计意见 *GC* 与审计收费正相关可能源于审计师承受了更高的审计风险对应的审计溢价。另外, 盈余质量指数 *EQ* 与审计费用之间的关系并不显著, 可以排除异常审计费用的存在是由于提供了更高质量审计服务的解释。*BIG4* 会显著提高审计费用, 由此可知, 四大会计师事务所存在着明显的收费溢价。

(二) 描述性统计分析

表3列示了模型(2)中变量的描述性统计结果。我们发现债券评级 *RATING* 的均值、四分位数都是9, 反映我国的债券评级的偏高现象, 另外债券评级的最小值为6, 说明最小评级为A+。异常审计费用 *ABFEE* 的均值0.019, 说明绝大部分企业都存在超额审计费用。在本文所使用的控制变量中, 发债企业规模(*LNTA*)的均值为23.76, 企业杠杆率(*LEV*)的均值为60.4%, 企业流动资产比例(*CURASS*)的均值为53.2%, 企业绩效(*ROA*)的均值为2.8%, 企业营业收入增长率比例(*SGROWTH*)的均值为20.1%, 债券的发行期限(*MATURITY*)的均值为5.683, 非国有企业(*NONSOE*)占比48.5%。样本中变量 *LEV*、*CURASS* 和

表1 变量定义

变量名称	变量定义	变量符号
审计费用	国内审计费用的对数	<i>LAUDIT</i>
企业规模	期末资产的对数	<i>LNTA</i>
盈余质量	DD模型计算得到的回归标准差	<i>EQ</i>
权益账市比	权益的账面价值除以市场价值	<i>BM</i>
企业杠杆率	企业负债与期末总资产的比率	<i>LEV</i>
企业盈利能力	净利润与期末总资产的比率	<i>ROA</i>
存货净额比	存货净值与期末总资产的比率	<i>INVREC</i>
是否亏损	上一年净利润小于0时取1, 否则取0	<i>LOSS</i>
盈利持续性	企业当年发生了非经常性损益时取1, 否则取0	<i>XDOPS</i>
外汇业务规模	企业当年的汇兑损益值大于100000时取1, 否则取0	<i>FOROPS</i>
营业增长率	(当年营业利润 - 去年营业利润)/去年营业利润	<i>SGROWTH</i>
初次审计	审计师第一年审计该企业时取1, 否则取0	<i>INITIAL</i>
审计延迟	审计意见签署日与财政年度最后一天的天数差	<i>AUDLAG</i>
业务分支	业务分支数量的平方根	<i>SQSEGS</i>
存续时间	CSMA数据库最开始记录该企业年份与当年年份差的对数	<i>AGE</i>
审计意见	审计师出具非标准无保留意见时取1, 否则取0	<i>GC</i>
四大事务所	审计机构为国际“四大”时取1, 否则取0	<i>BIG4</i>
流动资产比率	流动资产与期末总资产的比率	<i>CURASS</i>
债券期限	债券总发行年限	<i>MATURITY</i>
企业性质	当企业为非国有企业时取1, 否则取0	<i>NONSOE</i>
行业固定效应	虚拟变量, 按照证监会2001年行业代码进行构建	<i>Industry_FE</i>
年度固定效应	虚拟变量, 按照年份进行构建	<i>Year_FE</i>

表2 异常审计费用的估计结果

变量	回归系数	<i>p</i> 值	<i>t</i> 统计值
<i>LNTA</i>	0.350***	0.000	82.610
<i>EQ</i>	0.032	0.534	0.620
<i>BM</i>	-0.046***	0.000	-7.220
<i>LEV</i>	0.054**	0.017	2.390
<i>ROA</i>	-0.007	0.939	-0.080
<i>INVREC</i>	0.047*	0.055	1.920
<i>LOSS</i>	0.049***	0.001	3.350
<i>XDOPS</i>	0.077	0.178	1.350
<i>FORDOPS</i>	0.191***	0.005	2.790
<i>SGROWTH</i>	0.022***	0.001	3.320
<i>INITIAL</i>	-0.025***	0.000	-3.730
<i>AUDLAG</i>	0.001***	0.000	7.690
<i>SQSEGS</i>	0.071***	0.000	9.730
<i>AGE</i>	-0.004***	0.000	-6.900
<i>GC</i>	0.127***	0.000	6.200
<i>BIGN</i>	0.578***	0.000	35.780
<i>Constant</i>	5.415***	0.000	48.640
样本量		14185	
<i>R</i> ²		0.610	
是否控制行业变量		是	
是否控制年度变量		是	

