

风险投资、融资约束与避税行为

任家华(副教授), 郭辉

【摘要】 风险投资有助于缓解企业的融资约束问题,其监督作用亦能减少企业的避税行为。以2009~2016年主板上市公司为样本,考察有风险投资背景的上市公司的避税情况,发现风险投资机构持股对避税行为有显著的制约作用。另外,这种影响是通过降低融资约束这一中介途径实现的。而在税收征管强度较高的环境下,风险投资对避税行为的影响更为明显。运用PSM方法处理变量之间的内生性问题后发现,这种影响依然是显著的。研究呈现了风险投资对上市公司所发挥的外部治理作用和融资帮助,从而拓展了风险投资相关的研究文献,对于监控企业避税、改善公司治理也存在重要的实践意义。

【关键词】 风险投资; 避税行为; 融资约束; 税收征管强度

【中图分类号】 F275.1

【文献标识码】 A

【文章编号】 1004-0994(2019)22-0142-10

一、引言

近年来,初创企业“融资难、融资贵”的问题格外突出,作为初创企业的重要外部资金来源,风险投资对缓解中小企业的融资约束问题发挥着重要的作用。2017年度《中国创业投资发展报告》的统计数据显示,2016年度我国创业风险投资机构的数量已经达到2045家,较上一年度增加了270家,增长了15.2%。2016年度创业风险投资机构管理资本总量达到8277.1亿元,较上一年增加了1623.8亿元,增幅为24.4%。截至2016年年底,全国创业风险投资机构累计投资项目达到19296个,累计投资金额达3765.2亿元。由此看来,作为民间资本,风险投资充分发挥了拓展创业企业融资渠道的积极作用,促进了我国创业企业的发展。因此,如何发挥风险投资在企业融资方面的作用是一个重要的研究课题。

企业引入风险投资机构的目的是融资,除此之外,风险投资的加入还能使企业获得更多股权与债

权投资者的支持^[1]。即便是对于上市公司,风险投资也能够发挥这种影响。一方面,风险投资机构善于评估企业的真实价值,它们通过上市择时行为选择最好的上市时点,从而为企业赢得更多的股权资金^[2]。另一方面,上市公司可借助风险投资机构的关系网络强化自身的社会网络,进而获得更多的融资来源。然而,当前研究虽然证实了风险投资为上市公司带来的这种额外融资效应,却缺少对这种效应深层影响的研究。因为风险投资在缓解企业融资约束的同时,为了维护自身的股权价值,还会对企业产生一定的监督效应。

为了探究这种融资效应和监督效应,本文试图从企业避税行为入手进行研究。具体而言,基于传统的避税观点,当企业避税收益大于避税成本时,进行纳税筹划有利于增加企业净利润,提升企业价值。因此,风险投资从各个方面为企业带来的融资问题的改善使得企业避税行为减少。基于避税的代理理论,两权分离导致企业产生代理问题,管理者会借助纳

【基金项目】 教育部人文社会科学研究青年基金项目“风险投资机构集聚对企业创新质量提升的作用机制及经济后果研究——来自基金小镇的证据”(项目编号:18YJC790199); 浙江工商大学浙商创业与发展中心2018年规划课题“基于大数据的‘浙商智造’与‘浙江制造’融合发展研究”(项目编号:1030XJ0619014); 浙江工商大学研究生科研创新基金项目

税筹划的复杂财务活动,为自己谋取私利的行为提供掩护^[3]。而风险投资机构在进入企业的董事会后,能对管理层进行更有效的监督,从而抑制管理者的寻租行为。那么,风险投资对于上市公司的这两种效应是否真的减少了企业的避税行为?在不同的税收征管条件下,会发挥什么样的调节效应?这些问题尚待回答,也为本文留下了研究空间。本文以我国A股上市公司数据为样本,实证检验了2009~2016年有风险投资背景的上市公司的避税情况。研究发现,较没有风险投资背景的上市公司而言,这些企业的避税行为受到了抑制。进一步研究影响机制发现,风险投资通过缓解企业的融资约束从而降低了企业的避税动机,并且这种抑制机制在税收征管强度高的地区更加显著。这表明在税收征管强度高的地区,风险投资能发挥对于外部税收环境的补充作用。

较之现有文献,本文的贡献在于对以下方面文献的拓展:第一,运用长期样本考察了风险投资对企业避税行为的影响。同时,采用PSM方法处理了内生性问题,使得研究结果更为可靠。因而,本文拓展了风险投资对企业影响的现有研究。第二,探究了风险投资对于企业避税的影响机制,发现了发挥中介效应的变量,这为风险投资对企业行为的影响机制研究提供了参考。第三,从外部税收监管的角度考察了这种影响机制对于企业的治理效果,揭示了风险投资对于企业避税行为的真实影响。这表明风险投资即使对于企业的治理作用有限,但依然可以发挥对外部税收监管的补充作用。

二、理论分析和研究假设

(一) 风险投资与企业避税

从传统的避税理论来看,企业避税的基本动机来自于增加现金持有以缓解流动性短缺问题,资金问题越严重,避税收益越大。当避税收益超过避税成本时,企业倾向于承担税务检查风险而采取避税行为^[4]。

风险投资的介入会影响企业的避税成本和收益状况,进而影响企业的避税行为。如前文所述,风险投资作为优秀的外部投资者,对于解决企业资金短缺问题发挥着重要作用。首先,风险投资本身就是集聚了大量资金的长期投资者,较易获得来自于高净值个人、上市公司、引导基金的充足资金^[5]。因而,风险投资有足够的实力为被投资企业提供有力的资金支持,直接帮助企业解决融资难题,减少企业的避税

