

独立董事、税收激进与融资约束

许 艳

(延边大学 经济管理学院, 吉林 延吉 133002)

[摘要]在代理理论框架下,研究税收激进对企业融资约束产生的影响,并根据独立董事的双重职能分析独立董事对两者关系的影响。研究表明:税收激进整体上与企业融资约束存在正相关关系,即税收激进行为会导致企业融资约束程度提高,但适度的税收筹划有助于降低企业融资约束程度,激进的避税行为则会增加企业的融资约束;独立董事监督和咨询职能的发挥有助于降低企业税收激进程度,并能够通过降低代理冲突和信息不对称程度来减弱税收激进与融资约束之间的正向关系。

[关键词]独立董事;税收激进;融资约束;公司治理;可操控盈余;信息透明度;企业规模

[中图分类号]F275 **[文献标志码]**A **[文章编号]**1004-4833(2021)01-0090-11

一、引言

税收作为国家财政收入的主要来源,对满足社会公共产品和公共服务的需求以及促进社会经济发展至关重要。然而,企业为了减少自身利益流向政府财政,通常采用各种手段进行避税,给国家造成了严重的税收流失。国家税务总局 2015 年通过开展专项反避税活动调查立案 250 件,补缴税款 600 多亿元。站在企业的角度看,适度避税可以减少税收负担,增加债务和股票投资的流动性,在一定程度上缓解企业的资金需求,从而产生“现金流效应”^[1]。但从另一角度看,激进的避税行为也可能会加剧管理层和股东之间以及股东和外部投资者之间的代理冲突和信息不对称,从而产生信息风险、代理风险、声誉风险和监管风险^[2-7],导致投资者要求更高的风险溢价,增加企业的融资约束。因此,避税能否减弱企业的融资约束和提高股东的税后收益还有待于进一步研究。

独立董事作为监督者和咨询者,在企业的避税和融资活动中发挥着重要作用。独立董事通过对管理层的监督来协调股东和管理者的利益^[8],改善企业信息环境,减少企业管理者通过激进避税转移租金和盈余操纵的动机,并从总体上降低企业避税的“风险效应”。此外,由于税务问题比较复杂,独立董事的专业知识、职业经验等对税务筹划过程非常重要。独立董事通过对复杂的税务问题、税务规划和相关融资决策的分析来权衡避税行为带来的成本与收益,帮助企业进行更多价值最大化的税务规划活动,提高企业避税的“现金流效应”。独立董事还能够为企业融资活动提供指导,或者利用自身的关系网络为企业融资提供便利渠道。然而,独立董事能否降低企业避税风险、增加避税现金流、改善企业融资环境,从而弱化税收激进对企业融资约束的影响还需要进一步研究。

基于上述分析,本文拟从理论与实证两个方面分析税收激进对融资约束的影响以及独立董事在其中的作用。本文主要研究税收激进会对企业融资约束产生怎样的影响?不同程度的税收激进行为是否会对融资约束产生不同的影响?独立董事作为监督者和咨询者是否会对税收激进与融资约束之间的关系产生影响?独立董事通过什么途径对税收激进与融资约束之间的关系产生影响?对于这些问题的研究可以帮助企业更好地理解企业实施避税行为可能带来的经济后果,全面认识和理解避税与企业融资约束的关系,充分发挥独立董事在企业避税过程中的咨询和监督职能,并为企业制定合理的税收规划和缓解融资约束提供理论和实践方面的证据。

二、文献综述

关于避税与企业融资方面的研究,国内外学者主要是围绕企业避税与融资结构、融资成本和融资期限等内

[收稿日期]2020-09-29

[基金项目]吉林省教育厅“十三五”社会科学研究规划项目(JJKH20200550SK);延边大学社会科学基金项目(2019XFC01)

[作者简介]许艳(1981—),女,河南周口人,延边大学经济管理学院讲师,博士,从事会计与财务管理研究,E-mail:386900371@qq.com。

容展开的,但这些研究还没有形成一致的结论。一方面,税收激进行为能为企业带来避税收益,改善企业的融资困境,如税收激进可以促进企业现金流流动性的提高、融资成本的下降、财务约束的缓解以及企业价值的提升等^[1,9-13]。Graham 和 Tucker 认为利用避税手段进行税收筹划是一种增值活动,可以替代债务产生利息税盾,从而提高信贷质量,降低债务成本^[10]。Desai 和 Dharmapala 认为企业避税带来的积极影响是有条件的,只有在治理良好的公司中避税和公司价值之间才会产生正相关关系^[12]。Kim 和 Li 认为企业避税产生的税收收益足以补偿债权人面临的债务风险敞口和更高的监督成本^[11]。此时,企业贷款利息较低,债务契约的限制条款也较少,特别是对于信用风险高、治理水平较好的企业来说,这种有利影响更为明显。另一方面,由于税收激进活动在本质上是不透明的,因此避税风险带来的损失超过了避税收益,增加了企业的融资难度,如税收激进常常会带来较高的代理成本、信贷风险、内部人交易、激进的财务报告以及股价崩盘风险等^[14-17]。Platkanova 将企业避税行为与融资期限联系起来研究发现,贷款方将税收激进视为一种风险行为,通过较短的债务期限对债务契约中的涉税风险频繁地进行重新评估,从而对税收激进借款者的债务契约提供了一种监控机制^[18]。Adnan 将融资成本与避税策略的持续性联系起来研究发现,采用不可持续避税策略的公司有可能面临税收审计的处罚,从而减少此类税务状况带来的现金流好处,并使得贷款人面临更高的信贷风险^[14]。

在董事对企业税收激进的影响方面,有学者认为独立董事能够通过与管理层的监督或激励促使企业进行更多价值最大化的税务规划活动,从而提升企业价值^[12]。独立董事的社会网络关系能帮助企业获取其他企业避税策略的相关知识和成功避税经验,促使企业提高避税程度^[19]。也有学者从独立董事监督有效性方面进行了分析,认为独立董事对管理层监督有效性的提高能减少机会主义避税行为,从而降低企业避税风险,激进避税的可能性较小^[20]。因此,独立董事对税收激进的影响并没有得到一致的结论。同时,董事也能够对企业的融资行为产生影响,较高比例的独立董事可以向债权人传递董事会质量的信号,从而降低企业的融资成本^[21]。董事构建的社会网络以及独立董事丰富的职业背景,特别是金融机构背景董事,能够帮助企业拓宽融资渠道,增强融资能力^[22]。

总之,以往文献极大地丰富了独立董事、税收激进和融资行为的相关研究,并为以后的研究提供了重要参考。但是,上述研究并不能回答如下问题:(1)企业避税会对融资结构、融资成本和融资期限分别产生不同的影响,是否会对企业融资约束整体产生影响?(2)不同程度的税收激进行为会对企业融资约束产生怎样的影响?(3)在独立董事职能发挥较好的企业和较差的企业中,税收激进对融资约束的影响是否会存在差异?因此,本文的研究目标是通过分析税收激进对融资约束的影响,进而分析两者之间的关系是否取决于企业治理机制中独立董事的质量,以提高避税的效率。

