

# 国际化、本地化与信评机构的监督功能

## ——基于对企业避税行为识别的研究

王浙勤<sup>1</sup>,金炜圣<sup>2</sup>,刘馨月<sup>1</sup>

(1. 华中农业大学 经济管理学院,湖北 武汉 430070;2. 烽火通讯科技股份有限公司,湖北 武汉 430074)

**[摘要]**以2011—2017年上市公司发债主体数据为研究样本,研究发现企业避税程度越高,债券信用评级越低,证明了我国信评机构是可以履行自身的监督职能的;这种关系在本地监督和内资信评机构的背景下更加显著;而国有产权性质缓释了信评机构监督责任履行,更进一步,通过事后违约检验强化了信评机构的监督功能,支持了债券定价作用。此外,研究丰富了当前的信用评级要素,警示发债企业应注重诚信以及公共责任履行,也暗示了社会主体信息共享的必要性。

**[关键词]**企业避税;债券主体评级;评级机构异质性;债券市场;债券违约

**[中图分类号]**F239.1      **[文献标志码]**A      **[文章编号]**1004-4833(2020)04-0078-10

### 一、引言

作为多层次资本市场的重要组成部分,债券市场的健康发展有助于改善融资结构,减少企业对银行的过度依赖,提高金融资源配置效率和金融系统的稳定性。为了改变长期存在的直接融资渠道不通畅的痼疾,十八届三中全会颁布的《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》中明确强调,要进一步推动债券市场发展,提高直接融资比重。近年来,债券种类、发债主体、发行量飞速上升,2017年底我国已成为仅次于美国和日本的第三大债券市场,债券成为金融机构重要的资产配置方向。

在债券市场快速发展的同时,债券的质量却不尽人意,表现为近年来的违约现象日益增多。2014年有12家主体违约,2016年违约主体增加至34家,且多为民营企业,2018年违约主体又创新高。仅2018年上半年,就先后有四川煤炭、丹东港、大连机床、亿阳集团、中城建、神雾环保、富贵鸟、春和集团、中安消、凯迪生态等10家公司旗下20只债券违约,合计债券余额多达170多亿元,事后多家公司债被调低信用等级。有学者认为我国信用等级存在虚高的现象,我国的信用评级机构并没有起到缓释市场风险的作用<sup>[1-2]</sup>。2018年8月,大公国际因为向发行人提供咨询服务从而收取高额费用,被银行间市场交易商协会处以严重警告处分并暂停债务融资工具市场相关业务一年。大公公司的行为直接损害了中介机构的公信力,不少媒体认为大公事件是我国评级市场存在的评级虚高、评级滞后问题的充分暴露,评级机构在其中是否尽责受到市场质疑。

债券违约是一种风险信号的显性化,其实在违约之前发债企业已经存在了隐性的风险事项,如果在违约之前将信号传递出去,则可以消除事前的信息不对称,帮助投资人依据自身风险偏好配置金融资源。债券评级机构的市场功用正是信号传递,以独立的身份对发债主体的偿债能力及意愿进行信用风险综合评价,并用信用等级这种简单明了的符号传递出去,缓解投资风险。信用是市场经济的重要基础,调动社会资源和规范市场交易是信用的基本功能,信用评级直接的效应就是引导资金流向和指导资金定价。

相较于国外100多年的历史,我国信评市场发展较晚,2016年以前,出于金融安全的考虑,我国评级市场不对外资机构全面开放,五大信评机构设立之初大都采用了中外合作的经营模式。2018年3月,银行间债券市场交易商协会发布了《银行间债券市场信用评级机构注册评价规则》,标志着我国债券评级市场正式对外资开放。外资评级机构经营策略已由合资、合作为主转变为设立独资企业,以获得更大经营自主权。2018年5月24日,

[收稿日期]2019-10-09

[基金项目]国家社会科学基金一般项目(15BJL030)

[作者简介]王浙勤(1970—),女,湖北钟祥人,华中农业大学经济管理学院副教授,硕士生导师,从事小企业信贷、审计理论研究,E-mail:wxq@mail.hzau.edu.cn;金炜圣(1993—),男,浙江绍兴人,烽火通讯科技股份有限公司职工,从事资本市场研究;刘馨月(1996—),女,湖北武汉人,华中农业大学经济管理学院硕士研究生,从事资本市场研究。

《华尔街日报》宣称,“标普”已向中国政府递交在华成立独立评级公司的计划,并表示将停止与上海新世纪的合作关系。“惠誉”也于2018年初退出了在中国的合资企业,计划向中国监管机构申请执照以便在中国境内独立运营。与此同时,国内信评第一家中诚信借鉴惠誉和穆迪两家评级机构的评级方法体系和经验,并结合国内26年的评级实践,完成了国际先进评级方法体系的本土化。在此背景下,本文试图验证我国的信评机构是否在履行监督职责、逐步放开的市场是否会促进内资机构监督职责的履行,并进一步拓展到本地评级机构的职责履行。

本文从企业避税视角观察信评机构的监督职能履行,研究视角较为新颖。企业避税行为是对评级机构道德与能力的双重考量,这是因为目前我国的评级收费仍然是发行人付费制度,带来了中介机构客户责任与社会责任的两难选择,由此可以窥见其道德风险态度,判断其职业诚信;另外,通过考察违约前的企业避税行为,可以观测评级机构对企业隐性风险的识别能力,推断其市场预警作用。本文的创新在于研究视角的选择较为新颖,对债券评级要素有一定的补充意义。此外,考虑到可能的互为因果的内生性问题,本文采用税收查补作为避税动机的工具变量具有较好的外生性,使得研究更加严谨。

## 二、理论分析与研究假设

影响信用评级的要素可以大致分为评级指标要素和非评级指标要素两种。评级指标要素是指信评机构采用的评级体系中的各类指标,主要包括财务状况要素、公司治理要素、环境要素三种。财务状况要素构成信用评级的基本面,集中于公司规模、资产报酬率、资产负债率、长期财务杠杆、经营现金流与债务总额等反映企业偿债能力与营运能力的财务指标<sup>[3-5]</sup>;公司治理要素包括了投资者、外部董事、股权结构、审计委员会、CEO权力等<sup>[6-9]</sup>;环境要素方面关注点在行业特征、宏观经济周期等<sup>[10-11]</sup>。非评级指标要素是指评级指标体系之外的机构本身的影响,主要关注点在付费模式要素。大部分研究认为在发行人付费的制度背景下,评级机构可能出于“取悦”客户目的给予其需要的评级,从而出现“串谋”而虚高的现象<sup>[12-13]</sup>。

关于信用评级与企业避税行为关系的直接研究并不多见,但是从同为市场监督主体的审计视角的相关间接研究较多。陈冬、罗祎认为避税企业多伴随着复杂的关联交易,这会增加审计的难度<sup>[14]</sup>。还有学者认为以上原因会使事务所在面临避税的企业时大幅度提高审计费用,并更可能出具非标准审计意见<sup>[15-18]</sup>。Donohoe等基于保险理论提出,由于事务所分摊了企业的风险,因此审计师更倾向于将避税视为潜在的审计风险<sup>[15]</sup>。幸丽霞的研究最为相关,其研究发现企业避税会显著影响债券信用评级,并且认为信用风险在其中起到了中介作用<sup>[19]</sup>。

