

风险投资参与是否影响企业纳税筹划的积极性?

——基于中国资本市场的经验证据

吴斌,施瑶

(东南大学 经济管理学院,江苏 南京 210096)

[摘要]以2008—2011年中小板和创业板有风险投资机构持股的上市企业IPO当年及之后两年的数据为样本,对风险投资参与和公司纳税筹划的相关性进行了实证检验。结果显示:在考虑了内生性问题的情况下,风险投资参与以及风险投资机构持股比例高的企业,纳税筹划积极性更高,说明我国资本市场上风险投资具有的“有效监督说”假设并不成立;将风险投资机构成立时间、管理资本、已投资企业数、已完成IPO个数和IPO金额刻画为风险投资机构的声誉基础上后发现,风险投资机构声誉对抑制被投资上市公司税收筹划具有积极作用。

[关键词]企业纳税筹划;风险投资;持股比例;投资者声誉;风险资本参与;风险管理;资本市场;税收征管;企业避税;IPO股份

[中图分类号]F812.42 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1004-4833(2016)01-0110-09

一、引言

风险资本的参与是否以及如何影响被投资企业一直是国内外这一领域实证研究的热点问题。基于IPO股价、公司治理、市盈率等相关指标,国外学者提出风险投资的“核证说”、“有效监督说”、“增值服务说”、“逐名说”假设,并进行了不同程度的实证检验,大多数文献肯定了风险投资对被投资企业的积极作用^[1]。近年来,随着国内中小板、创业板的建立,越来越多的风险投资参与到上市公司的公司治理中。结合中国资本市场经验证据,国内学者对这一领域进行的实证考察主要聚焦于风险资本参与对控制权配置以及企业绩效等方面的影响^[2],而将风险投资参与和企业纳税筹划联系起来进行实证讨论并不多见。按照我们的理解,如果风险投资参与能够实现“增值服务说”,则意味着利用已有的税收管理能力,风险投资参与将对企业纳税筹划水平有提升作用;然而,多数情况下,获得政府税收优惠政策以外的企业纳税筹划往往伴随着税法违规的风险,一定程度上背离了已有实证研究关于风险投资“有效监督说”的角色认知,况且,税法违规一旦查处,也将损害风险投资的“声誉”。这一相悖的解释使我们对风险投资参与是否影响企业纳税筹划水平的研究产生了较大的兴趣。尤其是,区别于国外以民间资本为主体的风险投资现状,我国风险投资的国有资本所占比例相对较大,因此考察和判断风险投资在中国背景下的特殊作用有重要的意义。

二、文献回顾

学术界对企业税收筹划探讨主要集中在:税收筹划动因及其程度、影响因素等^[3]。大多数研究认为,企业之所以会采取积极的纳税筹划策略,是出于能够直接减少税负现金流支出的考量,不仅如此,税收筹划还能够优化企业资本结构等,从而提高企业竞争力。至于影响企业税收筹划强度,相比较而

[收稿日期]2015-03-26

[基金项目]教育部人文社会科学基金项目(14YJA630066);江苏省教育科学“十二五”规划重点项目(B-b/2013/01/005)

[作者简介]吴斌(1965—),男,江西吉安人,东南大学经济管理学院教授,从事风险投资、税收经济研究;施瑶(1991—),女,江苏南通人,东南大学经济管理学院硕士研究生,从事风险投资、税收经济研究。