行为。其次,风险投资为了获得有限合伙人(LP)的资金支持,往往会和银行、证券、私募等金融机构建立关联,从而使得自身在融资方面建立起广泛的社会资本^[6]。作为市场中介机构,风险投资即便无法在短时间内提供足够的自有资金以解决企业的后续融资问题,其也能借助和其他金融中介机构的关系,为企业及时获得后续融资,从而减少企业通过避税手段提高流动性的行为。这些都是通过缓解企业的融资问题,从而减少企业避税行为的。

从代理理论的角度来看,在两权分离的情况下,公司的管理者有动机谋求私人利益,而避税行为便是一种很好的渠道,他们有动机将避税收益用于个人消费^[3]。因而,即使企业没有面临严重的资金短缺问题,管理者也依然有可能向股东报告公司需要通过避税提升企业价值,但实际上却将避税收益用于了个人消费。同时,管理者也面临着税务处罚、设计纳税筹划方案、应付审计等方面的监督,从而影响其逆向选择行为。根据有效监督假设,作为积极投资者之一的风险投资机构能够发挥积极投资者的作用,通过自身的专业优势监督管理者的利己行为,降低代理成本^[7]。

首先,现有文献已经发现,风险投资往往通过IPO折价实现退出,进而建立风投声誉以吸引下一轮投资人的投资^[8]。因而在企业上市的前几年,风险投资者有动机激励管理者提高企业在二级市场的表现,使得自身在IPO之后售股套现时期内获得足够的收益^[9]。对此,风险投资往往会给予管理层足够的短期薪酬激励,从而使得管理层能够最大化短期内的企业价值,促使股价上升,提高风险投资退出时的收益^[10]。高薪酬有利于削弱管理者的自利动机,使得管理者没有必要通过复杂的避税手段获得个人利益。这缓解了企业的代理问题,降低了管理者的避税动机。其次,风险投资者在投资标的IPO之前所提供的价值增值服务是一种明显的价值投资策略,他们看重投资标的在未来的发展前景,因而通过不同的内在管理机制建立了有效的公司治理架构^[11]。优秀的公司治理层也能够吸引其他机构投资者购买该企业的股票,进而在企业上市之后发挥长期的公司治理作用^[12]。这些都加强了对管理层避税行为的监管。

基于以上论述,本文提出假设1:

H1: 上市时有风险投资背景的企业,其避税行为会受到抑制。

(二) 风险投资与融资约束

企业内外部融资存在成本上的差异,外源融资成本通常较高,这一般是由代理问题导致的^[13]。一方面,外部的资金供给方需要花费大量的人力、物力成本来获取资金需求方的真实运营状况,他们往往会将由此产生的费用体现在贷款利率中;另一方面,为了避免借款者利用信息不对称进行逆向选择,进而损害贷款者的利益^[14],在签订贷款协议时,贷款者也会要求借款者支付由此产生的风险溢价。

而风险投资则从以下方面缓解了企业的融资约束:首先,风险投资机构自创业初期就与创业者接触,同时也在企业发展过程中起到“辅导”的作用,因而对于企业的融资信息十分清楚。这提高了企业的信息透明度,减少了贷款者获取企业财务信息的困难,从而降低了他们在进行贷款决策时的信息搜集成本。这有利于避免产生额外的借款成本,缓解企业的融资约束^[15]。其次,初创企业本身就存在着较大的破产风险,因而风险投资机构会借助其自身的投资经验和专业知识识别出发展前景较好的企业。这免去了银行等金融机构筛选低风险企业的工作,因为风险投资机构的投资选择向市场传递出企业业绩良好、发展稳定的信号^[16]。同时,风险投资机构入股对于银行等其他金融机构而言,也起到了一定的风险分散作用。二者都降低了企业的贷款风险,缓解了企业的融资约束。

基于以上论述,本文提出假设2:

H2: 上市时有风险投资背景的企业,其融资约束会得到缓解。

(三) 风险投资与企业避税:基于融资约束的中介效应

就融资约束对避税行为的影响而言,企业在面临融资约束时,一方面会延迟甚至削减不必要的资金支出,例如广告费,这通常会对企业的经营与发展产生长期影响。另一方面,企业会尽可能地提高自身的投资效率。与之相比,避税行为类似于一种获得国家提供的无息贷款的行为^[17]。作为企业的一种潜在的融资行为,在企业难以获得外源融资时,能够为企业提供一定的资金来源。如果企业的会计处理符合准则规定,那么这种行为就能够为企业提供短期的资金供给。因而激进的纳税筹划实际上是企业对于融资约束的应对策略,这种行为受到融资约束的以下影响:

首先,在面临融资约束时,相对于减少资金支出

以至于失去良好的投资机会,或者是承担高昂的融资成本以获得必要的现金流,避税行为所要承担的成本都是较小的。对于企业而言,虽然企业的融资约束问题难以预料,但只要企业有能力进行纳税筹划,那么这部分避税收益便是企业潜在的财务风险准备。企业在面临融资约束时,可以通过延迟纳税而获得一定量的流动资金^[18]。此时,风险投资通过发挥其认证作用减少企业可能存在的代理问题,为企业增加融资渠道,从而帮助企业抓住投资机会,并以股权投资的形式为企业注入资金。这使企业不动用避税这一财务风险准备,也能应对融资约束问题,从而减少了企业的避税行为。

其次,在资金短缺时,企业倾向于最大限度地利用其可得资源,提高投资效率。如果将避税行为也看做一种投资,那么相对于其他投资而言,其收益至少是稳定的。一家正常运营的企业,每年都会承担一定的纳税义务,减少这一义务便能增加既定的现金流。风险投资机构往往精通财务方面的专业知识,能够为企业的投资决策提供建议。这种增值服务能够提高企业既定资金的使用效率,既而提高企业的投资收益,这使得企业获得的投资回报高于避税行为所产生的收益。因而,企业能够抓住更好的投资机会,从而放弃避税这一存在一定风险的投资行为。

基于以上论述,本文提出假设3:

H3: 风险投资能够缓解企业的融资约束,从而减少企业的避税行为。

(四) 风险投资、企业避税与税收征管环境

税收征管环境会对企业的避税行为产生直接的影响。税务机关一般以税务检查的形式了解企业的真实经营情况,之后,通过更加严格地审查税收扣除项目和收入确认金额,发挥其作为外部监督者的作用^[19]。然而,当期企业所采用的转移定价、关联方交易、企业合并等纳税筹划方式都存在一定的隐蔽性,外部税务监管很难真正杜绝。而且,税务检查要考虑征税成本,要彻查一家上市公司的避税行为在人力、物力资源方面消耗很大,因而外部的征税效力总是有限的。

要减少企业的避税行为,不能单纯依靠外部监管机构。风险投资一方面通过缓解融资约束来削弱企业的避税动机,另一方面通过加强公司治理、减少代理成本对管理层的自利行为实现内部监控。这些都能从企业内部管理出发,实现对避税行为的制约。但风险投资机构也绝非万能,他们参与公司治理的

根本目的是提高企业股价,实现套利退出。从某种程度上讲,他们与企业存在利益一致性,因而对于企业避税行为的监控不可能做到尽善尽美。基于此,本文认为外部的税收征管强度和内部的风险投资缓解融资约束、加强公司治理的作用存在互补关系。

基于以上论述,本文提出假设4:

H4: 在税收征管强度高的地区,有风险投资背景的上市公司的避税行为将会受到更有效的制约。

三、研究设计

(一)数据来源

我国在2008年实施了一次重大的所得税改革,并且经历了亚洲金融危机。另外,现有宏观数据仅更新至2016年。为了避免宏观经济和政策因素的影响以及数据本身的限制,本文的研究对象为2009~2016年所有A股上市公司数据。并对数据进行如下筛选:①剔除ST和*ST类上市公司;②剔除金融类上市公司;③剔除财务数据中利润总额小于零的样本;④剔除数据不完备的样本;⑤对连续变量进行1%水平上的缩尾处理。数据经处理后,最终本文得到13032个观测值。名义税率和股利支付额数据来自同花顺iFind数据库,宏观数据来自国家统计局网站,其他数据均来源于国泰安Csmar数据库。

(二)变量设计

1. 因变量。企业避税行为:借鉴现有文献的做法,本文采用会计—税收差异(BTD)和名义税率与实际税率的差异(RATE)来衡量企业的避税行为^[20]。会计—税收差异=(利润总额-应纳税所得额)/年末总资产,名义税率和实际税率差异=名义税率-当期所得税费用/利润总额。对于以上两个因变量,数值越大,表明企业的避税程度越大。

2. 自变量。风险投资机构持股:由于各类文献对于风险投资机构的认定方法不一,本文在现有文献的基础上构建以下度量方法^[21]:一方面将在上市时前十大股东的股东名称中带有“风险投资”“创业投资”“创业资本投资”的上市公司认定为有风投持股的企业。另一方面,对于十大股东名称中包含“投资公司”“科技投资”“高新投资”“创新投资”“技术改造投资”“科技产业投资”“技术投资”“信息产业投资”“高科技股份投资”“高科技投资”“高新技术产业投资”“投资有限公司”字样的公司,则需要通过以下方法进一步确认:通过查阅中国科学技术发展战略研究院科技投资研究所编制的2016和2017年度《中

国创业投资发展报告》中的“附录8:中国创业风险投资机构名录”确定。考虑到外资风险投资机构股东数量较少,因而采取手工查找认定的方法。由此确定风险投资机构持股虚拟变量VC。

融资约束:现有文献在衡量融资约束时,主要使用以下三类指标:①运用单个和企业融资约束相关的指标进行衡量,如企业规模、现金持有量、利息保障倍数、股利支付水平、地区金融发展深度等。这类指标虽然简单明了,且与其他变量之间的相关性很容易解释,但往往只能反映企业某一部分的融资约束情况。②运用敏感度指标进行测度。投资—现金流敏感度和现金—现金流敏感度虽然在现有文献中得到广泛使用,但往往会使得模型本身趋于复杂。并且,它们只适用于研究融资约束受到了哪些因素的影响,不适合本文的研究。③运用WW、SA、KZ指数进行度量,这类指标因计算指数的分项指标变量之间存在相互影响,因而使得计算指标数值的回归方程存在多重共线性,但这些指数本身能更全面地反映企业的融资约束状况。由于本文关注的是最终计算出的融资约束状况,而不是单个分项指标变量,并且多重共线性不会影响模型整体的拟合程度,因而本文采用第三种指标衡量办法。

文章借鉴现有研究,选择KZ指数衡量企业的融资约束^[22]。计算步骤为:①计算货币资金/上年末总资产(Cash)、经营净现金流量/上年末总资产(Cashflow)、资产负债率(Leverage)、现金股利额/上年末总资产(Dividend)和托宾Q值(TobinQ)五个变量。②生成五个相应的虚拟变量,当Cash、Cashflow、Dividend小于变量中位数时,相应的虚拟变量取1,否则取0;当Leverage、TobinQ大于变量中位数时,相应的虚拟变量取1,否则取0。③将五个虚拟变量相加,得到DKZ。④以DKZ为因变量,以Cash、Cashflow、Leverage、Dividend和TobinQ为自变量,采用序次逻辑回归方法(Ordered Logistic Regression)进行回归,得到各自变量的回归系数值。回归结果如表1所示。⑤将回归系数与各样本自变量相乘即可计算出每家上市公司每年的KZ指数,KZ指数值越大,表明公司的融资约束问题越严重。

表1 融资约束回归结果

	Cash	Cashflow	Leverage	Dividend	TobinQ	Chi ²	Pseudo R ²	N
KZ	-6.486*** (-42.572)	-12.816*** (-47.603)	4.712*** (45.601)	-46.614*** (-34.760)	0.401*** (36.873)	1468.33***	0.2788	13032