虽然从理论上讲,企业避税不一定传递消极信号,但是目前的研究大部分认为企业避税有负面影响。其作用机理存在企业经营成本、会计信息质量、委托代理关系、市场评价等多种理论解释。企业避税行为本身增加企业的避税成本,直接或间接影响企业经营,被税务机关查处后,企业在面临补交税款、利息、罚款之外,还要面临很多其他的间接成本。Rego和Wilson研究发现,避税需要详细的策划,这需要管理层花费大量的劳动成本与时间成本去完成,还要接受税务局的检查,构成了避税行为所需要的直接成本<sup>[20]</sup>。企业避税在被税务机关发现后,平均需要补缴150%的避税税款,而这还不是企业面临的最大难题,在随后的几年中,由于税务审查严格程度的提高,企业还面临着额外的附加成本、诉讼费、声誉成本、政治成本等,这会导致企业现金流出,增大现金流风险<sup>[21-22]</sup>。

企业避税行为还会导致企业信息质量下降,当企业在避税时,为了避免被税务当局发现,往往伴随着很多关联方、非关联方之间的复杂交易,甚至改变公司的组织结构,以此干扰外部的投资者、监督者,由于这些交易过于复杂,使得公司的信息变得不透明,从而加剧信息不对称<sup>[23-24]</sup>。企业避税在一定程度上扭曲了应计项目和现金流量之间的勾稽关系,这会增大未来盈余的不确定性,降低可预测性与持续性。盈余管理的增大会提高财务错报、公司被诉讼的可能性,并更可能在日后进行财务重述<sup>[25-26]</sup>。吕伟发现避税降低了企业信息的可理解性,进而影响股价的同步性<sup>[27]</sup>。企业避税行为又为代理问题提供便利,由于避税会降低信息透明度,增加财务信息噪声,因此避税会降低薪酬业绩敏感性,恶化代理问题,给管理层提供掏空的动机。当管理层在进行避税行为时,他们所面临的声誉风险会使得管理层要求风险补偿,具体表现为更高甚至不合理的薪酬,此时并非最优激励契约<sup>[28-32]</sup>。这会导致薪酬效应失效,并由此导致管理层采取更激进的机会主义行为,从而提高企业违规、被起诉的可能性。企业避税还会形成第二类委托代理问题,由于企业避税提高了信息不对称,这也为大股东掏空提供了绝好的机会<sup>[33]</sup>。此时,大股东会采取关联交易、转移定价、高派现等方式侵害小股东利益<sup>[34]</sup>。由此产生的声

誉成本和政治成本,带来融资成本提高、非价格条款、非效率投资等外溢成本<sup>[35-38]</sup>。

企业避税行为向资本市场直接或间接传递负面信号。Slemrod 和 Graham 等先后证明当企业避税的消息暴露后,其本身就是一个负面消息,会影响到资本市场的反应,具体表现为股票价格下跌等<sup>[22,26]</sup>。基于现有文献的支持,本文提出假设 H1。

H1:企业避税程度越高,越是传递了企业的不良信号,主体信用评级等级越低。

相较于国外的评级巨头,我国评级机构只有短短 30 多年的历史,因此有部分学者对我国评级机构的真实性和独立性提出质疑<sup>[39-40]</sup>。但是我国的信评市场更具竞争性。比较中美信评市场结构我们发现,中美评级市场的市场结构存在差异,美国设置信评行业准入壁垒的目的是分类和优选,因此目前国外的信评产业处于标普、穆迪、惠誉三家高度垄断的环境,三家评级机构的市场份额达到了 97%。国内信评行业逐步放开,近几年四大评级机构的市场份额正在逐年降低。目前我国有 4 家比较大的信评机构,分别为大公、中诚信国际、联合资信、上海新世纪,这 4 家评级机构的市场占有率为 70%,但没有一家的市场份额超过 20%,且四大评级机构的市场份额在近些年呈逐年降低的趋势,因此,我国的信评市场更具竞争性。

地域特征也是评价第三方监督能力的一个重要考量,本地监督不仅由于地理距离为监督提供了便利,降低监督成本,而且相似的文化背景更利于监督者对于相关软信息的解读和利用。第三方比如独立董事、机构投资者等的本地监督效应已经在很多领域都得到了验证<sup>[2,41]</sup>。信用评级机构需要并且可以获得企业非公开的数据,本地监督可以很好地获取评级所需的各种软信息,拥有地理距离和时间成本优势,评级机构又可以更好地响应证监会“实地检查”的指示,强化监督能力<sup>[42]</sup>。本地更广的关系网也使本地机构可以获得企业更多的非公开信息<sup>[19]</sup>。综上,本文提出假设 H2 和假设 H3。

H2:信用评级机构本地监督可以提高信用评级机构对企业避税的甄别能力,此时企业避税更可能获得更低的主体信用评级。

H3:内资评级机构相比于外资评级机构更能甄别企业的避税行为,此时企业避税更可能获得更低的主体信用评级。

### 三、实证设计

#### (一) 样本来源

本文选取了 2011—2017 年度我国沪深 A 股上市公司中进行了主体评级的部分为样本。债券相关数据来源于财新数据服务平台中的债券数据库,企业财务数据来源于国泰安数据库,企业名义所得税率来源于 Wind 数据库。本文还进行了以下样本筛选处理:(1)剔除金融保险业公司;(2)剔除 ST/PT 类公司;(3)剔除数据缺失样本。最终本文获得的公司 - 年度面板数据为 6148 个。为了消除异常值对估计结果的影响,本文对除连续变量进行了上下 1% 的 Winsorize 缩尾处理。

#### (二) 变量定义

本文采用两种方式对企业避税进行度量。一是采用会计税 - 收差异(BTD)进行衡量,具体计算方法为, $BTD = (\text{税前会计利润} - \text{应纳税所得额}) / \text{期末总资产}$ ,其中,应纳税所得额 = (所得税费用 - 递延所得税费用)/名义所得税率<sup>[38]</sup>。二是采用排除应计利润影响的 DDBTD,计算方法为, $BTD_{i,t} = \alpha TACC_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t}$ , $DDBTD = \mu_i + \varepsilon_{i,j}$ ,其中, $TACC$ 为企业  $i$  在第  $t$  期的总应计利润,等于(净利润 - 经营活动产生的净现金流)/总资产,  $\mu_i$  等于公司  $i$  在样本期间内残差的平均值,  $\varepsilon_{i,t}$  等于公司  $i$  在  $t$  年度残差与  $\mu_i$  的偏离程度<sup>[23]</sup>。 $BTD$  和  $DDBTD$  越大,企业避税程度越高。