言,那些管理层薪酬水平与企业税后财务收益相关程度更高的企业有更强的纳税筹划动机^[4]。

对于影响企业税收筹划的因素,学者们不可避免地会考虑纳税筹划的成本。Scholes 等是较早引入非税成本探讨影响企业税收筹划因素的学者,他们提出的“有效税收筹划理论”强调了非税成本是抑制企业税收筹划的重要因素^[5]。这一开创性的研究为税收筹划的研究提供了分析框架,即税收筹划动因及其强弱是企业税收筹划效益与包括非税成本在内的边际成本权衡的结果。此后,国外学者围绕非税成本从税收筹划方法、股权结构、生命周期阶段、公司治理等方面展开研究。在国内,孙刚指出,为了达到降低税负的目的,企业通常会建立内部税收筹划部门或利用外部税收咨询机构帮助企业避税^[6]。郑红霞和韩梅芳发现,税收筹划行为本身会产生交易成本,此外还会产生财务报告成本、税务稽查成本以及潜在的股价下跌损失等非税收成本^[7]。

区别于一般的机构投资者,风险投资是提高还是抑制了被投资企业纳税筹划的积极性?对这一问题展开的讨论,一定程度上,需要我们将风险投资是否能够发挥有效的公司治理作用的角色认知联系起来。坚持“有效监督说”的学者认为,风险投资机构可为被投资企业提供专业的知识,能够降低外部投资者和企业内部投资者的利益冲突^[8]。风险投资的参与增加了企业上市的可预见性,被投资企业有较高的盈余质量。然而,与“有效监督说”不同的是,一些文献指出,基于自利的动因,作为“利益攫取”的投资者,风险投资机构具有强烈的动机实施纳税筹划行为,其参与投资的企业盈余管理水平较高^[9]。在国内,谈毅等结合中国新兴资本市场的实证发现,风险投资在 IPO 抑价、上市费用、研发投入方面并没有显著积极影响^[10]。相比较而言,声誉作为一种有效的激励机制,拥有良好声誉的风险投资机构则对被投资企业激进的纳税筹划行为有一定的抑制作用。

三、理论分析与假设的提出

在中国,自 1993 年实施的分税制改革以来,为了获得更多的地方税源,地方政府基于招商引资需要使得税收竞争有愈演愈烈之势,其中的重要手段之一便是推出各种各样名目繁多的税收优惠政策,包括地域性、行业性税收优惠政策,“先征后返”政策等。对于企业而言,尤其是国内的上市公司,在当地都属于有影响的企业,一方面,对这些企业,地方政府有更高的关注程度;另一方面,上市公司无疑也会利用自身的优势,展开各种政治游说,通过税收筹划等手段获取税收优惠。这一政策诱因使得作为机构投资者的风险投资对税收筹划同样产生了重要影响,它主要有以下表现。

国内风险投资机构持股并成功将被投资企业推向 IPO 仍然是其无法替代的盈利模式,甚至是其获得声誉的基础。出于逐名动机,将被投资公司成功推向 IPO 进而建立投资声誉,获得更多的融资,风险投资往往急于将其所投资的尚未成熟的企业做上市。然而由于我国强制性股权锁定期的存在使得风险投资只能在锁定期结束后减持,风险投资参与对信息质量影响的关键环节由此移向 IPO 后的减持环节。因此,考虑到我国风险投资尚处于成长发展阶段,无论是竞争还是自利需要,为了能在退出之时取得较高收益,风险投资机构更具有纳税筹划的动机。

国内风险投资多有国有背景,而获得政府支持的风险投资受到政府公共职能等因素的影响,可能会降低其作为积极股东对被投资企业的“监督认证”作用。相比较而言,国有背景风险投资参与的风险企业,更易获得政府税收优惠政策,这为国有背景的风险投资提供了纳税筹划的可能性。不仅如此,在我国,能够获得政府税收优惠的企业往往会得到市场的更多认同,传递给外部投资者公司质量较高的信号,显然,上述因素会使风险投资机构有更强的纳税筹划动机。

风险投资的持股比例是衡量风险投资参与度高低的重要指标。高持股比例的风险投资参与将传递给外部投资者质量高的信号,更容易吸引外部潜在投资者的关注。风险投资的持股比例越高,其在被投资企业中占有的权益越高,在被投资的企业中有越多的话语权,利用控制权通过纳税筹划而获得自身效用的动机和能力越强。据此,本文提出假设 H1a 和假设 H1b。

