

债权人治理与企业避税

——基于主贷银行上市的准实验研究

刘耀淞¹ 李嫣然² 张敏³

摘要 债权人能否影响企业的避税行为是一个重要但尚未深入研究的问题。本文运用银行上市行为衡量银行债权治理强度的变化,考察主贷银行上市对其客户企业避税程度的影响。研究发现,主贷银行上市后,其客户企业的避税程度显著下降,这表明银行债权治理机制能够有效约束客户企业的避税行为。机制检验结果显示,主贷银行上市对避税行为的抑制作用主要体现在偿债能力较弱、信息披露质量较差和非国有产权的客户企业中。本文的研究结论表明,银行上市有助于强化银行对客户风险性行为的监督,即银行上市提升了债权治理机制的有效性。这为评价我国银行业改革取得的成效提供了新的证据,也为进一步扩大银行业对外开放、深化金融供给侧结构性改革提供政策参考。

关键词 银行上市;债权治理;企业避税

0 引言

税收规避帮助企业以较低的成本获得内源性融资,为生产、投资和研发等经济活动提供资金保障,从而改善经营绩效、提升企业价值。然而,一旦激进的避税行为被发现,企业除了需要缴纳税款和滞纳金,还可能面临行政和刑事处罚,经营风险大幅增加。与此同时,为了掩盖避税活动,管理层还会构造一系列复杂且不透明的交易活动(Desai and Dharmapala, 2009),加剧企业和利益相关者之间的信息不对称问题。因此,利益相关者具有强烈的动机约束企业的激进避税行为。现有研究也表明,大比例的机构持股(Khurana and Moser, 2013; 蔡宏标和饶品贵, 2015; Khan et al., 2017)、高强度的审计监督(金鑫和雷光勇,

1 刘耀淞, 上海大学管理学院讲师, E-mail: liu_yaosong@163.com。

2 李嫣然, 上海大学管理学院研究生, E-mail: 2368333466@qq.com。

3 张敏(通讯作者), 中国人民大学商学院教授, E-mail: zhangminzip@163.com。

2011)、密切的分析师追踪(Allen et al., 2016; Chen and Lin, 2017; Chen et al., 2018)、负面的媒体报道(刘笑霞和郭思远, 2019)和强化的税收征管(Hoopes et al., 2012; 范子英和田彬彬, 2013)均能降低企业的避税程度^①。

债权人^②是企业最重要的利益相关者之一。与拥有剩余索取权的股东不同,债权人难以获取与企业价值相关的避税收益,却要承担避税活动产生的风险。例如,企业因避税被课以重罚,其偿债能力会严重受损;又如,避税导致的信息不对称会加剧股东与债权人之间的代理问题,股东将负债资金投入高风险高收益的项目,债务违约风险相应增加。由此可见,债权人同样具有抑制企业避税的动机。中国人民银行的统计结果显示,2021年对实体经济发放的贷款占同期社会融资规模的64.1%,银行贷款是我国企业最为重要的融资来源。因此在本文中,我们重点考察银行对企业避税行为的影响。

现有研究发现,企业的避税程度越高,银行贷款成本越大、贷款期限越短(Hasan et al., 2014; 后青松等, 2016; Isin, 2018)。这表明在实务中银行已经针对激进避税行为采取了信贷管理措施。银行的信贷风险防控是否有效?换言之,来自债权人的外部治理手段能否影响企业的避税决策?在本文中,我们将运用银行上市行为衡量债权治理强度的变化,比较主贷银行上市前后其客户企业的避税程度,直接考察银行债权治理机制对企业避税行为的影响。

我们把在年度 t 内向企业 i 提供最多长期贷款的银行定义为企业 i 在该年度 t 的主贷银行。在与企业存在借贷关系的众多银行中,主贷银行从企业获得的贷款收益最多,承担的信贷风险最大,相应地,对企业实施债权监督的动机最强^③。基于此,本文针对主贷银行的上市行为进行考察。研究发现,主贷银行上市以后,其客户企业的避税程度显著下降。这表明主贷银行的债权治理效应越强,企业的避税程度越低,银行债权治理机制能够有效约束企业的避税行为。机制检验结果显示,银行上市对企业避税的抑制作用主要体现在偿债能力较弱、信息披露质量较低和非国有产权的企业中。

本文的研究贡献如下:第一,在理论意义方面,现有研究普遍发现企业避税行为会对银行债务契约产生影响,鲜有文献翻转视角,探讨银行行为如何影响企业的避税决策。Cook et al. (2020)发现企业发生债务违约后,避税程度显著提高,据此推论债权治理会对企业避税产生影响。然而,运用企业行为刻画债

^① Hanlon and Heitzman (2010)将所得税规避定义为导致企业所得税税负直接减少的行为,它反映了直接影响企业所得税税负水平的所有交易活动。这一定义意味着学术界并不严格区分企业的避税行为是否合法,而重点关注企业的避税程度是否激进。

^② 企业的债权人包括银行、非银行金融机构、其他法人单位及企业债券持有者。

^③ 现有研究主要运用贷款规模来衡量银行债权的治理强度(田利辉, 2005; 邓莉等, 2007),这也为本文基于借款金额界定主贷银行提供了依据。

权人的治理机制过于间接,且存在较为严重的内生性问题。本文运用对企业来说相对外生的银行上市行为衡量债权治理强度的变化,研究视角更为直接,内生性问题相对较小,对企业避税影响因素和债权治理经济后果领域的文献进行了有益拓展。第二,在实践价值方面,从2004年国务院启动国有银行股份制改革至今,完善银行治理结构、拓宽资本补充渠道、强化信贷风险防范、提高债权治理能力一直是我国商业银行改革的重点内容^①。近年来,依靠资本市场优化股权结构、充实资本金成为银行发展的优选路径。截至2021年12月底,我国已有57家商业银行成功上市。然而,上市能否有效提高银行的风险管理和债权治理能力尚未得到直接验证。本文的研究结论表明,上市有助于强化银行对客户风险性行为的监督,提升债权治理机制的有效性。这为评价我国银行业改革取得的成效提供了新的证据,也为进一步扩大银行业对外开放、深化金融供给侧结构性改革提供政策参考。

本文剩余内容安排如下:第1部分是研究假设;第2部分是研究设计;第3部分是实证结果和稳健性检验;第4部分是影响机制分析;第5部分是本文的研究结论。

1 研究假设

银行上市以后,信贷风险管理水平大幅提升,原因在于:第一,银行上市以后,内部控制和管理层激励等公司治理制度更加完善。在内部控制方面,根据《证券法》《企业内部控制基本规范》和《上市公司治理准则》等法律法规的要求,上市银行需要制定科学有效的内部控制管理制度,以完善风险防控体系。在此情况下,银行的贷款业务面临更为严格、透明的交叉监督制约和独立稽核检查,信贷风险的事前预防和事中评估能力显著提高,事后追责制度也可以有效地抑制信贷员出于私利而发放高风险贷款的动机。在管理层激励方面,上市以后,管理层可以通过员工持股计划、认股期权制度等方式持有银行股票,其个人利益与银行业绩联系密切,因而更加重视信贷风险管理。第二,银行上市以后,除了接受中国银行业监督管理委员会等银行主管部门的监管,还必须接受证监会的考核、分析师的跟踪和媒体及广大潜在投资者的关注,外部监督压力陡然提升。与此同时,银行需要遵循《上市公司章程指引》的规定设置董事会秘书岗位,专门负责对外信息披露工作。上市银行的信息披露内容包括两大类,一类是上市前的招股说明书和上市公告书,旨在让社会公众了解银行的运营状

^① 相关内容可参考如下政策文件:《商业银行不良资产监测和考核暂行办法》《商业银行内部控制评价试行办法》《商业银行操作风险管理指引》《商业银行资本充足率监督检查指引》《关于商业银行资本工具创新的指导意见》《关于银行业风险防控工作的指导意见》《商业银行监管评级办法》等。

况和发展潜力;另一类是上市后的定期报告和临时公告,旨在让利益相关者掌握银行的财务绩效和经营风险。制度化的信息披露充分曝光了银行的信贷风险,来自证券市场的外部监督压力促使银行进一步规范信贷流程、优化信贷决策、加强信贷监督。第三,上市融资以后,社会资本成为银行资本金的补充来源,银行用于实地调研客户企业、优化信贷管理系统的资金更加充裕。由此可见,上市银行对于信贷风险的管理更为严格,对于贷款企业风险性行为的监督更加有效,这在理论层面为本文运用上市行为衡量银行债权治理强度的变化提供了依据。而许浩然等(2016)则直接比较了我国商业银行上市前后的不良贷款率,发现银行上市以后,其贷款质量显著提升,这为本文运用上市行为衡量银行债权治理强度的变化提供了经验证据。