表 1 变量定义表

变量名称	变量定义
CREDIT	根据《银行间债券市场与信贷市场的信用评级规范》的标准赋值
BTD	税前会计利润 - 应纳税所得额)/期末总资产
DDBTD	排除应计利润的税会差异
SAME	虚拟变量,若评级企业和所聘请的信用评级分支机构在同一省份,则为 1,否则为 0
BACK	虚拟变量,若评级机构为内资背景,则为 1,否则为 0
SIZE	企业总资产的自然对数
SOE	虚拟变量,若被评企业为国有企业,则为 1,否则为 0
Liquidity	企业流动比率
LEV	企业资产负债率
ROA	企业总资产回报率
GROWTH	企业营业收入增长率
C/A	经营活动产生的现金流量净额/流动负债
EPS	每股盈利
LOSS	虚拟变量,若被评企业上一年亏损,则为 1,否则为 0
EBIT	息税前利润
PPE	企业期末固定资产净值占总资产的比重
INTANG	企业期末无形资产占总资产的比重
EQING	企业年末投资收益占总资产的比重
INVENT	企业期末存货净值占总资产的比重
IMR	逆米尔斯比率,inverse Mills ratio

信用评级变量  $CREDIT$ ,本文根据2006年颁布的《银行间债券市场与信贷市场的信用评级规范》中涉及的C~AAA共计19个等级,分别赋予  $CREDIT$  1~19的数值,属于有序离散变量。其他变量定义如表1所示。

### (三)模型设定

为验证企业避税对于主体信用评级的影响,本文采用定序logit回归进行分析,针对三个研究假设,分别建立模型:

$$CREDIT_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 BTD(DDBTD)_{i,t} + \alpha_2 SIZE_{i,t} + \alpha_3 SOE_{i,t} + \alpha_4 LIQ_{i,t} + \alpha_5 LEV_{i,t} + \alpha_6 ROA_{i,t} + \alpha_7 GROWTH_{i,t} + \alpha_8 C/A_{i,t} + \alpha_9 EPS_{i,t} + \alpha_{10} LOSS_{i,t} + \alpha_{11} EBIT_{i,t} + IND + YEAR + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$CREDIT_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 BTD(DDBTD)_{i,t} + \alpha_2 BTD(DDBTD)_{i,t} \times BACK_{i,t} + \alpha_3 BACK_{i,t} + \alpha_4 SIZE_{i,t} + \alpha_5 SOE_{i,t} + \alpha_6 LIQUIDITY_{i,t} + \alpha_7 LEV_{i,t} + \alpha_8 ROA_{i,t} + \alpha_9 GROWTH_{i,t} + \alpha_{10} C/A_{i,t} + \alpha_{11} EPS_{i,t} + \alpha_{12} LOSS_{i,t} + \alpha_{13} EBIT_{i,t} + IINDUS + YEAR + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$CREDIT_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 BTD(DDBTD)_{i,t} + \alpha_2 BTD(DDBTD)_{i,t} \times SAME_{i,t} + \alpha_3 SAME_{i,t} + \alpha_4 SIZE_{i,t} + \alpha_5 SOE_{i,t} + \alpha_6 LIQUIDITY_{i,t} + \alpha_7 LEV_{i,t} + \alpha_8 ROA_{i,t} + \alpha_9 GROWTH_{i,t} + \alpha_{10} C/A_{i,t} + \alpha_{11} EPS_{i,t} + \alpha_{12} LOSS_{i,t} + \alpha_{13} EBIT_{i,t} + IINDUS + YEAR + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

## 四、实证结果

### (一)描述性统计

描述性统计显示  $CREDIT$  的 25% 分位数与平均值均为 17,所对应的信用评级符号是 AA,说明我国大部分主体信用评级都维持在 AA 及以上。 $BTD$  的平均数和中位数均为负数,这也符合此前学者的统计结果,理论上认为这种情况的

存在源于我国税法对于应纳税所得额的认定较为严格,从而导致大部分企业的应纳税所得额大于会计利润<sup>[38]</sup>。控制了应计利润的  $DDBTD$  的中位数变成了正数也佐证了这种情况的存在。 $SAME$  的平均数为 0.155,说明有 15.5% 的企业选择了同地区的信用评级分支机构,本地监督并非常态。 $BACK$  的平均数为 0.346,说明有 34.6% 的企业选择了内资背景的信用评级机构,65.4% 的企业选择了外资背景的信用评级机构,外资背景的信评机构依旧更有市场。其余财务指标也都符合我国上市公司的基本情况。

### (二)回归结果

本文首先检验了企业避税对于债券主体信用评级的影响,回归结果见表3。由回归结果可以看到,在加入了控制变量的情况下, $BTD$  的回归系数为  $-7.653$  且显著( $z = -7.02, p < 0.01$ ), $DDBTD$  的回归系数为  $-4.375$  且显著( $z = -4.46, p < 0.01$ )。这说明在控制了其他因素之后,企业避税会显著地降低债券主体信用评级的等级。控制变量方面,除了  $EBIT$  与  $EPS$  的系数不显著以外,其余控制变量均显著影响债券主体信用评级,且基本与前人的研究相符,这说明通过每股收益或息税前利润并不能很好地体现企业避税对债券主体信用评级影响的差别。总之,表3的回归结果验证了本文的假设 H1,即企业避税程度越高,债券主体信用评级的等级越低,我国的信评机构是在履行监督职责的。

表4所展示的回归结果是本文对假设 H2 的验证。表4是在表3的基础上引入了  $SAME$  这一变量,并构建了  $BTD$  和  $DDBTD$  与  $SAME$  的交乘项,据此判断交互影响。根据结果可以看到,无论是

表2 主要变量描述性统计

Var	Mean	Std.	Q1	Median	Q3
$CREDIT$	17.290	1.475	17	17	18
$BTD$	-0.008	0.050	-0.015	-0.004	0.005
$DDBTD$	-0.002	0.412	-0.018	0.001	0.019
$SAME$	0.155	0.362	0	0	0
$BACK$	0.346	0.476	0	0	1

表3 企业避税与主体信用评级关系回归结果表

VARIABLES	(1)	(2)
	$CREDIT\_ALL$	$CREDIT\_ALL$
$BTD$	-7.653 *** (-7.02)	
$DDBTD$		-4.375 *** (-4.46)
$SIZE$	1.884 *** (49.28)	1.868 *** (49.09)
$SOE$	0.640 *** (10.62)	0.622 *** (10.32)
$LIQUIDITY$	0.0425 (1.18)	0.0245 (0.66)
$LEV$	-4.247 *** (-15.44)	-4.214 *** (-15.31)
$ROA$	6.577 *** (4.97)	2.388 ** (2.10)
$GROWTH$	-0.265 *** (-4.09)	-0.252 *** (-3.90)
$C/A$	0.499 *** (3.79)	0.922 *** (6.25)
$EPS$	0.0317 (0.46)	0.0856 (1.22)
$LOSS$	-0.579 *** (-5.32)	-0.581 *** (-5.33)
$EBIT$	-3.29e-12 (-0.68)	-2.77e-12 (-0.57)
Year fixed effects	控制	控制
Industry fixed effects	控制	控制
Observations	6148	6148
R-squared	0.3461	0.3446

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别代表在 1%、5%、10% 水平上显著,标准误采用按公司聚类和异方差调整的稳健标准误,括号中汇报的 Z 值。下同。