三、理论分析

(一) 税收激进与融资约束

资本市场中投融资双方的信息不对称及代理问题的存在使得企业外部融资成本显著高于内部融资成本,从而产生融资约束问题^[8]。税收激进是企业为了减少税前利润或为了减少所应缴纳的税款而采取的一系列措施或行为,这个过程中的一端是良性的税收筹划,另一端则是饱受争议的偷税漏税等违法行为。良性的税收筹划能够通过减少税收负担来增加债务的流动性和股票投资者的现金流,在一定程度上缓解企业的资金需求,从而产生“现金流效应”^[1,9],即企业可以通过减少实际纳税额来充实留存的现金流。充裕的现金流可以降低企业的财务风险,从而提高企业的偿债能力和抵御风险能力。因此,银行将企业的成功避税视为提高信用质量的手段,从而愿意向企业提供更优惠的贷款^[11]。此时,企业融资约束可以得到一定程度的缓解。

然而,过度的避税行为则会诱发管理层的机会主义行为,产生避税的“风险效应”。根据代理理论,所有权与经营权的分离使得企业的避税行为不再是一项“恪尽职守”的股东价值创造活动,更多的是管理者基于税收激进“中饱私囊”的自利行为^[5]。管理者很有可能利用复杂的避税行为来获取管理租金,将企业资源转为私人利益,从而产生代理风险^[4,11]。此外,管理者倾向于设计一系列复杂交易来操纵盈余或隐藏不利消息,进而达到避税的目的^[12]。为了避免被税务机关审计,企业通常很少披露此类交易,从而导致外部投资者与企业之间的信息不对称,产生信息风险^[3]。如果公司受到税务机关的调查,将面临严重的直接成本,如管理费用、诉讼费用和税务机关处罚等,还可能涉及大量的间接成本,如潜在的声誉损失和政治成本等,从而产生监管风险和声誉风

险^[6]。因此,避税行为虽然减少了企业应缴纳的税负,产生了更多的现金流,但也增加了企业的代理风险、信息风险、监管风险和声誉风险,导致投资者要求更高的风险溢价,从而增加了企业的融资约束。然而,避税对企业融资约束的总体影响并不确定,两者之间的关系最终取决于避税过程中产生的“现金流效应”和“风险效应”。根据以上分析,本文提出假设 1。

H1:在其他条件相同的情况下,税收激进行为与企业融资约束存在相关关系。

(二) 独立董事与税收激进

董事会作为一种内部控制机制,在企业避税策略方面发挥着重要作用,而独立董事比例的提高则能提高董事会决策的有效性,降低激进避税行为。首先,独立董事能够对管理者的机会主义避税行为进行有效监督,协调股东和管理者之间的利益,减少管理者通过激进避税进行租金转移和盈余操纵的动机^[8]。其次,税收筹划是通过重新设计或重组交易来增加税后收入或税后现金流的活动,这些复杂的交易需要高水平的专业知识来识别和理解潜在的财务影响,并确定适当的会计处理方法。独立董事通常是经验丰富的专业人士,如声誉良好的首席执行官和高管、成功的企业家和大学学者等,他们在商业战略、财务、税务、企业运营等方面拥有广泛的经验和专业知识,具有独特的能力来识别和评估具有风险和不确定性的避税活动^[23]。再次,通过在不同企业担任独立董事而形成的社会网络关系,独立董事能够发挥信息媒介的作用,产生知识的溢出和学习效应^[19]。独立董事能够帮助企业获取其他企业避税策略的相关知识和成功避税经验,进行更多价值最大化的税务规划活动,并减少激进的避税活动。最后,根据声誉假说,促使独立董事勤勉履责的关键是自身的声誉。独立董事一般都是各个领域的专家,如果与企业管理层或大股东合谋,不但要承担法律风险,而且其在董事职业市场中的声誉也会蒙受巨大的损失。独立董事往往会鼓励企业减少更极端、风险更大的税收规划,以避免避税失败对自己职业声誉可能带来的损害^[8]。因此,我们认为在治理机制完善的条件下,当独立董事的监督和咨询职能得到更大程度的发挥时,企业的税收激进程度会降低。由此,本文提出假设 2。

H2:在其他条件相同的情况下,独立董事在董事会中的比例越高,税收激进水平越低。

(三) 独立董事、税收激进与融资约束

税收激进会影响企业融资约束,然而两者之间的关系不是避税行为本身造成的,而是由管理层激进避税过程中的机会主义行为决定的。激进的避税行为可能伴随着信息环境的恶化以及代理问题的加剧。独立董事监督职能的加强能有效减少管理层利用税收激进进行的机会主义行为(如关联交易、在职消费等),降低代理风险,减少管理层利用避税操纵会计盈余的行为,降低企业与金融机构之间的信息不对称程度,减少企业的信息风险,并能通过对企业积极避税行为的监督减少被税务机关查处的监管风险,从而从总体上减少企业避税风险,降低金融机构的风险溢价,缓解企业的融资约束。此外,独立董事的专业知识和经验能为企业的融资活动提供法律和技术方面的咨询指导^[24]。独立董事独立性的增强可以向金融机构传递企业治理水平提高的信号,增强其对企业的信心,从而降低企业融资约束程度^[21]。独立董事还能利用其关系资源和较高的声誉资源为企业的融资行为提供隐性担保,帮助企业与金融机构之间、上下游企业之间建立联系,减少企业的经营风险和融资风险,提高企业的融资能力^[22]。由此,我们认为在独立董事能够缓解税收激进活动中的代理问题和信息不对称问题,且独立董事职能的发挥能够改善企业融资环境的情况下,税收激进对企业融资约束的影响将下降。由此,本文提出假设 3。

H3:在其他条件相同的情况下,独立董事能弱化税收激进与企业融资约束之间的关系。

四、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

2007 年 3 月我国通过了新的《中华人民共和国企业所得税法》,为了避免税法改革对企业税负的影响,本文选择 2008—2017 年沪深两市所有 A 股上市公司为样本,并根据研究需要剔除以下样本:(1)金融行业上市公司;(2)上市时间少于两年的样本;(3)税前利润小于 0 的样本,计算出的有效税率不能反映经营业绩与实际税负之间的关系;(4)有效税率大于 1 和小于 0 的样本;(5)有缺失值的样本。最终,本文得到 11975 个公司-年度样本。为了控制异常值的影响,本文对连续变量进行双向 1% 的 winsorize 处理。本文所需数据来自 CSMAR 数据库,数据处理采用 STATA13.0 统计软件。

(二) 变量选择

1. 融资约束(LFC)