注:***表示在1%的水平上显著。下同。

税收征管强度:根据已有研究,本文用各省份年度税收收入与预测税收收入之比来衡量每个省份的税收征管强度TE^[23]。为了计算出每个省份的预测税收收入,本文根据以下模型进行OLS回归:

$$\frac{TAX_{i,t}}{GDP_{i,t}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{IND1_{i,t}}{GDP_{i,t}} + \beta_2 \frac{IND2_{i,t}}{GDP_{i,t}} + \beta_3 \frac{TEIV_{i,t}}{GDP_{i,t}} + \varepsilon \quad (1)$$

其中:TAX为各省份年末税收收入;IND1为各省份年末第一产业产值;IND2为各省份年末第二产业产值;TEIV为各省份年末进出口总额;GDP为各省份年末的地区生产总值。根据以上回归结果,得出因变量的预测值,即预测的税收收入。税收征管强度TE为因变量实际值与估计值的比值。实际征收税款相对于预计征收税款的比重越大,税收征管强度越大。进一步以中位数为截点将样本分为税收征管强度高和低两组,以虚拟变量DTE表示。这样做的理由如下:同一省份企业的税收强度是相同的,因而该变量并非通常意义上的连续变量,不适合作为交叉项;使用分组检验后,除了可以借助Suest检验组间差异,还可以观察组内变量的显著性。

3. 控制变量。借鉴已有研究^[24],本文选取了一系列可能影响企业避税行为的变量。具体变量定义见表2。

表2 控制变量定义

变量名称	变量符号	变量说明
公司规模	SIZE	年末资产总额的自然对数
公司盈利能力	ROA	净利润/年末资产总额
资产负债率	LEV	负债总额/年末资产总额
企业成长性	GROW	主营业务收入/上年主营业务收入-1
股权性质	SOE	国有股权性质虚拟变量
股权集中度	TOP1	公司上市时第一大股东持股比例
四大审计	BIG4	当年的审计师来自国际四大会计师事务所时取1,否则取0
固定资产比重	PPE	固定资产净额/年末资产总额
无形资产比重	INTANG	无形资产净额/年末资产总额
存货密度	INVENT	存货净额/年末资产总额
投资收益比重	INVEST	投资收益/年末资产总额

(三)模型设计

本文主要使用OLS回归模型,并通过中介效应检验模型考察融资约束的中介效应。同时,为了在一定程度上处理异方差问题,使用公司层面的聚类稳健标准误估计量。模型设计如下,其中,i表示样本企

业,t表示样本报告期,变量TAX_AV代表BTD、RATE两种避税行为的度量方式。Control1为表2中所有控制变量,Control2在Control1基础上去掉了LEV,因为KZ指数中有财务杠杆比率的分项指标;Year为时间层面的固定效应,用来控制时间趋势对企业避税程度的影响;Industry为行业层面的固定效应,通过行业虚拟变量控制;Province为地区层面的固定效应,通过省份虚拟变量控制; ε 为随机误差项。

$$TAX_AV = \alpha_0 + \beta_1 VC + \beta_2 Control1 + \beta_3 Year + \beta_4 Industry + \beta_5 Province + \varepsilon \quad (2)$$

$$KZ = \alpha_0 + \beta_1 VC + \beta_2 Control2 + \beta_3 Year + \beta_4 Industry + \beta_5 Province + \varepsilon \quad (3)$$

$$TAX_AV = \alpha_0 + \beta_1 VC + \beta_2 KZ + \beta_3 Control2 + \beta_4 Year + \beta_5 Industry + \beta_6 Province + \varepsilon \quad (4)$$

模型(2)为初始模型,考察风险投资对企业避税行为的直接影响,以此检验H1。模型(3)为中介效应模型,考察风险投资对企业融资约束的影响,以此检验H2。模型(4)为中介效应模型,考察风险投资影响企业避税时融资约束所起到的中介效应,以此检验H3。此外,在模型(4)的基础上按照税收征管强度分组,以此检验H4。

四、实证分析

(一)描述性统计

变量的描述性统计如表3所示。从表3中可以看出,2009~2016年我国沪深A股的风险投资机构持股比例为15.4%。这略高于吴超鹏等^[1]的发现,表明从风险投资机构持股年份来看,我国上市公司中风险投资机构持股较少。这与风险投资将IPO作为主要退出手段有关,它们在上市的前几年就考虑出售股权获利。

RATE、BTD的平均值分别为-3.3%和-0.001,这略高于蔡宏标等^[25]2004~2012年的研究数据,表明近年来企业避税行为略有增加。RATE、BTD均值为负说明我国税法对于应纳税所得额的核算依然较为严格,即从总体上来看,我国依然将税收征管工作放在一个较为重要的位置,严厉打击各种偷漏税行为。

此外,税收征管强度TE的最大值和最小值分别为1.469和0.666,表明我国各地区间税收征管强度的差异较大,这为本土企业的跨省避税行为提供了途径。KZ的均值为0.672,中位数为0.95,二者差异不大,表明我国上市公司的融资约束状况接近于

正态分布。KZ的最大值为5.627,最小值为-5.872,差异较大,表明我国上市公司间的资金实力差异很大。

表 3 描述性统计

变量	N	mean	sd	min	p50	max
RATE	13032	-0.033	0.170	-0.948	-0.010	0.251
BTD	13032	-0.001	0.027	-0.077	-0.003	0.119
VC	13032	0.154	0.361	0.000	0.000	1.000
TE	13032	1.008	0.176	0.666	0.983	1.469
KZ	13032	0.672	2.275	-5.872	0.950	5.627
SIZE	13032	22.049	1.264	19.536	21.868	25.929
ROA	13032	0.049	0.040	0.001	0.040	0.205
GROW	13032	0.235	0.597	-0.499	0.123	4.593
SOE	13032	0.421	0.494	0.000	0.000	1.000
TOP1	13032	0.438	0.171	0.074	0.431	0.788
BIG4	13032	0.945	0.228	0.000	1.000	1.000
PPE	13032	0.224	0.166	0.002	0.189	0.714
INTANG	13032	0.047	0.053	0.000	0.034	0.339
INVENT	13032	0.163	0.154	0.000	0.123	0.756
INVEST	13032	0.008	0.017	-0.006	0.001	0.108
LEV	13032	0.436	0.211	0.047	0.434	0.886