*BTD* 和 *DDBTD*, 在引入 *SAME* 变量和交互变量后, 其前面的系数依旧显著为负, 分别为  $-7.232(z = -6.44, p < 0.01)$  和  $-1.870(z = -2.16, p < 0.05)$ , 说明本文的主效应并没有发生改变, 企业避税依旧会显著降低债券主体信用评级的等级。*SAME* 和 *BTD* 的交互项系数为  $-4.914(z = -1.97, p < 0.05)$ , *SAME* 和 *DDBTD* 的交互项系数为  $-4.579(z = -1.91, p < 0.1)$ , 这说明当企业找的是同一地点的信评分支机构时, 企业避税对债券主体信用评级的副作用更加显著, 支持了本文的假设 H2, 即信用评级机构本地监督可以提高信用评级机构对企业避税的甄别能力, 此时企业避税更可能获得更低的主体信用评级。

表 5 所展示的回归结果是本文对假设 H3 的验证, 表 5 是在表 4 的基础上引入了 *BACK* 这一变量, 并构建了 *BTD* 和 *DDBTD* 与 *BACK* 的交乘项, 据此判断交互影响。根据结果可以看到, 无论是 *BTD* 和 *DDBTD*, 在引入 *BACK* 变量和交互变量后, 其前面的系数依旧显著为负, 分别为  $-5.025(z = -3.86, p < 0.01)$  和  $-1.938(z = -1.65, p < 0.1)$ , 说明本文的主效应并没有发生改变, 企业避税依旧会显著降低债券主体信用评级的等级。另外, *BACK* 前面的系数都显著为负, 分别为  $-1.149(z = -19.15, p < 0.01)$  和  $-1.117(z = -18.93, p < 0.01)$ , 说明内资评级机构做出的主体信用评级在总体上低于外资背景的评级机构。*BACK* 和 *BTD* 的交互项系数为  $-4.914(z = -5.766, p < 0.01)$ , *BACK* 和 *DDBTD* 的交互项系数为  $-6.394(z = -4.25, p < 0.01)$ 。这说明, 相比于外资背景的评级机构, 内资机构在面对企业避税时, 更可能给予更低的主体信用评级。表 5 的结果支持假设 H3, 即内资评级机构相比于外资评级机构更能甄别企业的避税行为, 此时企业避税更可能获得更低的主体信用评级。

本文通过对假设 H2 和 H3 的检验, 发现企业与评级机构在同一地区或是企业寻求评级服务的评级机构是内资背景时, 企业避税与债券主体信用评级的负向关系更强。这意味着在评级机构的环境与性质不同时, 其监管能力是有很大差异的, 可以通过一定的手段提高这种能力, 从而提高债券主体评级对企业特异行为的敏感性。

表 4 本地机构监督调节作用的回归结果

VARIABLES	(1) <i>CREDIT_ALL</i>	(2) <i>CREDIT_ALL</i>
<i>BTD</i>	$-7.232^{***}$ ( $-6.44$ )	
<i>BTD</i> × <i>SAME</i>	$-4.914^{**}$ ( $-1.97$ )	
<i>DDBTD</i>		$-1.870^{**}$ ( $-2.16$ )
<i>DDBTD</i> × <i>SAME</i>		$-4.579^*$ ( $-1.91$ )
<i>SAME</i>	$-0.112$ ( $-1.20$ )	$-0.119$ ( $-1.34$ )
<i>SIZE</i>	$1.888^{***}$ ( $48.82$ )	$1.933^{***}$ ( $52.65$ )
<i>SOE</i>	$0.639^{***}$ ( $10.60$ )	$0.860^{***}$ ( $16.19$ )
<i>LIQUIDITY</i>	$0.0440$ ( $1.22$ )	$-0.205^{***}$ ( $-6.84$ )
<i>LEV</i>	$-4.222^{***}$ ( $-15.36$ )	$0.595^{***}$ ( $2.88$ )
<i>ROA</i>	$6.652^{***}$ ( $4.97$ )	$3.629^{***}$ ( $5.39$ )
<i>GROWTH</i>	$-0.260^{***}$ ( $-4.01$ )	$-0.0450$ ( $-1.27$ )
<i>C/A</i>	$0.499^{***}$ ( $3.78$ )	$1.131^{***}$ ( $9.37$ )
<i>EPS</i>	$0.0211$ ( $0.30$ )	$0.0866$ ( $1.23$ )
<i>LOSS</i>	$-0.571^{***}$ ( $-5.23$ )	$-0.812^{***}$ ( $-7.85$ )
<i>EBIT</i>	$-2.46e-12$ ( $-0.50$ )	$2.73e-10^{***}$ ( $18.84$ )
Year fixed effects	控制	控制
Industry fixed effects	控制	控制
Observations	6148	6148
R-squared	0.3463	0.3272

表 5 评级机构背景的调节作用回归结果

VARIABLES	(1) <i>CREDIT_ALL</i>	(2) <i>CREDIT_ALL</i>
<i>BTD</i>	$-5.025^{***}$ ( $-3.86$ )	
<i>BTD</i> × <i>BACK</i>		$-5.766^{***}$ ( $-4.41$ )
<i>DDBTD</i>		$-1.938^*$ ( $-1.65$ )
<i>DDBTD</i> × <i>BACK</i>		$-6.394^{***}$ ( $-4.25$ )
<i>BACK</i>		$-1.149^{***}$ ( $-19.15$ )
<i>SIZE</i>		$1.955^{***}$ ( $49.72$ )
<i>SOE</i>		$0.622^{***}$ ( $10.19$ )
<i>LIQUIDITY</i>		$0.0826^{**}$ ( $2.23$ )
<i>LEV</i>		$-4.048^{***}$ ( $-14.48$ )
<i>ROA</i>		$8.598^{***}$ ( $6.41$ )
<i>GROWTH</i>		$-0.298^{***}$ ( $-4.52$ )
<i>C/A</i>		$0.457^{***}$ ( $3.42$ )
<i>EPS</i>		$-0.0509$ ( $-0.72$ )
<i>LOSS</i>		$-0.553^{***}$ ( $-5.00$ )
<i>EBIT</i>		$-3.10e-12$ ( $-0.63$ )
Year fixed effects	控制	控制
Industry fixed effects	控制	控制
Observations	6148	6148
R-squared	0.3648	0.3632

### (三) 稳健性测试

#### 1. 排除干扰性样本

很多评级报告中会明确声明有些重大问题是他们获得 AA - 以下等级的主要原因,考虑低于一定等级的企业往往存在着比如财务情况较差、重组失败等情况,此时,避税的影响就非常小了,本文删除了 AA - 以下的样本,构建包含 AA - 、AA + 、AAA 的变量 *CREDIT\_1*, 分别赋值 1、2、3、4,重新进行回归。表 6 第(1)列和第(2)列为删除后重新赋值的回归结果。

*BTD* 和 *DDBTD* 前的系数分别为  $-8.35(z = -6.43, p < 0.01)$  和  $-3.09(z = -2.65, p < 0.01)$ , 依旧显著为负,说明在排除了 AA - 以下有可能存在明显问题的样本之后,结论依旧成立。