对融资约束的衡量主要有单指标测度、现金流敏感系数和多变量指数三种方式。单变量指标衡量得不够全面;敏感性模型包括“投资-现金流”敏感性模型和“现金-现金流”敏感性模型,由于敏感性模型中的现金流系数容易受到较多干扰因素以及内生性问题导致的偏误的影响,因此受到学者的质疑^[25];多变量指数法对融资约束的衡量较为全面。因此,本文参考况学文等的研究^[26],采用多变量综合分析法构建融资约束指数。首先,本文对企业规模和利息保障倍数的年度样本进行排序,将同时位于两指标前三分之一的样本作为低融资约束组(FC=0),后三分之一的样本作为高融资约束组(FC=1)。其次,选择净营运资本(NWC)、资产负债率(LEV)、净资产收益率(ROE)、市场价值与账面价值比(MB)和现金股利/总资产(DIV)五个财务指标来构建Logit模型,以衡量企业的融资约束程度。最终确定的Logit模型为式(1),回归结果见表1。

表1 Logit模型的回归结果

变量	系数	标准差	Z值	显著性
LEV	-2.902***	(0.156)	-18.60	0.000
NWC	-0.361***	(0.132)	-2.75	0.000
ROE	-5.326***	(0.250)	-21.30	0.000
MB	-3.641***	(0.077)	-47.19	0.020
DIV	-21.467***	(1.361)	-15.77	0.000
CONS	4.464***	(0.089)	50.07	0.000
N = 15709 Pseudo R ² = 0.4278 P值 = 0.000				

注: *、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

$$LFC_{it}(FC=1 \text{ 或 } 0|Z_{it}) = \frac{1}{1 + e^{-Z_{it}}}$$

$$Z_{it} = \beta_0 + \beta_1 LEV + \beta_2 NWC + \beta_3 ROE + \beta_4 MB + \beta_5 DIV \tag{1}$$

我们根据Logit模型的回归结果来计算企业受到融资约束的程度,LFC越接近于1,企业财务状况越差,受到的融资约束程度越大。

2. 税收激进(TAG)

对于企业避税的度量主要有两种方法:一种是基于有效税率的度量,另一种是基于会计-税收差异的度量。由于在我国存在较多税收优惠政策,这使得有效税率的度量会受到较多因素的干扰,因此本文采用会计-税收差异来度量企业避税,具体为会计-应税收益差异(BTD)和采用固定效应残差法计算的会计-应税收益差异(DDTD)。金鑫和雷光勇认为固定效应残差法和会计-应税收益差异两种方法更为准确合理^[27]。会计-应税收益差异越大,表明税收激进程度越高。

3. 独立董事(INDIR)

本文采用独立董事占董事会成员人数的比例来衡量独立董事。

4. 控制变量

根据研究需要,本文控制以下影响融资约束的变量:总资产回报率(ROA),盈利较多的公司不太可能受到财务的约束;现金持有(CASH),财务拮据的公司可能会持有更多现金,以增强外部融资的需求;增长机会(MTB)、资本支出(EXPEN)和净营运资本增加额(NWC),拥有更多增长机会和更大资本支出的公司需要更多的资金来进行投资,在财务上会受到更大的限制;可操控性应计利润(AB_DA),不透明的信息环境和财务报告通常会增加外部融资的成本。

所有变量的具体定义见表2。

(三) 模型构建

本文构建以下模型来检验税收激进对企业融资约束以及独立董事对两者之间关系的影响。

$$LFC_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 TAG_{i,t} + \beta_2 ROA_{i,t} + \beta_3 CASH_{i,t} + \beta_4 MTB_{i,t} + \beta_5 NWC_{i,t} + \beta_6 EXPEN_{i,t} + \beta_7 AB_DA_{i,t} + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \tag{2}$$

$$TAG_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 INDIR_{i,t} + \beta_2 ROA_{i,t} + \beta_3 SIZE_{i,t} + \beta_4 LEV_{i,t} + \beta_5 MTB_{i,t} + \beta_6 FIXA_{i,t} + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \tag{3}$$

$$LFC_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 TAG_{i,t} + \beta_2 INDIR_{i,t} + \beta_3 (TAG \times INDIR_{i,t}) + \beta_4 ROA_{i,t} + \beta_5 CASH_{i,t} + \beta_6 MTB_{i,t} + \beta_7 NWC_{i,t} + \beta_8 EXPEN_{i,t} + \beta_9 AB_DA_{i,t} + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \tag{4}$$

其中,LFC为融资约束;TAG为税收激进变量,包括会计-应税收益差异(BTD)和采用固定效应残差法计算

的会计 - 应税收益差异 (*DDBTD*)。

表 2 变量定义表

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
因变量	融资约束	<i>LFC</i>	采用 logit 模型估计得到
自变量	独立董事	<i>INDIR</i>	独立董事占董事会成员人数的比例
	会计 - 应税收益差异	<i>BTD</i>	[利润总额 - (所得税费用 - 递延所得税费用)/年末所得税率]/上一年资产总额
	采用固定效应残差法计算的会计 - 应税收益差异	<i>DDBTD</i>	$BTD_{i,t} = \alpha_1 \times TA_{i,t} + \phi_i + \omega_{i,t}$, $DD_BTD_{i,t} = \phi_i + \omega_{i,t}$, 其中, $TA = (\text{净利润} - \text{经营活动现金流量净额}) / \text{上一年总资产}$
控制变量	总资产报酬率	<i>ROA</i>	净利润与平均资产的比值
	企业规模	<i>SIZE</i>	总资产的自然对数
	资产负债率	<i>LEV</i>	总负债/总资产
	固定资产比率	<i>FIXA</i>	固定资产净额/总资产
	现金持有	<i>CASH</i>	现金及现金等价物期末余额/总资产
	市账比	<i>MTB</i>	股东权益的市场价值与账面价值的比值
	资本支出	<i>EXPEN</i>	构建固定资产、无形资产和其他长期资产所支付的现金/总资产
	净营运资本增加额	<i>NWC</i>	非现金的营运资本增加额/期末总资产
	可操控性应计利润	<i>AB_DA</i>	采用修正琼斯模型计算得到的可操控性应计项目的绝对值
	行业	<i>Industry</i>	按证监会行业指引(2001)划分,除了对制造业按照二级行业代码进行了进一步细分外,其他行业均按一级代码进行分类
	年度	<i>Year</i>	按公司所在行业与年度分组得出

五、实证结果及分析

(一) 描述性统计和相关性分析

表 3 列出了主要变量的描述性统计结果。从表 3 中可以看出, *LFC* 的均值为 0.5, 说明我国企业普遍存在融资约束问题; *BTD* 的均值和中位数均为负数, 表明大多数公司的会计收益低于应税收益, 可能存在避税行为。

表 4 列示了所有变量之间的 Pearson 相关系数。在税收激进的指标中, 会计 - 应税收益差异 (*BTD*) 和采用固定效应残差法计算的会计 - 应税收益差异 (*DDBTD*) 与融资约束 (*LFC*) 显著正相关, 这与理论预期相符。为了避免变量间多重共线性对结果的影响, 本文进行了变量的容忍度分析以及方差膨胀因子分析, 结果显示: 各个变量的容忍度在 0.30 ~ 0.99 之间, 大于 0.1; 方差膨胀因子介于 1.02 ~ 1.88 之间, 远小于 10。由此, 我们可以认为各变量间不存在严重的共线性问题。