均值差异检验结果见表4。由表4中数据可知,相对于没有风投持股的企业,有风投参与的企业避税行为显著更少,平均税率差异低1.6%,平均会计一税收差异低0.004。这表明风险投资机构持股影响了企业的避税行为,使得企业纳税行为得到了规范。而在控制变量的差异性方面,存在风险投资背景的上市公司的规模较小,负债水平、第一大股东持股比例较低,这表明风险投资机构往往会投资那些体量小、杠杆低、股权分散但更具发展前景的企业。另外,受到风投影响的上市公司具有更低的固定资产、存货密度和投资收益,但具有更高的资产报酬率,表明风险投资机构会选择那些资金流转快的企业,通过自身的资本推动企业业绩的提升。

中位数差异检验结果见表5。由表5中数据可知,与均值差异检验的结果分析相似,中位数差异的数值、方向和显著性水平都没有较大改变。这支持了以上均值差异结果的分析,表明上述变量的差异并不是受到极端值影响而出现的。

(二)主要回归结果分析

风险投资对于企业避税行为的影响的回归结果见表6。从表6中第(1)、(2)列来看,相对于无风险投资支持的公司,有风险投资支持的公司税率差异以及会计一税收差异都显著下降了。其中,税率差异

表 4 均值差异检验

变量	VC=1	Mean1	VC=0	Mean2	Diff	t-test
RATE	2082	-0.046	11363	-0.030	-0.016	-3.824***
BTD	2082	-0.005	11363	0.000	-0.005	-6.623***
SIZE	2082	21.622	11363	22.109	-0.487	-16.268***
ROA	2082	0.051	11363	0.049	0.002	2.753***
GROW	2082	0.243	11363	0.237	0.006	0.423
SOE	2082	0.172	11363	0.461	-0.289	-25.121***
TOP1	2082	0.361	11363	0.451	-0.09	-22.494***
BIG4	2082	0.976	11363	0.941	0.035	6.558***
PPE	2082	0.201	11363	0.227	-0.026	-6.456***
INTANG	2082	0.046	11363	0.048	-0.002	-1.373
INVENT	2082	0.127	11363	0.169	-0.042	-11.632***
INVEST	2082	0.005	11363	0.008	-0.003	-8.967***
LEV	2082	0.345	11363	0.452	-0.107	-21.527***

表 5 中位数差异检验

变量	VC=1	Median1	VC=0	Median2	Diff	Chi2
RATE	2082	-0.014	11363	-0.010	-0.004	7.109***
BTD	2082	-0.005	11363	-0.002	-0.003	30.548***
SIZE	2082	21.475	11363	21.941	-0.466	261.125***
ROA	2082	0.045	11363	0.038	0.007	41.478***
GROW	2082	0.168	11363	0.116	0.052	64.219***
SOE	2082	0.000	11363	0.000	0	602.880***
TOP1	2082	0.347	11363	0.445	-0.098	327.589***
BIG4	2082	1.000	11363	1.000	0	0
PPE	2082	0.181	11363	0.190	-0.009	4.386**
INTANG	2082	0.038	11363	0.033	0.005	23.687***
INVENT	2082	0.110	11363	0.125	-0.015	36.621***
INVEST	2082	0.000	11363	0.001	-0.001	89.051***
LEV	2082	0.328	11363	0.456	-0.128	369.054***

注:**表示在5%的水平上显著。下同。

降低了1.609%,会计一税收差异降低了0.00308,显著性水平为1%。同时,为了考察系数的经济意义显著性,将估计系数分别除以各自因变量的中位数,结果分别为160.09%和100.03%,表明相对于因变量而言估计系数有着较大的影响。

这说明风险投资机构持股发挥了其治理效应,通过某些影响使得上市公司避税行为得到了遏制。可能包括为企业提供充足资金而削弱上市公司的避税动机,以及吸引有效的机构投资者进一步发挥长期治理作用。进而使得上市公司减少风险较高的避税活动,更加严格地执行收入认定和税前抵扣,从而使实际税负与名义税负的差距缩小。因此,H1得到了验证。