对于银行而言,贷款企业的避税行为属于可能损害贷款质量的风险性行为,银行具有约束企业避税行为的动机。具体原因如下:首先,税收规避是否合法具有不确定性,避税程度越高,企业受到税务处罚的可能性越大。一旦避税行为被税务部门查处,企业需要缴纳税款、滞纳金和罚金,潜在的现金支出很可能削弱企业的偿债能力,直接增加银行贷款的违约风险。其次,为了降低税务处罚风险,管理层往往会构造一系列复杂而且不透明的交易活动来掩盖避税活动(Desai and Dharmapala, 2009),进而降低企业的信息透明度,加剧银行和股东之间的信息不对称。根据 Jensen and Meckling(1976)提出的“资产替代”假说,股东更倾向于将贷款资金投入高风险高收益的项目中,如果投资成功,银行只能获得固定的利息收益,大量的剩余收益归股东所有;一旦投资失败发生亏损,股东只需要承担有限责任,大部分的贷款违约损失则由银行承担。企业的避税程度越高,银行和股东之间的信息不对称问题越严重,股东越有动机和能力将贷款资金投入高风险项目,从而直接提高银行贷款的违约风险。最后,避税导致的信息透明度的下降为管理层寻租提供了便利。现有研究发现,避税引发的管理层机会主义行为会加剧在职消费(廖歆欣和刘运国, 2016)、降低投资效率(刘行和叶康涛, 2013)、损害经营业绩(Mironov, 2013),还可能引发股价崩盘(Kim et al., 2011),从而间接提高银行贷款的违约风险。由此可见,银行上市以后,管理层个人利益与信贷风险联系更紧,来自资本市场的不良贷款监督压力更大,银行更有动机通过约束贷款企业避税行为降低信贷风险、维护贷款收益。

银行除了具有约束企业避税的动机,还拥有抑制企业避税的能力。一方面,银行在与企业签订借款合同时,通常会将“借款人涉及违法活动或刑事案件”列为违约事件,如有违约事件发生,银行有权中止贷款合同、要求提前还贷、索取违约补偿。与其他债权人相比,银行作为众多存款人的受托者具有更大的信息优势,其获取和处理贷款企业私有信息的成本更低(Diamond, 1984),能够更加及时、准确地识别企业的避税行为。当银行认为企业的避税行为涉嫌违法

时,可以要求企业调整避税方案、及时补缴税款,否则将以“发生违约事件”为由采取相应的信贷风险管理措施。另一方面,企业采取瞒报收入、虚增费用、转移定价等手段实施避税,虽然减少了增值税、所得税等税收支出,但也降低了银行重点关注的销售利润率等盈利指标。如果银行质疑企业的获利能力,会在后续合作中降低贷款额度、缩短贷款期限、提高贷款利率,甚至直接拒绝向企业发放新的贷款。为了摆脱融资困境,企业很可能主动放弃避税行为。由此可见,银行上市以后,内部控制的完善强化了信贷风险的事前预防、事中评估和事后追责效果,社会资本进一步补充了信贷风险管理资金,银行对于贷款企业避税行为的抑制能力更强。

综上所述,银行上市以后,内部治理制度的完善、外部监督压力的增加和资本充足率的提升强化了银行债权对于贷款企业风险性行为的监管作用,债权治理对企业避税行为的约束更加有效。据此,我们提出如下待检验的假设。

假设: 主贷银行上市以后,其客户企业的避税程度显著下降。

2 研究设计

2.1 变量与模型

由于样本企业的主贷银行包括上市银行和非上市银行,且银行上市的时间各不相同,我们构建了多期的双重差分法(DID)模型,具体如下:

$$\begin{aligned} \text{CETR}_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 \text{POST_LIST}_{i,t} + \beta_2 \text{SOE}_{i,t} + \beta_3 \text{SIZE}_{i,t} + \beta_4 \text{LEV}_{i,t} + \beta_5 \text{PPE}_{i,t} + \\ & \beta_6 \text{INT}_{i,t} + \beta_7 \text{INV}_{i,t} + \beta_8 \text{GROWTH}_{i,t} + \beta_9 \text{AGE}_{i,t} + \beta_{10} \text{TA}_{i,t} + \\ & \beta_{11} \text{RATIO}_{i,t} + \sum \text{FIRM} + \sum \text{YEAR} + \varepsilon \end{aligned} \quad (1)$$

在上述模型中,被解释变量 $\text{CETR}_{i,t}$ 等于企业的综合税负率,用来衡量企业的避税程度。 $\text{CETR}_{i,t}$ 取值越大,表明企业的避税程度越低。在现有关于企业避税的研究中,学者们主要采用所得税实际税率衡量企业的避税程度。这是因为在美国的税收体制下,所得税是企业税负最主要的组成部分,基于所得税的企业避税程度指标更符合美国国情。而在我国的税收体制下,企业还要缴纳增值税、消费税等各项税费,避税活动涉及的税种包括但远不限于所得税,基于所得税的避税指标难以全面准确地反映我国企业真实的避税程度。因此,我们参考刘骏和刘峰(2014)、曹越等(2015)的做法,将增值税、消费税等其他税种纳入考察范围,运用基于全部税种的企业综合税负率来衡量企业的避税程度^①,即 $\text{CETR1} = (\text{支付的各项税费} - \text{收到的税费返还}) / \text{营业收入}$ 。企业各税种的税率

^① 在稳健性检验中,我们也采用了基于所得税的指标对企业避税程度进行衡量。

在不同年度和不同行业之间存在差异,我们用同年度同行业样本观测的平均综合税负率对实际综合税负率进行了调整。此外,考虑到相同规模的企业更可能拥有相似的税种结构,我们还用资产规模对实际综合税负率进行了调整,以反映样本观测的相对税负水平。具体而言, $CETR2 = CETR1 - \text{同年度同行业在同一资产规模区间(每两个相邻的五分位数组成一个规模区间)}^{\text{①}}$ 内样本观测的平均 $CETR1$ 。

在上述模型中,解释变量 $POST_LIST_{i,t}$ 是衡量主贷银行是否上市的虚拟变量。如果企业 i 在年度 t 内的主贷银行在年度 t 内已经是上市银行^②, $POST_LIST_{i,t}$ 取值为 1, 否则为 0。在模型(1)中,年度固定效应 $\sum YEAR$ 控制了企业避税程度在年度间的系统性差异,企业固定效应 $\sum FIRM$ 控制了不随时间变化的企业层面特征对避税程度的影响。因此, $POST_LIST_{i,t}$ 有效地捕捉了主贷银行上市与否对企业避税程度的作用效果。我们将在年度 t 内向企业 i 提供最多长期贷款的银行定义为该企业在该年度的主贷银行,具体确定方法是:将企业期末的各笔长期借款金额按借款单位分类加总,分别计算各借款单位向企业发放的长期贷款的期末金额占企业期末长期借款总额的比例,如果贷款比例最大的借款单位是银行机构^③,我们就将其定义为主贷银行。如果研究假设成立,即主贷银行上市以后,其客户企业的避税程度显著下降,我们预期 $POST_LIST_{i,t}$ 的估计系数显著为正。

基于企业的长期借款业务判断主贷银行的原因有二:(1)从 1998 年起,证监会在《公开发行股票公司信息披露的内容与格式准则第 2 号——年度报告的内容与格式》和《公开发行证券的公司信息披露编报规则第 15 号——财务报告的一般规定》中多次要求上市公司在年度报告附注中按借款单位列示长期借款金额,对于短期借款则仅要求按借款条件(信用借款、抵押借款、保证借款、质押借款等)分项列示。从我们目前手工整理的企业借款数据中也可以看出,大部分企业遵循监管规定披露了各笔长期借款的借款单位信息,只有极少数企业主动披露了短期借款的借款单位信息。基于长期借款业务判断主贷银行的可行性更强,还可以在一定程度上规避样本选择性偏差问题。(2)贷款期限越长,违约风险越大,银行越有动机对借款企业的经营风险、盈利水平和还款能力进行监督(胡奕明和周伟,2006; Ahn and Choi, 2009; 王满四和邵国良, 2012)。基于企业的长期借款业务判断主贷银行更有助于研究银行债权的治理效应。