表 3 变量的描述性统计结果

变量	样本量	均值	标准差	最大值	最小值	中位数
<i>LFC</i>	11975	0.51	0.32	0.99	0.00	0.580
<i>BTD</i>	11975	-0.01	0.04	0.18	-0.04	-0.01
<i>DDBTD</i>	11975	-0.00	0.04	0.12	-0.12	-0.00
<i>INDIR</i>	11975	0.37	0.05	0.80	0.09	0.33
<i>ROA</i>	11975	0.04	0.05	0.20	0.00	0.04
<i>SIZE</i>	11975	21.94	1.34	28.51	11.35	21.77
<i>LEV</i>	11975	0.44	0.22	0.96	0.05	0.43
<i>FIXA</i>	11975	0.23	0.17	0.96	0.00	0.19
<i>CASH</i>	11975	0.18	0.15	0.70	0.01	0.14
<i>MTB</i>	11975	0.84	0.83	4.69	0.08	0.57
<i>NWC</i>	11975	0.02	0.12	0.49	-0.28	0.03
<i>EXPEN</i>	11975	0.05	0.05	0.25	0.00	0.04
<i>AB_DA</i>	11975	0.06	0.07	0.31	0.00	0.04

表 4 主要变量的相关系数

变量	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
1. <i>LFC</i>	1												
2. <i>BTD</i>	0.10***	1											
3. <i>DDBTD</i>	0.19***	0.45***	1										
4. <i>INDIR</i>	0.04***	-0.01	-0.01	1									
5. <i>ROA</i>	0.03***	0.28***	0.37***	0.01	1								
6. <i>CASH</i>	0.34***	0.08***	0.22***	0.02**	0.05***	1							
7. <i>MTB</i>	-0.52***	-0.12***	-0.25***	0.02***	-0.03***	-0.26***	1						
8. <i>NWC</i>	0.06***	0.02***	0.02***	0.03	0.38***	0.08***	-0.32***	1					
9. <i>EXPEN</i>	0.06***	0.04***	0.15***	-0.14***	-0.00	-0.07***	-0.05***	-0.09***	1				
10. <i>AB_DA</i>	-0.03***	0.01	0.03***	0.01	0.06***	-0.01*	-0.01	0.04***	-0.08***	1			
11. <i>SIZE</i>	-0.64***	-0.11***	-0.11***	0.03***	0.01	-0.26***	0.62***	-0.28***	-0.02***	-0.05***	1		
12. <i>LEV</i>	-0.66***	-0.30***	-0.31***	-0.03***	-0.41***	-0.46***	0.55***	-0.49***	-0.13	0.11***	0.41***	1	
13. <i>FIXA</i>	-0.14***	-0.01	0.05***	-0.07***	-0.15***	-0.35***	0.13***	-0.38***	0.26***	-0.08***	0.10***	0.13***	1

注: * 表示在 10% 水平上显著, ** 表示在 5% 水平上显著, *** 表示在 1% 水平上显著。

(二) 回归分析

1. 税收激进对财务约束的影响

为了避免内生性问题对研究结果的影响,本文采用滞后一期的税收激进程度进行回归分析。表5给出了税收激进与融资约束的回归结果。*BTD*和*DDBTD*的回归系数显著为正(0.644, $P < 0.01$; 0.552, $P < 0.01$),即会计账面与实际税负的差别越大,企业融资约束程度越高,H1得到支持。回归结果表明激进的避税行为并不能通过现金流效应改善企业的财务困境并为股东创造价值,而是管理层或控制性股东等内部人基于税收激进的一种自利行为^[5]。外部投资者将这种避税策略视作冒险的管理策略,并与避税风险联系起来要求更高的风险溢价,从而增加了企业的融资约束。控制变量的回归结果与理论预期基本一致。资产报酬率(*ROA*)与融资约束负相关,表明盈利较高的企业拥有更多的现金流,融资约束水平较低。现金持有量(*CASH*)与融资约束正相关,说明企业未来现金流不足会面临融资约束,为了满足未来的投资需求会持有较多现金。有较多成长机会或较大资本支出的企业需要更多的资金进行投资,越有可能面临融资约束,这与Kaplan和Zingales的结论一致^[25]。可操控盈余(*AB_DA*)的回归系数显著为正,表明较低的盈余质量会降低企业的信息透明度,提高企业的融资约束程度。

2. 独立董事对税收激进的影响

表6为独立董事与税收激进的回归结果。独立董事与*BTD*和*DDBTD*的回归系数显著为负(-0.024, $P < 0.05$; -0.016, $P < 0.05$),即独立董事会显著降低企业会计与实际税负的差异,企业的税收激进程度较低,这与Richardson等的结果一致^[20],H2得到支持,即独立董事能够通过与管理层的监督来减少其利用机会主义避税行为获取租金的动机,从而降低企业的税收激进程度。独立董事还能从更专业的角度分析避税产生的收益与风险,帮助企业制定合理的税收规划,减少激进避税带来的负面影响。在控制变量中,企业规模(*SIZE*)与税收激进负相关,规模越大的公司受到的社会关注度越高,其进行税收激进的成本和风险越大,避税程度越低,这与Gupta等的结论一致^[28]。资产负债率(*LEV*)与税收激进显著负相关,表明债务融资与企业避税之间可能存在一定的替代性,这与Stickney等的结论一致^[29]。市账比(*MTB*)与税收激进负相关,即成长性较高的企业更注重避税风险对企业的影响,避税动机较弱。总之,控制变量的回归结果基本上与理论预期一致。

3. 独立董事在税收激进与融资约束关系中的作用

为了分析独立董事在税收激进与融资约束关系中所起到的作用,本文加入独立董事(*INDIR*)和税收激进(*BTD*, *DDBTD*)的交互项进行检验。表7的实证结果显示,*BTD*和*DDBTD*的回归系数在1%水平上显著为正,说明税收激进整体上显著提高了融资约束的程度,这与表5的结果相一致。在进一步考虑税收激进与独立董事的交互项后发现,*BTD*和*DDBTD*与*INDIR*交互项的估计系数均显著为负(-0.055, $P < 0.05$; -0.040, $P < 0.05$),即独立董事减弱了税收激进对企业融资约束的影响,H3得到支持。结合表5和表6的回归结果,在独立董事占比较高的企业中,治理机制较好的企业能更好地发挥独立董事的监督和咨询职能,从而减少管理层的机会主义避税行为,减少避税产生的代理问题,增加避税为企业带来的现金流收益,在更大程度上缓解企业的融资约束问题。