表 6 主要回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	RATE	BTD	KZ	RATE	BTD
VC	-0.01609*** (0.00402)	-0.00308*** (0.00061)	-0.14282*** (0.04594)	-0.01487*** (0.00408)	-0.00305*** (0.00062)
KZ				0.00298*** (0.00074)	0.00148*** (0.00016)
SIZE	-0.00751*** (0.00172)	-0.00138*** (0.00028)	0.09140*** (0.01637)	-0.00871*** (0.00158)	-0.00085*** (0.00023)
ROA	1.11453*** (0.04089)	0.19340*** (0.00976)	-24.70984*** (0.59264)	1.20895*** (0.04328)	0.20983*** (0.01043)
GROW	0.00779*** (0.00228)	-0.00008 (0.00049)	0.46137*** (0.03194)	0.00532** (0.00239)	-0.00075 (0.00050)
SOE	-0.00200 (0.00363)	-0.00019 (0.00055)	0.05774 (0.03709)	-0.00318 (0.00365)	-0.00034 (0.00055)
TOP1	0.02131** (0.00939)	0.00240* (0.00137)	0.21315** (0.09881)	0.02203** (0.00947)	0.00215 (0.00137)
BIG4	-0.01571** (0.00670)	-0.00215** (0.00103)	0.23200*** (0.06505)	-0.01615** (0.00672)	-0.00190* (0.00103)
PPE	0.05358*** (0.01208)	0.00881*** (0.00174)	1.55303*** (0.13136)	0.04877*** (0.01215)	0.00723*** (0.00174)
INTANG	-0.03548 (0.03090)	-0.00791* (0.00467)	3.33661*** (0.31476)	-0.05322* (0.03138)	-0.01478*** (0.00460)
INVENT	-0.08759*** (0.01551)	-0.00662*** (0.00228)	5.56949*** (0.16452)	-0.10045*** (0.01555)	-0.01174*** (0.00235)
INVEST	0.99510*** (0.08734)	0.34725*** (0.02152)	21.12342*** (1.10917)	0.98145*** (0.08886)	0.32922*** (0.02205)
LEV	-0.02083** (0.01047)	0.00634*** (0.00181)			
Constant	0.28002*** (0.04120)	0.05008*** (0.00650)	-2.86436*** (0.40280)	0.29720*** (0.03980)	0.04176*** (0.00580)
Year	✓	✓	✓	✓	✓
Industry	✓	✓	✓	✓	✓
Province	✓	✓	✓	✓	✓
Observations	13445	13445	13032	13032	13032
Adj. R ²	0.141	0.200	0.440	0.140	0.200

注：括号中是回归系数的稳健标准误，*表示在 10% 的水平上显著。下同。

风险投资通过缓解融资约束的中介效应对企业避税行为施加影响。第(3)列回归结果显示，有风险投资支持的公司融资约束得到显著的缓解，其KZ指数下降了0.14282，显著性水平为1%。另外，第(4)、(5)列结果显示，风险投资对企业避税行为的影响系数的绝对值分别下降了0.122%和0.00003，但在1%的水平上显著。融资约束对企业的避税行为有着显著的正向影响，其中，税率差异降低了2.98%，会计—税收差异降低了0.00148，显著性水平为1%。同时，相应的Sobel检验Z值分别为-16.87和-3.432，在

1%的水平上显著，表明中介效应是存在的。

变量VC与KZ指数显著负相关，表明风险投资缓解了企业的融资约束。VC的系数减小但显著，以及融资约束和避税行为显著正相关，表明融资约束发挥了部分中介作用，使得企业的避税行为得到了遏制。风险投资通过直接投资提高企业的资金持有量，并因其社会资本而吸引更多的投资者，或是为企业提供认证效应以帮助企业获得信贷融资。融资约束的缓解能帮助企业获得足够的运营资金，进而减少企业避税所能带来的收益，抑制企业避税行为。因此，H2和H3得到了验证。

在不同税收征管强度下，风险投资对企业避税行为的影响的回归结果见表7。表7显示，在税收征管强度高的样本中，风险投资对于避税行为的抑制作用是显著的，其税率差异和会计—税收差异分别下降了2.4%和0.008，显著性水平为1%。而在税收征管强度低的样本中，风险投资机构持股变量的影响系数皆有所下降，税率差异下降了0.5%，不显著，会计—税收差异下降了0.008，显著性水平为5%。Suest检验中的卡方检验chi2(1)值分别为2.94和3.1，在10%的水平上显著，表明在不同的税收征管强度下，风险投资对企业避税行为的影响是存在差异的。

表 7 不同税收征管强度下的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	RATE	RATE	BTD	BTD
VC	-0.024*** (0.006)	-0.008 (0.005)	-0.005*** (0.001)	-0.002** (0.001)
KZ	0.007*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.002*** (0.000)	0.001*** (0.000)
Constant	0.244*** (0.058)	0.291*** (0.069)	0.025*** (0.008)	0.056*** (0.010)
Control	✓	✓	✓	✓
Year	✓	✓	✓	✓
Industry	✓	✓	✓	✓
Province	✓	✓	✓	✓
Observations	6635	6397	6635	6397
Adj. R ²	0.138	0.150	0.194	0.218

这表明税收征管强度越大，风险投资对于企业避税行为的制约作用就越强。税收征管的力度反映了企业所处的税收环境。税收征管力度大，往往表现为纳税执法力度的加大、税务检查的频率增加、纳税申报的审查更为严格，这使得企业面临更高的避税成本，进而减少了避税行为。这与风险投资的内部治

理机制相得益彰,互为补充。因此,H4得到了验证。

(三)内生性检验

在企业发展的早期阶段,风险投资机构会对初创企业进行多轮筛选,以发掘那些真正具有发展前景的“明日之星”,这表明风险投资对于被投资企业有很强的选择性。有风投背景的企业可能本身就具有较好的发展前景,从而能够获得足够的融资,也具有较弱的避税动机。这可能使得本文的研究产生系统性偏差,即企业的避税行为可能是由其他不可观测因素导致的。

为了解决这一问题,文章采用倾向得分匹配(PSM)方法对样本进行处理。在这里,将有风险投资背景的企业作为处理组,将没有风险投资背景的企业作为对照组。通过观察处理组的平均处理效应ATT判断匹配后的结果,即处理组与匹配到的对照组之间的总体差异。该处理效应通过以下方法计算得到:①计算处理组中每个样本的RATE(BTD)与对应样本的RATE(BTD)的差,若对应样本不止一个则求均值;②对上一步得出的差值求平均值

ATT。表8反映了使用不同匹配方法之后的结果,括号中为显著性检验所获得的t值。借鉴已有文献的做法^[26],通过六种方式进行倾向得分匹配,分别是一对一匹配、近邻匹配(k=3)、卡尺匹配(cal=0.01)、半径匹配(cal=0.01)、核匹配、局部线性回归匹配,并用自助法得到所有匹配结果的ATT,迭代次数为100次。由于后五种匹配的结果几乎一致,因此本文只报告了前两种匹配的结果。其中,匹配结果(1)、(2)使用的是一对一匹配,匹配结果(3)、(4)使用的是一对三匹配。结果显示,处理组与匹配到的对照组之间的总体差异是显著的,表明是否具有风险投资背景将会对相应的因变量造成显著影响。

