

市场中介声誉与债券契约设计

陈益云¹(副教授), 林晚发²

【摘要】随着债券市场刚性兑付被打破,债券市场的资源配置效率得到显著提升。债券契约决定着债券发行成本及发行成功率,所以契约也是影响资源配置效率的重要因素之一。利用2011~2016年上市公司债券数据,分析市场中介对于债券发行契约的影响。研究表明,除违约风险、流动性风险等因素外,市场中介机构(承销商与审计师)声誉也会影响债券利差,即高声誉审计师与承销商的声誉验证功能有助于降低企业债券利差。进一步研究发现,拥有高声誉审计师或者承销商的债券,其债券期限较短、发行规模较大。利用内生转化模型进行检验发现,高声誉审计师与承销商对于发行规模与期限之间的作用存在一定的替代效应。

【关键词】 中介声誉; 债券利差; 债券契约; 债券发行期限; 债券发行规模

【中图分类号】 F832 **【文献标识码】** A **【文章编号】** 1004-0994(2018)20-0161-8

一、引言

据央行对外公布数据可知,截至2017年12月,我国债券市场总托管量为39.8万亿。公司信用类债券发行和企业债券净融资也在不断增加,相较于2016年,债券市场存量以及发行量在稳步上升。我国的企业债券融资规模已由2002年的367亿元增加至2016年的5.6万亿元。然而,我国债券市场存量占全球市场存量不足5%,且规模占我国当年GDP比例不足50%。相对于美国、日本债券市场存量占比的35%、15%以及占本国当年GDP比例的175%、255%,我国债券市场规模还未与国家经济发展水平相匹配,仍然存在较大的发展空间。另外,在2016年上半年,债券市场的刚性兑付被打破,投资者的利益受到了严重的损害,因此,促进债券市场发展将是未来的政策导向。然而,在注重发债规模的同时,更应该注重发债企业的债务融资成本以及违约风险。

降低债券融资成本是企业财务管理的主要目标,而债券融资成本与发债企业的债务风险密切相

关。对于债券投资者而言,发债企业的信用风险是其所要面临的主要风险之一。因此,无论对于发债企业,还是对于债券投资者,发债企业的风险都会受到关注。作为降低债券风险的债券契约,是一种重要的增信方式与约束机制^[1],所以研究公司债券契约将丰富对公司债券市场的研究,同时也有利于降低企业债券风险、保护投资者利益。

现有研究把债券契约条款主要分为两类:第一类是基于条款的定义指标,比如债券契约的限制性条款,Gong等^[2]与Reisel^[3]研究了融资限制条款与投资限制条款的影响。第二类则是债券的具体量化指标,比如债券发行规模、发行期限以及发行利差^{[4][5]}。企业债券利差,即企业债券收益率与相应国债收益率之差,包含了债券信用风险、流动性风险与期限风险等。信用利差是债券利差的主要构成部分。Huang、Huang^[6]发现,信用利差可以解释45%的债券利差。现有研究发现,影响债券利差的因素有很多,这些因素包括:①市场环境因素^[7];②股票市场风险^[8];③发债企业的杠杆率、规模以及盈利能力等企业自

【基金项目】 国家自然科学基金项目(项目编号:71602148);教育部人文社会科学青年基金项目(项目编号:16YJC630065);东莞理工学院城市学院院级重大科研培育项目(项目编号:2018YZD001R)

身因素^[9];④债券发行量等债券自身属性^[10]。

本文利用2011~2016年我国债券市场数据,研究审计师以及承销商的声誉与债券契约之间的关系。本文以上述两者间关系为研究对象基于以下原因:①国外文献认为金融中介对于资本市场有着重要作用,能够缓解企业与投资者之间的信息不对称问题,从而使得企业资源配置效率提高、交易费用降低。然而,国内学者以股票市场为研究对象进行实证检验,发现我国资本市场的中介机构作用并没有得到体现。②审计师与承销商是债券市场中重要的信息中介,他们的存在对于企业获得外部融资机会与成本大小有着重要作用^[11]。然而在我国资本市场,这些中介机构的作用尚没有得到广泛关注,且相应的研究文献还比较缺乏。③随着我国债券市场实质违约的出现,承销商开始遭到市场的质疑,即承销商在承销过程中未尽职尽责,承销商的鉴证功能并没有得到体现。

