

银企关系会影响企业税收规避行为吗？*

曹越 易冰心 鲁昱

〔摘要〕银企关系具有缓解融资约束、降低监督成本和约束债务契约的功能,这对企业税收规避行为具有重要影响。本文以2007-2015年沪深A股非金融类上市公司为样本,检验了银企关系对企业税收规避行为的影响。研究表明:银企关系越密切,企业税收规避程度越高。区分产权性质、机构投资者持股水平、金融发展程度和税收征管强度的进一步检验发现,银企关系增加企业税收规避行为这一现象仅在产权性质为非国有、机构投资者持股水平低、金融发展水平低和税收征管强度弱的企业中存在。拓展性分析结果显示,银企关系引发的税收规避行为会降低企业价值。上述证据表明,银企关系是企业税收规避的重要诱因,本文丰富了企业税收规避的影响因素以及银企关系经济后果的文献。

关键词: 银企关系 融资约束 银行监督 税收规避

JEL 分类号: G21 G32 H26

一、引言

关系型贷款是20世纪90年代才引起经济学家关注的前沿问题。与保持距离型贷款不同,关系型贷款是指银行通过与借款企业长期接触,获取了企业真实的财务和经营状况、企业家的品质和项目前景等软信息,并主要依据这些专有信息而发放的贷款(Berger and Udell,1995)。关系型贷款理论来源于银企关系理论,由于银企之间存在信息不对称问题,银行需要与企业保持密切的联系来沟通信息,进行双向交流,从而形成了一种特殊的“关系”。我国资本市场还处于初级阶段,上市公司的直接融资途径受到很大限制,银行贷款是企业最主要的资金来源(Allen et al.,2005),而银行等间接融资机构的资金投放有限。因此,我国企业普遍存在融资难的问题。当正式制度体系不完善时,企业倾向于建立非正式的关系以寻求支援(Allen et al.,2005;Chen et al.,2016)。银企关系作为一种替代性的非正式关系,能够帮助企业克服产权安排、金融市场发展等正式制度的不完善,获得更多的银行贷款。为了缓解融资约束,越来越多的企业开始和银行建立关联关系(张敏等,2012)。学者发现,银企关系的经济后果具有两面性:一方面,银企关系可以增强企业贷款的可得性(Petersen and Rajan,1994),降低融资成本(Bharath et al.,2011)。银行在搜集、处理和监督借款人专有信息上具有成本优势(Diamond,1984),这有助于治理企业的非效率投资、改善投资效率(翟胜宝等,2014)以及提高公司治理水平(Levine,2002);另一方面,由于信息垄断优势,关系银行可能会

* 曹越,湖南大学工商管理学院,副教授,管理学博士,财政部全国会计领军(后备)人才;易冰心,湖南大学工商管理学院,博士研究生;鲁昱,北京工商大学商学院,副教授,博士。本文为国家社会科学基金重点项目“‘营改增’对企业的财务效应与应对策略研究”(项目编号:17AGL011)的阶段性成果。

给企业带来胁迫(Chen et al.,2016),使其错失潜在的成长机会(Houston and James,1996),即产生“套牢问题”,从而阻碍企业发展。

税收规避是企业为了获得更多留存资源而进行的一项重要经营活动,并逐渐被全球企业普遍采用(Dyreg et al.,2008)。企业实施避税活动可以减少现金流出,降低负债融资需求,提高企业财务灵活性以及降低企业破产清算风险(Kim,2011),但也面临被税务机关稽查和处罚的风险。近年来,企业税收规避的盛行引起学者关注其背后的动因、机制与效果(Desai and Dharmapala,2006;2007),现有文献主要从两个层面展开:一是宏观层面,学者侧重关注政策不确定性(Katz and Owen,2013)、金融危机(王亮亮,2016)、金融发展(刘行和叶康涛,2014)以及税收执法力度(Kleven et al.,2011)等因素对企业避税行为的影响;二是微观层面,学者主要从政治身份(李维安和徐业坤,2013)、个人特征(Dyreg et al.,2010)等管理者层面,董事会结构(Lanis and Richardson,2011;李成等,2016)、产权性质(Chen et al.,2010)等公司层面,以及机构投资者(蔡宏标和饶品贵,2015)、审计监督(金鑫和雷光勇,2011)等内外部治理层面来探究企业税收规避的影响因素。

那么,银企关系会影响企业税收规避行为吗?目前尚无文献对此展开理论分析并提供经验证据。根据上述文献可以推知:一方面,银企关系可以缓解融资约束,这可能会减少企业避税行为;另一方面,银企关系产生的套牢问题又可能增加企业避税行为。因此,银企关系是否影响企业税收规避行为是值得学者关注的话题。

本文以2007-2015年沪深A股非金融类上市公司为样本,专门探讨了银企关系对企业税收规避行为的影响。主要贡献在于:一是选题上,本文首次检验了银企关系对企业税收规避行为的影响。以往的文献侧重从金融危机(王亮亮,2016)、税收执法力度(Kleven et al.,2011)、高管个人特征(Dyreg et al.,2010)以及机构投资者(蔡宏标和饶品贵,2015)等方面来研究企业税收规避的影响因素,尚无文献从银企关系视角出发来考察其对企业税收规避的影响,本文的研究丰富了银企关系的经济后果以及企业税收规避影响因素的文献。二是内容上,本文揭示了银企关系对企业税收规避的影响机理,并分别从企业产权性质、机构投资者持股水平、金融发展程度和税收征管强度层面进一步探讨了银企关系对企业避税行为的影响,这从企业自身特征和内外部治理维度深化了银企关系对企业税收规避行为的影响分析。三是方法上,本文采用了分位数回归方法检验了机构投资者持股水平对银企关系与企业税收规避之间关系的调节效应。标准的线性OLS回归基于条件均值函数,属于均值回归,只提供局部分析;分位数回归可提供有关被解释变量和位于被解释变量条件分布中不同点处的解释变量之间关系的详细信息,它避免了对回归误差参数分布的假设,对异常值更加稳健,清晰地反映了机构投资者持股水平对银企关系与企业税收规避之间调节效应影响的层次差异,更全面、更准确地考察了三者之间的关系。

本文剩余部分安排如下:第二部分为理论分析与研究假设,第三部分为研究设计,第四部分为实证检验结果及分析,第五部分为研究结论。

二、理论分析与研究假设

为了便于获得银行贷款,企业往往与银行建立关联关系。作为企业主要外部资金来源,银行在企业经营发展中占有举足轻重的地位。前已述及,关于银企关系对企业经营发展的影响,理论和经验研究的结论不一致,即银企关系既可能对企业的经营发展带来正面效应,也可能带来负面效应。税收规避是企业内源融资的方式之一,企业通过避税可以获得更多的留存资源,以支持其经营发展,因此,企业税收规避行为与其经营与发展状况息息相关。银企关系对企业经营发展的影响具有两面性,进而对其税收规避程度的影响具有不确定性。

(一) 银企关系可能减少企业税收规避行为

如果银企关系对企业经营发展具有正面效应,那么可以合理预期:银企关系可能促使企业减少税收规避行为。理由如下:首先,银企关系可以通过缓解融资约束而降低企业税收规避动机。根据融资约束理论,信息不对称性导致的市场不完备会增加企业获取外部资本的难度与成本,从而使企业面临融资约束问题。企业通过与银行建立良好关系可以有效降低借贷双方的信息不对称程度,从而降低银行的监督成本,同时,关系银行愿与借款企业分享部分收益,也会降低借款企业的融资成本(Boot and Thakor,1994)。银企关系带来外部融资便利时,企业的融资约束就会得到缓解,企业的税收规避程度应该会下降。因为银企关系缓解融资约束将会降低企业税收规避的边际价值。同时,企业避税行为有被税务稽查部门发现的风险,由此导致的处罚数额加上相应的声誉损失构成了企业税收规避的成本(Hanlon and Slemrod,2009)。企业在进行避税决策时需要权衡税收规避的收益和成本。当企业避税行为决定于“ $\text{边际成本} = \text{边际收益}$ ”时,银企关系缓解融资约束会降低借贷融资的难度与成本,从而间接降低企业避税行为的边际收益。根据“ $\text{边际收益} = \text{边际成本}$ ”这一避税决策原则可知,企业会通过减少避税行为来降低避税边际成本,从而达到新的均衡。