#### 2. 消除自选择行为

当一个企业的债券主体信用评级更低时,它往往面临着更高的融资约束,促使企业选择避税而节省现金流,即企业避税可能是低信用评级企业的一种自选择行为<sup>[43-44]</sup>。为了消除自选择行为的影响,本文选择首次参与评级的企业,表 6 的第(3)列、第(4)列回归结果表明主效应假设 H1 仍然成立。

#### 3. 评级下调的可能性

为了观察评级机构对单个企业的避税程度变动是否存在敏感性,本文进一步对企业的避税程度与主体信用评级变化关系回归分析。据此,本文构建 *BTD\_CHANGE* 和 *DDBTD\_CHANGE* 变量,衡量企业避税程度的变化,具体为 *BTD* 和 *DDBTD* 的变动额,构建 *CREDIT\_DOWN* 的虚拟变量衡量主体信用评级是否下调,当年被下调则为 1,否则为 0。此外,本文依旧采用此前的控制变量,运用 Probit 回归进行检验。

表 7 描述了企业避税程度变动与债券评级下调的回归结果表。可以发现, *BTD\_CHANGE* 和 *DDBTD\_CHANGE* 前的系数均显著为正,分别为  $4.20(z = 2.94, p < 0.01)$  和  $4.47(z = 3.07, p < 0.01)$ ,说明企业当年避税程度较去年有显著提高时,它的主体评级被下调的概率会显著增大。虽然在债券主体信用评级会下调时,信评机构会出具明确的原因,但其中所蕴含的隐藏关系还是无法被忽视的。

表 6 控制样本后的回归结果

VARIABLES	AA - 等级以上样本		首次评级样本	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>BTD</i>	$-8.35^{***}$ ( $-6.43$ )		$-6.85^{**}$ ( $-2.49$ )	
<i>DDBTD</i>		$-3.09^{***}$ ( $-2.65$ )		$-5.22^{**}$ ( $-2.14$ )
<i>SIZE</i>	$1.95^{***}$ ( $37.79$ )	$1.92^{***}$ ( $37.55$ )	$1.42^{***}$ ( $15.05$ )	$1.41^{***}$ ( $15.01$ )
<i>SOE</i>	$0.682^{***}$ ( $10.08$ )	$0.667^{***}$ ( $9.87$ )	$0.295^*$ ( $1.80$ )	$0.281^*$ ( $1.71$ )
<i>LIQUIDITY</i>	$-0.0144$ ( $-0.35$ )	$-0.0246$ ( $-0.57$ )	$0.112$ ( $1.41$ )	$0.0803$ ( $0.99$ )
<i>LEV</i>	$-4.86^{***}$ ( $-15.21$ )	$-4.78^{***}$ ( $-14.91$ )	$-3.50^{***}$ ( $-4.98$ )	$-3.44^{***}$ ( $-4.89$ )
<i>ROA</i>	$8.52^{***}$ ( $5.28$ )	$4.31^{***}$ ( $2.89$ )	$6.68^*$ ( $1.93$ )	$4.14$ ( $1.28$ )
<i>GROWTH</i>	$-0.305^{***}$ ( $-3.89$ )	$-0.292^{***}$ ( $-3.74$ )	$-0.0496$ ( $-1.20$ )	$-0.0493$ ( $-1.19$ )
<i>C/A</i>	$0.453^{***}$ ( $3.08$ )	$0.761^{***}$ ( $4.50$ )	$0.315$ ( $1.07$ )	$0.753^{**}$ ( $2.17$ )
<i>EPS</i>	$-0.0663$ ( $-0.81$ )	$-0.167$ ( $-0.20$ )	$-0.132$ ( $-0.73$ )	$-0.117$ ( $-0.65$ )
<i>LOSS</i>	$-0.550^{***}$ ( $-4.28$ )	$-0.567^{***}$ ( $-4.40$ )	$-1.03^{**}$ ( $-2.38$ )	$-0.981^{**}$ ( $-2.28$ )
<i>EBIT</i>	$7.94e-11^{***}$ ( $3.93$ )	$7.8e-11^{***}$ ( $3.88$ )	$3.27e-11^{**}$ ( $2.31$ )	$3.38e-11^{**}$ ( $2.38$ )
Year fixed effects	控制	控制	控制	控制
Industry fixed effects	控制	控制	控制	控制
Observations	5569	5569	912	912
R-squared	0.4176	0.4153	0.2487	0.2482

表 7 企业避税程度变动与债券主体信用下调的影响的回归结果表

VARIABLES	(1)		(2)	
	<i>CREDIT_DOWN</i>	<i>CREDIT_DOWN</i>	<i>CREDIT_DOWN</i>	<i>CREDIT_DOWN</i>
<i>BTD_CHANGE</i>		$4.20^{***}$ ( $2.94$ )		$4.47^{***}$ ( $3.07$ )
<i>DDBTD_CHANGE</i>				
<i>SOE</i>		$-0.107$ ( $-0.74$ )		$-0.099$ ( $-0.69$ )
<i>SIZE</i>		$-0.190^{**}$ ( $-2.26$ )		$-0.195^{**}$ ( $-2.32$ )
<i>LIQUIDITY</i>		$0.0283$ ( $0.34$ )		$0.0234$ ( $0.28$ )
<i>LEV</i>		$0.951$ ( $1.52$ )		$0.895$ ( $1.43$ )
<i>ROA</i>		$-5.45^{***}$ ( $-2.59$ )		$-4.13^{**}$ ( $-2.26$ )
<i>GROWTH</i>		$0.0190$ ( $0.51$ )		$0.0195$ ( $0.52$ )
<i>C/A</i>		$-0.243$ ( $-0.61$ )		$-0.724$ ( $-1.57$ )
<i>EPS</i>		$-0.072$ ( $-0.42$ )		$-0.0717$ ( $-0.42$ )
<i>LOSS</i>		$1.06^{***}$ ( $6.07$ )		$1.06^{***}$ ( $6.18$ )
<i>EBIT</i>		$-4.69e-11$ ( $-1.10$ )		$-5.05e-11$ ( $-1.14$ )
Year fixed effects	控制		<i>Intercept</i>	$1.51$ ( $0.80$ )
Industry fixed effects	控制			$1.67$ ( $0.90$ )
Observations	6148			6148
R-squared	0.3804			0.3798

### (三) 内生性问题

企业避税越严重,获得的主体信用评级越低,融资成本越高,企业为了节约现金流,会提高避税的程度,即可能存在互为因果而产生的内生性问题。本文采用两种方法以减少内生性。第一,在模型(1)中的自变量采取滞后一期的处理方法,因为当期的主体信用评级并不会影响以前的企业避税行为,这样可以在一定程度上控制结果对原因的影响。第二,采用两阶段最小二乘法,本文借鉴曾亚敏等和幸丽霞的研究,建立当地避税氛围( $TE_1$ )与当地税收征管强度( $TE_2$ )两个工具变量<sup>[19]</sup>。理由如下:首先,对于当地避税氛围这个工具变量而言,企业并不是完全独立在整个社会环境中的,它是嵌入在社会环境中的,这种环境不仅是政府和法律的监管,还包括其他组织的影响,这种环境会对企业的行为产生深远的影响,企业之间会相互观察、模仿。当地税收征管强度这个工具变量的理解则更为直观,现有研究已经对税收征管与企业避税的关系得出了一定的结论<sup>[21,23]</sup>。而无论是当地避税氛围,还是当地税收征管强度,都不会对企业主体信用评级产生直接的影响。据此,选择这两个工具变量在理论上是可行的。具体度量方法如下。