H1a: 相比无风险投资参与的企业,有风险投资参与的企业 IPO 后税收筹划激进程度较高。

H1b: 风险投资持股比例越高, 税收筹划激进程度越高。

基于委托代理视角, 有风险投资机构持股的企业存在双重委托代理关系。它包括投资者与风险投资家及风险投资家与创业者之间的委托代理关系。已经积累了足够声誉的风险投资家在参与被投资企业的纳税筹划决策中, 通常会倾向于选择不偏激的纳税筹划行为。它的理由如下。

“声誉效应”假说认为, 声誉具有发送信号和认证的作用, 是一项重要的无形资产, 因而风险投资机构很重视自己的声誉, 声誉的隐性激励机制甚至比报酬等显性因素对抑制道德风险等起到更重要的作用。企业如果选择过度的纳税筹划甚至违规行为, 一旦失去了资本市场的投资者信任, 将使其在后续融资中难以高效率低成本筹集到新的风险投资基金, 对其未来可能的绩效产生负面影响。

与发达国家的资本市场相比, 我国资本市场发展时间较短, 市场机制和配套制度等方面对中小投资者的保护还相对较弱。出于逐利动机, 为了增加公司 IPO 成功的概率, 风险投资将帮助公司进行盈余管理, 其手段之一便是采取更为激进的纳税筹划行为, 从而使将其被投资的、尚未成熟的公司做上市。某种程度上, 我们认为, 风险投资的声誉机制可以认为是实现风险投资的“有效监督说”的一个替代, 即高声誉风险投资机构由于能够在公司治理层面发挥持续的认证和监督作用进而抑制激进的纳税筹划行为。

在我国, 尚处在成长发展阶段的风险投资行业市场集中度相对较低, 提升竞争力以及实现可持续发展的驱动力决定了构建风险投资机构声誉作为一个重要的战略。对于风险投资机构而言, 声誉同样也是其与市场上的其他参与者长期交易和重复博弈的结果, 高声誉的风险投资机构基于维系自身声誉的考虑, 它能够提升被投资企业的盈余质量, 从而抑制被投资企业的过度纳税筹划行为。因此, 为了降低因纳税筹划导致的税法违规风险而有损于风险投资机构的声誉, 相比较低声誉的风险投资机构, 高声誉的风险投资机构违规一旦查处将会导致更高的机会成本。基于上述逻辑, 我们提出如下假设 2。

H2: 在相关因素得到控制的前提下, 风险投资机构声誉越高, 税收筹划激进程度越低。

四、样本选择与研究方法

(一) 样本和数据

借鉴党兴华等人的研究, 本文将 IPO 时前十大股东中有风险投资机构持股的企业认定为有风险投资支持的企业^[10]。研究样本按以下顺序筛选: (1) 剔除 T 类上市公司; (2) 剔除金融保险类上市企业; (3) 剔除本年度总利润小于零的上市企业; (4) 剔除数据不完备的上市公司, 由此得到 337 家 2008—2011 年间在中小板以及创业板具有风险投资背景的上市企业作

表 1 样本分布

年份	中小板		创业板		合计
	有 VC 背景	无 VC 背景	有 VC 背景	无 VC 背景	
2008	19	45	—	—	64
2009	21	36	23	10	90
2010	72	126	53	58	309
2011	69	45	80	40	234
合计	181	252	156	108	697

为有效样本, 配比选择 360 家无风投背景的企业, 见表 1。风险投资的相关数据根据 CV-Source 数据库和招股说明书核对后确定, 财务数据来自于 Wind 数据库和上市企业披露的年度报告, 行业分类依据《中国上市公司行业分类指引》, 数据分析采用 Stata13.0、SPSS19.0 计量软件。