其次,银企关系引入的银行监督可能会减少企业避税行为。税收规避的代理理论认为,为了避免被税务稽查部门发现,企业税收规避往往与复杂且不透明的交易密切相关,这加剧了企业的信息不对称程度,为存在私利动机的管理层创造了机会(Desai and Dharmapala,2006)。如管理层可以利用任职企业向自己及其关系人控制的企业通过转让定价、高资本成本借入债务、支付高额咨询费用等方式降低企业税收负担,并从中获取私利(Schadewald,2005)。这种获取私利的寻租行为反过来可能进一步增加管理层实施避税活动的意愿,进而提高企业的税收规避程度。即企业税收规避与管理层寻租之间存在反哺效应(Desai and Dharmapala,2006)。银企关系引入的银行监督可以降低企业信息不对称程度,从而约束管理层为攫取私利而进行的税收规避行为。根据大贷款人监督假说,相比于单个贷款人,银行在信息搜集和分析上更具有优势,它可以对信息不对称产生的问题进行更为有效的监控(Diamond et al.,1984)。现代企业理论认为,企业是多边契约关系的耦合体,是利益相关者交易产权形成的。公司法并非公司治理发挥作用的唯一机制,除股东外,企业的其他契约方(尤其是债权人)也希望利用契约降低代理成本并监督管理层行为,且由于银行拥有信息搜集和处理优势,特别适合这种监督功能(Shepherd et al.,2008)。大量文献支持银行对借款企业有特殊的监督效应,进而可以提高借款企业的信息透明度(Fama,1990; Dhaliwal et al.,2011)。因此,从这一角度来看,关系银行作为企业“亲密的债权人”更加了解企业,银企关系将银行监督引入企业内部,这可以降低企业信息不对称程度,抑制管理层自利动机下的避税行为。

(二) 银企关系可能增加企业税收规避行为

如果银企关系对企业经营发展具有负面效应,那么可以合理预期:银企关系可能促使企业增加税收规避行为。理由如下:首先,银企关系产生的“套牢问题”使企业不得不保持较强的偿债能力。从需求的角度来看,关系银行对企业的偿债能力要求较高:与股东相比,债权人更加关心企业资产变现的可能性,并限制损害自己利益的行为。为了控制信贷风险,关系银行会要求企业保持一定的偿债能力。已有研究发现,为了判别企业存在的潜在风险,银行对企业长短期借款、资产负债率和速动比率等财务信息高度重视(饶艳超和胡奕明,2005),且通过分析企业财务状况后做出相应的贷款决策。一旦企业财务状况出现不利于债权人的局面,银行可能采取提前收贷、不再发放新贷款、提高利率、要求违约补偿和申请破产等措施来维护自身利益(胡奕明和周伟,2006)。从供给角度分析,银企关系产生的“套牢问题”,使企业必须保持一定的偿债能力。尽管企业通过银企关系这种“关系机制”可以获得银行贷款,但作为非正式制度安排的银企关系,更倾向为其所在银行利

益服务(Byrd and Mizruchi,2005;Guner,2008),关系银行对企业偿债能力的硬约束可能损害企业利益。当企业欲脱离关系银行向外部银行融资时,外部银行会认为关系银行对企业项目前景的判断更加准确,企业很容易被怀疑为劣质企业从而告贷无门(雷英,2007)。为了避免重新陷入融资难的困境,企业必须为维持银企关系而付出努力。

其次,企业实施避税活动有助于提高其偿债能力:一方面,避税行为可以通过提高企业流动性水平而直接提高偿债能力。税收是企业重要的现金支出(企业所得税约占企业税前利润的25%),税收规避可以节省企业的税收支出,显著提高企业的现金流水平,从而提高企业流动性。另一方面,避税行为可以通过增加现金积累而减少对外负债水平,间接提高偿债能力。值得注意的是,在其他条件不变的情况下,维持较强的偿债能力也可以通过减少对外负债水平来达成。银行债务对管理层未来融资能力有一定的限制作用(Hart,2001)。据此可知,银企关系虽然能够增加企业信贷可得性(Petersen and Rajan,1994)、降低企业融资成本(Bharath et al.,2011),但也限制了企业进一步融资的能力。当企业外源融资渠道受阻时,税收规避作为企业内部融资渠道之一,能将一部分的现金支出留存于企业内部,增强企业在面临外源融资困难时的应对能力。当然,公司减少现金流出的方式有多种,比如削减广告支出、研发费用或减少雇员等,但是这些措施往往会影响企业的长期业绩,不利于企业长远发展,而企业税收规避所产生的负面效应相对较小。即企业有动机通过税收规避的方式来减少现金流出,提高企业的流动性,降低负债水平。

上述分析表明,由于银企关系带来的“套牢问题”,关系企业必须维持较强的偿债能力,而企业实施避税活动可以直接或间接提高偿债能力。这说明,拥有银企关系的企业可能通过实施避税行为来提高自身的偿债能力,即银企关系可能会增加企业税收规避行为。

综上所述,拥有银企关系的企业既有可能减少避税行为,也有可能增加避税行为。据此,本文提出如下有待检验的零假设。

H1:在其他条件不变的情况下,银企关系对企业的税收规避程度没有显著影响。

三、研究设计

(一)样本选取以及数据来源

鉴于我国自2007年开始实行新企业会计准则,本文选取2007-2015年全部A股上市公司为初始样本,对样本执行如下筛选程序:(1)考虑到金融保险业的上市公司财务特征和会计核算具有特殊性,剔除金融保险业;(2)ST、PT类型的公司属于财务困境公司,为避免其异常行为可能对结果产生的影响,剔除ST、PT类型的公司;(3)剔除数据缺失样本。最终得到14054个观测值。上述数据筛选过程与现有企业避税文献基本一致(李维安和徐业坤,2013;蔡宏标和饶品贵,2015)。本文银企关系的数据是依据CSMAR数据库的高管个人资料文件手工搜集获得,名义税率来源于WIND数据库,各地区税收收入数据来源于《中国税务年鉴》并经手工整理获得,其他数据均来自于CSMAR数据库。为了消除异常值的影响,本文对所有连续变量在1%-99%分位上进行缩尾处理。

(二)变量的定义与度量

1. 企业避税。在以往的实证研究中,企业税收规避的衡量存在多种方法,并没有统一的标准(Hanlon and Heitzman,2010)。本文选取实证研究中经常采用的“会计-税收”差异方法来刻画企业的税收规避行为。首先,借鉴Desai and Dharmapala(2006)的做法,使用“会计-税收”差异(Btd)来衡量企业的税收规避程度。会计-税收差异(Btd)=(利润总额-应纳税所得额)/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)/名义税率。Btd越大,表明企业避税程度

越高,避税行为越多。会计-税收差异(Btd)在一定程度上反映了企业税收规避程度,但是这一指标没有考虑企业盈余管理的影响(Hanlon and Heitzman,2010)。因此,本文进一步采用扣除应计利润影响后的会计与税收之间的差异(Ddbtd)来衡量企业税收规避(Desai and Dharmapala,2006),从而消除盈余管理对企业避税的干扰。具体而言,本文通过以下模型来估计 Ddbtd:

$$Btd_{i,t} = \alpha Tacc_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中,Tacc 为总应计利润,等于(净利润-经营活动产生的现金流量)/期末总资产; μ_i 为公司 i 在样本期间内残差的平均值; $\varepsilon_{i,t}$ 代表 t 年度残差与公司平均残差 μ_i 的偏离度。Ddbtd = $\mu_i + \varepsilon_{i,t}$, 代表 Btd 中不能被应计利润解释的那一部分,即为扣除应计利润影响之后的会计-税收差异。

2. 银企关系。借鉴 Booth and Deli(1999)、Guner et al.(2005)以及邓建平和曾勇(2011)的做法,采用企业高管和董事的银行关联作为银企关系的度量,用 Relate1 表示。企业若有现在或曾经在银行任职的高管时 Relate1 取 1,否则取 0。其中,企业高管是指董事和高级管理人员。同时,本文还设置了另一个度量银企关系的指标 Relate2,等于企业中现在或曾经在银行任职的高管占总高管人数的比例。Relate2 的数值越大,代表企业与银行的关系越密切。

(三)模型构建

为了检验银企关系与企业税收规避之间的关系,本文构建如下模型:

$$Btd/Ddbtd = \gamma_0 + \gamma_1 Relate1/Relate2 + \gamma_2 Lev + \gamma_3 Roa + \gamma_4 Bm + \gamma_5 Size + \gamma_6 Ppe + \gamma_7 Intang + \gamma_8 Invint + \gamma_9 Eqinc + \gamma_{10} Cashing + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon \quad (2)$$