对于当地避税氛围,本文采用当地每年税务局查补税收收入占该地区当年税收收入的比例衡量,具体如模型:

$$TE_1 = I_{i,t} / T_{i,t}$$

其中, $I_{i,t}$ 是*i*地区国税和地税总共在*t*时间的税收查补收入之和, $T_{i,t}$ 是*i*地区国税和地税总共在*t*时间的全部税收收入之和。

对于当地税收征管强度,本文采用税收努力指数进行衡量,具体方法如模型:

$$T_{i,t} / Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 GDP_t + \beta_2 IND_{1i,t} + \beta_3 IND_{2i,t} + \varepsilon_{i,j} \quad (4)$$

$$TE_2 = \left( \frac{T_{i,t}}{Y_{i,t}} \right) - \left( \frac{\hat{T}_{i,t}}{\hat{Y}_{i,t}} \right) \quad (5)$$

其中, $T_{i,t}$ 是*i*地区国税和地税总共在*t*时间的全部税收收入之和, $Y_{i,t}$ 是*i*地区第*t*年的GDP, $GDP_{i,t}$ 是*i*地区第*t*时期的人均国内生产总值的自然对数, $IND_{1i,t}$ 是*i*地区第*t*年第一产业占国内生产总值的比重, $IND_{2i,t}$ 是*i*地区第*t*年第二产业占国内生产总值的比重。 $TE_2$ 的计算分为两步,首先通过模型(6)进行回归,估计出税收负担比率,其次用实际的 $T_{i,t}/Y_{i,t}$ 与之作差,差额即为 $TE_2$ 。根据此前的分析,可以判断 $TE_1$ 与企业避税显著正相关, $TE_2$ 与企业避税显著负相关。

表8描述了进行滞后一期操作控制内生性的结果。可以看到, $BTD\_LAST$ 和 $DDBTD\_LAST$ 前的系数分别为-4.20(z=-3.95,p<0.01)和-3.95(z=-3.72,p<0.01),依旧显著为负。这说明在一定程度上控制内生性后,企业避税依旧与债券主体信用评级显著负相关,假设H1的结论依然成立。

本文在进行两阶段最小二乘的处理之前,先进行了Hausman Specification Test。检验结果显示,在BTD和DDBTD为企业避税代理变量的模型中,chi2(5)分别为110.58和108.88,Prob>chi2

均为0.000,因此拒绝原假设,需要使用两阶段最小二乘法进行内生性的控制。为保证工具变量的有效性,本文还进行了过度识别检验,考察所用的工具变量是否满足和内生解释变量相关,但与扰动项无关的条件。检验结果显示,在BTD衡量企业避税的模型中,Score chi2(1)为2.132,p值为0.144,在DDBTD衡量企业避税的模型中,Score chi2(1)为1.106,p值为0.293,都接受了原假设,即工具变量与扰动项不相关。表9描述了两阶段最小二乘法的结果。可以发现,不论企业避税是用BTD还是DDBTD衡量, $TE_1$ 在第一阶段与企业避税的回归中的系数都显著为正,系数分别为0.297(z=3.07,p<0.01)和0.167(z=2.39,p<0.05), $TE_2$ 则都显著为负,系数分别为-0.0334(z=-2.78,p<0.01)和-0.0319(z=-2.94,p<0.01),这和此前的预期相符。在第二阶段

表8 企业前一年避税与主体信用评级关系回归结果表

VARIABLES	(1) CREDIT_ALL	(2) CREDIT_ALL
<i>BTD_LAST</i>	-4.20 *** (-3.95)	
<i>DDBTD_LAST</i>		-3.95 *** (-3.72)
<i>SIZE</i>	1.97 *** (49.69)	1.97 *** (49.71)
<i>SOE</i>	0.624 *** (10.25)	0.622 *** (10.21)
<i>LIQUIDITY</i>	-0.0230 (-0.93)	-0.0355 (-1.10)
<i>LEV</i>	-4.91 *** (-17.61)	-4.89 *** (-17.54)
<i>ROA</i>	9.71 *** (7.24)	9.18 *** (7.05)
<i>GROWTH</i>	-0.0277 (-1.57)	-0.0275 (-1.56)
<i>C/A</i>	0.455 *** (3.65)	0.549 *** (4.37)
<i>EPS</i>	0.0458 (0.59)	0.0517 (0.67)
<i>LOSS</i>	-0.229 * (-1.77)	-0.223 * (-1.72)
<i>EBIT</i>	-1.09e-11 (-1.83)	-1.08e-11 (-1.82)
Year fixed effects	控制	控制
Industry fixed effects	控制	控制
Observations	6148	6148
R-squared	0.3558	0.3557

中,BTD 和 DDBTD 前的系数分别为  $-19.75(z = -2.59, p < 0.01)$  和  $-23.04(z = -2.15, p < 0.05)$ , 依旧显著为负,说明本文的假设 H1 在控制了内生性问题后依旧成立。

## 五、补充检验

### (一) 国有产权的缓释作用

在我国经济转型的背景下,我国的国有企业在地方政府计划中拥有着绝对的地位,长期以来,国有企业一直是政府扶持的对象,享受着金融、税收方面的优惠政策。当国有企业出现债券兑付危机时,政府出于对企业融资渠道、声誉、地方就业以及自身业绩等方面的考虑,会动用各种资源以避免国有企业债券违约,国有企业拥有政府的隐性担保。另外,我国的评级机构往往由多个政府部门管理,因此,国有企业的地位可能高于民营企业,这也导致了评级机构在对国有企业进行评级的时候,存在“讨好”与“惹不起”的情况。以上两种情况的存在,都会使得评级机构对于国有企业风险的敏感性降低。基于此,本文试图探究国有背景对避税与主体信用评级的负效应是否存在缓释作用。

表 10 描述了对国有企业缓释机制的检验结果。从列(1)和列(2)可以看到,BTD 和 DDBTD 前的系数依旧显著为负,分别为  $-9.35(z = -7.79, p < 0.01)$  和  $-6.56(z = -5.64, p < 0.01)$ 。BTD 和 SOE 的交互项系数为  $4.10(z = 2.93, p < 0.01)$ ,DDBTD 和 SOE 的交互项系数为  $5.08(z = 3.35, p < 0.01)$ ,均显著为正。结论表明相较于民营企业,当国有企业在进行避税时,信用评级机构据此给予更低主体信用评级的概率降低,国有背景对避税与主体信用评级的副作用有缓释作用。