① 运用五分位数划分同一资产规模区间的做法参考 Armstrong et al. (2015)。

② 对于相继在不同市场交叉上市的银行(例如建设银行),我们根据该银行的首次上市时间进行判断。

③ 在本文中,我们将商业银行、政策性银行和信用社均视为银行机构,将信托机构、融资租赁、金融租赁和财务公司视为非银行金融机构。

参考现有研究的做法,我们还在模型中加入了如下控制变量。SOE 衡量企业的产权性质,如果样本企业在观测年度是国有企业取值为 1,否则为 0。SIZE 等于期末总资产的自然对数,衡量企业的资产规模。LEV 等于期末总负债除以期末总资产,衡量企业的长期偿债能力。PPE 和 INT 反映企业的资本密集度,PPE 等于期末固定资产净额除以期末总资产,INT 等于期末无形资产净额除以期末总资产。INV 反映企业的存货密集度,等于期末存货净额除以期末总资产。GROWTH 等于销售收入增长率,衡量企业的成长性。AGE 等于企业成立年限。总应计利润 TA 等于净利润与经营性现金流量净额之差除以期末总资产,衡量企业的盈余管理程度。RATIO 等于主贷银行的期末长期贷款金额占企业期末长期借款总额的比例。此外,我们还在模型中控制了企业固定效应和年度固定效应。

2.2 样本选择与描述性统计

本文的样本期间为 1999 年至 2017 年。我国从 1998 年 1 月 1 日起开始放松对国有商业银行的贷款规模管制,并要求各金融机构建立贷款内部定价和授权制度。此外,证监会在《公开发行股票公司信息披露的内容与格式准则第二号〈年度报告的内容与格式〉》(1998 年修订稿)中首次要求企业在年报附注中披露长期借款的借款单位信息。考虑到金融政策从部署到落实需要经过一段时间,我们将 1999 年作为样本起始年份。本研究的样本终止年份是 2017 年,这是我们在数据搜集阶段所能获得的最新数据年份。

本文使用的长期借款明细数据从企业年报附注中手工摘取,其余数据均取自 CSMAR 数据库。我们将沪深 A 股上市公司作为初始样本企业,并剔除了年度内不存在长期借款的样本观测、年度内存在长期借款但未能按照借款单位披露长期借款金额的样本观测和金融行业的样本观测。从附录报告的我国上市银行基本信息中可以看出,上市银行包括四大国有商业银行、全国性股份制商业银行、城市商业银行和农村商业银行,均为中资商业银行。而在初始样本中,非上市银行包括中资商业银行、政策性银行、信用社和外资银行。为了排除银行类型对研究结论的可能干扰,我们剔除了主贷银行不是中资商业银行的样本观测。在剔除其他数据缺失的样本观测后,我们最终获得 6557 条企业年度样本观测,样本筛选过程如表 1 的 Panel A 所示。从表 1 的 Panel B 中可知,主贷银行是四大国有商业银行的样本观测占总样本观测的 58.79%,主贷银行是全国性股份制商业银行的样本观测占总样本观测的 33.66%,主贷银行是城市商业银行和农村商业银行的样本观测相对较少,样本分布与预期相符。

表 1 样本选择与分布

Panel A: 样本筛选过程	
按借款单位列示长期借款期末金额的样本观测	10719
金融行业的样本观测	-35
主贷银行不是中资商业银行的样本观测	-2492
变量存在缺失值的样本观测	-1635
最终样本观测	6557

Panel B: 样本分布信息(按主贷银行分类)		
	频数	频率
四大国有商业银行	3855	58.79%
全国性股份制商业银行	2207	33.66%
城市商业银行	309	4.71%
农村商业银行	186	2.84%
	6557	100%

表 2 报告了各主要变量的描述性统计结果。CETR1 的平均值为 0.0675,这说明样本企业的平均综合税负率为 6.75%,与已有研究计算得到的 6.2%(刘骏和刘峰,2014)和 7.0%(曹越等,2015)相近。CETR1 的 25%分位数为 0.0289,75%分位数为 0.0963,表明样本企业承担的综合税负水平存在较大差异。CETR2 的平均值为-0.0010,25%分位数为-0.0316,75%分位数为 0.0263,这说明在剔除了行业、年度和规模特征的影响以后,样本企业的平均综合税负率仍然存在较大差异。POST_LIST 的平均值为 0.5843,表明主贷银行是上市银行的样本观测约占样本观测总体的 58%。其余变量的取值基本处于合理区间,不再赘述。

表 2 描述性统计结果

	样本量	平均值	标准差	25%分位数	中位数	75%分位数
CETR1	6557	0.0675	0.0523	0.0289	0.0555	0.0963
CETR2	6557	-0.0010	0.0456	-0.0316	-0.0041	0.0263
POST_LIST	6557	0.5843	0.4929	0.0000	1.0000	1.0000
SOE	6557	0.6044	0.4890	0.0000	1.0000	1.0000
SIZE	6557	22.0900	1.0370	21.2900	21.9600	22.8000
LEV	6557	0.5236	0.1588	0.4058	0.5284	0.6497
PPE	6557	0.2659	0.1745	0.1221	0.2433	0.3923
INT	6557	0.0414	0.0401	0.0116	0.0302	0.0570
INV	6557	0.1763	0.1562	0.0662	0.1321	0.2265
GROWTH	6557	0.2160	0.3099	0.0147	0.1545	0.3412
AGE	6557	14.3300	5.2230	10.0000	14.0000	18.0000
TA	6557	-0.0022	0.0614	-0.0435	-0.0066	0.0336
RATIO	6557	0.7140	0.2800	0.4762	0.7555	1.0000

3 实证结果和稳健性检验

3.1 主模型回归结果

表 3 报告了模型(1)的回归结果。被解释变量分别为 CETR1 和 CETR2, 解释变量均为 POST_LIST。在两个回归中, POST_LIST 的估计系数均显著为正, 说明主贷银行上市以后, 客户企业的综合税负率显著提高, 避税程度显著降低, 支持了主假设。具体而言, 当被解释变量为 CETR1 时, POST_LIST 的估计系数在 5% 的水平上显著为正 (0.0028, $t=2.21$), 说明主贷银行上市以后, 其客户企业的综合税负率平均提高了 0.28%。

表 3 主贷银行上市与企业避税

	CETR1	CETR2
POST_LIST	0.0028 ** (2.21)	0.0035 *** (2.63)
SOE	-0.0103 ** (-2.21)	-0.0103 ** (-2.51)
SIZE	0.0078 *** (3.23)	0.0055 ** (2.47)
LEV	-0.0630 *** (-8.16)	-0.0558 *** (-7.15)
PPE	-0.0156 * (-1.93)	-0.0054 (-0.71)
INT	0.0137 (0.41)	0.0135 (0.42)
INV	0.0474 *** (4.39)	0.0248 ** (2.50)
GROWTH	-0.0134 *** (-7.48)	-0.0139 *** (-6.98)
AGE	0.0001 (0.05)	0.0009 (0.65)
TA	-0.0065 (-0.68)	-0.0063 (-0.61)
RATIO	0.0120 *** (4.86)	0.0079 *** (3.14)
Constant	-0.0701 (-1.40)	-0.0919 ** (-1.99)

续表		
	CETR1	CETR2
FIRM	YES	YES
YEAR	YES	YES
Observations	6557	6557
Adjusted R^2	0.08	0.06

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的置信水平上显著；括号内数字为经过企业聚类稳健标准误修正后的t值。

3.2 稳健性检验

为了确保本文研究结论的可靠性,我们从如下角度进行了稳健性检验。

3.2.1 替换变量指标

首先,调整主贷银行的确定方法,运用基于企业期初和期末两个时点的长期借款信息判断主贷银行。具体的方法是:分别将企业期初、期末的各笔长期借款金额按照借款单位分类加总,计算各借款单位向企业发放的长期贷款的期初金额占企业期初长期借款总额的比例和借款单位向企业发放的长期贷款的期末金额占企业期末长期借款总额的比例,然后对各借款单位的期初、期末贷款比例取平均值。如果平均贷款比例最大的借款单位是银行机构,将其定义为主贷银行。我们用 POST_LIST_avg 表示主贷银行是否上市,用 RATIO_avg 表示主贷银行的贷款比例。从表 4 中可以看出,POST_LIST_avg 的估计系数均显著为正,支持主假设。本文的研究结论较为稳健。

表 4 稳健性检验:替换解释变量指标

	CETR1	CETR2
POST_LIST_avg	0.0032 ** (2.09)	0.0031 * (1.95)
SOE	-0.0114 ** (-2.25)	-0.0100 ** (-2.27)
SIZE	0.0089 *** (3.42)	0.0071 *** (2.94)
LEV	-0.0546 *** (-6.69)	-0.0468 *** (-5.87)
PPE	-0.0110 (-1.27)	-0.0036 (-0.43)
INT	0.0009 (0.02)	-0.0032 (-0.09)