其中,被解释变量为企业避税(Ddbtd/Btd),解释变量为银企关系(Relate1/Relate2),模型(2)引入了行业、年度虚拟变量来控制行业以及年度效应,其他变量均为控制变量,具体说明如下:(1)资产负债率(Lev),等于期末总负债除以总资产。一方面,高负债企业可以利用其税盾价值,这会削弱其从事税收规避活动的动机(Badertscher et al.,2013);另一方面,负债水平较高的企业有动机通过激进的税收政策来缓解其债务压力(Graham and Trucker,2006)。因此,资产负债率与企业税收规避的关系存在不确定性。(2)总资产报酬率(Roa),等于期末净利润除以总资产。盈利能力越强,应纳税所得额越多,所得税税负越高(Zimmerman,1983),但是盈利能力越强也说明公司越有效率,支付的有效税收也更少(Derashid and Zhang,2003)。因此,无法估计 Roa 系数的符号。(3)账面市值比(Bm),等于权益资本的账面价值除以市场价值。Bm 越小,表明公司的成长性越高,这样的企业会受到更多关注,从而难以开展避税活动(Chen et al.,2010),但也有不一致的结论(Spooner,1986)。(4)企业规模(Size),等于期末总资产的自然对数。政治权利理论认为,大公司能够利用手中的资源从事和组织税收筹划活动(李维安和徐业坤,2013);但根据政治成本假说,规模越大的企业,会受到更多监管部门和社会的关注,其进行避税活动的成本就越高(Zimmerman,1983)。(5)有形资本密集度(Ppe),等于期末固定资产净值占总资产的比重。有形资本密集度越高的企业,有更多的空间采取不同的折旧方法,进而降低企业税负水平(Stickney and McGee,1982)。(6)无形资产密集度(Intang),等于期末无形资产净值除以总资产。由于研发费用的税收抵免效应,无形资产密集程度高的企业税收负担低(Chen et al.,2010)。(7)存货密集度(Invint),等于期末存货净额占总资产的比重。一般而言,资本密集度越高,则存货密集度越低,因此,存货密集度与公司实际税率正相关(Gupta and Newberry,1997)。(8)投资收益(Eqinc),等于期末投资收益除以总资产。根据我国企业所得税法规定,符合条件的居民企业之间的权益性投资收益免税。因此,企业的投资收益越多,实际税率也会越低(Chen et al.,2010)。(9)现金持有(Cashing),等于期末现金及现金等价物与总资产的比值。一般而言,现金流较为充裕的企业避税行为相对较少(Dyreg et al.,2010;李维安和徐业坤,2013)。

四、实证结果分析

(一)描述性统计分析及单变量分析

表1中Panel A报告了主要变量的描述性统计。从表中的结果可以看出,Btd的平均值与中位数都为负,这说明整体而言,与企业会计准则相比,我国企业所得税法对收入的确认比较严格或者允许扣除的项目较少,从而应纳税所得额超过了会计利润,这可能会强化企业的避税动机。Ddbtd的平均值与中位数都为正,说明剔除盈余管理因素之后,样本企业存在税收规避行为。银企关系Relate1的平均值为0.201,这说明有20.1%的企业聘用了有银行任职背景的高管,即有20.1%的企业与银行建立了关联关系。银企关系Relate2的平均值在0.042,最大值和最小值为0和0.5,说明不同企业与银行的关系密切程度具有较大差异。其他变量的描述性统计与现有文献基本一致,不再赘述。

为了更直观地考察与银行建立了关系的企业与没有建立关系的企业在税收规避行为上的差异,本文在表1的Panel B进行了单变量分析。结果表明,拥有银企关系的上市公司样本数,占总样本的20.1%。拥有银企关系的企业避税程度的均值显著高于无银企关系的企业避税程度的均值,这说明银企关系是企业税收规避行为的一个诱因。单变量分析的结果初步说明,银企关系增加了企业税收规避行为。当然,因为这一结果没有控制其他因素的影响,所以有效性还有待后续的回归分析。

表1 各变量描述性统计与单变量分析

Panel A 主要变量描述性统计分析						
变量名	样本数	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
Btd	14054	-0.006	0.050	0.201	-0.004	0.211
Ddbtd	14054	0.001	0.048	0.164	0.004	0.170
Relate1	14054	0.201	0.401	0.000	0.000	1.000
Relate2	14054	0.042	0.098	0.000	0.000	0.500
Lev	14054	0.456	0.221	1.136	0.455	1.201
Roa	14054	0.044	0.055	-0.207	0.036	0.241
Bm	14054	0.507	0.250	0.075	0.478	1.096
Size	14054	21.803	1.210	18.964	21.673	25.289
Ppe	14054	0.938	0.075	0.558	0.961	1.000
Intang	14054	0.048	0.054	0.000	0.033	0.333
Invint	14054	0.168	0.157	0.000	0.001	0.764
Eqinc	14054	0.008	0.018	-0.009	0.128	0.115
Cashing	14054	0.170	0.136	0.007	0.130	0.668
Panel B 单变量分析						
变量名	类型	样本数	比例	均值	标准差	T值
Btd	有银企关系	2822	0.201	-0.002	0.052	-4.805***
	无银企关系	11232	0.799	-0.007	0.051	
Ddbtd	有银企关系	2822	0.201	0.005	0.050	-4.183***
	无银企关系	11232	0.799	0.001	0.047	

表2 Spearman/Pearson 相关系数表

	Btd	Ddbtd	Relatel	Relate2	Lev	Roa	Bm	Size	Ppe	Intang	Invint	Eqinc	Cashing
Btd	1.000	0.811***	0.027***	0.029***	-0.131***	0.296***	-0.004	0.014*	0.031***	-0.038***	-0.113***	0.142***	0.050***
Ddbtd	0.905***	1.000	0.027***	0.029***	-0.053***	0.163***	0.019**	0.049***	-0.018**	0.032***	-0.195***	0.104***	0.013
Relatel	0.037***	0.032***	1.000	0.992***	0.057***	0.017*	0.029***	0.054***	0.000	-0.001	-0.031***	0.039***	-0.016*
Relate2	0.045***	0.040***	0.842***	1.000	0.053***	0.015*	0.027***	0.038***	0.005	-0.006	-0.034***	0.039***	-0.018**
Lev	-0.132***	-0.087***	0.056***	0.048***	1.000	-0.390***	0.131***	0.445***	0.151***	-0.105***	0.265***	0.021**	-0.435***
Roa	0.445***	0.318***	0.012	0.014*	-0.350***	1.000	-0.045***	-0.037***	-0.045***	-0.013	-0.124***	0.046***	0.350***
Bm	-0.003	0.013	0.024***	0.019**	0.130***	-0.032***	1.000	0.096***	0.046***	-0.028***	0.044***	0.055***	-0.048***
Size	0.045***	0.058***	0.059***	-0.004	0.388***	-0.004	0.095***	1.000	0.085***	-0.093***	0.091***	0.173***	-0.224***
Ppe	0.002	-0.027***	-0.011	-0.002	0.097***	-0.018**	0.012	0.047***	1.000	-0.893***	0.207***	0.044***	0.041***
Intang	-0.031***	0.017**	0.024***	0.016*	-0.015*	-0.043***	0.014*	-0.062***	-0.773***	1.000	-0.164***	-0.047***	-0.073***
Invint	-0.071***	-0.158***	0.001	-0.012	0.308***	-0.098***	0.069***	0.160***	0.249***	-0.229***	1.000	-0.054***	-0.116***
Eqinc	0.152***	0.094***	0.039***	0.060***	-0.007	0.112***	0.048***	0.011	0.039***	-0.027***	-0.077***	1.000	-0.036***
Cashing	0.052***	0.040***	-0.012	-0.008	-0.457***	0.297***	-0.056***	-0.244***	0.098***	-0.126***	-0.194***	-0.040***	1.000

注：***、**、* 分别表示在1%、5%、10%的置信水平上显著，上三角是Spearman相关系数，下三角是Pearson相关系数。

(二)相关性分析

表2列示了各个变量 Spearman 和 Pearson 相关分析。结果显示:不管是 Spearman 还是 Pearson 相关系数,银企关系(Relate1/Relate2)与税收规避程度 Ddbtd 的相关系数均在 1% 的置信水平上显著为正,初步说明,银企关系越密切,企业的税收规避程度越高。大部分的控制变量与 Btd、Ddbtd 在 1% 的置信水平显著,说明本文选取的控制变量具有较好的代表性。绝大部分控制变量两两之间的相关系数都小于 0.5,同时,本文对模型中的所有解释变量进行了方差膨胀因子(VIF)诊断,结果显示所有变量的 VIF 都介于 1.01~2.58 之间,均值为 1.49,远小于 10。上述结果表明,本文模型不存在严重的多重共线性问题。