本文的贡献具体如下:①通过检验债券市场中高声誉审计师与承销商的验证功能假说,本文发现在企业债券融资过程中,不同中介机构所扮演的角色不同。尽管已有相当多的文献研究了审计师在降低债权人与股东之间冲突上的功能^{[12][13]},但是以往的实证分析没有对承销商的作用给予充分关注。通过分析高声誉审计师与承销商的验证角色,本文将深化公众对不同中介机构在债券市场中作用的了解。②本文的研究将丰富债券契约方面的成果。现有关于债券的研究主要集中在债券利差的影响因素方面,而本文不仅以独特的证据验证高声誉审计师与承销商对于债券期限与发行规模的影响,揭示了重视声誉资本的信息中介在债券发行规模与期限制定中所起的作用,而且研究了审计师与承销商在债券市场中的联合作用。另外,本文也进一步证实了发行规模与发行期限是中介机构影响债券利差的一个媒介。③本文从债券利差角度分析审计师与承销商在降低债券市场中信息不对称方面的作用及其验证监督角色,以期为中介机构的监管改革提供参考。

二、文献回顾与假设提出

(一)中介机构与债券利差

相关理论研究表明,在资本市场存在信息不对称的情况下,会计事务所、投资银行等第三方中介机构有着一定的验证功能,即在一定程度上能够验证证券发行公司的质量,从而降低企业与投资者之间

的信息不对称,进而有助于降低企业的融资成本。例如,陈超等^[13]发现企业雇佣声誉较好、规模较大的会计事务所进行审计,可以提高审计质量,从而降低债券投资者的信息不对称,审计的保险价值得到体现,进而降低了债券信用利差。Ahmed等^[12]研究发现,高声誉审计师提高了审计质量,进而降低了公司的发债成本。Yang等^[14]发现,高声誉的承销商可以帮助发债企业获得较低的利差,并因此向发债企业索取较高的服务费。另外,王雄元等^[15]也发现承销商的高声誉能够降低企业债券的发行利差。上述研究都认为,承销商与审计师使用它们的声誉资本作为一种保证机制,以向投资者保证发债企业提供的信息的真实性,从而体现出一定的鉴证功能。

基于债券发行过程中审计师与承销商的声誉验证角色,本文提出第一个假设:

H1:拥有高声誉审计师或者高声誉承销商的债券,其债券利差较低。

(二)中介机构与债券发行期限

作为债券契约中的一项重要内容,债券期限被认为是一个事后的监督机制。比如,Leland、Toft^[11]认为短期债务为债权人提供了一个非常强大的工具,他们可运用该工具监督借款企业的管理行为。同时,管理者拥有较高持股比例时,投资者将趋向于选择短期债务,使得管理层接受更频繁的监督^[16]。可见,债券期限越长,其潜在的违约风险越大^[17]。基于上述分析,短期债券对于企业有着一定的约束作用,作为重视声誉的审计师与承销商,高声誉的审计师有更强的动机去保证财务报告的质量,通过确定较短的债券期限来降低债券的违约风险。Yang等^[14]指出承销商在债券发行之时,会与发债公司共同协商确定公司债券的发行期限。

在债券发行过程中,审计师与承销商承担着不同的功能,承销商的主要功能在于协助发行人发行债券;而在发行完成后,他们没有责任去监督债券发行人。除了按照会计准则对将要发行债券企业的财务信息进行鉴证,审计师还承担一定的监督角色,他们会对财务报告中潜在的错误以及违反债券契约的设定条款进行详细介绍。另外,审计师也会对其审计企业的会计违规行为承担一定的法律责任,在这种条件下,审计师的审计行为将会为债券投资者提供一种保障^[13]。本文认为,高声誉的承销商与债券期限的关系弱于高声誉审计师与债券期限的关系。基于此,本文提出第二个假设:

H2: 拥有高声誉审计师或者承销商的债券,其债券期限较短;高声誉审计师与债券期限的关系强于高声誉承销商与债券期限的关系。

(三) 中介机构与债券发行规模

债券契约中另一个重要内容为债券发行规模。发行规模能够间接体现发行企业的还款能力。如果发行企业拥有较高的有形资产水平,或者能够在未来产生较大的现金流,企业将能借得更多的资金。高声誉的审计师与承销商的验证角色降低了关于衡量发行人违约风险的潜在不确定性,因此可以预计企业由于有高声誉的审计师与承销商的验证作用,企业债券的发行规模较大。此外,高声誉的承销商有广泛的分布渠道,与机构投资者与个人投资者之间也有着较强的关系,且拥有较强的市场推销与销售能力,所以高声誉的承销商能够发行较大规模的债券^[14]。Yang等^[14]还指出承销商在债券发行之时,会与发债公司共同协商确定公司债券的发行规模。基于此,本文提出第三个假设:

H3: 拥有高声誉审计师或者承销商的债券,其债券发行规模较大;高声誉承销商与债券发行规模的关系强于高声誉审计师与债券发行规模的关系。

三、研究设计

(一) 数据来源与样本选择

本文采用2011~2016年发债企业数据为研究样本,数据主要来自于Wind数据库。Wind数据库包括企业特征与债券自身特征数据,以及会计师事务所与承销商等信息。对于中介机构存在缺失值的情况,笔者通过手工收集补齐。最终,本文研究样本中的观测值为1517个,相应对连续变量进行了1%与99%的缩尾处理。

(二) 研究模型与变量定义

模型(1)是本文的主要回归模型:

$$YS_{it} = \alpha + \beta_1 GUA_{it} + \beta_2 RA_{it} + \beta_2' RU_{it} + \beta_3 CONT_{it} (TQ_{it} \text{ or } HS_{it}) + \beta_4 RN_{it} + \beta_5 LNZZC_{it} + \beta_6 TANG_{it} + \beta_7 LEV_{it} + \beta_8 FXGM_{it} + \beta_9 TIME_{it} + YEAR + INDUSTRY + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

1. 因变量。本文的因变量为债券利差(YS),YS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。 YS_{it} 为债券*i*在上市当年(*t*年)末的债券利差。根据相关定义,债券利差包括债券的信用风险、流动性风险与期限结构风险等相关风险产生的溢价,在一般情况下,债券信用风险越大,债券

利差越高。

2. 自变量。①高声誉审计师(RA)为虚拟变量,定义为在债券募集说明书中审计该企业的审计师所在的事务所是否为十大事务所之一。如果属于十大事务所之列则RA=1;反之,RA=0。另外,选择审计师所在的事务所是否为四大作为高声誉审计师的替代变量进行稳健性检验。②高声誉承销商(RU)为虚拟变量,定义为按过去三年中累计承销的债券市值计算,在所有国内债券承销商中,债券募集说明书中承销该债券的承销商累计承销的债券市值是否属于前五位之列。如果属于,则该承销商被定义为高声誉,即RU=1;反之,RU=0。

3. 控制变量。①债券契约特殊条款存在性(CONT),定义为在债券募集说明书中债券契约是否存在特殊条款。特殊条款主要包括赎回、回售、提前偿还、可调换、调整票面利率以及其他条款。如果存在其中任何一项,即CONT=1;否则,CONT=0。另外,为了进一步研究,本文定义了提前偿还(TQ)与回售(HS)两个虚拟变量。②债券担保(GUA)为虚拟变量,在债券募集说明书中债券若存在担保,则GUA=1;反之,GUA=0。③企业规模(LNZZC),本文采用企业年末总资产的对数来衡量企业规模。一般情况下,企业规模越大,融资约束越小,其违约的风险也就越小,所以企业规模与债券利差负相关。④企业有形资产比例(TANG),本文定义企业年末有形资产比例为(固定资产+流动资产)/总资产。⑤企业杠杆率(LEV),本文采用企业负债与总资产的比率来衡量企业杠杆率。一般而言,企业杠杆率越大,信用风险就越大,债券利差也就越大,因此企业杠杆率应与债券利差正相关。⑥债券的发行规模(FXGM),本文采用债券发行额(亿元)的对数来衡量债券发行规模。⑦债券发行期限(TIME),一般情况下,期限越长,企业的违约风险越大,债券利差越高^[18]。

四、实证分析

(一) 描述性统计

表1提供了样本的描述性统计结果。债券利差(YS)的均值为2.890,这说明在我国债券市场中发债企业的相关风险较高。高声誉审计师(RA)与承销商(RU)的均值分别为0.252与0.342,这说明选择高声誉的审计师与承销商的发债企业比例较低。债券契约的特殊条款(CONT)的均值为0.811,说明每份