表5 税收激进与融资约束的回归结果

变量	LFC	
	(1)	(2)
<i>BTD</i>	0.644 *** (3.718)	
<i>DDBTD</i>		0.552 *** (2.939)
<i>ROA</i>	-0.730 *** (-7.686)	-0.444 *** (-14.024)
<i>CASH</i>	0.191 *** (14.244)	0.169 *** (12.464)
<i>MTB</i>	0.349 *** (14.627)	0.340 *** (8.495)
<i>NWC</i>	0.014 (1.004)	0.006 (0.546)
<i>EXPEN</i>	0.147 *** (4.111)	0.125 *** (4.026)
<i>AB_DA</i>	0.021 (1.418)	0.020 *** (2.797)
<i>Cons</i>	0.791 *** (14.169)	0.780 *** (13.157)
<i>Year</i>	控制	控制
<i>Industry</i>	控制	控制
N	11975	11975
R ²	0.239	0.281

注: *表示在10%水平上显著, **表示在5%水平上显著, ***表示在1%水平上显著。

表6 独立董事与税收激进的回归结果

变量	<i>BTD</i>	<i>DDBTD</i>
<i>DLDIR</i>	-0.024 ** (-2.016)	-0.016 ** (-2.064)
<i>ROAA</i>	0.169 *** (34.555)	0.119 *** (28.271)
<i>SIZE</i>	-0.002 *** (-2.628)	-0.002 *** (-4.495)
<i>MTB</i>	-0.005 *** (-6.442)	-0.005 *** (-7.448)
<i>LEV</i>	-0.042 *** (-13.200)	-0.036 *** (-13.085)
<i>FIXA</i>	-0.013 *** (-3.280)	-0.006 * (-1.881)
<i>Cons</i>	0.067 *** (4.829)	0.069 *** (6.500)
<i>Year</i>	控制	控制
<i>Industry</i>	控制	控制
N	11975	11975
R ²	0.325	0.293

注: *表示在10%水平上显著, **表示在5%水平上显著, ***表示在1%水平上显著。

(三)进一步分析

1. 基于避税程度的分组检验

根据前文的分析,企业的避税行为分为良性的税收筹划和饱受争议的偷税漏税等违法行为。适度的税收筹划行为能够通过减少税收负担在一定程度上缓解企业的资金需求,而过度激进的避税行为则会诱发管理层的机会主义行为,增加避税风险和融资约束。为了验证这两种不同程度的避税行为对企业融资约束产生的异质性影响以及区分独立董事在两种避税行为中发挥的作用,本文根据避税指标会计-应税收益差异(BTD)以及采用固定效应残差法计算的会计-应税收益差异(DBTD),将高于年度均值的样本作为税收激进组,将其他样本作为税收筹划组,并以此进行分组回归,回归结果见表8。在表8第(1)列和第(2)列即税收筹划组中,会计-应税收益差异(BTD)和采用残差法计算的会计-应税收益差异(DBTD)与融资约束显著负相关(-0.894, P<0.05; -0.722, P<0.1),说明有效的避税行为能够在一定程度上缓解企业的融资约束。在税收激进组中,会计-应税收益差异(BTD)和采用残差法计算的会计-应税收益差异(DBTD)与融资约束显著正相关(0.858, P<0.01; 0.900, P<0.05),说明激进避税激化了企业融资约束问题。综上,本文通过分组检验验证了在采用不同避税策略的企业中,企业避税对融资约束产生的影响是不同的。

2. 独立董事影响企业避税与融资约束关系的途径分析

前文的分析结果说明税收激进能够影响企业融资约束,而独立董事的治理效应能够降低避税产生的代理问题和信息风险,从而缓解税收激进与融资约束之间的关系。为了检验独立董事的这两种作用途径,本文分析在信息不对称和代理冲突问题不同的情况下,独立董事对税收激进与融资约束之间关系的缓解作用是否存在差异。参考杜兴强和周泽将的研究^[30],本文选择管理费用率(管理费用占营业收入的比例)作为代理成本的替代变量,并将利用修正琼斯模型计算的可操纵性应计项目绝对值(AB_DA)作为信息质量的替代变量。我们把代理成本和信息质量指标样本三等分,较低值的三分之一为信息质量高和代理问题较低组,较高值的三分之一为信息质量低和代理问题较突出组,回归结果如表9所示。表9的第(1)列和第(2)列中,在信息质量较低的情况下,BTD和DBTD与INDIR交互项的估计系数均显著为负(-0.073, P<0.05; -0.064, P<0.01),而在信息质量较高的情况下,回归系数并不显著,这表明在信息质量较低的企业中,独立董事对税收激进与融资约束之间的关系产生了更大的缓解作用。表9的第(7)列和第(8)列中,在代理成本较高的情况下,BTD和DBTD与INDIR交互项的估计系数均显著为负(-0.079, P<0.01; -0.060, P<0.05),而在代理成本较低的情况下,回归系数并不显著,这表明在代理问题较突出的企业中,独立董事对税收激进与融资约束之间的关系产生了更大的缓解作用。综上,本文的实

表7 独立董事、税收激进与融资约束的回归结果

变量	LFC	
	(1)	(2)
BTD	0.462 *** (4.762)	
DBTD		0.382 *** (3.718)
INDIR × BTD	-0.055 ** (-1.972)	
INDIR × DBTD		-0.040 ** (-2.514)
INDIR	-0.002 (-1.261)	-0.002 * (-1.672)
ROA	-1.164 *** (-27.239)	-0.422 *** (-16.842)
CASH	0.104 *** (5.905)	0.069 *** (4.944)
MTB	0.221 *** (7.892)	0.115 *** (9.785)
NWC	0.105 *** (7.463)	0.059 *** (5.338)
EXPEN	0.122 *** (3.186)	0.089 *** (3.115)
AB_DA	0.035 *** (3.743)	0.024 *** (3.299)
Cons	0.735 *** (9.825)	0.658 *** (9.720)
Year	控制	控制
Industry	控制	控制
N	11975	11975
R ²	0.215	0.304

注:*表示在10%水平上显著,**表示在5%水平上显著,***表示在1%水平上显著。

表8 基于避税程度的分组检验结果

变量	LFC			
	税收筹划组		税收激进组	
	(1)	(2)	(3)	(4)
BTD	-0.894 ** (-2.148)		0.858 *** (2.705)	
DBTD		-0.722 * (-1.950)		0.900 ** (2.261)
ROA	0.109 (0.458)	-0.310 *** (-5.760)	-1.863 *** (-10.369)	-0.994 *** (-10.849)
CASH	0.137 *** (5.750)	0.128 *** (5.851)	0.164 *** (5.836)	0.094 *** (3.645)
MTB	0.376 *** (6.869)	0.376 *** (6.915)	0.275 *** (7.492)	0.141 *** (9.934)
NWC	0.102 *** (8.272)	0.101 *** (8.178)	0.195 *** (9.841)	0.139 *** (8.441)
EXPEN	0.043 (1.000)	0.031 (0.753)	0.153 *** (2.975)	0.113 ** (2.522)
AB_DA	0.078 ** (2.242)	0.017 (1.004)	0.009 (0.952)	-0.011 (-1.477)
Cons	0.774 *** (8.301)	0.788 *** (8.153)	0.741 *** (5.581)	0.655 *** (6.853)
Year	控制	控制	控制	控制
Industry	控制	控制	控制	控制
N	5987	5987	5987	5987
R ²	0.316	0.246	0.325	0.196