表 9 两阶段最小二乘的回归结果

VARIABLES	(1)		(2)		(3)		(4)	
	Stage 1st	BTD	Stage 2st	CREDIT_ALL	Stage 1st	DDBTD	Stage 2st	CREDIT_ALL
BTD					-19.75 ***			
					( -2.59)			
DDBTD						-23.04 **		
						( -2.15)		
SIZE	0.00571 **	0.949 ***	0.004 ***	1.003 ***				
	( 2.54)	( 24.26)	( 2.82)	( 25.07)				
SOE	0.00232	0.452 ***	-0.00127	0.256 ***				
	( 1.16)	( 9.99)	( -0.92)	( 5.13)				
Liquidity	-0.006 **	-0.114 **	-0.00961 ***	-0.195 **				
	( -2.14)	( -2.34)	( -5.25)	( -2.11)				
LEV	-0.159 ***	-5.15 ***	-0.0952 **	-4.00 ***				
	( -2.60)	( -5.11)	( -2.23)	( -4.08)				
ROA	-0.132 **	2.10 *	-0.192 ***	-0.470				
	( -2.08)	( 1.72)	( -4.29)	( -0.24)				
GROWTH	0.000867	-0.0333	0.000308	-0.0746 *				
	( 1.19)	( -1.48)	( 0.62)	( -1.72)				
C/A	-0.0191 *	-0.250	0.0571 ***	1.47 **				
	( -1.77)	( -1.40)	( 7.56)	( 2.05)				
EPS	0.0266 ***	0.505 ***	0.0162 ***	0.407 ***				
	( 5.66)	( 2.98)	( 5.08)	( 2.62)				
LOSS	-0.0109 **	-0.262 **	-0.1 ***	-0.295 **				
	( -2.55)	( -2.18)	( -3.02)	( -2.18)				
EBIT	-1.32e-14	-9.84e-12	-3.12e-14 **	-6.50e-12				
	( -0.81)	( -19.87)	( -2.27)	( -12.86)				
TE1	0.297 ***		0.167 **					
	( 3.07)		( 2.39)					
TE2	-0.0334 ***		-0.0319 ***					
	( -2.78)		( -2.94)					
Intercept	-0.0418 **	-7.69 ***	-0.00266	-7.87 ***				
	( -2.32)	( -14.43)	( -0.19)	( -16.22)				
Year fixed effects	控制	控制	控制	控制				
Industry fixed effects	控制	控制	控制	控制				
Observations	6148	6148	6148	6148				
R-squared	0.2946	0.4077	0.3544	0.4761				

表 10 国有产权缓释作用的回归结果表

VARIABLES	(1)		(2)	
	CREDIT_ALL	CREDIT_ALL	CREDIT_ALL	CREDIT_ALL
BTD	-9.35 ***		( -7.79)	
BTD × SOE	4.10 ***		( 2.93)	
DDBTD			-6.56 ***	
			( -5.64)	
DDBTD × SOE			5.08 ***	
			( 3.35)	
SOE	0.686 ***		0.650 ***	
	( 11.01)		( 10.70)	
SIZE	1.89 ***		1.87 ***	
	( 49.38)		( 49.13)	
Liquidity	0.0443		0.0251	
	( 1.23)		( 0.67)	
LEV	-4.18 ***		-4.14 ***	
	( -15.11)		( -14.96)	
ROA	7.53 ***		2.81 ***	
	( 5.72)		( 2.67)	
GROWTH	-0.268 ***		-0.264 ***	
	( -4.13)		( -4.08)	
C/A	0.478 ***		0.929 ***	
	( 3.64)		( 6.38)	
EPS	-0.0194		0.0662	
	( -0.28)		( 0.98)	
LOSS	-0.571 ***		-0.588 ***	
	( -5.24)		( -5.40)	
EBIT	-3.87e-12		-3.06e-12	
	( -0.80)		( -0.63)	
Year fixed effects	控制	控制	控制	控制
Industry fixed effects	控制	控制	控制	控制
Observations	6148	6148	6148	6148
R-squared	0.3465	0.3452	0.3452	0.3452

## (二) 事后违约验证

为了验证信用评级是否可以起到风险预警作用,本文手工收集截至 2018 年 7 月 13 日,涉及 56 个主体的违约前后的具体情况。56 个违约主体中的 50 个违约前就被信用评级机构调低了主体信用评级,比率为 89.29%,平均被下调 1.57 次,最多的被下调了 3 次。违约后,有 34 个主体被信用评级机构再次调低了主体信用评级,剩余 22 个在违约前已经被下调到了 CCC 的等级。表 11 的统计结果支持了统计显著性检验。因此可以看出,信用评级机构在发债主体违约事件发生前,会提前做出反应,通过下调信用评级、出具报告的方式,提前向投资者传递风险信号,从而履行自身的职责。在目前债券频繁违约的大背景下,信用评级机构并没有出现失职的情况,但是提示的提前期是否足够尚需进一步研究。

表 11 信用评级与违约情况检验表

VAR	BREAK	NORMAL	T-test	Kruskal-wallis
RATE_LASTYEAR	6.400	17.290	-14.019 ***	-12.217 ***
RATE_LAST	5.333	17.290	-13.535 ***	-9.485 ***
RATE_AFTER	2.200	17.290	-31.387 ***	-9.779 ***

## 六、结论与建议

本文研究发现,企业的避税行为承载了较为复杂的信息内涵,能够直接或间接被信用评级机构所识别,并将之与其他评级要素一起转化为简明的信用等级信号,引导金融资源配置的方向,是信评机构和交易主体值得关注的一个决策信息。

与内资背景的评级机构相比,有外资背景的评级机构并没有体现出更高的职业水准,相反,由于我国的债券评级市场结构更具有竞争性,内资背景的评级机构具有更强的监督效果。这意味着在外资评级机构经营策略由合资、合作为主转变为设立独资企业的大背景下,投资者大可不必过于迷信外资机构背景。与已经验证的其他市场中介的本地监督效应相类似,本地信用评级机构也可以很好地发挥监督职能。因此,在资本市场逐步放开的背景下,信评机构既要学习国际先进经验,也要防止一味照搬国外评级标准,应立足国内的市场环境创新信用评级体系,促进金融市场又好又快发展。

本文研究也证实了国有企业可能存在政府的隐性担保,国有企业出现债券兑付危机时,企业可能以地方声誉、地方就业以及自身业绩等方面的理由,游说政府动员各种资源以避免国有企业债券信用等级下调。国有企业存在债务违约时如果地方政府为企业兜底,对企业自身以及当地社会经济发展的影响是未来值得深入探索的方向。