续表

	CETR1	CETR2
INV	0.0479 *** (3.87)	0.0172 (1.65)
GROWTH	-0.0120 *** (-6.28)	-0.0118 *** (-5.58)
AGE	-0.0000 (-0.02)	0.0010 (0.70)
TA	0.0058 (0.60)	0.0063 (0.59)
RATIO_avg	-0.0029 (-1.24)	0.0015 (0.62)
Constant	-0.0919 * (-1.70)	-0.1266 ** (-2.53)
FIRM	YES	YES
YEAR	YES	YES
Observations	6513	6513
Adjusted R ²	0.06	0.05

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的置信水平上显著；括号内数字为经过企业聚类稳健标准误差修正后的t值。

其次，替换企业避税程度的衡量指标，考察主贷银行上市对企业所得税规避程度的影响。参考现有文献的做法，我们采用所得税实际税率和会计税收差异两类指标衡量企业的所得税避税程度。具体而言，ETR=所得税费用/税前会计利润-法定税率；BTD=(税前利润-所得税费用/名义税率)/期末总资产；DDBTD=扣除应计利润影响后的会计税收差异。我们利用模型(2)计算DDBTD：

$$BTD_{i,t} = \alpha TACC_{i,t} + \mu_i + \xi_{i,t} \tag{2}$$

其中，总应计利润 TACC=(净利润-经营性现金流量净额)/总资产；DDBTD= $\mu_i + \xi_{i,t}$ 。

ETR 衡量企业的所得税实际税率，取值越小，表明企业的避税程度越高；BTD 和 DDBTD 衡量企业的会计税收差异，取值越大，表明企业利用会计税收差异规避所得税的可能性越大。从表 5 可以看出，当被解释变量为所得税实际税率时，POST_LIST 的估计系数显著为正；当被解释变量为会计税收差异时，POST_LIST 的估计系数均显著为负。回归结果支持主假设，表明本文的研究结论较为稳健。

表 5 稳健性检验:替换被解释变量指标

	ETR	BTD	DDBTD
POST_LIST	0.0097 ** (2.17)	-0.0021 ** (-2.11)	-0.0030 ** (-2.36)
SOE	0.0219 ** (2.15)	-0.0033 (-1.61)	-0.0003 (-0.12)
SIZE	0.0099 * (1.65)	-0.0011 (-0.89)	0.0002 (0.10)
LEV	0.0205 (0.92)	-0.0127 ** (-2.49)	-0.0083 (-1.20)
PPE	-0.0248 (-1.07)	0.0010 (0.21)	0.0061 (0.91)
INT	0.2548 *** (2.98)	-0.0409 ** (-2.26)	-0.0168 (-0.71)
INV	0.0781 ** (2.58)	-0.0230 *** (-3.82)	-0.0275 *** (-3.23)
GROWTH	-0.0157 *** (-3.07)	0.0025 * (1.91)	-0.0013 (-0.78)
AGE	-0.0006 (-0.16)	-0.0009 (-1.21)	-0.0006 (-0.60)
TA	-0.1609 *** (-5.73)	0.0428 *** (6.70)	-0.0257 *** (-3.03)
RATIO	0.0132 (1.52)	-0.0003 (-0.15)	-0.0042 * (-1.72)
Constant	-0.2079 * (-1.65)	0.0322 (1.30)	0.0027 (0.08)
FIRM	YES	YES	YES
YEAR	YES	YES	YES
Observations	6521	6109	5914
Adjusted R ²	0.03	0.03	0.02

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的置信水平上显著；括号内数字为经过企业聚类稳健标准误修正后的t值。

3.2.2 调整样本结构

我们剔除了在年报附注中只列示了金额前五名长期借款信息的样本观测。《公开发行证券的公司信息披露编报规则第15号——财务报告的一般规定(2010年修订)》中指出:“按借款单位列示金额前五名的长期借款的起始日、借

款终止日、利率、外币及本币金额的期初额、期末额。”因此,自 2010 年以来,部分企业只按照证监会的基本要求披露了金额前五名的长期借款单位信息。为了排除主贷银行判断误差对本文结论的可能干扰,我们将只列示了金额前五名长期借款信息的样本观测剔除,对模型(1)重新进行回归分析。从表 6 可以看出,POST_LIST 的估计系数均显著为正,进一步证明本文研究结论的稳健性。

表 6 稳健性检验:剔除只披露金额前五名的长期借款单位的样本观测

	CETR1	CETR2
POST_LIST	0.0030 ** (2.04)	0.0035 ** (2.27)
SOE	-0.0096 * (-1.87)	-0.0093 ** (-2.06)
SIZE	0.0034 (1.22)	0.0026 (1.00)
LEV	-0.0598 *** (-6.67)	-0.0546 *** (-5.93)
PPE	-0.0226 ** (-2.28)	-0.0090 (-0.89)
INT	0.0553 (1.38)	0.0470 (1.22)
INV	0.0338 *** (2.86)	0.0123 (1.06)
GROWTH	-0.0123 *** (-5.81)	-0.0115 *** (-4.93)
AGE	0.0013 (0.91)	0.0022 (1.45)
TA	-0.0066 (-0.57)	-0.0023 (-0.18)
RATIO	0.0173 *** (5.35)	0.0125 *** (3.83)
Constant	0.0112 (0.19)	-0.0415 (-0.76)
FIRM	YES	YES
YEAR	YES	YES
Observations	4920	4920
Adjusted R^2	0.08	0.06

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的置信水平上显著;括号内数字为经过企业聚类稳健标准误修正后的t值。

3.2.3 平行趋势假设检验

双重差分模型的关键前提是平行趋势假设,即在银行上市前,主贷银行为上市银行和非上市银行的样本企业的避税程度应该不存在显著差异。本文使用模型(3)进行检验:

$$\begin{aligned} \text{CETR}_{i,t} = & \beta_0 + \sum_{k=-4}^3 \lambda_k \text{YEAR}_k * \text{LIST}_i + \beta_1 \text{SOE}_{i,t} + \beta_2 \text{SIZE}_{i,t} + \beta_3 \text{LEV}_{i,t} + \\ & \beta_4 \text{PPE}_{i,t} + \beta_5 \text{INT}_{i,t} + \beta_6 \text{INV}_{i,t} + \beta_7 \text{GROWTH}_{i,t} + \beta_8 \text{AGE}_{i,t} + \\ & \beta_9 \text{TA}_{i,t} + \beta_{10} \text{RATIO}_{i,t} + \sum \text{FIRM} + \sum \text{YEAR} + \varepsilon \end{aligned} \tag{3}$$

其中,LIST_{*i*} 是主贷银行是否为上市银行的虚拟变量,如果银行在 2017 年(样本期间终止年份)年底前已经上市,LIST 取值为 1,否则为 0。*k* 的取值在-4 到 3 之间,参考王锋和葛星(2022)的检验思路,本文将 *k* ≥ 3 的样本全部归入 *k* = 3,将 *k* ≤ -4 的样本全部归入 *k* = -4,以 *k* = -4 为基准组。其余各项含义均与模型(1)相同。从表 7 可以看出,银行上市前各期的估计系数均不显著,这说明主贷银行是上市银行的样本企业与主贷银行是非上市银行的样本企业在主贷银行上市前的避税程度无显著差异,研究样本通过了平行趋势检验。而从银行上市当年起,各期估计系数大部分显著为正,表明主贷银行上市产生的债权治理机制的优化效果在上市年份以后得到了一定时间的延续。

表 7 稳健性检验:平行趋势假设检验

	CETR1	CETR2
YEAR ₋₃ _LIST	-0.0020 (-0.54)	-0.0033 (-0.82)
YEAR ₋₂ _LIST	0.0004 (0.10)	0.0007 (0.18)
YEAR ₋₁ _LIST	0.0021 (0.81)	0.0010 (0.33)
YEAR ₀ LIST	0.0037* (1.93)	0.0015** (2.24)
YEAR ₁ _LIST	0.0064 (1.27)	0.0083* (1.67)
YEAR ₂ _LIST	0.0056* (1.77)	0.0050** (2.14)
YEAR ₃ _LIST	0.0031** (2.19)	0.0031** (2.02)
SOE	-0.0103** (-2.18)	-0.0102** (-2.49)

续表

	CETR1	CETR2
SIZE	0.0078 *** (3.23)	0.0055 ** (2.47)
LEV	-0.0634 *** (-8.22)	-0.0564 *** (-7.26)
PPE	-0.0157 * (-1.93)	-0.0055 (-0.71)
INT	0.0122 (0.36)	0.0125 (0.39)
INV	0.0473 *** (4.38)	0.0249 ** (2.51)
GROWTH	-0.0134 *** (-7.47)	-0.0139 *** (-6.95)
AGE	0.0001 (0.06)	0.0008 (0.62)
TA	-0.0065 (-0.68)	-0.0063 (-0.61)
RATIO	0.0120 *** (4.88)	0.0080 *** (3.20)
Constant	-0.0704 (-1.40)	-0.0922 ** (-1.98)
FIRM	YES	YES
YEAR	YES	YES
Observations	6557	6557
Adjusted R^2	0.08	0.06