债券契约中平均有大约一个特殊条款。其中,提前偿还(TQ)与赎回(HS)的均值分别为0.388与0.457,这说明在特殊条款中,使用这两个特殊条款的比例较高;有担保的债券的比例为0.331,这说明大部分发债企业没有为其发行的债券提供担保。发债企业的杠杆率均值为0.532,这说明发债企业杠杆率较高。此外,企业发行债券的规模均值为2.400,发行年限均值为6.720年。

表1 变量的描述性统计

变量	样本数	均值	中位数	标准差	极小值	极大值
YS(%)	1517	2.890	2.960	1.170	0.022	6.82
RA(个)	1517	0.252	0	0.434	0	1
RU(个)	1517	0.342	0	0.474	0	1
CONT(个)	1517	0.811	1	0.392	0	1
TQ(个)	1517	0.388	0	0.487	0	1
HS(个)	1517	0.457	0	0.498	0	1
GUA(个)	1517	0.331	0	0.471	0	1
LNZZC	1517	14.500	14.400	1.320	11.700	19.400
TANG(%)	1517	0.192	0.120	0.188	0.001	0.708
LEV(%)	1517	0.532	0.541	0.146	0.205	0.821
FXGM	1517	2.400	2.300	0.726	0.435	4.610
TIME(年)	1517	6.720	7	1.830	2	15

(二)多元回归分析

1. 中介机构声誉与债券利差。为了检验审计师和承销商声誉与企业债券利差的关系,本文对模型(1)进行了回归分析。表2第(1)~(2)列给出了相应的回归结果,我们发现审计师声誉变量(RA)的系数分别在10%与5%水平上显著为负(-0.134,-0.137)。这说明经过高声誉审计师审计发行的债券,其发行后的债券利差更低。另外,承销商角色变量(RU)的系数分别在1%与5%的水平上显著为负(-0.216,-0.164),这说明经过高声誉承销商销售的债券,其发行后的债券利差更低。上述结论支持了H1。

对于控制变量,在第(1)列中,债券契约特殊条款变量(CONT)系数不显著,但这并不代表特殊条款对于债券利差没有影响。其原因为,样本中债券契约特殊条款主要以提前偿还与回售为主,而在第(2)列回归结果中,提前偿还(TQ)系数在1%的水平上显著为正,回售(HS)系数在1%的水平上显著为负,两变量的相反作用使得CONT系数不显著。TQ系数为正,即提前偿还条款能够显著提高债券利差,其原因在于理性的投资者认为提前偿还条款增加了他

们的再投资风险,从而使得企业的债券利差较高;HS系数为负,即回售条款有助于降低债券利差,其原因为债券持有人持有一个看涨期权,降低了其承担损失的可能性。担保契约变量(GUA)的系数在5%的水平上显著为负,这说明有担保契约的债券,其发行的利差更低。另外,企业规模越大、有形资产比例越高以及发行规模越大的企业债券利差越低。

2. 中介机构声誉与债券发行期限、发行规模。

表2第中(3)~(6)列为审计师、承销商声誉对于债券期限、债券发行规模的影响。其中,第(3)~(4)列检验审计师、承销商声誉对债券发行期限的影响,第(5)~(6)列检验审计师、承销商声誉对债券发行规模的影响。第(3)列与第(4)列以及第(5)列与第(6)列的区别在于,前列模型中加入债券是否有特殊条款变量CONT,后列把CONT具体细分为提前偿还与回售特殊条款。在第(3)~(4)列中,RA与RU系数都在5%或10%的水平上显著,说明如果有高声誉的审计师或者承销商参与到企业的债券发行过程中,那么该债券发行期限较短,这与Lou、Vasvari^[19]的结论不一致。主要原因可能在于,近年来审计师的审计行为以及承销商的分销行为受到越来越多的关注,审计师与承销商所面临的诉讼风险加大;2008年金融危机的爆发增加了企业经营的不稳定性,降低了审计师与承销商的风险偏好。同时,有研究表明,债券发行期限越长,债券违约风险越高^[17]。为了规避由期限产生的风险,高声誉的审计师与承销商会缩短债券发行期限。为检验RA与RU对期限影响作用的大小,本文对两变量的系数进行标准化处理。RA的标准化系数(-0.252)的绝对值大于RU的标准化系数(-0.234)的绝对值,这表明RA对于期限的作用大于RU,即支持了H2。