注:*表示在10%水平上显著,**表示在5%水平上显著,***表示在1%水平上显著。

证结果表明,独立董事对企业避税与融资约束关系的影响更多的是通过降低企业信息不对称程度和代理冲突来实现的。

表 9 独立董事的作用路径检验结果

变量	LFC							
	信息质量较低		信息质量较高		代理成本低		代理成本高	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>BTD</i>	0.550*** (2.623)		0.091** (2.568)		0.153*** (3.084)		0.380*** (3.938)	
<i>DDBTD</i>		0.605*** (4.671)		0.248* (1.806)		0.269** (2.309)		0.501*** (4.033)
<i>INDIR</i> × <i>BTD</i>	-0.073** (-2.159)		-0.001 (-0.779)		-0.001 (-0.694)		-0.079*** (-2.835)	
<i>INDIR</i> × <i>DDBTD</i>		-0.064*** (-3.202)		-0.021 (-1.311)		-0.018 (-1.508)		-0.060** (-2.503)
<i>INDIR</i>	-0.005* (-1.701)	-0.006* (-1.851)	-0.002* (-1.887)	-0.003** (-2.364)	-0.006** (-2.051)	-0.002* (-1.658)	-0.005* (-1.783)	-0.006* (-1.866)
<i>ROA</i>	-0.619*** (-6.238)	-0.727*** (-7.001)	-0.874*** (-9.508)	-0.618*** (-7.716)	-0.789*** (-4.875)	-0.960*** (-4.604)	-0.722*** (-7.813)	-0.727*** (-5.984)
<i>CASH</i>	0.162*** (9.605)	0.169*** (9.708)	0.078*** (10.087)	0.300*** (7.573)	0.175*** (10.017)	0.380*** (9.293)	0.170*** (9.758)	0.168*** (9.659)
<i>MTB</i>	0.175*** (6.852)	0.208*** (7.242)	0.344*** (7.415)	0.310*** (5.657)	0.214*** (7.045)	0.426*** (7.518)	0.208*** (7.319)	0.208*** (7.149)
<i>NWC</i>	0.190*** (14.670)	0.209*** (15.628)	0.076*** (10.677)	0.068*** (9.497)	0.213*** (15.838)	0.103*** (13.819)	0.209*** (15.576)	0.209*** (15.622)
<i>EXPEN</i>	-0.134*** (-3.917)	-0.147*** (-4.169)	-0.021 (-0.609)	-0.020 (-0.893)	-0.152*** (-4.313)	-0.026 (-1.081)	-0.144*** (-4.084)	-0.150*** (-4.244)
<i>AB_DA</i>	0.029*** (3.219)	0.032*** (3.428)	0.002 (0.336)	0.006 (1.229)	0.032*** (3.440)	0.009* (1.744)	0.032*** (3.435)	0.032*** (3.417)
<i>Cons</i>	0.685*** (6.195)	0.714*** (6.409)	0.905*** (9.645)	0.847*** (7.325)	0.728*** (6.849)	0.919*** (7.900)	0.712*** (6.338)	0.714*** (6.408)
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Industry</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	3991	3991	3991	3991	3991	3991	3991	3991
<i>R</i> ²	0.276	0.223	0.316	0.241	0.324	0.331	0.302	0.298

注: *表示在 10% 水平上显著, **表示在 5% 水平上显著, ***表示在 1% 水平上显著。

六、稳健性检验

(一) 工具变量两阶段回归分析

前文的研究发现,激进的避税行为会影响企业的融资约束水平,同时在融资方面遇到较大障碍的企业更有可能进行激进避税^[1]。这种反向因果关系的存在使得本文所得结论可能会存在内生性问题,为此,我们进一步使用工具变量进行两阶段回归分析,以检验结果的稳健性。本文根据 Fisman 和 Svensson 的研究^[31],选择企业避税的行业-省份均值 TAG_{avg} 作为企业避税的工具变量,把避税指标分成两个部分 $TAG_{it} = TAG_{avg} + TAG_{itspe}$,其中 TAG_{itspe} 为企业避税与行业-省份均值的差异。此时, TAG_{avg} 与 TAG_{it} 相关,但与企业层面的非观察因素不相关,因此可以作为企业避税的工具变量。然后,我们运用两阶段最小二乘法重新进行回归分析,结果见表 10(只列示了第二阶段的回归结果)。表 10 中结果显示,关键的避税指标拟合值($FitBTD$ 、 $FitDDBTD$)的系数并无显著变化,DWH 统计量在 10% 水平上不显著,不能拒绝严格的外生性假定,这说明工具变量估计结果与原估计结果不存在系统性差异。

(二) PSM 回归分析

由于影响税收激进的因素较多,为了进一步避免遗漏变量偏误导致的内生性问题,本文参考 Rosenbaum 和 Rubin 的研究^[32],使用倾向匹配基础上的固定效应模型(PSMFEE)来加以解决,即通过寻找与实验组特征相近的企业作为控制组,再运用固定效应模型对配对成功的实验组与控制组进行分析。首先,我们将税收激进的公司

-年度样本按照激进程度从高到低平均分为 10 份,前 10% 为税收激进组 ($TAX = 1$),后 30% 为税收筹划组 ($TAX = 0$)。然后,我们确定影响税收激进的因素,包括公司规模 ($SIZE$,总资产的自然对数)、财务杠杆 (LEV ,总负债与总资产之比)和市值比 (MTB ,股东权益的市场价值与账面价值的比值),并将两组样本混合后采用 Probit 模型估计样本倾向分值。

$$\text{Probit}(TAX_{i,t}) = \beta_0 + \beta_1 SIZE_{i,t} + \beta_2 MTB_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 Industry + \beta_5 Year + \delta_{i,t}$$

最后,我们采用一对一替代最近邻匹配法对高税收激进样本进行匹配,匹配变量均衡性检验结果显示变量的标准化偏差均小于 10%,即匹配变量的平衡性较好。在此基础上,我们采用固定效应模型仅对匹配成功的样本进行分析。表 11 为匹配样本的回归结果,所得结论依然稳健。