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的置信水平上显著;括号内数字为经过企业聚类稳健标准误修正后的 t 值。

3.2.4 缓解内生性问题

本文的内生性问题相对较小,原因在于:一方面,银行上市行为对客户企业而言具有一定程度的外生性,缓解了因果倒置产生的内生性问题;另一方面,我们在模型(1)中控制了企业和年度固定效应,缓解了遗漏变量导致的内生性问题。

然而,不可否认的是,银行对客户企业的筛选标准在上市前后很可能存在较大差异,即银行上市以后,可能更倾向于选择向避税程度较低的企业发放贷款。此外,企业在选择借款银行时也可能受到银行上市因素的影响。为了缓解可能存在的银行与企业的双向选择性偏差问题,我们只保留了那些在银行上市

前后均与该银行存在至少一年的长期借款业务关系的样本企业,对模型(1)重新进行了回归分析。在表 8 中,POST_LIST 的估计系数均显著为正,支持了主假设。本文的研究结论相对稳健。

表 8 稳健性检验:缓解选择性偏差问题

	CETR1	CETR2
POST_LIST	0.0021 * (1.94)	0.0022 ** (2.25)
SOE	-0.0080 (-1.36)	-0.0064 (-1.24)
SIZE	0.0086 ** (2.56)	0.0043 (1.40)
LEV	-0.0651 *** (-5.90)	-0.0619 *** (-5.60)
PPE	-0.0103 (-0.99)	-0.0008 (-0.08)
INT	0.0360 (0.77)	0.0104 (0.24)
INV	0.0602 *** (4.22)	0.0369 *** (2.99)
GROWTH	-0.0163 *** (-6.13)	-0.0176 *** (-6.10)
AGE	0.0007 (0.44)	0.0009 (0.51)
TA	-0.0042 (-0.32)	-0.0128 (-0.87)
RATIO	0.0123 *** (3.56)	0.0085 ** (2.49)
Constant	-0.0912 (-1.29)	-0.0670 (-1.04)
FIRM	YES	YES
YEAR	YES	YES
Observations	3131	3131
Adjusted R ²	0.08	0.07

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的置信水平上显著;括号内数字为经过企业聚类稳健标准误修正后的t值。

3.2.5 控制银行类型固定效应

在本研究中,样本企业主贷银行的类型包括四大国有商业银行、全国性股份制商业银行、城市商业银行和农村商业银行,各类银行在经营战略、业务模式

和资产规模等方面存在系统性差异。为了排除不随时间变化且难以观测的银行类型层面特征对本文研究结论的可能影响,我们进一步在模型(1)中控制了银行类型固定效应。从表 9 可以看出,POST_LIST 的估计系数均显著为正,支持主假设。

表 9 稳健性检验:控制银行类型固定效应

	CETR1	CETR2
POST_LIST	0.0026 * (1.93)	0.0034 ** (2.41)
SOE	-0.0104 ** (-2.22)	-0.0104 ** (-2.54)
SIZE	0.0077 *** (3.20)	0.0054 ** (2.43)
LEV	-0.0629 *** (-8.15)	-0.0558 *** (-7.14)
PPE	-0.0155 * (-1.92)	-0.0055 (-0.71)
INT	0.0139 (0.41)	0.0136 (0.43)
INV	0.0475 *** (4.39)	0.0248 ** (2.50)
GROWTH	-0.0134 *** (-7.47)	-0.0139 *** (-6.98)
AGE	0.0001 (0.04)	0.0008 (0.64)
TA	-0.0067 (-0.70)	-0.0064 (-0.62)
RATIO	0.0119 *** (4.82)	0.0079 *** (3.13)
Constant	-0.0695 (-1.38)	-0.0903 * (-1.95)
FIRM	YES	YES
YEAR	YES	YES
BANKTYPE	YES	YES
Observations	6557	6557
Adjusted R^2	0.08	0.06

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的置信水平上显著;括号内数字为经过企业聚类稳健标准误修正后的 t 值。

3.2.6 考察全部银行债权人的影响

除主贷银行外,其他借款银行也会关注贷款企业因避税行为引发的债务违约风险。为了更加全面地考察债权人对企业避税行为的影响,我们将研究对象由企业的主贷银行扩展到企业的全部借款银行,用上市银行占全部借款银行的比例 POST_LIST_ALL 衡量银行债权的整体治理强度。从表 10 可以看出, POST_LIST_ALL 的估计系数均显著为正,表明在企业的全部借款银行中上市银行所占的比例越大,企业的避税程度越低,进一步证明银行债权治理强度的提升有助于约束贷款企业的避税行为。

表 10 稳健性检验:考虑全部银行债权人的影响

	CETR1	CETR2
POST_LIST_ALL	0.0037 ** (2.03)	0.0042 ** (2.12)
SOE	-0.0104 ** (-2.21)	-0.0103 ** (-2.50)
SIZE	0.0078 *** (3.24)	0.0056 ** (2.49)
LEV	-0.0630 *** (-8.18)	-0.0559 *** (-7.18)
PPE	-0.0158 * (-1.96)	-0.0057 (-0.74)
INT	0.0133 (0.39)	0.0130 (0.41)
INV	0.0478 *** (4.43)	0.0254 ** (2.56)
GROWTH	-0.0134 *** (-7.45)	-0.0138 *** (-6.94)
AGE	0.0000 (0.03)	0.0008 (0.63)
TA	-0.0066 (-0.69)	-0.0063 (-0.61)
RATIO	0.0120 *** (4.88)	0.0079 *** (3.16)
Constant	-0.0708 (-1.41)	-0.0927 ** (-2.01)
FIRM	YES	YES

续表		
	CETR1	CETR2
YEAR	YES	YES
BANKTYPE	YES	YES
Observations	6557	6557
Adjusted R^2	0.08	0.06

注：***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%的置信水平上显著；括号内数字为经过企业聚类稳健标准误修正后的 t 值。

4 影响机制分析

如前文所述,企业避税行为会提高银行贷款的违约风险,因此银行具有强烈的动机约束企业的避税行为。企业避税为何会影响银行贷款的违约风险?在研究假设部分,我们提出了两种影响路径:一方面,企业避税产生的税务处罚风险会导致潜在的现金支出,很可能损害企业的偿债能力,提高银行贷款的违约风险;另一方面,避税活动往往需要管理层构造一系列复杂且不透明的交易活动进行掩盖,这会降低企业的信息透明度,从而加剧股东“资产替代”行为和 管理层“寻租”行为,提高银行贷款的违约风险。

4.1 主贷银行上市、偿债能力与企业避税

如果企业避税可以通过“企业税收规避——加剧税务风险——潜在现金支出”提高银行贷款的违约风险,我们可以合理预期,对于偿债能力较弱的企业而言,一旦避税行为受到查处,原本用于偿还银行借款本息的现金更可能被用于支付税款、滞纳金和罚款,银行贷款的违约风险更高。因此,银行对于偿债能力较弱企业的避税行为具有更强的约束动机,相应地,银行上市导致的债权治理强度的提升作用更为明显。我们采用 Debt to Asset 和 Debt to EBITDA 两个指标衡量企业的偿债能力,前者等于期末总负债除以期末总资产,反映企业的总资产对债权人权益的保障程度;后者等于期末总负债除以税息折旧及摊销前利润,反映企业所创造的税前利润和留存在企业内部的固定资产折旧费用、摊销费用在支付利息前对总负债的保障能力。我们分别计算了上述两个指标在主贷银行上市前样本观测的中位数,将小于该中位数的样本观测划分为偿债能力较强的组,大于或等于该中位数的样本观测划分为偿债能力较弱的组。表 11 报告了根据 Debt to Asset 分组的回归结果。结果显示,主贷银行上市对企业避税的抑制作用主要体现在偿债能力较弱的样本企业中,符合预期^①。