(二) 变量说明

1. 被解释变量

被解释变量为税收筹划激进程度 (*TaxAgg*), 其衡量方法主要包括“实际所得税率”^①(*Effective Tax Rate*) 和“账税差异”(*Book-Tax Difference*) 两种类型^[9,14]。利用账税差异衡量时, 我国的上市企

①下文简称为 ETR。

业,通过财务报表合理推算出应纳税所得额比较困难,因此,本文参照吴联生的方法,选用 ETR 来考察企业税收筹划的激进程度^[11]。 ETR 的定义为企业所负担的所得税与税前经济收益之比,本文中 ETR 的分子采用“所得税费用 - 递延所得税费用”进行测量,分母分别采用税前利润和息税前利润进行衡量。由此,本文构建如下两个衡量企业税收筹划激进程度的指标^①。

指标一: $ETR_1 = \text{当期所得税额} / \text{税前利润}$

指标二: $ETR_2 = \text{当期所得税额} / \text{息税前利润}$

2. 解释变量

解释变量为风险投资参与虚拟变量(VC)和风险投资持股比例(VCR)。本文借鉴党兴华等的做法,将前十大股东中有风险投资持股的上市公司界定为风险投资企业持股的上市公司,即有风险投资参与^[10];将前十大股东中属于风险投资企业的股东持股比例之和定义为风险投资持股比例(VCR),持股比例越高,参与程度越高。

在风险投资机构声誉的刻画方面,此前文献中既有单独按照风险投资的从业时间、参与的 IPO 市场份额来衡量风险投资的声誉,也有通过综合指标进行衡量,如将风险投资支持的 IPO 累积市值与行业中风险投资总投资比例的份额作为风投声誉的衡量标准,其中有学者构建的评价指标包括:(1) 风险投资参与 IPO 后企业连续三个年度筹资额;(2) 连续 3 个年度风险投资参与的 IPO 招股占资本市场招股比例;(3) 连续 3 个年度风险投资参与的 IPO 资本份额;(4) 风险投资机构持股开始至实现被投资企业 IPO 年限^[12]。借鉴已有研究,本文在综合考虑上述指标的基础上,分别采用风险投资机构成立时间(ET)、风险投资机构管理资本(F)、风险投资机构已投资案例数($CASE_N$)、风险投资机构已完成 IPO 个数(IPO_N)和风险投资机构已完成 IPO 金额(IPO_SUM)来度量风险投资机构的声誉。

3. 控制变量

借鉴之前文献的研究成果,本文设置控制变量^[13]。 $Size$ 为企业总资产的自然对数,用以控制规模因素影响; ROA 为期末净利润与期末总资产之比,用以控制盈利能力的影响; LEV 为公司资本结构变量,计算方法为期末总债务与期末总资产的比例; $INVINT$ 和 FAD 为存货密集度和资本密集度,分别以期末存货和期末固定资产与总资产的比例衡量;此外,本文控制行业($Industry$)和地区(LOC)对 ETR 的影响。变量定义和选取过程详见表 2。

3. 研究设计

针对 H1a,为检验风险投资参与对税收筹划激进程度的影响,本文将有无风投背景作为虚拟自变量,建立回归模型(1)。

$$TaxAgg = \beta_0 + \beta_1 VC + \beta_2 Size + \beta_3 ROA + \beta_4 Lev + \beta_5 INVINT + \beta_6 FAD + \beta_7 IntaA + \beta_8 SR + \beta_9 Industry + \beta_{10} LOC + \varepsilon \quad (1)$$