(三)回归分析

为减轻序列相关的影响,本文模型回归中控制了行业和年度效应,并在公司层面进行了 Cluster 处理。同时,采用 White 异方差稳健标准误来控制异方差的影响。表3列示了银企关系对企业税收规避影响的 Pooled OLS 回归结果。第(1)~(4)列回归结果显示,银企关系(Relate1/Relate2)与企业税收规避(Btd/Ddbtd)在 1% 的置信水平显著正相关,说明在其他条件不变的情况下,银企关系越密切,企业税收规避程度越高。回归结果与单变量分析的发现一致。

表3的其他变量的回归结果中:Roa 的回归系数均在 1% 的置信水平上显著为正,说明企业盈利能力越强,税收规避程度越高;Size 与企业税收规避显著正相关,表明大企业的避税程度更高,支持政治权利理论;Invint 的回归系数在 1% 的置信水平上显著为负,说明企业存货密集度越高,税收规避程度越低;Eqinc 的回归系数显著为正,表明企业投资收益越多,避税程度越高;Cashing 的回归系数均在 1% 的置信水平上显著为负,说明现金流充裕的企业避税行为相对更少。上述结果均与预期符号一致。

表3 银企关系与企业税收规避

	(1)	(2)	(3)	(4)
	因变量:Btd		因变量:Ddbtd	
Relate1	0.0034 *** (3.711)		0.0025 *** (2.707)	
Relate2		0.0186 *** (4.427)		0.0147 *** (3.576)
Lev	-0.0009 (-0.251)	-0.0012 (-0.327)	0.0053 * (1.684)	0.0050 (1.609)
Roa	0.4748 *** (29.254)	0.4743 *** (29.253)	0.3280 *** (24.326)	0.3276 *** (24.318)
Bm	0.0008 (0.539)	0.0008 (0.539)	0.0032 *** (2.085)	0.0032 ** (2.083)
Size	0.0009 ** (1.737)	0.0010 ** (1.935)	0.0019 *** (4.220)	0.0020 *** (4.395)
Ppe	-0.0006 (-0.082)	-0.0008 (-0.111)	0.0125 * (1.656)	0.0123 (1.629)
Intang	-0.0250 ** (-2.214)	-0.0250 ** (-2.215)	0.0105 (0.956)	0.0105 (0.949)

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)
	因变量: Btd		因变量: Ddbtd	
Invint	-0.0185 *** (-4.663)	-0.0182 *** (-4.585)	-0.0454 *** (-11.685)	-0.0451 *** (-11.614)
Eqinc	0.2227 *** (5.971)	0.2203 *** (5.913)	0.0640 ** (1.872)	0.0621 * (1.815)
Cashing	-0.0343 *** (-8.885)	-0.0343 *** (-8.893)	-0.0180 *** (-4.964)	-0.0180 *** (-4.967)
Constant	-0.0163 (-1.283)	-0.0182 (-1.436)	-0.0337 *** (-2.796)	-0.0351 *** (-2.919)
Year	控制	控制	控制	控制
Industry	控制	控制	控制	控制
Adj_R2	0.2451	0.2456	0.1660	0.1664
N	14054	14054	14054	14054
F	47.2 ***	47.2 ***	47.9 ***	48.1 ***

注: **、*、* 分别表示在 1%、5%、10% 的置信水平显著; 括号中的数值为 t 值, 均值回归中的 t 值经 White 异方差稳健性修正。

(四) 进一步检验

1. 产权性质

我国企业从产权性质上可分为国有企业与非国有企业。企业的产权性质可能影响银企关系。与非国有企业相比, 银行对国有企业的约束效应相对更弱, 这是因为: 一方面, 目前国有银行是我国银行体系的主要组成部分, 在政府干预下, 国有银行更有可能出于政策因素为国有企业提供债务融资; 另一方面, 当国有企业陷入困境时可能获得政府援助 (Brandt and Li, 2003), 即国有企业存在预算软约束, 这降低了国有企业的违约风险。因此, 当国有企业需要债务融资时, 其在信贷可得性、贷款利率与期限等方面都有优惠 (Brandt and Li, 2003; 江伟和李斌, 2006); 同时, 银行会放松对国有企业的贷前审查与贷后监督。相反, 当非国有企业需要债务融资时, 银行会更多考虑盈利目的, 更加关注信贷风险, 贷前审查更加严格, 贷后监管也会更加到位 (谢德仁和陈运森, 2009)。那么, 银企关系对企业税收规避程度的影响是否会因为企业产权性质的不同而有所差异? 对此, 本文将样本分为国有企业与非国有企业进行分组回归, 结果列示于表 4。结果显示, 银企关系 (Relate1/Relate2) 的回归系数仅在非国有企业样本组中显著为正, 这说明银企关系增加企业税收规避行为的现象仅存在于非国有企业中。可能的原因是: 由于所有权特性与政治特性, 国有企业的信贷可得性较强, 面临更少的银行约束, 这削弱了国有企业的避税激励; 此外, 若国有企业管理层为了自身私利实施避税活动, 将会增加被税务监管部门查处的风险, 一旦被查, 管理层的职业前景和声誉都将受到重大不利影响, 这也降低了国有企业实施避税活动的激励。因此, 银企关系对避税行为的增加作用在国有企业中不显著。对于非国有企业, 由于本身的高风险加上无政府担保, 银行债务融资更加困难, 银行的贷前审查与贷后监督更加严格, 而获得贷款的非国有企业也会面临更强的银企关系约束, 会更加注重管理财务风险以维系银企关系。因此, 银企关系增加非国有企业税收规避程度的效应更显著。

表4 产权性质、银企关系与税收规避

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	国有企业				非国有企业			
	因变量:Btd		因变量:Ddbtd		因变量:Btd		因变量:Ddbtd	
Relate1	0.0009 (0.546)		-0.0005 (-0.347)		0.0035*** (2.770)		0.0032** (2.532)	
Relate2		0.0099 (1.326)		0.0028 (0.399)		0.0159*** (2.879)		0.0158*** (2.902)
Convars	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Constant	-0.0465* (-1.919)	-0.0468* (-1.937)	-0.0561** (-2.352)	-0.0559** (-2.351)	-0.0221 (-1.144)	-0.0242 (-1.252)	-0.0270 (-1.518)	-0.0289 (-1.626)
Adj-R2	0.2161	0.2164	0.1640	0.1640	0.1885	0.1888	0.1095	0.1099
N	6309	6309	6309	6309	7745	7745	7745	7745
F	25.9***	26.0***	28.9***	29.0***	19.4***	19.5***	17.1***	17.2***

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的置信水平显著;括号中的数值为t值,并经White异方差稳健性修正。

2. 机构投资者持股水平

随着我国资本市场的发展,机构投资者已经成为资本市场的重要力量,他们不仅在上市公司中拥有较高的持股比例,而且通过各种方式积极参与公司治理。机构投资者具备较强的信息处理能力,同时能够利用专业知识优势以及资源来监控企业管理层的行为并影响企业决策(Womack, 1996),提升其公司治理水平(Chung et al., 2002)。但是,对于机构投资者能否抑制企业的税收规避,结论并不一致:部分文献认为,机构投资者能够利用专业和资源优势,通过税收筹划来提升企业价值,机构投资者持股比例越高的企业,其税收规避程度越高(Cheng et al., 2013);也有文献发现,由于实施激进的税收规避政策存在成本与风险,机构投资者对企业的税收规避存在明显的制约作用(蔡宏标和饶品贵, 2015)。本文借鉴杨海燕等(2012)的方法,采用“机构投资者持股数占该上市公司所有在外流通股的比例”来衡量机构投资者的持股水平,进而考察不同机构投资者持股比例下,银企关系对企业税收规避的影响。当企业的机构投资者持股比例大于样本中位数时定义为机构投资者持股比例高组(Inst = 1),否则为机构投资者持股比例低组(Inst = 0)。分组回归结果报告于表5。结果显示,在机构投资者持股比例高的样本组内,银企关系(Relate1/Relate2)与企业避税程度(Btd/Ddbtd)在1%的置信水平显著正相关,而在机构投资者持股比例低的样本组内银企关系的回归系数不显著,这意味着在机构投资者持股比例高的企业,银企关系对企业税收规避的促进作用更显著,即机构投资者持股强化了银企关系与企业税收规避之间的正向关系。可能的原因是:通过实施避税活动,企业可以更好地维系银企关系,从而增加信贷可得性,降低信贷成本。为了维护股东利益,机构投资者认可银企关系引发的企业避税行为。

为了进一步探究机构投资者对银企关系与税收规避之间正向关系的影响,本文加入机构投资者持股水平(Inst)^①与银企关系(Relate1)的交互项,并运用分位数回归方法来考察机构投资者持股