^① 根据 Debt to EBITDA 分组的回归结果也与预期相符,受限于篇幅,不在文中报告。

表 11 主贷银行上市、偿债能力与企业避税

	CETR1		CETR2	
	偿债能力强	偿债能力弱	偿债能力强	偿债能力弱
POST_LIST	0.0012 (0.60)	0.0039** (2.25)	0.0047 (1.04)	0.0035** (2.00)
SOE	-0.0002 (-0.04)	-0.0124* (-1.74)	0.0030 (0.52)	-0.0160*** (-2.59)
SIZE	0.0059 (1.50)	0.0063* (1.85)	0.0069* (1.71)	0.0025 (0.75)
LEV	-0.0780*** (-5.32)	-0.0469*** (-2.97)	-0.0799*** (-5.69)	-0.0305* (-1.90)
PPE	-0.0120 (-0.98)	-0.0113 (-0.89)	-0.0035 (-0.28)	-0.0009 (-0.07)
INT	0.1352*** (2.82)	-0.0608 (-1.31)	0.0879* (1.84)	-0.0301 (-0.71)
INV	-0.0063 (-0.32)	0.0509*** (3.46)	-0.0224 (-1.16)	0.0350** (2.38)
GROWTH	-0.0101*** (-3.36)	-0.0148*** (-6.25)	-0.0088*** (-2.64)	-0.0169*** (-6.15)
AGE	0.0016 (0.86)	-0.0018 (-1.26)	0.0024 (1.17)	-0.0008 (-0.47)
TA	0.0361** (2.01)	-0.0184 (-1.60)	0.0314* (1.84)	-0.0313** (-2.41)
RATIO	0.0062 (1.64)	0.0129*** (3.86)	0.0029 (0.78)	0.0080** (2.22)
Constant	-0.0402 (-0.50)	-0.0447 (-0.62)	-0.1274 (-1.53)	-0.0359 (-0.52)
FIRM	YES	YES	YES	YES
YEAR	YES	YES	YES	YES
Observations	3278	3279	3278	3279
Adjusted R^2	0.08	0.09	0.06	0.06

注：我们采用基于 F 检验的 Chow test 分别检验表中两个分组回归的子样本结构是否存在显著差异，F 值分别为 64.82 和 52.21，均拒绝原假设，表明子样本存在显著差异，采用分组回归的结果较为可靠。***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的置信水平上显著；括号内数字为经过企业聚类稳健标准误差修正后的 t 值。

4.2 主贷银行上市、信息披露与企业避税

如果企业避税可以通过“企业税收规避——降低信息透明度——加剧利益侵占行为”提高银行贷款的违约风险，我们可以合理预期，对于信息披露质量较

低的企业而言,避税行为对信息透明度的损害更大,更容易诱发利益侵占行为,银行借款的违约风险更高。因此,银行对信息披露质量较低企业的避税行为具有更强的约束动机,相应地,银行上市导致的债权治理强度的提升作用更为明显。我们采用两种方法衡量企业的信息披露质量:第一种方法是分析师关注程度,等于当年内对样本进行跟踪的分析师数量^①。曲晓辉和毕超(2016)发现,在我国的资本市场中分析师主要扮演信息解释角色,即利用其所具备的行业和专业知 识解读企业已经披露的公开信息。当企业公开披露的信息含量越高时,分析师在其研究报告中可以解读的内容越多,因此分析师更倾向于解读会计信息含量较高、会计信息可比性程度较高的财务报告,即分析师关注程度与企业的信息披露质量成正比(何平林等,2019)。我们计算了对样本企业进行跟踪的分析师人数中位数,将大于或等于中位数的样本观测划分为信息披露质量较高的组,小于样本中位数的样本观测划分为信息披露质量较低的组。第二种方法采用深圳证券交易所信息披露考评等级(曾颖和陆正飞,2006;伊志宏等,2010),该考评综合考察了深圳市上市公司信息披露的及时性、准确性、完整性和合法性,考评等级分为 A、B、C、D 四档,信息披露质量依次递减。我们将考评等级为 A 的企业划分为信息披露质量较高的组,考评等级为 B、C、D 的企业划分为信息披露质量较低的组。表 12 报告了根据分析师关注程度分组的回归结果,表明主贷银行上市对企业避税的抑制作用主要体现在信息披露质量较低的样本企业中,与预期相符^②。

表 12 主贷银行上市、信息披露质量与企业避税

	CETR1		CETR2	
	信披质量高	信披质量低	信披质量高	信披质量低
POST_LIST	0.0011 (0.65)	0.0039* (1.83)	0.0020 (1.13)	0.0054* (1.95)
SOE	-0.0152*** (-2.97)	0.0001 (0.00)	-0.0139*** (-2.95)	-0.0098 (-0.93)
SIZE	0.0050* (1.79)	0.0082* (1.75)	0.0037 (1.41)	0.0071 (1.48)
LEV	-0.0730*** (-7.78)	-0.0537*** (-3.69)	-0.0627*** (-6.89)	-0.0403** (-2.43)
PPE	-0.0228** (-2.31)	0.0026 (0.19)	-0.0085 (-0.86)	-0.0043 (-0.31)

① 分析师数据取自国泰安数据库。
 ② 根据深圳证券交易所信息披露考评等级分组的回归结果也与预期相符,受限于篇幅,不在文中报告。

续表

	CETR1		CETR2	
	信披质量高	信披质量低	信披质量高	信披质量低
INT	0.0790* (1.94)	0.0290 (0.54)	0.0642 (1.59)	0.0148 (0.28)
INV	0.0496*** (3.99)	0.0446** (2.21)	0.0220* (1.86)	0.0250 (1.11)
GROWTH	-0.0134*** (-5.89)	-0.0157*** (-5.08)	-0.0127*** (-5.32)	-0.0178*** (-4.46)
AGE	-0.0002 (-0.14)	-0.0033* (-1.88)	-0.0000 (-0.03)	-0.0026 (-1.15)
TA	-0.0095 (-0.76)	-0.0082 (-0.53)	-0.0087 (-0.70)	-0.0069 (-0.34)
RATIO	0.0135*** (4.32)	0.0087* (1.95)	0.0097*** (3.14)	0.0066 (1.25)
Constant	-0.0002 (-0.00)	-0.0332 (-0.34)	-0.0436 (-0.80)	-0.0771 (-0.78)
FIRM	YES	YES	YES	YES
YEAR	YES	YES	YES	YES
Observations	4462	2095	4462	2095
Adjusted R ²	0.10	0.09	0.07	0.07

注：我们采用基于F检验的Chow test分别检验表中两个分组回归的子样本结构是否存在显著差异，F值分别为62.10和54.86，均拒绝原假设，表明子样本存在显著差异，采用分组回归的结果较为可靠。***、**和*分别表示在1%、5%和10%的置信水平上显著；括号内数字为经过企业聚类稳健标准误修正后的t值。

4.3 主贷银行上市、产权性质与企业避税

如前文所述，银行不仅具有约束企业避税的动机，还具有抑制企业避税的能力，而债权要成为对企业的有效约束，必须拥有相应的制度背景作为支持(黄乾富和沈红波,2009)。具体而言，基于银行的债权治理机制能够有效抑制企业避税的隐含前提是，企业具有“预算硬约束”(田利辉,2005)，即当企业因为激进避税行为而被银行采取中止贷款、提前收贷、索取违约补偿、提高后续融资成本和难度等信贷风险管理措施时，政府部门不会通过增加贷款、提供补助、直接投资和税收优惠等方式对企业实施救助(Kornai,1980)。在此情况下，企业为了摆脱融资困境，更可能调整避税策略，以满足银行的信贷风险防控要求。现有研究表明，与非国有企业相比，国有企业的“预算软约束”程度更高，原因在于国有企业肩负着保障就业、稳定税收、救济扶贫和政绩考核等政治目标(林毅夫和李志赞,2004；沈志渔等,2008；吴联生,2009；张敏等,2018)，当国有企业发生亏

损时,政府有更大的责任和动机对它们进行救助(盛明泉等,2012)。因此我们合理预测,与国有企业相比,非国有企业的“预算硬约束”程度更高,银行上市导致的债权治理强度的提升作用更为明显。从表 13 可以看出,主贷银行上市对企业避税的抑制作用主要体现在非国有企业中,与预期相符。

表 13 主贷银行上市、产权性质与企业避税

	CETR1		CETR2	
	国有企业	非国有企业	国有企业	非国有企业
POST_LIST	0.0008 (0.51)	0.0056 *** (2.79)	0.0023 (1.33)	0.0057 *** (2.79)
SIZE	0.0074 ** (2.19)	0.0083 ** (2.30)	0.0053 * (1.72)	0.0072 ** (1.99)
LEV	-0.0714 *** (-7.06)	-0.0220 * (-1.85)	-0.0614 *** (-6.07)	-0.0303 ** (-2.22)
PPE	-0.0071 (-0.74)	-0.0340 *** (-2.64)	-0.0076 (-0.91)	-0.0130 (-0.88)
INT	0.0012 (0.03)	0.0150 (0.28)	0.0103 (0.27)	-0.0009 (-0.02)
INV	0.0439 *** (2.82)	0.0192 (1.24)	0.0222 (1.57)	0.0352 * (1.95)
GROWTH	-0.0128 *** (-5.27)	-0.0156 *** (-6.07)	-0.0145 *** (-5.73)	-0.0133 *** (-3.88)
AGE	-0.0017 (-1.27)	0.0037 (1.31)	-0.0013 (-0.87)	0.0059 *** (2.62)
TA	-0.0127 (-1.04)	0.0039 (0.28)	-0.0214 * (-1.67)	0.0201 (1.27)
RATIO	0.0134 *** (4.12)	0.0058 * (1.67)	0.0086 *** (2.63)	0.0055 (1.41)
Constant	-0.0511 (-0.73)	-0.1153 (-1.53)	-0.0760 (-1.20)	-0.1714 ** (-2.32)
FIRM	YES	YES	YES	YES
YEAR	YES	YES	YES	YES
Observations	3963	2594	3963	2594
Adjusted R^2	0.08	0.08	0.07	0.07