此外,在实证研究中,研究者必须要考虑风险投资机构与风险企业之间的因果效应关系,即风险投资机构的内生性而导致的自我选择问题。由于风险投资自身的特征以及与投资者之间的委托代理关系,风险投资选择企业时往往并非随机,这在很多文献中已经被证实^[14]。因此,在实证研究中必须考虑这一内生性问题,检验上述样本中税收筹划程度的不同是风险投资企业选择的结果抑或是参与治理的结果。本文参照 Rosenbaum 等提出的“倾向得分匹配”方法(PSM),其基本思想在于,在评估某项政策的效果时,若能找到与激励组尽可能相似的控制组,那么样本选择偏误就可以被有效降低^[15]。相对于其他用以解决样本选择偏差或内生性问题的计量方法,如 Heckman 两步法、工具变量法等,PSM 估计并不依赖于对估计方程函数形式的设定以及排除性约束假定,因而其研究方法更为适用。

^①2007 年以后上市公司在报表附注中详细披露所得税费用的构成,通过翻阅年报,本文手工收集 2007 年以后公司的“本/当期所得税费用”数据,即公司当期应当缴纳的所得税费用。

表2 变量的定义和选取

类型	变量含义	变量名称	变量计算	
被解释变量	税收筹划激进程度 (TaxAgg)	ETR ₁	当期所得税额 / 税前利润	
		ETR ₂	当期所得税额 / 息税前利润	
	风险投资参与	VC	参与为1, 否为0	
		VCR	前十大股东中属于风险投资企业的股东持股比例之和	
		ET	风投机构成立时间	
解释变量	风险投资机构声誉 (Repu) ^①	F	风投机构管理资本	
		CASE_N	风投机构已投资的案例数	
		IPO_N	风投机构已完成的IPO个数	
		IPO_SUM	风投机构已完成的IPO金额	
		Size	对公司期末总资产取自然对数	
	控制变量	公司规模	Size	对公司期末总资产取自然对数
		盈利能力	ROA	期末净利润与期末总资产之比
		财务杠杆	Lev	期末总债务与期末总资产的比例
		存货密集度	INVINT	期末存货与总资产的比例
		资本密集度	FAD	期末固定资产与总资产的比例
控制变量	无形资产比例	IntaA	期末无形资产与总资产的比例	
	股权集中度	BSR	第一大股东持股数 / 总股本	
	行业类别	Industry	高新技术产业为1, 否为0	
	地区类别	LOC	东部地区为1, 否为0	

针对 H1a, 本文把样本企业区分为两类: 处理组(2008—2011 年间上市的有风投支持的企业)、对照组(2008—2011 年间上市的无风投支持的企业), 使用 PSM 方法分析了风险投资参与对变量 ETR₁、ETR₂ 的影响。

针对 H1b, 本文进一步检验风投参与程度的影响, 将风投持股比例(VCR)作为衡量指标放入模型(2)。

$$TaxAgg = \beta_0 + \beta_1 VC + \beta_2 Size + \beta_3 ROA + \beta_4 Lev + \beta_5 INVINT + \beta_6 FAD + \beta_7 IntaA + \beta_8 SR + \beta_9 Industry + \beta_{10} LOC + \varepsilon \quad (2)$$

针对 H2, 本文首先采用因子分子法, 提取对总体解释程度较大的成分, 计算出声誉值, 再进行回归方程的检验, 建立模型(3)。

$$TaxAgg = \beta_0 + \beta_1 VC + \beta_2 Size + \beta_3 ROA + \beta_4 Lev + \beta_5 INVINT + \beta_6 FAD + \beta_7 IntaA + \beta_8 SR + \beta_9 Industry + \beta_{10} LOC + \varepsilon \quad (3)$$

五、实证结果

(一) 描述性统计

表3 报告了变量描述性统计。本文选取了2008—2011 年 IPO 的风险投资企业 IPO 当年及之后两年的数据进行平衡面板分析, 表3 显示, 有风投支持的风险企业 ETR 均值均低于无风投支持企业, 这和假设的预期一致。