进一步将所有匹配结果中满足共同支撑假设的样本筛选出来(_support=1)重新进行回归,回归结果见表9。结果发现风险投资机构持股虚拟变量对于企业避税行为的影响系数变化不大,依然是负向显著的。表明在处理了内生性问题之后,风险投资对于企业的避税行为依然有显著的抑制作用,进一步支持了H1。

表8 PSM匹配结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	RATE	RATE	RATE	RATE	RATE	RATE	BTD	BTD	BTD	BTD	BTD	BTD
ATT	-0.015*** (0.006)	-0.018*** (0.006)	-0.018*** (0.005)	-0.016*** (0.005)	-0.016*** (0.003)	-0.016*** (0.004)	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)
ATU	-0.016 (0.012)	-0.015 (0.010)	-0.015* (0.008)	-0.012 (0.007)	-0.016** (0.007)	-0.009 (0.007)	-0.005*** (0.001)	-0.005*** (0.001)	-0.005*** (0.001)	-0.005*** (0.001)	-0.005*** (0.001)	-0.004*** (0.001)
ATE	-0.016 (0.010)	-0.016* (0.008)	-0.016** (0.007)	-0.013* (0.006)	-0.016*** (0.006)	-0.010* (0.006)	-0.004*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.005*** (0.001)	-0.004*** (0.001)
Observations	12588	12588	12588	12588	12588	12588	12588	12588	12588	12588	12588	12588

表9 PSM匹配后的回归结果

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	RATE	RATE	RATE	RATE	RATE	RATE	BTD	BTD	BTD	BTD	BTD	BTD
VC	-0.015*** (0.004)	-0.015*** (0.004)	-0.015*** (0.004)	-0.015*** (0.004)	-0.015*** (0.004)	-0.015*** (0.004)	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)
KZ	0.002*** (0.001)	0.002*** (0.001)	0.002*** (0.001)	0.002*** (0.001)	0.002*** (0.001)	0.002*** (0.001)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)
Constant	0.285*** (0.042)	0.285*** (0.042)	0.286*** (0.042)	0.286*** (0.042)	0.285*** (0.042)	0.285*** (0.042)	0.039*** (0.006)	0.039*** (0.006)	0.040*** (0.006)	0.040*** (0.006)	0.039*** (0.006)	0.039*** (0.006)
Control	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Year	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Industry	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Province	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Psm	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Observations	12060	12060	12057	12057	12060	12060	12060	12060	12057	12057	12060	12060
Adj. R ²	0.138	0.138	0.138	0.138	0.138	0.138	0.185	0.185	0.185	0.185	0.185	0.185

(四) 稳健性检验

为了检验结果是否稳健,进一步验证前述假说,下文更换了被解释变量后进行回归。参考已有文献的做法,使用SA指数替代KZ指数进行回归^[27]。相比KZ指数而言,SA指数的构成较为简单,但也能说明问题。本文在Control的基础上去除了SIZE,因为SA指数中有公司规模的分项指标。回归结果见表10的第(1)列,主要结论与前文一致。

表 10 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	SA	DD_BTD	RATE	BTD	RATE	BTD
VC	0.092* (0.050)	-0.011*** (0.001)	-0.011** (0.004)	-0.002** (0.001)		
KZ		-0.015*** (0.000)	-0.001 (0.001)	-0.000 (0.000)		
LVC					-0.017*** (0.005)	-0.003*** (0.001)
LKZ					0.000 (0.001)	0.001*** (0.000)
Constant	3.604*** (0.254)	-0.013 (0.013)	0.107 (0.078)	0.011 (0.012)	0.317*** (0.045)	0.043*** (0.007)
Control	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Year	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Industry	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Province	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Observations	13032	13032	5487	5487	9900	9900
Adj. R ²	0.472	0.353	0.123	0.134	0.098	0.131

另外,本文构建了扣除应计利润影响之后的会计—税收差异(DD_BTD)这一变量。在计算该指标时,先按照以下固定效应模型进行回归:

$$BTD_{i,t} = \alpha TA_{i,t} + \mu_{i,t} + \xi_{i,t} \quad (4)$$

其中,TA为总的应计利润, μ 表示企业自身不随时间因素变化的组内差异, ξ 表示企业避税行为的变动效应,在进行固定效应模型回归前先将TA和BTD除以年末总资产。回归后得到残差的预测值DD_BTD,即为会计—税收差异中不能被应计利润项目解释的部分。回归结果见表10的第(2)列,主要结论与前文一致。

同时,选用中小板和创业板样本进行回归。这是因为中小板、创业板企业往往规模较小,有着更大的发展空间。风险投资对于中小板、创业板企业的参与程度也较高。在该子样本中,拥有风险投资背景的观测值占到30.24%,因而可能更容易发现风险投资与企业避税行为的真实关系。回归结果见表10中第(3)、(4)列,主要结论与前文一致。

最后,考虑风险投资影响的滞后性,用滞后一期的自变量数据进行回归,回归结果见表10中第(5)、(6)列,主要结论与前文一致。

五、研究结论

现有文献在考察外部的积极投资者对于企业避税行为的影响时,往往会从机构投资者的角度出发考察其治理效果。本文单独考察了进入时间较早、为企业的成长期投入资金的风险投资机构的影响。考虑到风险投资机构主要从融资方面对企业造成影响,因此本文希望以企业的融资约束作为主要研究视角。然而,现有文献缺少对风险投资缓解企业融资约束后的进一步影响研究。因此,本文以融资约束作为切入点,考察风险投资机构对企业融资约束的缓解是否会影响企业避税行为。文章通过OLS回归和PSM方法检验这一观点,结果发现:①风险投资机构持股与企业融资约束之间存在显著的负相关关系,即风险投资缓解了上市公司的融资约束;②风险投资对企业融资约束的影响最终使得企业避税行为减少;③当企业所面临的税收征管强度较大时,这种抑制作用更为明显。