注: 符号***、**、* 分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。

EPS的极差较大,说明发行债券的公司之间财务结构和盈利状况差异明显。控制变量数据与以往文献相似^[4]。

(三) 多元回归分析

1. 异常审计费用与债券信用评级

表4的第(1)列、第(2)列和第(3)列分别列示了模型(2)的全样本、异常审计费用大于零和小于零样本数据的回归结果。对于所有样本来说,发行人的债券评级与异常审计费用在10%的显著性水平上负向相关,而且在正向异常审计费用样本中的回归系数数值比全样本中的更大,显著性水平更高。我们可以判定,在控制了常规的信贷风险因素情况下,异常审计费用越高,债券评级结果越低,这个结论支持了假设H_{1a}。此外,对于正向超额异常审计费用的样本中变量ABFEE的系数绝对值比全样本大,说明这一现象在被审计单位付出超额审计费用的情况下更广泛,而在异常审计费用小于零的样本中并不显著,说明超额审计费用是对风险溢价的补偿,而这一补偿并不存在于异常审计费用小于零的样本,进一步论证了异常审计费用的“风险观”结论。

2. 企业所有权性质、异常审计费用与债券信用评级

为了检验假设H₂,异常审计费用与债券信用评级的关系在非国有企业中更加显著,本文在模型(2)中引入非国有企业虚拟变量与异常审计费用的交互项ABFEE×NONSOE来进行分析,相应的回归结果见表5第(1)列。异常审计费用ABFEE的变量系数为0.115,但不显著,ABFEE×NONSOE变量系数为-0.461,且在1%的水平上显著,这说明在非国有企业样本中,异常审计费用降低债券信用评级的作用强于国有企业样本。原因可能在于国有企业拥有政府的“隐形担保”,债券分析师对企业本身的风险相对不关注,从而给出一个虚高的评级,这也证实了假设H₂的成立。

3. 经济周期、异常审计费用与债券信用评级

为检验假设H₃,本文进一步对模型(2)分不同的经济发展阶段进行回归分析。对2008—2016年经济发展阶段的划分,我们借鉴了苏冬蔚和曾海舰的做法^[41],以消费物价指数CPI(以1978年为基期)调整名义GDP,然后采用实际GDP的自然对数值为被解释变量,用1、2、3等序数代替年度值作为解释变量,回归得到的残差值作为剔除时间趋势的实际GDP。如果回归残差小于样本中位数,则定

表3 变量描述性统计分析

变量	样本量	均值	中位数	标准差	极大值	极小值
RATING	1698	9.097	9	1.273	11	6
ABFEE	1698	0.019	0	0.355	1.120	-1.422
LNTA	1698	23.760	23.720	1.205	25.680	20.640
LEV	1698	0.604	0.626	0.169	0.953	0.050
CURASS	1698	0.532	0.529	0.268	0.997	0.030
ROA	1698	0.028	0.024	0.033	0.195	-0.171
SGROWTH	1698	0.201	0.120	0.419	3.541	-0.561
MATURITY	1698	5.683	5	2.025	15	3
NONSOE	1698	0.485	0	0.500	1	0

表4 异常审计费用与债券评级模型回归结果

变量	被解释变量:RATING		
	(1)全样本	(2) ABFEE > 0 的样本	(3) ABFEE < 0 的样本
ABFEE	-0.122* (0.064)	-0.350*** (0.121)	0.035 (0.157)
控制变量	控制	控制	控制
样本量	1,698	875	823
R ²	0.455	0.537	0.388

注:符号***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。括号内为相应的标准误,且经过异方差处理。篇幅所限,控制变量不报告,留存备索,下同。

表5 异常审计费用与债券评级模型加入交互项的分析

变量	被解释变量:RATING	
	(1)	(2)
ABFEE	0.115 (0.102)	0.070 (0.085)
ABFEE×NONSOE	-0.461*** (0.126)	
NONSOE	-0.670*** (0.0599)	-0.662*** (0.059)
ABFEE×DEFLA		-0.290** (0.114)
DEFLA		0.237 (0.276)
控制变量	控制	控制
样本量	1698	1698
R ²	0.526	0.538