(二) 模型检验

1. 风险投资参与效果的回归模型

本文利用随机效应取得模型1 的回归

表3 描述性统计

变量	有风投支持(1011)		无风投支持(1080)	
	均值	标准差	均值	标准差
ETR ₁	0.169565	0.068618	0.173154	0.083668
ETR ₂	0.156725	0.066304	0.161953	0.081195
公司规模	21.05163	0.635160	20.50294	0.903425
盈利能力	0.061934	0.032005	0.07091	0.033416
财务杠杆	0.232358	0.151803	0.269494	0.184401
存货密集度	0.117349	0.092908	0.127846	0.101418
资本密集度	0.153082	0.110913	0.159948	0.122843
无形资产比例	0.036393	0.044041	0.035635	0.031694
股权集中度	0.347837	0.133694	0.384785	0.158852
行业类别	0.547872	0.498144	0.616667	0.487007
地区类别	0.799645	0.400621	0.777778	0.427653

①风险投资机构声誉的测量值由五个原始变量因子分析计算得出。

结果如表 4 所示。多元回归的结果显示,在控制了公司特质、行业类别、地区类别之后,风险投资参与对 ETR 产生了显著的影响,其对 ETR₁、ETR₂ 的影响系数分别为 -0.019264、-0.020881,均在 5% 的水平上显著,这表明风险投资支持的企业 ETR 更低。企业规模与实际税率正相关,且在 1% 的水平上显著,这与王延明的检验结果一致^[16]。财务杠杆用以控制债务水平的影响,检验结果为债务水平与实际税率在 1%、5% 水平上显著负相关,体现了负债的抵税作用。之前学者的研究表明盈利能力、固定资产密集度、存货密集度、无形资产密集度与实际税率之间关系可能为正、负或者不显著^[10],本文的检验结果也是在部分模型中显著。

2. 倾向得分匹配

S 线性回归模型的检验结果已经显示风险投资参与对 ETR 的影响,由于风险投资机构的投资行为偏好,因此在以上回归分析时可能产生样本选择偏误,为更好地排除这种有偏,本文进一步使用倾向得分匹配法尽可能对其进行规避。表 5 列示了采用各种匹配方法而得的风险投资参与对 ETR₁、ETR₂ 的平均处理效果。对于变量 ETR₁ 和 ETR₂,ATT 值都为负且几乎都在 1%、5% 的水平上显著,表明风险投资参与直接显著降低了 ETR₁ 和 ETR₂,和线性回归模型的检验结果一致,H1a 得到验证。

3. 风险投资参与度检验

本文将具有风险投资支持的企业作为样本进行回归分析,结果如表 6 所示。从模型拟合结果可知,被解释变量为 ETR₁ 模型的拟合效果好于被解释变量为 ETR₂ 的模型,两个模型都在 1% 的水平上统计显著,模型整体拟合效果较好。观察表中 VCR 的系数可知,两个模型中该变量均为负,且都在 5% 水平上统计显著,表明风险投资持股比例越高,实际所得税率越低,H1b 得到验证^[17]。

4. 风险投资声誉影响检验

在对 H2 进行检验之前,本文首先采用因子分析求出风险投资声誉的刻画值,

表 4 风险投资参与对 ETR 的影响

变量	ETR ₁		ETR ₂	
	系数	Z 值	系数	Z 值
风投是否参与	-0.019264	-2.17 **	-0.020881	-2.29 **
公司规模	0.020059	3.57 ***	0.019616	3.43 ***
盈利能力	-0.564236	-4.32 ***	-0.379825	-2.83 ***
财务杠杆	-0.133170	-2.54 ***	-0.049949	-1.95 **
存货密集度	0.040152	1.10	0.068456	1.82 *
资本密集度	-0.017210	-0.68	-0.033264	-1.34
无形资产比例	0.050866	0.88	0.078692	1.40
股权集中度	0.006343	0.30	0.012256	0.57
行业类别	-0.020895	-3.04 ***	-0.019343	-2.80 ***
地区类别	控制		控制	
截距	-0.20546	-1.97 **	-0.206981	-1.95 **
F/Wald chi2	78.48 ***	72.75 ***		
R ²	0.2568		0.1976	