表 10 工具变量两阶段回归结果

变量	LFC			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>FuBTD</i>	0.670 *** (4.041)		0.225 *** (3.857)	
<i>FuDDBTD</i>		0.755 *** (4.136)		0.558 *** (4.453)
<i>INDIR × BTD</i>			-0.049 ** (-2.210)	
<i>INDIR × DDBTD</i>				-0.059 *** (-3.019)
<i>INDIR</i>			-0.001 (-0.703)	-0.001 (-0.822)
<i>ROA</i>	-0.761 *** (-8.264)	-0.482 *** (-15.337)	-0.722 *** (-22.796)	-0.627 *** (-20.468)
<i>CASH</i>	0.215 *** (16.239)	0.194 *** (14.451)	0.171 *** (9.793)	0.159 *** (9.446)
<i>MTB</i>	0.336 *** (9.897)	0.327 *** (4.288)	0.208 *** (7.315)	0.174 *** (6.637)
<i>NWC</i>	0.244 *** (4.392)	0.239 *** (5.025)	0.209 *** (5.623)	0.191 *** (4.754)
<i>EXPEN</i>	-0.044 (-1.432)	0.077 *** (2.686)	0.144 *** (4.067)	0.139 *** (4.078)
<i>AB_DA</i>	0.027 * (1.853)	0.014 * (1.901)	0.032 *** (3.450)	0.029 *** (3.251)
<i>Cons</i>	0.758 *** (13.076)	0.751 *** (6.679)	0.676 *** (4.722)	0.655 *** (4.797)
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Industry</i>	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	11975	11975	11975	11975
<i>R²</i>	0.263	0.213	0.247	0.218

注: *表示在 10% 水平上显著, **表示在 5% 水平上显著, ***表示在 1% 水平上显著。

表 11 PSM 回归结果

变量	LFC			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>BTD</i>	0.013 *** (3.233)		0.097 *** (3.350)	
<i>DDBTD</i>		0.017 *** (2.882)		0.080 * (1.827)
<i>INDIR × BTD</i>			-0.224 *** (-2.919)	
<i>INDIR × DDBTD</i>				-0.289 ** (-2.508)
<i>INDIR</i>			0.005 *** (4.097)	0.002 ** (2.111)
<i>ROA</i>	-0.083 *** (-29.377)	-0.054 *** (-18.248)	-0.084 *** (-28.778)	-0.021 *** (-15.895)
<i>CASH</i>	-0.005 *** (-10.509)	-0.003 *** (-7.462)	-0.005 *** (-10.546)	-0.005 *** (-11.011)
<i>MTB</i>	-0.000 *** (-3.596)	-0.000 (-0.302)	-0.000 *** (-3.386)	0.001 *** (4.595)
<i>NWC</i>	0.015 *** (26.590)	0.003 *** (10.216)	0.015 *** (25.062)	0.008 *** (19.092)
<i>EXPEN</i>	-0.006 *** (-5.204)	-0.003 *** (-3.006)	-0.006 *** (-5.089)	-0.000 (-0.195)
<i>AB_DA</i>	0.008 *** (19.644)	0.020 *** (31.711)	0.009 *** (17.636)	0.006 *** (18.393)
<i>Cons</i>	-0.000 (-0.302)	-0.003 *** (-10.671)	-0.002 *** (-3.808)	-0.004 *** (-9.485)
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Industry</i>	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	2375	2375	2375	2375
<i>R²</i>	0.214	0.373	0.201	0.176

注: *表示在 10% 水平上显著, **表示在 5% 水平上显著, ***表示在 1% 水平上显著。

(三) 融资约束的其他度量方式

为检验结论的稳健性,本文引入了融资约束的替代变量,即 Lamont 等建立的融资约束指数 (KZ)^[33], KZ 指数越大,企业融资约束程度越高。

$$KZ_{i,t} = -1.002CASHF_{i,t} + 0.283TQ_{i,t} + 3.139LEV_{i,t} - 39.368DIDV_{i,t} - 1.315CASHH_{i,t} \quad (5)$$

其中, $CASHF$ 为报告期经营活动现金流量与期初固定资产的比值; TQ 为衡量企业相对价值的托宾 Q 值; LEV 为资产负债率; $DIDV$ 为股利支付率,即普通股股利与期初总资产的比值; $CASHH$ 为现金持有量,即期末现金及现金等价物余额与期初总资产的比值。由表 12 可知,融资约束度量方式改变后,税收激进的系数方向没有发生改变,说明税收激进与融资约束之间的关系稳健可靠,且独立董事可显著地弱化两者之间的关系,本文所得结论稳健。

七、结论性评述

本文从微观角度分析了税收激进对企业融资约束的影响机理,实证检验了税收激进对企业融资约束的影响,并在此基础上考察了独立董事如何履行其咨询和监督双重职能,以及对税收激进与融资约束两者之间关系产生的影响。研究表明:税收激进整体上与企业融资约束存在正相关关系,即税收激进行为会导致企业融资约束增加,但适度的税收筹划有助于降低企业的融资约束程度,而激进的避税行为则会增加企业的融资约束。独立董事监督和咨询职能的发挥有助于降低企业的税收激进程度。此外,独立董事能够减弱税收激进与融资约束之间的正向关系,这种影响主要是通过缓解代理问题和信息风险实现的。总体而言,企业通过改善治理机制和引入更多的独立董事能有效规避税收激进行为带来的负面影响。

本文所得研究结论具有一定的启示意义。首先,监管部门应充分重视管理层机会主义避税行为产生的负面效应,重视税收立法,加强对避税行为的监管,维持市场秩序和经济稳定,同时也应该积极帮助企业解决“融资难”问题,搭建并完善服务于企业的融资平台,疏通拓宽融资渠道。其次,企业要认识到避税行为的双面性,更好地理解企业实施避税行为可能带来的负面影响,充分发挥独立董事在企业避税过程中的咨询和监督职能,从而制定合理的税收规划政策,使避税活动控制在合理范围内,进而缓解企业融资约束。

本研究也存在一些局限。一方面,本文只分析了所得税的避税行为带来的影响,没有涉及流转税避税行为,没有全面理解税收激进行为。另一方面,本文仅考察了独立董事对税收激进与融资约束之间关系的影响,未对企业的其他内部治理机制(如激励机制、管理者更替、监督机制)对避税结果带来的影响进行分析,未来可以展开多角度的研究。

参考文献:

- [1] Edwards A, Schwab C, Shevlin T. Financial constraints and cash tax savings[J]. The Accounting Review, 2015, 91(3): 859-881.
- [2] 叶康涛, 刘行. 公司避税活动与内部代理成本[J]. 金融研究, 2014(9): 158-176.
- [3] Balakrishnan K, Blouin J L, Guay W R. Tax aggressiveness and corporate transparency[J]. The Accounting Review, 2018, 94(1): 45-69.
- [4] Desai M A, Dharmapala D. Corporate tax avoidance and high-powered incentives[J]. Journal of Financial Economics, 2006, 79(1): 145-179.
- [5] 田高良, 司毅, 李星, 等. 公司治理视角下的税收激进研究[J]. 财务研究, 2016(5): 68-76.
- [6] Hanlon M, 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.
- [7] Mills L F. Book-tax differences and internal revenue service adjustments[J]. Journal of Accounting research, 1998, 36(2): 343-356.
- [8] Fama E F, Jensen M C. Agency problems and residual claims[J]. The Journal of Law and Economics, 1983, 26(2): 327-349.
- [9] 陈作华, 方红星. 融资约束、内部控制与企业避税[J]. 管理科学, 2018(5): 125-139.
- [10] Graham J R, Tucker A L. Tax shelters and corporate debt policy[J]. Journal of Financial Economics, 2006, 81(3): 563-594.
- [11] Kim J B, Li O Z, Li Y. Corporate tax avoidance and bank loan contracting[R]. Working papers, 2010.
- [12] Desai M A, Dharmapala D. Corporate tax avoidance and firm value[J]. The Review of Economics and Statistics, 2009, 91(3): 537-546.
- [13] 刘行, 李小荣. 金字塔结构、税收负担与企业价值: 基于地方国有企业的证据[J]. 管理世界, 2012(8): 91-105.