注:我们采用基于 F 检验的 Chow test 分别检验表中两个分组回归的子样本结构是否存在显著差异, F 值分别为 29.80 和 20.86,均拒绝原假设,表明子样本存在显著差异,采用分组回归的结果较为可靠。*** ** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的置信水平上显著;括号内数字为经过企业聚类稳健标准误差修正后的 t 值。

5 研究结论

本文运用银行上市行为衡量银行债权治理强度的变化,利用双重差分法(DID),考察了银行债权治理机制能否影响企业的避税程度。研究发现,主贷银行上市以后,其客户企业的避税程度显著下降。这表明银行的债权治理效应越强,企业的避税程度越低,银行债权治理机制能够有效约束企业的避税行为,丰富了企业避税影响因素和债权治理经济后果领域的文献。

此外,本文的研究结论表明,上市有助于强化银行对客户企业风险性行为的监督,提升银行债权治理机制的有效性。这为评价我国银行业改革取得的成效提供新的证据,也为进一步扩大银行业对外开放、深化金融供给侧结构性改革提供政策参考。一方面,应该继续坚定不移地推进商业银行上市进程,加强和完善现代金融监管。对于已经完成股份制改造的商业银行,可以考虑设立“绿色通道”,在同等条件下给予审核优先权,依托证券市场监管机制提高银行业信贷风险管理水平,强化金融稳定保障体系,守住不发生系统性风险底线。另一方面,对于在短期内无法达到上市要求的信用社等银行机构,可以加速其向股份制商业银行改制的进程,以明晰产权关系、完善治理结构。此外,也可以在现有商业银行信息披露办法基础上,扩大信息披露范围,借助分析师等行业外部监督力量防控信贷风险、优化债权治理。

附录 1999—2017 年我国银行上市信息汇总表

序号	银行名称	银行类别	首次上市年份	上市地点
1	浦发银行	全国性股份制商业银行	1999	A
2	民生银行	全国性股份制商业银行	2000	A/H
3	招商银行	全国性股份制商业银行	2002	A/H
4	华夏银行	全国性股份制商业银行	2003	A
5	建设银行	四大国有商业银行	2005	A/H
6	交通银行	全国性股份制商业银行	2005	A/H
7	中国银行	四大国有商业银行	2006	A/H
8	工商银行	四大国有商业银行	2006	A/H
9	兴业银行	全国性股份制商业银行	2007	A
10	中信银行	全国性股份制商业银行	2007	A/H
11	北京银行	城市商业银行	2007	A
12	南京银行	城市商业银行	2007	A
13	宁波银行	城市商业银行	2007	A

续表

序号	银行名称	银行类别	首次上市年份	上市地点
14	农业银行	四大国有商业银行	2010	A/H
15	光大银行	全国性股份制商业银行	2010	A
16	重庆农商行	农村商业银行	2010	H
17	平安银行	全国性股份制商业银行	2012	A
18	徽商银行	城市商业银行	2013	H
19	重庆银行	城市商业银行	2013	H
20	哈尔滨银行	城市商业银行	2014	H
21	盛京银行	城市商业银行	2014	H
22	郑州银行	城市商业银行	2015	H
23	青岛银行	城市商业银行	2015	H
24	锦州银行	城市商业银行	2015	H
25	常熟银行	农村商业银行	2016	A
26	江阴银行	农村商业银行	2016	A
27	江苏银行	城市商业银行	2016	A
28	吴江银行	农村商业银行	2016	A
29	无锡银行	城市商业银行	2016	A
30	贵阳银行	城市商业银行	2016	A
31	杭州银行	城市商业银行	2016	A
32	上海银行	城市商业银行	2016	A
33	邮储银行	全国性股份制商业银行	2016	H
34	浙商银行	全国性股份制商业银行	2016	H
35	天津银行	城市商业银行	2016	H
36	张家港行	农村商业银行	2017	A
37	广州农商行	农村商业银行	2017	H
38	中原银行	城市商业银行	2017	H
39	九台农商行	农村商业银行	2017	H

参考文献

- 蔡宏标, 饶品贵. 2015. 机构投资者、税收征管与企业避税[J]. 会计研究, (10): 59-65.
- Cai H B, Rao P G. 2015. Institutional investor, tax enforcement and tax avoidance [J]. *Accounting Research*, (10): 59-65. (in Chinese)
- 曹越, 姜丽平, 张肖飞, 等. 2015. 地方政府政绩诉求、政府控制与国有企业税负[J]. 审计与经济研究, 30(5): 103-112.
- Cao Y, Jiang L P, Zhang X F, et al. 2015. Political achievement demands of local

- government, government control right and corporate tax burden[J]. *Journal of Audit & Economics*, 30(5): 103-112. (in Chinese)
- 邓莉, 张宗益, 李宏胜. 2007. 银行债权的公司治理效应研究——来自中国上市公司的经验证据[J]. *金融研究*, (1): 61-70.
- Deng L, Zhang Z Y, Li H S. 2007. On the corporate governance effect of bank's credit[J]. *Journal of Financial Research*, (1): 61-70. (in Chinese)
- 范子英, 田彬彬. 2013. 税收竞争、税收执法与企业避税[J]. *经济研究*, 48(9): 99-111.
- Fan Z Y, Tian B B. 2013. Tax competition, tax enforcement and tax avoidance[J]. *Economic Research Journal*, 48(9): 99-111. (in Chinese)
- 何平林, 孙雨龙, 陈宥任, 等. 2019. 分析师跟踪、董事海外背景与信息披露质量[J]. *科学决策*, (9): 1-27.
- He P L, Sun Y L, Chen Y R, et al. 2019. Analyst following, overseas background of directors and quality of information disclosure[J]. *Scientific Decision-Making*, (9): 1-27. (in Chinese)
- 后青松, 袁建国, 张鹏. 2016. 企业避税行为影响其银行债务契约吗——基于A股上市公司的考察[J]. *南开管理评论*, 19(4): 122-134.
- Hou Q S, Yuan J G, Zhang P. 2016. Does corporate tax avoidance behavior affect bank debt contract? An empirical research using China's listed company data[J]. *Nankai Business Review*, 19(4): 122-134. (in Chinese)
- 胡奕明, 周伟. 2006. 债权人监督: 贷款政策与企业财务状况——来自上市公司的一项经验研究[J]. *金融研究*, (4): 49-60.
- Hu Y M, Zhou W. 2006. On the creditor's supervision: Loan decision and financial condition of debtor[J]. *Journal of Financial Research*, (4): 49-60. (in Chinese)
- 黄乾富, 沈红波. 2009. 债务来源、债务期限结构与现金流的过度投资——基于中国制造业上市公司的实证证据[J]. *金融研究*, (9): 143-155.
- Huang Q F, Shen H B. 2009. On the maturity structure, the source of debt and the over-investment of cash flow[J]. *Journal of Financial Research*, (9): 143-155. (in Chinese)
- 金鑫, 雷光勇. 2011. 审计监督、最终控制人性与税收激进度[J]. *审计研究*, (5): 98-106.
- Jin X, Lei G Y. 2011. Audit supervision, property of ultimate controller and tax aggressiveness[J]. *Auditing Research*, (5): 98-106. (in Chinese)
- 廖歆欣, 刘运国. 2016. 企业避税、信息不对称与管理层在职消费[J]. *南开管理评论*, 19(2): 87-99.
- Liao X X, Liu Y G. 2016. Corporate tax sheltering activities, information