在第(5)~(6)列中,RA系数为正,但不显著,RU系数在1%的水平上显著为正。这表明高声誉的承销商比高声誉的审计师对于债券发行规模的影响更大,即支持本文的H3。

(三)稳健性检验

1. 中介机构声誉与债券发行期限、发行规模关系再分析。由于中介机构声誉会影响债券发行期限或发行规模,将中介机构声誉、发行期限与发行规模同时加入模型(1),有可能存在内生性,从而导致表2中的回归结果产生偏差。对此,本文简单分析如下:表2的第(7)列只加入了发行规模与期限变量,发行规模系数值为-0.356,发行期限系数不显著。而

表 2

多元回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	YS	YS	TIME	TIME	FXGM	FXGM	YS
RA	-0.134* (-1.94)	-0.137** (-2.03)	-0.228* (-1.76)	-0.252** (-1.97)	0.026 (0.75)	0.015 (0.44)	7.450*** (9.7)
RU	-0.216*** (-3.53)	-0.164** (-2.56)	-0.194* (-1.76)	-0.235** (-2.13)	0.111*** (3.52)	0.119*** (3.8)	
CONT	-0.008 (-0.08)		0.997*** (5.21)		0.122** (2.37)		
TQ		0.266*** (3.3)		0.812*** (4.44)		0.193*** (4.15)	
HS		-0.800*** (-3.20)		1.000*** (6.14)		0.031 (0.68)	
GUA	-0.144** (-2.18)	-0.139** (-2.24)	0.210* (1.88)	0.228** (2.02)	-0.008 (-0.26)	-0.011 (-0.35)	
LNZZC	-0.172*** (-4.19)	-0.165*** (-4.28)	0.607*** (6.43)	0.611*** (6.54)	0.431*** (25.72)	0.420*** (25.14)	
TANG	-0.584*** (-2.71)	-0.422** (-2.06)	0.316 (0.76)	0.302 (0.73)	-0.145 (-1.37)	-0.087 (-0.83)	-0.199*** (-5.31)
LEV	-0.347 (-1.59)	-0.257 (-1.18)	-0.920** (-2.13)	-0.949** (-2.21)	-0.722*** (-6.76)	-0.616*** (-5.72)	-0.650*** (-3.00)
FXGM	-0.336*** (-5.02)	-0.333*** (-5.88)	0.17 (1.25)	0.196 (1.44)			-0.438** (-2.00)
TIME	0.021 (1.17)	0.018 (1.01)			0.014 (1.25)	0.016 (1.44)	-0.356*** (-5.31)
Constant	7.228*** (8.41)	7.252*** (12.07)	-1.934 (-1.53)	-2.103* (-1.68)	-3.560*** (-10.86)	-3.346*** (-10.08)	0.029 (1.58)
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	1517	1517	1517	1517	1517	1517	1517
Adj. R ²	0.464	0.474	0.333	0.341	0.658	0.661	0.452
F值	28.93***	25.21***	19.37***	19.53***	75.80***	97.61***	32.67***

注：***、**、*分别表示系数在1%、5%与10%的水平上显著；括号内为系数的t值，t值经过异方差调整。下同。

第(1)列与第(2)列在第(7)列基础上加入审计师与承销商变量，发行期限系数仍然不显著，发行规模系数数值分别为-0.336、-0.333。另外，第(5)列与第(6)列结果表明，承销商声誉会影响发行规模。基于上述分析，发行规模在中介机构影响债券利差的路径上起到部分中介作用，所以在模型(1)中同时加入中介机构声誉与债券发行期限、发行规模变量并不影响本文的主要结论。

2. 审计师与承销商选择偏差。现有研究表明，审计师及承销商的选择可能存在一个选择性偏差的问题^[20]。其他不可观测的因素也可能同时影响审计师、承销商选择以及债券发行期限与规模，从而导致本文的系数估计存在偏误。此外，相关学者可能会提

出以下问题：对于拥有高声誉审计师或高声誉承销商的债券，如果在雇佣一般审计师或承销商的背景下，结果会怎样？对此，本文使用内生转化模型来处理高声誉审计师与承销商的选择性偏差问题。

本文的内生转化模型检验由以下两部分构成：在第一部分，利用高声誉审计师或承销商选择的Probit模型，得到一个判别函数；在第二部分，采用上述判别函数，对样本进行分类，进行相应的回归。具体模型如下：

$$\begin{cases} RA/RU = Z_i' \gamma + \varepsilon_i \\ y_{1i} = X_i' \beta_1 + u_{1i} & RA/UA > 0 \\ y_{2i} = X_i' \beta_2 + u_{2i} & RA/UA < 0 \end{cases} \quad (2)$$