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。

义该年度为经济下行年度。表6列示了经济周期划分的数据^①。因此,我们定义2010—2014年为经济上行期,其余年度为经济下行期,定义经济下行期间变量 *DEFLA*, 即当样本所在的年度为经济下行期间时, *DEFLA* = 1, 反之为0。在模型(2)中引入交乘项 *ABFEE* × *DEFLA* 进行回归, 相应的回归结果见表5第(2)列, *ABFEE* × *DEFLA* 的回归系数为 -0.290, 且在5%的水平上显著, 而 *ABFEE* 的系数为 0.0703, 统计上不显著。可见在宏观经济下行时期, 异常审计费用降低债券评级作用更显著, 而这一降低作用在宏观经济上行期间并不显著。这个结果说明, 在经济上行期, 由于债券刚性兑付的存在, 评级机构并不特别关注异常审计费用所体现出的风险; 而在经济下行期, 由于整体系统性风险的增大, 评级机构会更关注异常审计费用所体现的风险因素。因此, 上述结论证实了假设 *H₃* 的成立。

表6 经济周期的划分

年份	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
名义 <i>GDP</i>	319515.5	349081.4	413030.3	489300.6	540367.4	595244.4	643974	689052.1	744127.2
<i>CPI</i>	105.9	99.3	103.3	105.4	102.6	102.6	102.0	101.4	102.0
实际 <i>GDP</i>	3017.1	3515.4	3998.4	4642.3	5266.7	5801.6	6313.5	6795.4	7295.4
回归残差 <i>e</i>	-0.05802	-0.01593	0.00204	0.04061	0.05605	0.04201	0.01580	-0.02140	-0.06116

注: 名义 *GDP* 和 *CPI* 数据均来自于《2017年中国统计年鉴》, *GDP* 数据以万亿元计。

4. 机制分析: 异常审计费用与违约风险

根据模型(2)的回归结果我们证实了假设 *H_{1a}*, 异常审计费用可以作为风险因子指标给债券评级师提供额外的关于发行人的违约信息, 从而影响债券评级结果。因此, 本文分析违约风险是否为异常审计费用影响债券评级的机制, 以破产指数值 (*ZSCORE*) 为被解释变量衡量企业的违约风险, 以异常审计费用为解释变量进行回归分析。

表7列示了回归数据结果。我们发现在全样本回归中, *ABFEE* 变量系数在1%的显著水平上为负, 说明异常审计费用越高, 企业 *ZSCORE* 指数越低, 破产风险和违约风险越高, 与我们的预期结果相符。相似地, 在以正向异常审计费用样本的回归结果中, *ABFEE* 变量系数也显著为负, 而在异常审计费用小于零的样本中不能得出这样的结论。因此, 上述结论证实了异常审计费用对发行人破产风险和违约风险的预警作用, 进一步确定了本文主要结论的影响机制。

(四) 进一步分析

1. 异常审计费用的市场反应

表8给出了异常审计费用与债券信用利差的回归结果。第(1)列的结果是只考虑债券本身的特征数据而不考虑发行人主体财务特征时的回归结果, 由于 *ABFEE* 变量系数显著为正, 这说明投资者意识到异常审计费用越大, 企业风险越高, 从而要求的债券信用利差越大。第(2)列、第(3)列分别是加入发行人的主体评级数据与债券评级变量的回归结果, 异常审计费用 *ABFEE* 的系数仍然显著为正, 说明尽管债券评级已将异常审计费用纳入评估债券信用风险时考虑的因素, 但在实际的市场交易中, 投资者并不完全依赖债券评级结果预测债券违约风险, 他们也可以通过自己拥有的信息进行分析。第(4)列显示在加入发行人的衡量经营风险和违约风险的财务指标变量后, 异常审计费用与信用利差依然高度相关, 说明在投资者看来, 异常审计费用还预示了除经营风险和违约风险之外的其他

表7 异常审计费用与违约风险模型的回归结果

变量	被解释变量: <i>ZSCORE</i>		
	(1) 全样本	(2) <i>ABFEE</i> > 0 的样本	(3) <i>ABFEE</i> < 0 的样本
<i>ABFEE</i>	-0.138 *** (0.041)	-0.184 ** (0.090)	-0.042 (0.102)
控制变量	控制	控制	控制
样本量	1694	872	822
<i>R</i> ²	0.595	0.595	0.656

注: ***、**、* 分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。括号内为相应的标准误, 且经过异方差处理。

^① 本文选取《2017年中国统计年鉴》中2008—2016年的名义 *GDP* 和 *CPI* 数据, 两者相除的结果作为实际 *GDP*, 然后采用2008—2016年实际 *GDP* 的对数为被解释变量, 各年份依次用序数代替作为解释变量, 将回归结果的残差值定义为剔除时间趋势的实际 *GDP* (见表6), 最后将各年份的残差值从小至大排序, 将小于中位数的残差的年份定义为经济下行年度, 反之为经济上行年度。