^① Inst 等于机构投资者持股数占该上市公司所有在外流通股的比例,为连续变量。

水平对银企关系与税收规避之间关系的调节效应,结果列示于表6^①。第(1)、(2)列 Relate1 * Inst 的 OLS 回归系数均在 5% 的置信水平显著正相关,说明整体而言,企业的机构投资者持股水平越高,银企关系增加企业税收规避行为的效应越显著,这与分组检验的结果一致。第(3)-(7)列分位数回归结果显示,机构投资者对银企关系与企业税收规避程度之间正相关关系的促进作用随分布趋势的不同而有所差异。具体而言,随着分位数的增大,银企关系与机构投资者持股比例交互项 (Relate * Inst) 回归系数在 10%、25% 和 50% 分位点上显著为正,且回归系数逐渐减小,但在 75% 和 90% 分位点上回归系数不显著,这表明机构投资者对银企关系与企业税收规避之间正向关系的增强作用随着企业税收激进程度的增加而逐步减弱。

表5 机构投资者、银企关系与税收规避(分组检验)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	因变量: Btd		因变量: Ddbtd		因变量: Btd		因变量: Ddbtd	
	Inst = 1				Inst = 0			
Relate1	0.0043 *** (3.577)		0.0032 *** (2.648)		-0.0014 (-0.922)		-0.0016 (-1.071)	
Relate2		0.0202 *** (3.698)		0.0172 *** (3.207)		-0.0031 (-0.485)		-0.0045 (-0.701)
Convars	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Constant	-0.0260 (-1.645)	-0.0276 * (-1.750)	-0.0378 ** (-2.374)	-0.0389 ** (-2.451)	-0.0461 ** (-2.350)	-0.0452 ** (-2.308)	-0.0492 *** (-2.594)	-0.0482 ** (-2.542)
Adj-R2	0.1575	0.1578	0.1165	0.1170	0.2550	0.2550	0.1606	0.1605
N	7067	7067	7067	7067	6987	6987	6987	6987
F	18.6 ***	18.5 ***	23.4 ***	23.5 ***	29.5 ***	29.5 ***	22.7 ***	22.7 ***

注:***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的置信水平显著;括号中的数值为 t 值,均值回归中的 t 值经 White 异方差稳健性修正。

上述实证结果表明:对于保守型避税企业,机构投资者持股比例越高,银企关系对企业税收规避的正向影响效应越大,且企业避税越保守,机构投资持股对银企关系与企业税收规避之间正向关系的效应更强;而对于激进型避税企业,机构投资者持股比例对银企关系与企业税收规避程度之间的正向关系没有显著影响。对此,可能的解释是:目前,企业“融资难”的问题还较为普遍,维系与银行的长久合作关系可增强企业获取资金的能力,而良好的经营成果与充裕的现金流是建立或维系银行关系的基础。因此,企业通过税收规避来增加利润和现金流有利于企业建立或维系银企关系,增强信贷可得性,进而降低融资成本。如果企业的避税政策比较保守,其受到税务机关稽查的概率和处罚的风险较小,且避税政策越是保守,其被税务机关稽查和处罚的可能性越小。此时,企业税收规避是一项高收益低风险的活动,有助于股东价值最大化目标的实现。因此,机构投资者会支持企业管理层实施避税活动。而对于激进避税型企业,虽然避税有助于降低企业融资成本,但其被税务机关稽查的概率高、被税务机关处罚的风险大以及引发的声誉损失严重。即对于激进型避税企业而言,避税带来的收益可能低于避税被查引发的损失,这不利于提高企业价值,所以机构投资者不支持企业管理层进一步实施税收规避活动。

^① 无论以 Ddbtd 作为因变量进行分位数回归,还是以 Relate2 作为自变量进行分位数回归时,其结果均与表 6 一致,限于篇幅,未报告于文中。

表6 机构投资者、银企关系与税收规避(交乘与分位数回归)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Btd	Ddbtd	因变量: Btd				
			0.1	0.25	0.5	0.75	0.9
Relate1 * Inst	0.0010 ** (2.572)	0.0008 ** (2.052)	0.0021 ** (2.160)	0.0014 *** (2.908)	0.0007 ** (2.382)	0.0001 (0.520)	-0.0004 (-0.783)
Inst	-0.0001 *** (-7.347)	-0.0001 *** (-3.452)	-0.0003 *** (-5.284)	-0.0001 *** (-5.113)	-0.0000 *** (-2.822)	-0.0000 (-1.289)	-0.0000 (-0.986)
Relate1	0.0004 (0.390)	-0.0001 (-0.124)	-0.0042 * (-1.723)	0.0001 (0.059)	-0.0002 (-0.344)	0.0002 (0.264)	0.0017 (1.349)
Convars	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Constant	-0.0715 *** (-5.523)	-0.0680 *** (-5.412)	-0.2118 *** (-6.758)	-0.1166 *** (-7.782)	-0.0332 *** (-3.790)	0.0304 *** (3.378)	0.0883 *** (5.419)
Pseudo R ²			0.1383	0.0776	0.0728	0.1466	0.2358
Adj_R ²	0.3092	0.2067					
N	14054	14054	14054	14054	14054	14054	14054
F	59.5 ***	53.7 ***					

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的置信水平显著;括号中的数值为t值,均值回归中的t值经White异方差稳健性修正。

3. 金融发展程度

金融发展程度与银企关系密切相关。一方面,金融发展带来的融资渠道的增加和融资成本的降低,会改善企业“融资难”的问题,这导致企业对银行债务融资的依赖性降低;另一方面,金融发展程度高意味着金融业的市场化程度高,银行之间的同业竞争也更激烈,为了争取客户,银行不得不降低贷款要求,因此,企业不再需要“主动”寻求和维护银企关系,而可以“被动”地受益于银行业竞争带来的好处。那么,银企关系对企业税收规避程度的影响是否会因为企业所处地区金融发展程度的不同而有所差异?对此,本文借鉴刘行和叶康涛(2014)的方法,以樊纲等(2016)的金融市场化指数作为地区金融发展的代理变量,进而考察各地区不同金融发展程度下,银企关系对企业税收规避的影响。当企业所处地区的金融发展程度大于样本中位数时定义为金融发展程度高组(FianceDev = 1),否则为金融发展程度低组(FinanceDev = 0)。分组回归的结果报告于表7。结果显示,银企关系(Relate1/Relate2)的回归系数仅在金融发展程度低的样本组内显著为正,即银企关系增加企业避税行为的现象仅在金融发展程度低的地区发生。可能的原因是:相比于处于金融发展程度低地区的企业,在金融发展程度高的地区,一方面,企业获取资金的途径更广泛、融资成本更低,这会缓解企业的融资约束,从而降低了税收规避的边际收益;另一方面,金融发展带来的银行业竞争程度的增加,会改善银企关系带来的“套牢问题”,使银行降低贷款要求,从而软化了关系银行对企业偿债能力的硬约束。

4. 税收征管强度

已有研究表明,税收征管作为一种有效的外部治理机制,能够显著抑制企业的避税行为(Hanlon and Slemrod, 2009)。因此,本文在检验银企关系影响税收规避行为的基础上,结合企业所处地区的税收征管强度来进一步分析。

表 7 金融发展程度、银企关系与税收规避

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	FianceDev = 1				FianceDev = 0			
	因变量: Btd		因变量: Ddbtd		因变量: Btd		因变量: Ddbtd	
Relate1	-0.0006 (-0.460)		0.0002 (0.130)		0.0036 ** (2.502)		0.0023 * (1.666)	
Relate2		0.0035 (0.557)		0.0080 (1.377)		0.0156 ** (2.283)		0.0109 * (1.693)
Convars	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Constant	-0.0395 * (-1.914)	-0.0388 * (-1.885)	-0.0549 *** (-2.781)	-0.0546 *** (-2.769)	-0.0557 *** (-2.577)	-0.0580 *** (-2.680)	-0.0626 *** (-3.161)	-0.0642 *** (-3.238)
Adj-R2	0.2343	0.2343	0.1527	0.1529	0.3470	0.3470	0.2532	0.2533
N	6963	6963	6963	6963	7065	7065	7065	7065
F	21.4 ***	21.5 ***	22.1 ***	22.3 ***	42.3 ***	42.3 ***	39.7 ***	39.7 ***