模型(2)中,向量Z包括影响高声誉审计师或承销商选择的变量。本文中这些变量包括:企业规模、杠杆、有形资产比例、企业规模的二次项、企业杠杆的二次项、债券的交易所类别(上海与深圳证券交易所)与企业所有权性质等。另外,有研究表明,RA与RU之间存在一定的相关性^[21],高声誉的承销商往往会选择高声誉的审计师来提高其声誉,因此Z中也包含RA或RU变量。

表3的Panel A部分为分离出高声誉的审计师后内生转化模型(2)的回归结果。关键变量RU的系数符号没有发生实质性变化,而且该系数的大小在不同的区间(是否选择高声誉的审计师)存在显著差异。另外,在债券期限(TIME)与债券发行规模(FXGM)回归方程中,高声誉的承销商对TIME与FXGM的作用只在普通审计师审计的企业中(RA=0)显著。这一结果表明,在控制了高声誉审计师选择偏差后,高声誉审计师与承销商之间存在着替代影响,即在存在高声誉审计师的情况下,高声誉的承销商对于债券发行期限与规模没有验证作用。

然后,利用内生转化模型,本文检验并回答以下问题:对于同一债券,如果由一般审计师审计或承销商承销,而不被拥有高声誉的审计师或承销商进行审计与承销,结果会如何?本文中,高声誉审计师组(Group 1)中债券的真实利差、债券发行期限与发行规模的均值分别为2.41、6.59与2.62;如果这些发债企业由普通审计师审计,那么其假设的债券利差、债券发行期限与发行规模的均值将分别为2.65、6.93与2.26,这些差异至少在10%的水平上显著。普通审计师组(Group 2)中债券的真实利差、债券发行期限与发行规模的均值分别为3.05、6.75与2.32,而如果这些企业被高声誉审计师审计,那么其假设的债券利差、债券发行期限与发行规模的均值将分别为2.94、3.11与2.64,这些差异至少在5%的水平上显著。

表3的Panel B部分为分离出高声誉的承销商后内生转化模型(2)的回归结果。从回归结果看,关键变量RA的系数符号没有发生实质性变化,而且该系数的大小在不同的区间(是否选择高声誉的承销商)上存在显著差异。上述结果表明,在存在高声誉承销商的情况下,高声誉审计师对于债券发行期限没有验证作用。

相似地,高声誉承销商组(Group 1)中债券的真实利差、债券发行期限与发行规模的均值分别为2.18、6.20与2.71;而如果这些企业被普通承销商承

销,那么其假设的债券利差、债券发行期限与发行规模的均值将分别为2.42、6.84与2.37,这些差异都在1%的水平上显著。另外,普通承销商组(Group 2)中债券的真实利差、债券发行期限与发行规模的均值分别为3.13、6.65与3.25;而如果这些企业被高声誉承销商承销,那么其假设的利差、债券发行期限与发行规模的均值将分别为2.53、5.94与2.23,这些差异都至少在5%的水平上显著。

上述检验结果表明,在控制高声誉审计师与承销商的自选择偏差后,高声誉承销商承销的债券,其利差较低、发行期限较短,且发行规模更大;而高声誉审计师审计的债券,其利差较低,发行期限较短。同时,高声誉审计师与高声誉承销商之间存在一定的替代关系。

3. 其他稳健性检验。

(1)遗漏变量的问题。已有研究认为信用评级是影响债券利差的重要因素^[17],所以本文主要回归模型(1)中可能遗漏了债券信用评级变量。然而,评级机构对债券进行评级时,往往会参照债券契约、债券发行规模以及债券发行期限等因素,所以,在模型中对信用评级进行控制可能导致共线性问题。本文的VIF检验也证实存在比较严重的共线性。为了避免遗漏变量的问题,本文采用两阶段回归的方法对信用评级因素进行控制:第一阶段,以债券信用评级(Credit)为因变量,以模型(1)中所有的解释变量为自变量进行回归,获得相应的残差(Res_Credit),该残差表示信用评级额外的信息含量;第二阶段,在模型(1)的基础上,加入Res_Credit变量进行回归,以此来缓解遗漏变量的问题。回归结果表明,本文的主要结果没有发生实质性变化。