风险要素,从而进一步证实了异常审计费用在资本市场的风险预警功能。

2. 信用评级异质性视角

有研究表明在评级技术等综合实力方面,有外资背景的评级机构比本土评级机构存在明显的优势,具有更强的独立性^[42]。相反,非外资背景的评级机构的反应可能更加敏感。为此,本文定义当评级机构为中诚信与联合外资背景评级机构时, $FOREIGN = 1$,否则 $FOREIGN = 0$,通过构建 $ABFEE \times FOREIGN$ 交乘项进行相关检验,相应的回归结果见表9。由表9可知, $ABFEE$ 变量系数在10%水平上显著为负,而 $ABFEE \times FOREIGN$ 系数为正,但不显著。上述结果说明,异常审计费用与信用评级的关系不受评级机构股权性质的影响。也就是说,无论是外资持股的评级机构还是本土的评级机构,它们都关注异常审计费用所体现的风险因素,从而进一步证实了本文的主要结论。

3. 内生性考虑

考虑模型中可能存在的反向因果问题,对于模型(2),本文主要采用三种方法减弱相应的内生性。一是滞后变量分析法。本文采用异常审计费用的滞后一期进行分析,能在一定程度上减轻相互因果的影响。二是工具变量法。本文采用同行业同年度的异常审计费用均值($MABFEE$)作为第一阶段的工具变量。表10列示了这个工具变量两个阶段的回归检验结果,第一阶段的回归结果显示工具变量 $MABFEE$ 与 $ABFEE$ 呈明显的正向回归关系,表明 $MABFEE$ 适合成为 $ABFEE$ 的工具变量。表10第(2)列报告了第二阶段的估计结果,结果表明 $ABFEE$ 变量系数为 -1.365 ,且在1%水平上显著。三是采用GMM方法进行分析,通过GMM检验统计得出工具变量存在显著的相关性($F = 42.861$),以及外生性检验统计量的 P 值小于0.05,所以工具变量选取合适。最后, $ABFEE$ 变量系数仍然显著为负。因此,在考虑了内生性问题之后,异常审计费用与对债券信用评级和信用利差的调低效应依然显著,从而证实了本文的研究结论是稳健的。

六、研究结论与启示

本文利用2008—2016年中国上市公司发债数据,实证检验异常审计费用对于债券信用评级的影响。实证研究发现:第一,异常审计费用越高,债券评级数据越低,该结论在内生性检验后仍然成立。第二,当企业为非国有企业时,异常审计费用对债券评级的降低效应更

表8 异常审计费用与信用利差的回归结果

变量	被解释变量:SPREAD			
	(1)	(2)	(3)	(4)
$ABFEE$	0.236 ** (0.111)	0.332 *** (0.112)	0.325 *** (0.106)	0.163 * (0.103)
$ISSUERRATE$		-0.356 *** (0.0426)		
$RATING$			-0.508 *** (0.0417)	-0.404 *** (0.0402)
BM				0.0941 ** (0.0418)
ROA				-9.321 *** (1.687)
LEV				0.0127 *** (0.00382)
$LOSS$				0.208 (0.171)
控制变量	控制	控制	控制	控制
样本量	841	841	841	841
R^2	0.322	0.368	0.418	0.532

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。括号内为相应的标准误,且经过异方差处理。

表9 评级机构异质性的影响

变量	被解释变量:RATING
$ABFEE$	-0.207 * (0.106)
$ABFEE \times FOREIGN$	0.135 (0.131)
控制变量	控制
Constant	-6.035 *** (0.776)
行业	控制
年度	控制
样本量	1,698
R^2	0.456

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。括号内为相应的标准误,且经过异方差处理。

表10 工具变量回归结果

因变量	(1) $ABFEE$	(2) $RATING$	(3)
	第一阶段	第二阶段	GMM
$ABFEE$		-1.365 *** (0.370)	-1.364 *** (0.460)
$MABFEE$	0.957 *** (0.0902)		
控制变量	控制	控制	控制
样本量	1698	1698	1698
R^2	0.0835	0.3424	0.3424

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。括号内为相应的标准误,且经过异方差处理。控制变量与主回归一致。

显著;另外,经济周期也会影响异常审计费用与债券评级的相关性,在经济紧缩期,债券违约的可能性更高时,异常审计费用对债券评级的调低效应越显著。第三,本文也对异常审计费用影响债券信用评级的机制进行了检验,即异常审计费用增大了企业的违约风险,这个信息被评级机构所利用,进而降低债券信用评级。