注: **、*、* 分别表示 1%、5%、10% 的置信水平显著;括号中的数值为 t 值,并经 White 异方差稳健性修正。

前文已述,避税能够减少现金流出,减少企业对负债融资的需求,提高企业财务的灵活性,降低企业破产清算的风险。但企业的避税行为也存在一定的成本与风险,其成本与风险取决于税收征管机构对税法执行的力度以及相应的声誉损失(Hanlon and Slemrod,2009)。企业的避税行为一旦被税务机关发现将会受到严惩,不仅无法获得收益反而要付出更多的现金流(按现行《税收征管法》的规定,若企业被定性为“偷税”,将面临以下处罚:一是处以所偷税款 0.5 -5 倍罚款;二是补缴税款和滞纳金,滞纳金按每日万分之五计算),而且还会因为企业的声誉败坏而受到税收机关的严格监管,未来避税将会更加困难。可见,税收征管强度是影响企业税收规避的重要因素。那么,银企关系引发的企业避税是否会因为地区税收征管强度的不同而有所差异?对此,本文借鉴 Mertens(2003)的做法,构建了税收征管强度指标 TE^①以进一步探究在税收征管强度不同的地区,银企关系对企业税收规避的影响是否有所差异。相关回归结果报告于表 8。结果显示,银企关系(Relate1/Relate2)的回归系数仅在税收征管强度弱的样本组中显著为正,这说明银企关系增加企业税收规避现象仅存在于在税收征管强度弱的地区。实证结果表明:尽管与银行关系越密切的企业税收规避程度越高,但是在税收征管较强的地区,更强的外部监督增加了税收规避的成本与风险,抑制了高管进行避税活动的动机,企业的税收规避程度会降低;相反,在税收征管较弱的地区,企业所承担的被税收监管部门惩罚并丧失自身信誉的风险相对较小,与银行关系越密切的企业,更有动机通过避税来应对银行监督所带来的压力。

① 我们用以下模型来估算各地区的预期税收收入:

$$T_{i,t}/GDP_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 LNGDP_{i,t} + \beta_2 IND1_{i,t} + \beta_3 IND2_{i,t} + \varepsilon \quad (3)$$

其中, $T_{i,t}$ 表示 i 地区 t 年的税收收入; $GDP_{i,t}$ 为 i 地区 t 年的国内生产总值; $LNGDP_{i,t}$ 为 i 地区 t 年人均国内生产总值的对数值; $IND1_{i,t}$ 和 $IND2_{i,t}$ 分别为 i 地区 t 年第一产业产值和第二产业产值占国内生产总值的比例。采用模型(3)回归,估算出预期的 $T_{i,t}/GDP_{i,t}$ (即为 $T_{i,t}/GDP_{i,t-pre}$),那么税收征管强度(Te)为各地区实际税收收入与预期税收收入之比, $Te = (T_{i,t}/GDP_{i,t}) / (T_{i,t}/GDP_{i,t-pre})$ 。该指标越大,代表税收征管强度越大。本文将样本公司所在地区的税收征管强度大于样本中位数定义为税收征管强度强组($Te_{int} = 1$),否则为税收征管强度弱组($Te_{int} = 0$)。

表8 税收征管强度、银企关系与税收规避

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Te_int = 1				Te_int = 0			
	因变量: Btd		因变量: Ddbtd		因变量: Btd		因变量: Ddbtd	
Relate1	0.0002 (0.171)		-0.0015 (-1.121)		0.0043 *** (2.895)		0.0044 *** (3.081)	
Relate2		0.0039 (0.602)		-0.0024 (-0.383)		0.0183 *** (2.900)		0.0180 *** (3.018)
Convars	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Constant	-0.0501 ** (-2.544)	-0.0501 ** (-2.549)	-0.0551 *** (-2.930)	-0.0545 *** (-2.901)	-0.0420 ** (-2.282)	-0.0450 ** (-2.447)	-0.0513 *** (-2.980)	-0.0543 *** (-3.154)
Adj-R2	0.2608	0.2608	0.1725	0.1724	0.2908	0.2909	0.1941	0.1942
N	7179	7179	7179	7179	7195	7195	7195	7195
F	25.6534	25.6567	25.7781	25.7836	33.5623	33.5945	29.3828	29.4665

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的置信水平显著;括号中的数值为t值,并经White异方差稳健性修正。

(五)拓展性分析:银企关系、税收规避与企业价值

进一步地,银企关系增加企业税收规避程度对企业价值有何影响?税收规避对于企业价值的影响并未形成一致结论:一方面,基于融资约束理论,企业采取激进的税收政策可以降低实际税率,减少企业现金流出,而未来现金流的折现值即为企业价值,即税收规避可以通过节省现金流出而提升企业价值;另一方面,基于委托代理理论,税收规避不一定能够提升企业价值(Desai and Dharmapala, 2009),原因在于企业所有权与经营权相分离往往使避税活动成为代理问题的“黑箱”。税收规避往往伴随着企业内外信息不对称的加剧,为企业经理层牟取私利提供了空间,进而减损企业价值。参考Desai and Dharmapala(2009)、蔡宏标和饶品贵(2015)的做法,本文构建了以下模型来检验银企关系增加企业税收规避程度对企业价值的影响。

$$TobinQ = \lambda_0 + \lambda_1 Relate + \lambda_2 Btd/Ddbtd + \lambda_3 Relate * Btd/Ddbtd + \lambda_4 Size + \lambda_5 Lev + \lambda_6 Roa + \lambda_7 Bm + \lambda_8 Cashing + \lambda_9 Top + \lambda_{10} Top_SQ + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon \quad (4)$$

其中,Tobin Q代表企业价值;同时,为了结果稳健,本文借鉴Firth et al. (2013)的做法,采用了经行业调整后的Tobin Q值来衡量企业价值^①。除了控制企业规模(Size)、盈利能力(Roa)、账面价值比(Bm)和现金持有(Cashing)外,回归模型中还控制了“第一大股东持股比例”(Top1)和“第一大股东持股比例的平方”(TOP1_SQ)(蔡宏标和饶品贵,2015)。回归结果报告于表9中。

表9的结果显示:无论采用Tobin Q还是经行业调整后的Tobin Q来衡量企业价值,企业的税收规避(Btd/Ddbtd)均与企业价值在1%的置信水平上显著负相关,这说明企业税收规避会降低企业价值,支持了委托代理理论,即避税引发的代理问题减损了企业价值;银企关系(Relate1/Relate2)与企业税收规避(Btd/Ddbtd)的交互项与企业价值至少在5%的置信水平显著负相关。这说明银企关系引发的税收规避行为会降低企业价值,表明银企关系越密切,企业避税与企业价值之间的负相关关系越显著。这一结论支持了企业避税的委托代理理论。同时,上述结论表明,虽然机

^① Tobin Q = 企业总资本的市场价值/企业总资本的重置成本 = (股权的市场价值 + 负债的账面价值)/总资产的账面价值;经行业调整的Tobin Q = Tobin Q/Tobin Q的年度行业中位数。

构投资者认为银企关系引发的税收规避能够增加企业价值,但是现实是企业避税增加的代理成本反而会降低企业价值。

表9 银企关系、税收规避与企业价值

	Tobin Q				经行业调整的 Tobin Q			
	因变量:Btd		因变量:Ddbtd		因变量:Btd		因变量:Ddbtd	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Relate1	0.1723 *** (4.271)		0.1663 *** (4.177)		0.0573 *** (5.060)		0.0558 *** (4.983)	
Relate2		1.0381 *** (4.913)		1.0178 *** (4.880)		0.3240 *** (5.356)		0.3201 *** (5.345)
Btd	-5.6390 *** (-10.409)	-5.7704 *** (-10.418)			-1.8199 *** (-11.406)	-1.8526 *** (-11.378)		
Ddbtd			-5.0933 *** (-10.335)	-5.2130 *** (-10.402)			-1.6742 *** (-11.611)	-1.7072 *** (-11.669)
Relate1 * Btd	-0.0840 ** (-2.217)				-0.0214 ** (-1.988)			
Relate2 * Btd		-0.2705 ** (-2.322)				-0.0672 ** (-2.015)		
Relate1 * Ddbtd			-0.0652 ** (-2.103)				-0.0185 ** (-2.100)	
Relate2 * Ddbtd				-0.2327 ** (-2.462)				-0.0641 ** (-2.383)
Convars	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Constant	19.1483 *** (40.716)	19.0677 *** (40.854)	19.1305 *** (40.742)	19.0493 *** (40.915)	5.9838 *** (43.366)	5.9574 *** (43.509)	5.9761 *** (43.340)	5.9497 *** (43.526)
Adj_R2	0.4387	0.4399	0.4371	0.4384	0.3315	0.3329	0.3297	0.3313
N	10660	10660	10660	10660	10660	10660	10660	10660
F	132.4 ***	132.4 ***	131.4 ***	131.3 ***	115.6 ***	115.8 ***	113.5 ***	113.8 ***