(2)其他替代变量的回归分析。本文还进行了以下两方面的稳健性检验:一是将审计师所在的事务所为“四大”(替代“十大”)定义为高声誉审计师,二是对连续变量进行5%(替代1%)的缩尾处理。回归结果表明,本文的主要结论没有发生实质性改变。

五、研究结论与建议

随着我国债券市场的发展,发行债券已经成为企业重要的融资方式。但是,随着债券市场违约事件频发,如何降低债券违约风险、保护投资者利益将成为我们研究的重点。债券市场集中违约的根本原因在于信息传递不充分,诱发了不合理的风险定价,影响了债券市场的资源配置效率。然而,债券契约一方

表3 内生转化模型回归结果

Panel A: 高声誉审计师的转换模型

变量	YS		TIME		FXGM	
	RA=1	RA=0	RA=1	RA=0	RA=1	RA=0
Constant	7.455*** (7.32)	7.408*** (10.82)	-12.882* (-1.72)	-0.488 (-0.49)	-4.709*** (-3.46)	-4.309*** (-12.68)
RU	-0.349*** (-2.59)	-0.247*** (-2.84)	-0.142 (-0.22)	-0.216* (-1.78)	0.152 (1.40)	0.135*** (3.28)
FXGM	-0.093 (-0.82)	-0.307*** (-3.22)	-0.039 (-0.09)	0.639*** (4.75)		
TIME	0.057** (2.13)	0.004 (0.13)			-0.021 (-0.95)	0.037** (2.12)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制

反事实结果:

Group 1: RA=1		Actual	Hypothetical	Diff	T-vaule
YS		2.41	2.65	-0.24***	-4.10
TIME		6.59	6.93	-0.34*	-1.91
FXGM		2.62	2.26	0.36***	6.32
Group 2: RA=0		Actual	Hypothetical	Diff	T-vaule
YS		3.05	2.94	0.11**	-2.98
TIME		6.75	3.11	3.64***	53.89
FXGM		2.32	2.64	-0.32***	-20.27

Panel B: 高声誉承销商的转换模型

变量	YS		TIME		FXGM	
	RU=1	RU=0	RU=1	RU=0	RU=1	RU=0
Constant	6.246*** (5.83)	6.230*** (7.03)	-12.139*** (-7.44)	-0.148 (-0.16)	-0.435 (-0.10)	-4.362*** (-13.92)
RA	-0.204* (-1.69)	-0.116* (-1.71)	-0.437 (-1.51)	-0.270** (-2.05)	-0.044 (-0.17)	0.027 (0.66)
FXGM	0.007 (0.06)	-0.131 (-0.98)	0.918*** (3.45)	0.659*** (5.57)		
TIME	0.042* (1.69)	-0.066* (-1.86)			0.017 (0.52)	0.062*** (4.01)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制

反事实结果:

Group 1: RU=1		Actual	Hypothetical	Diff	T-vaule
YS		2.18	2.42	-0.24***	-4.65
TIME		6.20	6.84	-0.64***	-11.85
FXGM		2.71	2.37	0.34***	-7.82
Group 2: RU=0		Actual	Hypothetical	Diff	T-vaule
YS		3.13	2.53	0.60***	15.34
TIME		6.65	5.94	0.71**	2.58
FXGM		3.25	2.23	1.02***	13.79

注:为节省篇幅,相应的控制变量不在表格一一列出。

面能够缓解企业的委托代理问题,另一方面能够降低企业与投资者之间的信息不对称,从而实现市场

资源的有效配置。那么,是什么影响了债券契约的设计呢?基于此,本文利用2011~2016年上市公司债券数据,分析市场中介对于债券发行契约的影响,得到相关结论,以此确定债券契约的影响因素,进一步确定市场中介的重要性,并提出相应的政策建议。具体如下:

(一)结论

对资本市场中介机构(审计师与承销商)验证功能假说的检验表明,高声誉的审计师与承销商在降低债券利差上扮演着重要角色。中介机构的高声誉能够降低企业与投资者之间的信息不对称,降低企业的融资成本与债券利差,帮助企业获得更大的发行规模,并缩短其发行期限(未来违约风险小)。