本文研究在理论上和实践上都有一些启示。第一,在信息效率市场假说下,加强对信息中介的监督与监管,尤其是对审计师与评级分析师信息披露的监管,有利于信息效率的最大化,从而提高整个市场的资源配置效率。第二,虽然从整体来看,信用评级存在着一定的信息含量,但是信用评级的信息含量高低会随着相应条件的改变而改变,这要求监管部门在某些特定的环境下对信用评级加强监管,提高信用评级的预测价值。第三,本文的结论也对监管机构提供了额外的动力,促使它们出台有关对信用评级与审计活动的监管规定。

本文也存在一定的局限:首先,由于本文采用的是上市公司数据,所以本文的研究结论仅适用于发行了公开债券的上市公司,对于非上市公司是否存在相似的结论有待进一步分析;其次,本文并没有直接检验信用评级机构与企业之间的合谋;最后,对于现阶段信用评级虚高的质疑,未来的研究需要进一步证实信用评级是否存在信息含量、信用评级是否存在虚高现象以及这种虚高现象所带来的后果。

参考文献:

- [1] 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.
- [2] Ashbaugh-Skaife H, Collins D W, LaFond R. The effects of corporate governance on firms' credit ratings[J]. Journal of Accounting and Economics, 2006, 42(1): 203-243.
- [3] Lewis M. The big short: inside the doomsday machine[M]. New York: W. W. Norton & Company, 2010.
- [4] 林晚发, 何剑波, 周畅, 等. “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.
- [5] 周宏, 温笑天, 夏剑超, 等. 评级机构数量选择对企业债券信用风险监管的影响——基于评级机构与发债企业串谋行为的博弈分析[J]. 会计研究, 2013(8): 76-80.
- [6] 沈红波, 廖冠民. 信用评级机构可以提供增量信息吗——基于短期融资券的实证检验[J]. 财贸经济, 2014(8): 62-70.
- [7] 敖小波, 林晚发, 李晓慧. 内部控制质量与债券信用评级[J]. 审计研究, 2017(2): 57-64.
- [8] Fama E F. Efficient capital markets: of theory and empirical work[J]. Journal of Finance, 1970, 25(2): 383-417.
- [9] Beyer A, Cohen D A, Lys T Z. The financial reporting environment: Review of the recent literature [J]. Journal of Accounting & Economics, 2010, 50(2-3): 296-343.
- [10] Crouchy M, Galai D, Mark R. Risk management[M]. New York: McGraw-Hill, 2001.
- [11] Bruno V, Comaggia K R, Krishnan G V. The relation between excess audit fees and credit ratings[M]. Social Science Electronic Publishing, 2016.
- [12] 高瑜彬, 廖芬, 刘志洋. 异常审计费用与证券分析师盈余预测有效性——基于我国A股上市公司的证据[J]. 审计研究, 2017(4): 81-88.
- [13] 陈超, 李镕伊. 审计能否提高公司债券的信用评级[J]. 审计研究, 2013(3): 59-66.
- [14] Copeland R M, Ingram R W. The association between municipal accounting information and bond rating changes[J]. Journal of Accounting Research, 1982, 20(2): 275-289.
- [15] 陈超, 郭志明. 我国企业债券融资、财务风险和债券评级[J]. 当代财经, 2008(2): 39-48.
- [16] 吴健, 朱松. 流动性预期、融资能力与信用评级[J]. 财政研究, 2012(7): 72-75.
- [17] Jiang J, 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.
- [18] 周宏, 温笑天, 夏剑超, 等. 评级机构数量选择对企业债券信用风险监管的影响——基于评级机构与发债企业串谋行为的博弈分析[J]. 会计研究, 2013(8): 76-80+97.
- [19] 蔡春, 谢柳芳, 马可哪呐. 高管审计背景、盈余管理与异常审计收费[J]. 会计研究, 2015(3): 72-78+95.
- [20] Kinney W R, Libby R. The relation between auditors' fees for non-audit services and earnings management: discussion[J]. Accounting Review, 2002, 77(1): 107-114.
- [21] 段特奇, 陆静, 石恒贵. 异常审计费用与审计质量的关系研究[J]. 财经问题研究, 2013(7): 117-122.