本文的研究也存在一定的局限性,因为风险投资对企业的影响难以衡量,致使内生性问题可能较为严重,因而借助某些特殊事件采用事件研究法、断点回归、双重差分模型等计量方法将更有利于发现其中的真实内在关系。同时,文章所使用的因变量度量方法关注于企业理论税率与实际税率的差异。而现有文献直接用企业的有效税率进行度量,发现机构投资者也可能存在这种短期行为^[27,28]。这可能是自变量的选择不同所导致的,但也表明这两种度量方式反映了企业避税的两种不同模式。

当前,我国正处于风险投资蓬勃发展时期,这与我国正在努力营造“大众创业、万众创新”的创新环境是分不开的。本文的研究为以下方面提供了实践上的参考价值:一是风险投资机构有动机为企业提供融资服务,进而提升企业价值,这对于初创企业的发展有着重要作用。因而要鼓励创业企业在解决融资需求时引入风险投资,为风险投资进入资本市场提供优惠政策,这对于解决中小企业资金问题有着重要作用。二是政府引导基金应当考虑与风险投资机构的合作,利用自身资金优势和风险投资机构专业优势之间的互补效应提高引导基金的投资效率。这将使风险投资机构的影响覆及更多的企业,对于

提高引导基金的产业辐射和带动作用具有良好的促进效应。三是加强税收征管,增强征管环境与企业内部治理之间的互补效应,强化征管机构和投资者之间的信息沟通。这有利于兼顾内外监管上的优势,建立有效的税收监管架构。

主要参考文献:

[1] 吴超鹏,吴世农,程静雅等. 风险投资对上市公司投融资行为影响的实证研究[J]. 经济研究,2012(1):105~119.

[2] 陈思,何文龙,张然. 风险投资与企业创新:影响和潜在机制[J]. 管理世界,2017(1):158~169.

[3] Desai M. A., Dharmapala D.. Corporate tax avoidance and high-powered incentives[J]. Journal of Financial Economics,2006(1):145~179.

[4] 张茵,刘明辉,彭红星. 社会信任与公司避税[J]. 会计研究,2017(9):48~54.

[5] 余琰,罗炜,李怡宗等. 国有风险投资的投资行为和投资成效[J]. 经济研究,2014(2):32~46.

[6] 王雷,陈梦扬. 风险投资能够有效缓解企业融资约束吗?——基于企业社会资本中介效应的分析[J]. 财经论丛,2017(5):39~47.

[7] Chung R., Firth M., Kin J.. Institutional monitoring and opportunistic earnings management[J]. Journal of Corporate Finance,2002(1):29~48.

[8] 陈工孟,俞欣,寇祥河. 风险投资参与对中资企业首次公开发行折价的影响——不同证券市场的比较[J]. 经济研究,2011(5):74~85.

[9] 张学勇,廖理. 风险投资背景与公司IPO:市场表现与内在机理[J]. 经济研究,2011(6):118~132.

[10] Cadman B., Sunder J.. Investor horizon and CEO horizon incentives[J]. Accounting Review,2014(4):1299~1328.

[11] 董静,汪江平,翟海燕等. 服务还是监控:风险投资机构对创业企业的管理——行业专长与不确定性的视角[J]. 管理世界,2017(6):82~103.

[12] 陈冬,唐建新. 机构投资者持股、避税寻租与企业价值[J]. 经济评论,2013(6):133~143.

[13] Kaplan S. N., Zingales L.. Do investment-cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints?[J]. Quarterly Journal of Economics,1997(1):169~215.

[14] 姜付秀,王运通,田园等. 多个大股东与企业融资约束——基于文本分析的经验证据[J]. 管理世界,2017(12):61~74.

[15] 胡刘芬,周泽将. 风险投资机构持股能够缓解企业后续融资约束吗?——来自中国上市公司的经验证据[J]. 经济管理,2018(7):91~109.

[16] Megginson W. L., Weiss K. A.. Venture capitalist certification in initial public offerings[J]. Journal of Finance,1991(3):879~903.

[17] 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(3):125~139.

[18] 张铭洪,张海峰,张睿. 融资约束对企业避税行为的异质性影响——来自上市公司的证据[J]. 税务研究,2018(1):93~99.

[19] Desai M. A., Dyck A., Zingales L.. Theft and taxes[J]. Journal of Financial Economics,2007(3):591~623.

[20] 陈德球,陈运森,董志勇. 政策不确定性、税收征管强度与企业税收规避[J]. 管理世界,2016(5):151~163.

[21] 吴超鹏,吴世农,程静雅等. 风险投资对上市公司投融资行为影响的实证研究[J]. 经济研究,2012(1):105~119.

[22] 魏志华,曾爱民,李博. 金融生态环境与企业融资约束——基于中国上市公司的实证研究[J]. 会计研究,2014(5):73~80.

[23] 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(5):152~160.

[24] 王亮亮. 金融危机冲击、融资约束与公司避税[J]. 南开管理评论,2016(1):155~168.

[25] 蔡宏标,饶品贵. 机构投资者、税收征管与企业避税[J]. 会计研究,2015(10):59~65.

[26] 虞义华,赵奇锋,鞠晓生. 发明家高管与企业创新[J]. 中国工业经济,2018(3):136~154.

[27] Khan M., Srinivasan S., Tan L.. Institutional ownership and corporate tax avoidance: New evidence[J]. Accounting Review,2017(2):101~122.

[28] Bird A., Karolyi S. A.. Governance and taxes: Evidence from regression discontinuity[J]. Accounting Review,2017(1):29~50.

作者单位:浙江工商大学财务与会计学院,杭州310018