研究表明,审计师与承销商的验证角色在影响企业债券发行规模与期限上的作用存在显著差异。审计师与承销商的验证角色存在一定的替代效应,即如果企业由普通审计师审计,那么高声誉承销商对于债券发行规模以及期限的作用更强;而如果承销商为普通承销商,那么高声誉审计师对于债券发行规模以及期限的作用更强。

综上所述,完善我国资本市场中介机构声誉市场,有利于降低资本市场中的信息不对称,提高资源配置效率,降低企业融资成本。

(二)建议

通过进行中介声誉与债券契约的回归分析,我们发现中介声誉在市场中存在一定的验证效应,对债券的发行有着重要影响,从而影响债券市场的资源配置效率。因此,如何强化中介机构的作用将是需要解决的重要问题。本

文提出以下两点建议:①政府部门应该加强对中介机构的监督,以使中介机构的作用得到体现。当前证监会已经实施了《证券公司分类监管规定》,对于提升券商的作用有着重要意义。另外,对于会计事务所的监督也在不断强化中。②加强市场声誉机制的建设,通过市场对中介机构的惩罚来完善中介机构的声誉建设,以缓解企业与中介机构的道德风险问题,从而促进中介机构功能的实现。

主要参考文献:

[1] 史永东,田渊博. 契约条款影响债券价格吗?——基于中国公司债市场的经验研究[J]. 金融研究, 2016(8):143~158.

[2] Gong G., Xu S., Gong X.. Bond Covenants and the Cost of Debt: Evidence from China [J]. Emerging Markets Finance and Trade, 2017(3):587~610.

[3] Reisel N.. On the Value of Restrictive Covenants: Empirical Investigation of Public Bond Issues [J]. Journal of Corporate Finance, 2014(8):251~268.

[4] Qi Y., Wald J.. State Laws and Debt Covenants [J]. The Journal of Law and Economics, 2008(1): 179~207.

[5] Chava S., Kumar P., Warga A.. Managerial Agency and Bond Covenants [J]. Review of Financial Studies, 2010(3):1120~1148.

[6] Huang J. Z., Huang M.. How Much of Corporate—Treasury Yield Spread is Due to Credit Risk: A New Calibration Approach [J]. The Review of Asset Pricing Studies, 2012(2):819~844.

[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] 宋秀慧,林晚发. 宏观环境、股票市场与企业债务成本的关系研究[J]. 技术经济与管理研究, 2016(5):16~20.

[9] 周宏,周畅,林晚发,李国平. 公司治理与公司债券信用利差[J]. 会计研究, 2018(5):79~85.

[10] 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.

[11] Leland H. E., Toft K. B.. Optimal Capital Structure, Endogenous Bankruptcy, and the Term Structure of Credit Spreads [J]. Journal of Finance, 1996(3):987~1019.

[12] Ahmed A., Rasmussen S., Tse S.. Audit Quality, Alternative Monitoring Mechanisms, and Cost of Capital: An Empirical Analysis [Z]. Texas A&M University Working Paper, 2008.

[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(5):59~66.

[14] Yang S., Gong X., Xu S.. Underwriting Syndicates and the Cost of Debt: Evidence from Chinese Corporate Bonds [J]. Emerging Markets Finance and Trade, 2017(2):181~199.

[15] 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]. 管理审计, 2017(9):42~59.

[16] Datta S., Iskandar—Datta M., Raman K.. Managerial Stock Ownership and the Maturity Structure of Corporate Debt [J]. Journal of Finance, 2005(5):2333~2350.

[17] Yu F.. Accounting Transparency and the Term Structure of Credit Spreads [J]. The Journal of Finance, 2005(1):53~84.

[18] 陶燕. 债务期限约束、高管薪酬与盈余管理[J]. 财会月刊, 2018(3):18~25.

[19] Lou Y., Vasvari F. P.. The Role of Reputable Auditors and Underwriters in the Design of Bond Contracts [J]. Journal of Accounting Auditing and Finance, 2013(28):20~52.

[20] Fang L. H.. Investment Bank Reputation and the Price and Quality of Underwriting Services [J]. Journal of Finance, 2005(6):2729~2761.

[21] Balvers R. J., McDonald B., Miller R. E.. Underpricing of New Issues and the Choice of Auditor as a Signal of Investment Banker Reputation [J]. The Accounting Review, 1988(4):605~622.

作者单位: 1. 东莞理工学院城市学院, 广东东莞 523419; 2. 武汉大学经济与管理学院, 武汉 430072