表 12 替代融资约束变量的回归结果

变量	LFC			
	(1)	(2)	(3)	(4)
BTD	0.209 *** (4.595)		0.065 *** (2.966)	
DDBTD		0.248 *** (4.809)		0.080 * (1.827)
INDIR × BTD			-0.143 ** (-2.488)	
INDIR × DDBTD				-0.289 ** (-2.508)
INDIR			0.004 *** (4.038)	0.002 ** (2.111)
ROA	-1.385 *** (-24.813)	-1.378 *** (-25.281)	-0.066 *** (-30.214)	-0.021 *** (-15.895)
CASH	0.134 *** (10.118)	0.132 *** (9.902)	-0.003 *** (-7.090)	-0.005 *** (-11.011)
MTB	-0.322 *** (-100.625)	-0.322 *** (-100.433)	-0.000 *** (-4.908)	0.001 *** (4.595)
NWC	0.038 *** (4.590)	0.040 *** (4.839)	0.002 *** (4.985)	0.008 *** (19.092)
EXPEN	-0.066 ** (-2.284)	-0.066 ** (-2.258)	-0.012 *** (-12.725)	-0.000 (-0.195)
AB_DA	-0.031 *** (-4.292)	-0.030 *** (-4.181)	0.006 *** (16.117)	0.006 *** (18.393)
Cons	0.803 *** (111.899)	0.804 *** (111.877)	-0.002 *** (-4.607)	-0.004 *** (-9.485)
Year	控制	控制	控制	控制
Industry	控制	控制	控制	控制
N	11975	11975	11975	11975
R ²	0.238	0.201	0.246	0.261

注: *表示在10%水平上显著, **表示在5%水平上显著, ***表示在1%水平上显著。

- [14] Adnan I A. Tax avoidance and cost of debt: The case for loan-specific risk mitigation and public debt financing[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2018, 49(2): 344-378.
- [15] Chung S G, Goh B W, Lee J, et al. Corporate tax aggressiveness and insider trading[J]. *Contemporary Accounting Research*, 2019, 36(1): 230-258.
- [16] Rachmawati N A, Martani D. Book-tax conformity level on the relationship between tax reporting aggressiveness and financial reporting aggressiveness[J]. *Australasian Accounting, Business and Finance Journal*, 2017, 11(4): 86-101.
- [17] 江轩宇. 税收征管、税收激进与股价崩盘风险[J]. *南开管理评论*, 2013(16): 152-160.
- [18] Platikanova P. Debt maturity and tax avoidance[J]. *European Accounting Review*, 2017, 26(1): 97-124.
- [19] Brown J L, Drake K D. Network ties among low-tax firms[J]. *The Accounting Review*, 2014, 89(2): 483-510.
- [20] Richardson G, Taylor G, Lanis R. The impact of board of director oversight characteristics on corporate tax aggressiveness: An empirical analysis[J]. *Journal of Accounting and Public Policy*, 2013, 32(3): 68-88.
- [21] Ramly Z. Corporate governance, shareholder monitoring and cost of debt in Malaysia[J]. *International Journal of Social, Management, Economics and Business Engineering*, 2013, 7(2): 494-505.
- [22] 许艳. 产品市场环境、董事背景特征对企业融资约束影响的研究[M]. 延吉: 延边大学出版社, 2019.
- [23] Hsu P H, Moore J A, Neubaum D O. Tax avoidance, financial experts on the audit committee, and business strategy[J]. *Journal of Business Finance & Accounting*, 2018, 45(9-10): 1293-1321.
- [24] Guner A U, Malmendier G. Tate, financial expertise of directors[J]. *Journal of Financial Economics*, 2008, 88(2): 323-354.
- [25] Kaplan S N, Zingales L G. Do investment-cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1997, 112(1): 169-215.
- [26] 况学文, 施臻懿, 何恩良. 中国上市公司融资约束指数设计与评价[J]. *山西财经大学学报*, 2010(5): 110-117.
- [27] 金鑫, 雷光勇. 审计监督、最终控制人性与税收激进度[J]. *审计研究*, 2011(5): 98-106.
- [28] Gupta S, Newberry K. Determinants of the variability incorporate effective tax rates: Evidence from longitudinal data[J]. *Journal of Accounting and Public Policy*, 1997, 16(1): 1-34.
- [29] Stickney C P, McGee V E. Effective corporate tax rates: The effect of size, capital intensity, leverage and other factors[J]. *Journal of Accounting and Public Policy*, 1982, 1(2): 125-152.
- [30] 杜兴强, 周泽将. 信息披露质量与代理成本的实证研究——基于深圳证券交易所信息披露考评的经验证据[J]. *商业经济与管理*, 2009(12): 76-82.
- [31] Fisman R, Svensson J. Are corruption and taxation really harmful to growth? Firm level evidence[J]. *Journal of Development Economics*, 2007, 83(1): 63-75.
- [32] Rosenbaum P R, Rubin D B. Constructing a control group using multivariate matched sampling methods that incorporate the propensity score[J]. *The American Statistician*, 1985, 39(1): 33-38.
- [33] Lamont O, Polk C, Saa-Requejo J. Financial constraints and stock returns[J]. *Review of Financial Studies*, 2001, 14(2): 529-554.

[责任编辑: 王丽爱, 杨志辉]

Research on Independent Directors, Tax Aggressiveness and Financing Constraints

XU Yan

(School of Economics and Management, Yan Bian University, Yanji 133002, China)

Abstract: Under the framework of agency theory, this paper studies the impact of tax aggressiveness on corporate financing constraints, and analyzes the impact of independent directors on their relationship according to directors' dual functions. The results show that there is a positive correlation between tax aggressiveness and financing constraints, that is, tax aggressiveness will lead to an increase in financing constraints. Independent directors can help reduce the degree of tax radicalization and weaken the positive relationship between tax radicalization and financing constraints. Independent directors with financial expertise can alleviate the situation more. This study provides theoretical and practical evidence for enterprises to better understand the possible economic consequences of tax aggressiveness, give full play to the advisory and supervisory functions of independent directors in the process of tax avoidance, so as to formulate reasonable tax planning and alleviate the financing constraints of enterprises.

Key Words: independent directors; tax aggressiveness; financing constraints; corporate governance; controllable earnings; information transparency; enterprise size