- asymmetry and managerial perk consumption[J]. *Nankai Business Review*, 19(2): 87-99. (in Chinese)
- 林毅夫, 李志赞. 2004. 政策性负担、道德风险与预算软约束[J]. *经济研究*, 39(2): 17-27.
- Lin Y F, Li Z Y. 2004. Policy burden, moral hazard and soft budget constraint [J]. *Economic Research Journal*, 39(2): 17-27. (in Chinese)
- 刘行, 叶康涛. 2013. 企业的避税活动会影响投资效率吗? [J]. *会计研究*, (6): 47-53.
- Liu H, Ye K T. 2013. Does corporate tax avoidance affect investment efficiency? [J]. *Accounting Research*, (6): 47-53. (in Chinese)
- 刘骏, 刘峰. 2014. 财政集权、政府控制与企业税负——来自中国的证据[J]. *会计研究*, (1): 21-27.
- Liu J, Liu F. 2014. Fiscal centralization, government control and corporate tax burden—Evidence from China [J]. *Accounting Research*, (1): 21-27. (in Chinese)
- 刘笑霞, 郭思远. 2019. 媒体负面报道、内部信息环境与公司避税[J]. *证券市场导报*, (3): 49-58.
- Liu X X, Guo S Y. 2019. Negative media coverage, internal information environment and tax avoidance [J]. *Securities Market Herald*, (3): 49-58. (in Chinese)
- 曲晓辉, 毕超. 2016. 会计信息与分析师的信息解释行为[J]. *会计研究*, (4): 19-26.
- Qu X H, Bi C. 2016. Accounting information and the behavior of analysts' information interpretation[J]. *Accounting Research*, (4): 19-26. (in Chinese)
- 沈志渔, 刘兴国, 周小虎. 2008. 基于社会责任的国有企业改革研究[J]. *中国工业经济*, (9): 141-149.
- Shen Z Y, Liu X G, Zhou X H. 2008. Research on state-owned enterprise reform: In view of social responsibility[J]. *China Industrial Economics*, (9): 141-149. (in Chinese)
- 盛明泉, 张敏, 马黎珺, 等. 2012. 国有产权、预算软约束与资本结构动态调整[J]. *管理世界*, (3): 151-157.
- Sheng M Q, Zhang M, Ma L J, et al. 2012. State-owned property rights, soft budget constraints, and dynamic adjustment of capital structure [J]. *Journal of Management World*, (3): 151-157. (in Chinese)
- 田利辉. 2005. 国有产权、预算软约束和中国上市公司杠杆治理[J]. *管理世界*, (7): 123-128, 147.

- Tian L H. 2005. The national ownership, the budgetary soft control, and the leverage control over China's listed companies[J]. *Journal of Management World*, (7): 123-128, 147. (in Chinese)
- 王锋, 葛星. 2022. 低碳转型冲击就业吗? ——来自低碳城市试点的经验证据[J]. *中国工业经济*, (5): 81-99.
- Wang F, Ge X. 2022. Can low-carbon transition impact employment—Empirical evidence from low-carbon city pilot policy[J]. *China Industrial Economics*, (5): 81-99. (in Chinese)
- 王满四, 邵国良. 2012. 银行债权的公司治理效应研究——基于广东上市公司的实证分析[J]. *会计研究*, (11): 49-56.
- Wang M S, Shao G L. 2012. Study on the effects of corporate governance introduced by banks as creditors: An empirical analysis based on the listed companies in Guangdong[J]. *Accounting Research*, (11): 49-56. (in Chinese)
- 吴联生. 2009. 国有股权、税收优惠与公司税负[J]. *经济研究*, 44(10): 109-120.
- Wu L S. 2009. State ownership, preferential tax, and corporate tax burdens[J]. *Economic Research Journal*, 44(10): 109-120. (in Chinese)
- 许浩然, 刘耀淞, 张敏. 2016. 银行上市与贷款质量[J]. *投资研究*, 35(5): 19-40.
- Xu H R, Liu Y S, Zhang M. 2016. Bank IPO and loan quality[J]. *Review of Investment Studies*, 35(5): 19-40. (in Chinese)
- 伊志宏, 姜付秀, 秦义虎. 2010. 产品市场竞争、公司治理与信息披露质量[J]. *管理世界*, (1): 133-141, 161.
- Yi Z H, Jiang F X, Qin Y H. 2010. The market competition in products, the corporate governance and the quality of information disclosure [J]. *Journal of Management World*, (1): 133-141, 161. (in Chinese)
- 曾颖, 陆正飞. 2006. 信息披露质量与股权融资成本[J]. *经济研究*, 41(2): 69-79, 91.
- Zeng Y, Lu Z F. 2006. The relationship between disclosure quality and cost of equity capital of listed companies in China[J]. *Economic Research Journal*, 41(2): 69-79, 91. (in Chinese)
- 张敏, 刘耀淞, 王欣, 等. 2018. 企业与税务局为邻: 便利避税还是便利征税[J]. *管理世界*, 34(5): 150-164.
- Zhang M, Liu Y S, Wang X, et al. 2018. Geographically proximate to tax bureau: Facilitate tax avoidance or collection? [J]. *Journal of Management World*, 34(5): 150-164. (in Chinese)
- Ahn S, Choi W. 2009. The role of bank monitoring in corporate governance: Evidence from borrowers' earnings management behavior[J]. *Journal of Banking & Finance*,

- 33(2): 425-434.
- Allen A, Francis B B, Wu Q, et al. 2016. Analyst coverage and corporate tax aggressiveness[J]. *Journal of Banking & Finance*, 73: 84-98.
- Armstrong C S, Blouin J L, Jagolinzer A D, et al. 2015. Corporate governance, incentives, and tax avoidance[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 60(1): 1-17.
- Chen N X, Chiu P C, Shevlin T. 2018. Do analysts matter for corporate tax planning? evidence from a natural experiment[J]. *Contemporary Accounting Research*, 35(2): 794-829.
- Chen T, Lin C. 2017. Does information asymmetry affect corporate tax aggressiveness [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 52(5): 2053-2081.
- Cook K, Ma T, Zhao Y J. 2020. Do creditors influence corporate tax planning? Evidence from loan covenants [M]//Hasseldine J. *Advances in Taxation (Advances in Taxation, Vol. 27)*. Bingley: Emerald Publishing Limited, 1-42.
- Desai M A, Dharmapala D. 2009. Corporate tax avoidance and firm value[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 91(3): 537-546.
- Diamond D W. 1984. Financial intermediation and delegated monitoring[J]. *The Review of Economic Studies*, 51(3): 393-414.
- Hanlon M, Heitzman S. 2010. A review of tax research[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 50(2/3): 127-178.
- Hasan I, Hoi C K, Wu Q, et al. 2014. Beauty is in the eye of the beholder: The effect of corporate tax avoidance on the cost of bank loans [J]. *Journal of Financial Economics*, 113(1): 109-130.
- Hoopes J L, Mescall D, Pittman J A. 2012. Do IRS audits deter corporate tax avoidance? [J]. *The Accounting Review*, 87(5): 1603-1639.
- Isin A A. 2018. Tax avoidance and cost of debt: The case for loan-specific risk mitigation and public debt financing[J]. *Journal of Corporate Finance*, 49: 344-378.
- Jensen M C, Meckling W H. 1976. Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure[J]. *Journal of Financial Economics*, 3(4): 305-360.
- Khan M, Srinivasan S, Tan L. 2017. Institutional ownership and corporate tax avoidance: New evidence[J]. *The Accounting Review*, 92(2): 101-122.
- Khurana I K, Moser W J. 2013. Institutional shareholders' investment horizons and tax avoidance[J]. *Journal of the American Taxation Association*, 35(1): 111-134.
- Kim J B, Li Y H, Zhang L D. 2011. Corporate tax avoidance and stock price crash risk: Firm-level analysis[J]. *Journal of Financial Economics*, 100(3): 639-662.
- Kornai J. 1980. "Hard" and "Soft" budget constraint[J]. *Acta Oeconomica*, 25(3/4):

231-245.

Mironov M. 2013. Taxes, theft, and firm performance[J]. *The Journal of Finance*, 68(4): 1441-1472.

Creditor Governance and Tax Avoidance

—A Quasi-experiment Study based on the Main Bank's IPO

Yaosong Liu¹ Yanran Li¹ Min Zhang²

(1. School of Management, Shanghai University;

2. School of Business, Renmin University of China)

Abstract Whether creditors affect corporate tax avoidance is an important issue that has not been studied in depth. Using the bank's IPO event to measure the change of the bank credit governance intensity, we explore the issue with the DID methodology. Evidence shows that the firm's tax avoidance degree decreases significantly after its main bank goes public, which indicates that the bank's credit governance mechanism can effectively restrain corporate tax avoidance. Further evidence suggests that the restrictive effect is more pronounced in firms with weaker solvency, lower information disclosure quality, or non-state-owned property right. Our findings add to the studies of tax avoidance factors and the economic consequence of creditor governance. The conclusion shows that bank's IPO could help strengthen the supervision of corporate risky behavior, that is, the bank's IPO could improve the effectiveness of creditor's governance mechanism, which provides an important policy reference for the further deepening of the financial industry reform.

JEL Classification G21, G34, G32