- [22] Hribar P, Kravet T, Wilson R. A new measure of accounting quality[J]. *Review of Accounting Studies*, 2014, 19(1):506-538.
- [23] Blankley A I, Hurtt D N, Macgregor J E. Abnormal audit fees and restatements[J]. *Auditing A Journal of Practice & Theory*, 2012, 31(1):79-96.
- [24] Doogar R, Sivadasan P, Solomon I. Audit fee residuals: costs or rents? [J]. *Review of Accounting Studies*, 2015, 20(4):1247-1286.
- [25] Kinney W R, Palmrose Z, Scholz S. Auditor independence, non-audit services, and restatements: Was the U. S. government right? [J]. *Journal of Accounting Research*, 2004, 42(3):561-588.
- [26] Palmrose Z V. Litigation and independent auditors: The role of business failures and management fraud[J]. *Auditing A Journal of Practice & Theory*, 1987, 6(2):90-103.
- [27] 张继勋,陈颖,吴璇. 风险因素对我国上市公司审计收费影响的分析——沪市 2003 年报的数据[J]. *审计研究*, 2005(4):34-38.
- [28] Adams M, Burton B, Hardwick P. The determinants of credit ratings in the United Kingdom insurance industry[J]. *Journal of Business Finance & Accounting*, 2003, 30(3-4):539-572.
- [29] Bottazzi G. Explaining the distribution of firm growth rates[J]. *Rand Journal of Economics*, 2010, 37(2):235-256.
- [30] 林晚发,李殊琦. 成本粘性、信用评级与债券信用利差[J]. *北京工商大学学报:社会科学版*, 2018(3):33-41.
- [31] Dan A S. The pricing of audit services: theory and evidence[J]. *Journal of Accounting Research*, 1980, 18(1):161-190.
- [32] Francis J R, Wang D. Impact of the SEC's public fee disclosure requirement on subsequent period fees and implications for market efficiency[J]. *Auditing A Journal of Practice & Theory*, 2005, 24(1):145-160.
- [33] 雷英,吴建友. 内部控制审计风险模型研究[J]. *审计研究*, 2011(1):79-83.
- [34] Chen L. Essays in CEO compensation and auditing[R]. Working Paper, 2008.
- [35] 林晚发,李国平,王海妹,等. 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+97.
- [36] 张天舒,黄俊. 金融危机下审计收费风险溢价的研究[J]. *会计研究*, 2013(5):81-86.
- [37] 韩鹏飞,胡奕明. 政府隐性担保一定能降低债券的融资成本吗? ——关于国有企业和地方融资平台债券的实证研究[J]. *金融研究*, 2015(3):116-130.
- [38] 王跃堂,王国俊,彭洋. 控制权性质影响税收敏感性吗? ——基于企业劳动力需求的检验[J]. *经济研究*, 2012(4):52-63.
- [39] Bolton P, Freixas X, Shapiro J. The credit ratings game[J]. *Journal of Finance* 2012, 67(1):85-112.
- [40] Krishnan G V, Wang C. The relation between managerial ability and audit fees and going concern opinions[J]. *Social Science Electronic Publishing*, 2015, 34(3):139-160.
- [41] 苏冬蔚,曾海帆. 宏观经济因素、企业家信心与公司融资选择[J]. *金融研究*, 2011(4):129-142.
- [42] 周宏,林晚发,李国平. 信息不确定、信息不对称与债券信用利差[J]. *统计研究*, 2014(5):66-72.

[责任编辑:刘 茜]

Abnormal Audit Fees and Bond Credit Ratings

LIN Wanfa¹, ZHOU Qianqian²

(1. School of Economics and Management, Wuhan University, Wuhan 430072, China;

2. School of Business, Nanjing University, Nanjing 210093, China)

Abstract: As two information intermediaries in the capital market, rating agencies and accounting firms may use the information disclosed by the other parties, which improves the efficiency of market resources transmission. Using the bond data issued by the listed companies in 2008—2016, this paper discusses the risk connotation of the bond rating by studying the influence of abnormal audit cost on the bond rating. The research shows that there is a significant negative correlation between the abnormal audit cost and the bond rating result in the Chinese corporate bond market, and the correlation is more significant during the contraction or in the non-state enterprises. Through further analysis, it is found that the higher the abnormal audit cost, the higher the z value of the default risk, the higher the bond issuance spreads, thus confirming the risk view of abnormal audit cost. The conclusions of this paper provide additional impetus for regulators to monitor the business processes of audit firms and rating agencies to improve market efficiency.

Key Words: abnormal audit fees; bond ratings; credit spread; audit risk; audit opinion; audit quality; credit risk