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的置信水平显著;括号中的数值为t值,并经White异方差稳健性修正。

(六) 稳健性检验

为了确保实证结果的可靠性,本文从如下角度进行了稳健性检验。

1. 内生性问题的控制

银企关系与企业税收规避程度之间的正向关系可能因受不可观测的因素影响而产生内生性问题,如银行高管与企业管理层的私人关系会影响银企关系,进而影响企业的税收规避程度。为了控制这类内生性问题,本文采用面板固定效应模型进一步验证了模型(2),结果报告于表10。结果显示:银企关系(Relate1/Relate2)与企业避税(Btd/Ddbtd)至少在5%的置信水平上显著正相关,说明控制不可观测的因素之后,银企关系越紧密,企业避税程度越高。这与上文的结果一致。

表 10 稳健性检验——内生性问题

	(1)	(2)	(3)	(4)
	因变量: Btd		因变量: Ddbtd	
Relate1	0.0036 *** (2.752)		0.0027 ** (2.107)	
Relate2		0.0212 *** (3.789)		0.0173 *** (3.164)
Convars	控制	控制	控制	控制
Constant	-0.0790 *** (-2.872)	-0.0814 *** (-2.963)	0.0285 (1.065)	0.0267 (0.997)
Adj_R ²	0.1647	0.1652	0.0408	0.0413
N	14054	14054	14054	14054
F	144.9 ***	145.1 ***	82.8 ***	83.0 ***

注: **、*、* 分别表示 1%、5%、10% 的置信水平显著; 括号中的数值为 t 值, 并经 White 异方差稳健性修正。

2. 变量重构法

(1) 改变银企关系的度量方法

借鉴黄纯纯(2003)和罗党论和唐清泉(2007)的做法, 本文采用长期借款与其他长期负债之和占总资产的比例(Relate3)作为银企关系的度量, 该指标越大, 表明企业的关系贷款越多, 与银行的关系越紧密。结果报告于表 11 的第(1)、(2)列, 结果显示: Relate3 与两种税收规避的衡量方式(Btd/Ddbtd)均在 1% 的置信水平显著正相关, 回归结果与前文保持一致。

表 11 稳健性检验——变量重构法

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
因变量	改变银企关系的度量方法				改变企业税收规避的度量方法			
	Btd	Ddbtd	Btd	Ddbtd	Etr	Rate		
Relate1					-0.0144 ** (-2.322)		0.0176 *** (2.826)	
Relate2						-0.0586 ** (-2.196)		0.0786 *** (2.927)
Relate3	0.0082 *** (2.858)	0.0161 *** (5.293)						
Relate4			0.0103 *** (5.520)	0.0202 *** (10.251)				
Convars	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Constant	-0.0394 *** (-3.234)	-0.0221 * (-1.709)	-0.0464 *** (-3.874)	-0.0358 *** (-2.830)	-0.0567 (-0.671)	-0.0486 (-0.575)	0.2451 *** (2.888)	0.2349 *** (2.768)
Adj-R ²	0.2346	0.3427	0.2358	0.3463	0.0316	0.0316	0.0247	0.0248
N	14618	14618	14618	14618	14054	14054	14054	14054
F	71.0 ***	79.2 ***	72.1 ***	82.1 ***	16.8 ***	16.9 ***	12.8 ***	12.9 ***

注: **、*、* 分别表示 1%、5%、10% 的置信水平显著; 括号中的数值为 t 值, 并经 White 异方差稳健性修正。

借鉴洪怡恬(2014)、杨兴全和孙杰(2007)的研究,本文采用短期贷款与长期贷款之和占企业总负债的比重(Relate4)来衡量银企关系。结果见表11的第(3)、(4)列,结果显示:Relate4与两种税收规避的衡量方式(Btd/Dbtd)均在1%的置信水平显著负相关,回归结果与前文保持一致。可见,改变银企关系的衡量方式,本文的研究结论保持不变。

(2) 改变企业税收规避的度量方法

借鉴Porcano(1986)、Hanlon and Heitzman(2010)、刘行和叶康涛(2014)的研究,本文采用企业有效税率(Etr)以及企业名义税率减去有效税率之差(Rate)来衡量企业税收规避^①。回归结果报告于表11的第(5)-(8)列中,结果显示:银企关系(Relate1/Relate2)与企业有效税率(Etr)之间在5%的置信水平显著负相关,银企关系(Relate1/Relate2)与名义税率减去有效税率之差(Rate)两者之间在1%的置信水平显著正相关,即银企关系越密切,企业税收规避程度越高,这进一步支持了前文的结论。上述结果说明,本文的模型设定与研究结论是稳健的。

五、研究结论与政策建议

本文选取了2007-2015年沪深两市A股非金融类上市公司作为研究样本,从企业高管银行任职的角度定义了银企关系,旨在研究银企关系对企业税收规避的影响。实证结果表明:第一,银企关系越密切,企业的税收规避程度越大,即银企关系是企业避税行为的一个重要诱因;第二,区分企业的产权性质发现,银企关系增加企业税收规避行为这一现象仅在非国有企业中存在,表明银企关系仅对非国有企业造成约束;第三,对于机构投资者持股比例越高的企业,银企关系增加企业税收规避程度的效应越显著,且这一作用在保守型避税企业中更大、更显著,即机构投资者持股作为一种内部治理机制,显著强化了银企关系与企业税收规避之间的正相关关系,这说明机构投资者认可银企关系增加的税收规避行为;第四,银企关系增加企业避税行为的现象仅在金融发展程度低的地区发生,这说明金融发展有助于缓解银企关系对企业的约束;第五,银企关系对企业税收规避的正向关系仅在税收征管强度弱的地区发生,即税收征管强度作为一种外部治理机制,增加了企业避税的风险与成本,显著削弱了银企关系对企业税收规避的促进效应;第六,拓展性分析发现,银企关系引起的税收规避会增加代理成本,从而降低了企业价值,这表明银企关系给企业带来了胁迫,进而损害了股东利益。本文为进一步理解银企关系的经济后果以及企业避税的影响因素提供了经验证据,丰富了银企关系和企业税收规避领域的文献。

本文的政策建议有:第一,对于企业来说,银企关系会增加企业税收规避程度,但银企关系引发的税收规避会减损企业价值。这表明与银行关系比较密切的企业应该进一步完善公司治理结构和激励报酬机制来抑制管理层在避税上的机会主义行为,从而降低税收规避中的代理成本,提升企业价值。第二,银企关系增加企业避税程度的现象仅在金融发展水平低的地区发生,这说明有关部门应该重视企业“融资难”的困境,促进金融市场化,拓宽企业融资渠道,降低融资成本,缓解关系借贷对企业的胁迫,从而降低企业避税动机。第三,税收征管强度可以显著削弱银企关系与企业税收规避之间的正相关关系,这说明:一方面,税务机关应重点关注存在银企关系的纳税人,尤其是存在紧密银企关系的纳税人,做到有的放矢,提高税收征管效率和税务稽查精准度;另一方面,税务机关可以通过加强征管能力建设、加大税收违法行为的曝光和处罚力度等措施来提高税收征管强度,进而减少因银企关系而引发的企业避税行为,打击企业的非法避税、偷漏税行为。

^① 企业有效税率 $Etr = (\text{所得税费用} - \text{递延所得税费用}) / \text{息税前利润}$, 该指标越大, 企业税收规避程度越低; 企业名义税率减去有效税率之差 $Rate = \text{名义税率} - \text{有效税率}$, 名义税率数据来自于 Wind 数据库, 该指标越大, 企业税收规避程度越高。