### 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] 刘伟,机构投资者对 IPO 退市风险的影响研究[D]. 湖南大学,2016.
- [3] Ziebart D A, Reiter S A. Bond ratings, bond yields and financial information[J]. Contemporary Accounting Research,2010,9(1):252-282.
- [4] Gray S, Mirkovic A, Ragunathan V. The determinants of credit ratings: Australian evidence[J]. Australian Journal of Management,2006,31(2):333-354.
- [5] 施丹,姜国华. 会计信息在公司债信用等级迁移中的预测作用研究[J]. 会计研究,2013(3):43-50.
- [6] Bhojraj S, Sengupta P. The effect of corporate governance mechanisms on bond ratings and yields: The role of institutional investors and outside directors [J]. Journal of Business,2003,76(3):455-476.
- [7] Chen S ,Chen X ,Cheng Q ,et al. Are family firms more tax aggressive than non-family firms? [J]. Journal of Financial Economics,2010,95(1):41-61.
- [8] Liu Y, Jiraporn P. The effect of CEO power on bond ratings and yields[J]. Journal of Empirical Finance,2010,17(4):0-762.
- [9] 陈文娟,陈汉文. 审计委员会质量影响企业信用评级吗[J]. 财会月刊,2016(18):101-106.
- [10] Emery D R, Mai I D. An empirical investigation of the role of indenture provisions in determining bond ratings[J]. Journal of Banking & Finance,1994,18(1):93-111.
- [11] 夏凡,姚志勇. 评级高估与低估:论国际信用评级机构“顺周期”行为[J]. 金融研究,2013(2):184-193.
- [12] Jie H, Qian J, Strahan P E. Credit ratings and the evolution of the mortgage-backed securities market[J]. American Economic Review,2011,101(3):131-135.
- [13] Bolton P, Freixas X, Shapiro J. The credit ratings game[J]. Journal of Finance,2012,67(1):85-111.
- [14] 陈冬,罗祎. 公司避税影响审计定价吗? [J]. 经济管理,2015(3):98-109.
- [15] Donohoe M P, Knechel W R. Does corporate tax aggressiveness influence audit pricing? [J]. Contemporary Accounting Research,2014,31(1):284-308.
- [16] 赵国庆. 税会差异、审计风险与审计收费——基于中国 A 股制造业上市公司数据的实证研究[J]. 财经问题研究,2014(9):100-106.
- [17] 钱春杰,周中胜. 会计 - 税收差异,审计收费和“不清洁”审计意见[J]. 审计研究,2007(1):59-67.

- [18] Hanlon M, Krishnan G V, Mills L F. Audit fees and book-tax differences[J]. Journal of the American Taxation Association, 2012, 34(1): 55–86.
- [19] 幸丽霞,陈冬,林晚发.企业避税行为与债券信用评级关系研究——基于避税风险观的中介效应视角[J].中国软科学,2017(12):169–177.
- [20] Rego S O, Wilson R. Equity risk incentives and corporate tax aggressiveness[J]. Journal of Accounting Research, 2012, 50(3): 775–810.
- [21] Crocker K J, Slemrod J. Corporate tax evasion with agency costs[J]. Journal of Public Economics, 2005, 89(9): 1593–1610.
- [22] Slemrod J. What does tax aggressiveness signal? Evidence from stock price reactions to news about tax shelter involvement[J]. Journal of Public Economics, 2009, 93(1–2): 126–141.
- [23] Desai M A, Dharmapala D. Corporate tax avoidance and firm value[J]. Social Electronic Publishing, 2009, 91(3): 537–546.
- [24] Weber A. An empirical analysis of the 2000 corporate tax reform in Germany: Effects on ownership and control in listed companies[J]. International Review of Law & Economics, 2009, 29(1): 57–66.
- [25] Manry D, Mock T J, Turner J L. The association of pre-audit engagement risk with discretionary accruals[J]. Journal of Accounting Auditing & Finance, 2007, 22(4): 623–644.
- [26] Graham J R, Hanlon M, Shevlin T J, et al. Incentives for tax planning and avoidance: Evidence from the Field[J]. Social Science Electronic Publishing, 2013, 89(3): 991–1023.
- [27] 吕伟.控股股东代理成本、避税方案抉择及其市场价值:基于J优先公司的案例研究[J].南开管理评论,2011(4):138–148.
- [28] 陈冬,唐建新.机构投资者持股、避税寻租与企业价值[J].经济评论,2013(6):133–143.
- [29] Chen K P. Internal control versus external manipulation: A model of corporate income tax evasion[J]. Rand Journal of Economics, 2005, 36(1): 151–164.
- [30] Balakrishnan K, Blouin J L, Guay W R. Does tax aggressiveness reduce corporate transparency? [J]. Social Science Electronic Publishing, 2011, 36(2): 114–127.
- [31] Slemrod J. The economics of corporate tax selfishness[J]. National Tax Journal, 2004, 57(4): 877–899.
- [32] Barile L. Does tax evasion affect firms' control? Some evidence from an Experimental Approach[J]. Labsi Experimental Economics Laboratory University of Siena, 2012, 24(24): 197–202.
- [33] Bauer A M. Tax avoidance and the implications of weak internal controls[J]. Contemporary Accounting Research, 2015, 33(2): 117–134.
- [34] Dyring S, Hanlon M, Maydew E L. When does tax avoidance result in tax uncertainty? [J]. Social Science Electronic Publishing, 2014, 50(1): 68–72.
- [35] Herron R, Nahata R. Corporate tax avoidance and firm value discount[J]. Social Science Electronic Publishing, 2018, 31(2): 42–48.
- [36] Yee C S, Sapie N S. Tax avoidance, corporate governance and firm value in the digital era[J]. Journal of Accounting and Investment, 2018, 19(2): 160–175.
- [37] Francis B, Hasan I, Wu Q, et al. Are female CFOs less tax aggressive? Evidence from tax aggressiveness[J]. Ssm Electronic Journal, 2014, 36(2): 62–70.
- [38] 刘行,叶康涛.企业的避税活动会影响投资效率吗? [J].会计研究,2013(6):47–53
- [39] Lee, Jane, Lanhee. Credit raters in China take generous view. [J]. Wall Street Journal Eastern Edition, 2006, 16(2): 72–80.
- [40] Asiamoney F. X-Rated: The dirty world of Chinese debt[M]. Oxford: Oxford University Press, 2006.
- [41] 曹春方,林雁.异地独董、履职职能与公司过度投资[J].南开管理评论,2017,25(1):16–29
- [42] Klinger D, Sarig O. The information value of bond ratings[J]. Journal of Finance, 2010, 55(6): 2879–2902.
- [43] 夏颖.关于信用评级对债券回报率的实证研究[J].财经界(学术版),2010(8):50–51.
- [44] 张婷.信用评级对债券融资成本的影响[J].浙江金融,2015(4):48–53.

[责任编辑:杨志辉]

## Internationalization, Localization and Supervision of the Responsibility of the Credit Rating Agencies Based on the Identification of Corporate Tax Avoidance Behavior

WANG Xiqin<sup>1</sup>, JIN Weisheng<sup>2</sup>, LIU Xinyue<sup>1</sup>

(1. School of Economics and Management, Huazhong Agricultural University, Wuhan 430070, China;  
2. Fenghuo Communications Sci-tech Limited Liability Company, Wuhan 430074, China)

**Abstract:** Taking the main body of bond issuance data of listed companies in 2011—2017 as a research sample, the study found that the higher the tax avoidance degree of enterprises, the lower the bond credit rating, which proves that China's credit rating agencies can perform their own supervision functions; this relationship is more significant under the background of local supervision and local credit rating agencies; and the nature of state-owned property rights slows down the performance of supervisory responsibility of credit rating agencies, and further strengthens the supervisory function of credit rating agencies through ex post default test, and also supports the role of bond pricing. In addition, the study enriches the current credit rating elements, warns bond issuing enterprises to pay attention to honesty and public responsibility, and also implies the necessity of information sharing among social subjects.

**Key Words:** corporate tax avoidance; bond subject rating; rating agency heterogeneity; bond market; bond default