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》,《会计研究》,第10期。
- 邓建平、曾勇(2011):《金融生态环境、银行关联与债务融资——基于我国民营企业的实证研究》,《会计研究》,第12期。
- 樊纲、王小鲁、朱恒鹏(2016):《中国市场化指数:各地区市场化相对进程2016年报告》,经济科学出版社。
- 洪怡恬(2014):《银企和政企关系、企业所有权性质与融资约束》,《宏观经济研究》,第9期。
- 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》,《金融研究》,第4期。
- 黄纯纯(2003):《公司上市、关系贷款与中国银企关系的重建》,《管理世界》,第12期。
- 江伟、李斌(2005):《制度环境、国有产权与银行差别贷款》,《金融研究》,第5期。
- 金鑫、雷光勇(2011):《审计监督、最终控制人性质与税收激进度》,《审计研究》,第5期。
- 雷英(2007):《银行监督与公司治理》,华东理工大学出版社。
- 李成(2016):《董事会内部联结、税收规避与企业价值》,《会计研究》,第7期。
- 李维安、徐业坤(2013):《政治身份的避税效应》,《金融研究》,第4期。
- 刘行、叶康涛(2014):《金融发展、产权与企业税负》,《管理世界》,第3期。
- 罗党论、唐清泉(2007):《政府控制、银企关系与企业担保行为的研究》,《金融研究》,第3期。
- 饶艳超、胡奕明(2005):《银行信贷中会计信息的使用情况调查与分析》,《会计研究》,第4期。
- 王亮亮(2016):《金融危机冲击、融资约束与公司避税》,《南开管理评论》,第1期。
- 谢德仁、陈运森(2009):《金融生态环境、产权性质与负债的治理效应》,《经济研究》,第5期。
- 杨海燕、韦德洪、孙健(2012):《机构投资者持股能提高上市公司会计信息质量吗?——兼论不同类型机构投资者的差异》,《会计研究》,第9期。
- 杨兴全、孙杰(2007):《企业现金持有量影响因素的实证研究——来自我国上市公司的经验证据》,《南开管理评论》,第6期。
- 翟胜宝、易早琴、郑洁、唐玮、曹学勤(2014):《银企关系与企业投资效率——基于我国民营上市公司的经验证据》,《会计研究》,第4期。
- 张敏、刘颀、张雯(2012):《关联贷款与商业银行的薪酬契约——基于我国商业银行的经验证据》,《金融研究》,第5期。
- Allen, F., J. Qian and M. Qian (2005): “Law, Finance and Economic Growth in China”, *Financial Economics*, 77, 57–116.
- Badertscher, B., S. Katz and S. Rego (2013): “The Separation of Ownership and Control and Corporate Tax Avoidance”, *Journal of Accounting and Economics*, 56, 228–250.
- Berger, A., G. Udell and F. Gregory (1995): “Relationship Leading and Lines of Credit in Small Firm Finance”, *Journal of Business*, 68, 351–381.
- Bharath, S., S. Dahiya, A. Saunders and A. Srinivasan (2011): “Lending Relationships and Loan Contract Terms”, *Review of Financial Studies*, 24, 1141–1203.
- Boot, A. and A. Thankor (1994): “Moral Hazard and Secured Lending in an Infinitely Repeated Credit Market Game”, *International Economic Review*, 35, 899–920.
- Booth, J. and D. Deli (1999): “On Executives of Financial Institutions as Outside Directors”, *Journal of Corporate Finance*, 5, 227–250.
- Brandt, L. and H. Li (2003): “Bank Discrimination in Transition Economics: Ideology, Information, or Incentives?”, *Journal of Comparative Economics*, 31, 387–413.
- Byrd, D. and M. Mizruchi (2005): “Bankers on the Board and the Debt Ratio of Firms”, *Journal of Corporate Finance*, 11, 129–173.
- Chen, S., X. Chen, Q. Cheng and T. Shevlin (2010): “Are Family Firms More Tax Aggressive Than Non-family Firms”, *Journal of Financial Economics*, 95, 41–61.
- Chen, Z., Y. Li and J. Zhang (2016): “The Bank-firm Relationship Helping or Grabbing?” *International Review of Economics and Finance*, 42, 385–403.
- Cheng, C., H. Huang, Y. Li and J. Stanfield (2013): “The Effects of Hedge Fund Activism on Corporate Tax Avoidance”, *Accounting Review*, 87, 1493–1526.
- Chung, R., M. Firth and J. Kim (2002): “Institutional Monitoring and Opportunistic Earnings Management”, *Journal of Corporate Finance*, 8, 29–48.
- Derashid, C. and H. Zhang (2003): “Effective Tax Rates and the “Industrial Policy” Hypothesis: Evidence from Malaysia”, *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, 12, 45–62.
- Desai, M. and D. Dharmapala (2006): “Corporate Tax Avoidance and High-powered Incentives”, *Journal of Financial Economics*, 79, 145–179.

- Desai, M. and D. Dharmapala (2008): "Taxation and Corporate Governance: An Economic Approach", *Social Science Electronic Publishing*, 3, 13–30.
- Desai, M. and D. Dharmapala (2009): "Corporate Tax Avoidance and Firm Value", *Review of Economics and Statistics*, 91, 537–546.
- Dhaliwal, D., C. Hogan, R. Trezevant and M. Wilkins (2011): "Internal Control Disclosures, Monitoring, and the Cost of Debt", *Accounting Review*, 86, 1131–1156.
- Diamond, D. (1984): "Financial Intermediation and Delegated Monitoring", *Review of Economic Studies*, 51, 393–414.
- Dyreng, S., M. Hanlon and E. Maydew (2008): "Long-run Corporate Tax Avoidance", *Accounting Review*, 83, 61–82.
- Dyreng, S., M. Hanlon and E. Maydew (2010): "The Effects of Executives on Corporate Tax Avoidance", *Accounting Review*, 85, 1163–1189.
- Fama, E. (1990): "Contract Cost and Financial Decision", *Journal of Business*, 63, 71–92.
- Firth, M., S. Gong and L. Shan (2013): "Cost of Government and Firm Value", *Journal of Corporate Finance*, 21, 136–152.
- Graham, J. and A. Tucker (2006): "Tax Shelters and Corporate Debt Policy", *Journal of Financial Economics*, 81, 563–594.
- Guner, B., U. Malmendier and G. Tate (2005): "The Impact of Boards with Financial Expertise on Corporate Policies", SSRN Working Paper.
- Guner, B., U. Malmendier and G. Tate (2008): "Financial Expertise of Directors", *Journal of Financial Economics*, 88, 323–354.
- Gupta, S. and K. Newberry (1997): "Determinants of the Variability in Corporate Effective Tax Rate: Evidence from Longitudinal Data", *Journal of Accounting and Public Policy*, 16, 1–39.
- Hanlon, M. and J. Slemrod (2009): "What Does Tax Aggressiveness Signal? Evidence from Stock Price Reactions to News about Tax Shelter Involvement", *Journal of Public Economics*, 93, 126–141.
- Hanlon, M. and S. Heitzman (2010): "A Review of Tax Research", *Journal of Accounting and Economics*, 50, 127–178.
- Hart, O. (2001): "Financial Contracting", *Journal of Economic Literature*, 39, 1079–1100.
- Houston, J. and C. James (1996): "Bank Information Monopolies and the Mix of Private and Public Debt Claims", *Journal of Finance*, 51, 1863–1889.
- Katz, B. and J. Owen (2013): "Exploring Tax Evasion in the Context of Political Uncertainty", *Economic Systems*, 37, 141–154.
- Kim, Y. (2011): "Tax Avoidance, Cost of Debt and Shareholder Activism: Evidence from Korean", *Journal of Banking and Finance*, 35, 456–70.
- Kleven, H., M. Knudsen and S. Pedersen (2011): "Unwilling or Unable to Cheat? Evidence from a Randomized Tax Audit Experiment in Denmark", *Econometrica*, 79, 651–692.
- Lanis, R. and G. Richardson (2011): "The Effect of Board of Director Composition on Corporate Tax Aggressiveness", *Journal of Accounting and Public Policy*, 30, 50–70.
- Levine, R. (2002): "Bank-Based or Market-Based Financial Systems: Which Is Better?", *Journal of Financial Intermediation*, 11, 398–428.
- Mertens, J. (2003): "Measuring Tax Effort in Central And Eastern Europe", *Public Finance and Management*, 3, 530–563.
- Petersen, M. and R. Rajan (1994): "The Benefits of Lending Relationships: Evidence from Small Business Data", *Journal of Finance*, 49, 3–37.
- Porcano, T. (1986): "Corporate Tax Rates: Progressive, Proportional or Regressive", *Journal of the American Taxation Association*, 7, 17–31.
- Schadewald, M. (2005): "Deducting Related-party Interest and Intangible Expenses", *Tax Advisor*, 36, 265–295.
- Shepherd, J., F. Tung and A. Yoon (2008): "What else Mailers for Corporate Governance: The Case of Bank Monitoring", *Boston University Law Review*, 88, 991–1041.
- Spooner, G. (1986): "Effective Tax Rates from Financial Statements", *National Taxation Journal*, 39, 293–306.
- Stickney, C. and V. McGee (1982): "Effective Corporate Tax Rates: the Effect of Size, Capital Intensity, Leverage and Other Factors", *Journal of Accounting and Public Policy*, 1, 125–152.
- Womack, K. (1996): "Do Brokerage Analysts' Recommendations Have Investment Value?" *Journal of Finance*, 51, 137–167.
- Zimmerman, J. (1983): "Taxes and Firm Size", *Journal of Accounting and Economics*, 5, 119–149.

(责任编辑:马辰)