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著,下同。

表 5 各种匹配方法结果

变量	匹配方法	处理组	控制组	ATT	T 值
ETR ₁	最近邻匹配	1011	651	-0.130 ***	-2.651
	半径匹配法	1011	754	-0.121 ***	-2.304
	核匹配	1011	754	-0.123 ***	-2.412
ETR ₂	最近邻匹配	1011	651	-0.102 ***	-2.108
	半径匹配法	1011	754	-0.062 **	-1.890
	核匹配	1011	754	-0.657 **	-1.914

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著;半径匹配取值 0.001,标准误采用 Bootstrap 估计,重复抽样次数为 200;stata13.0 软件中,各 PSM 方法依次通过 attnd、attr、attk 命令实现。

表 6 风险投资参与度对 ETR 的影响

变量	ETR ₁		ETR ₂	
	系数	Z 值	系数	Z 值
风投持股比例	-0.153889	-2.20 **	-0.124124	-1.98 **
公司规模	0.014835	1.95 **	0.013055	1.77 *
盈利能力	-0.632086	-4.32 ***	-0.429149	-2.88 ***
财务杠杆	-0.15897	-1.92 **	-0.065410	-2.46 **
存货密集度	0.0242907	0.51	0.063874	1.29
资本密集度	0.080136	1.26	0.021787	0.74
无形资产比例	0.137231	2.07 **	0.170938	2.50 **
股权集中度	-0.011825	-0.40	-0.003893	-0.13
行业类别	-0.016138	-1.98 **	-0.012260	-1.97 *
地区类别	控制		控制	
截距	-0.105565	-0.67	-0.088311	-0.58
F/Wald chi2	108.62 ***		83.21 ***	
R ²	0.2082		0.1915	

因子分析结果如下:其中表7为KMO和球形检验结果,KMO检验值为0.763,大于0.5,可以接受;Bartlett's球形检验卡的sig值为0.000,说明标准化后的变量之间有着显著的相关性,即满足因子分析的前提条件。

通过因子分析法计算出声誉值之后,本文将其放入回归方程,对H2进行检验,结果如表8所示。从模型拟合结果可知,两个模型都在1%的水平上统计显著,模型整体拟合效果较好。风险投资声誉的系数分别为0.050613、0.056890,均在1%的水平上显著,说明风险投资声誉确实对税收筹划激进程起到抑制作用。H2得到验证。

本文运用主成分分析法求解初始因子,因子提取及旋转结果详见表9,进而确定因子个数为2个。

表10报告了因子载荷阵经过旋转之后的结果,用各公共因子的方差贡献率做权重,将各因子得分线性加权求和得到综合得分。基于此,因子及综合因子表达式可以写成:

表7 KMO和Bartlett检验

Kaiser-Meyer-Olkin 度量	0.763
近似卡方	372.065
Bartlett's 球形检验	df 10
	Sig. 0.000

表8 风险投资声誉对ETR的影响

变量	ETR ₁		ETR ₂	
	系数	Z值	系数	Z值
风投声誉	0.050613	3.15***	0.056890	3.69***
公司规模	0.087306	2.24***	0.063566	3.56***
盈利能力	-0.345156	-3.66***	-0.472631	-3.79***
财务杠杆	-0.058205	-1.98**	-0.060163	-2.23***
存货密集度	0.065231	0.76	0.065457	1.79*
资本密集度	-0.042956	-1.15	-0.016737	-0.47
无形资产比例	0.057045	1.79*	0.104506	1.89*
股权集中度	-0.053822	-0.39	-0.023522	-0.08
行业类别	-0.020132	-2.02**	-0.021634	-2.98***
地区类别	控制		控制	
截距	-0.126140	-1.56	-0.335980	-2.11**
F/Wald chi2	110.51***		76.56***	
R ²	0.2132		0.1967	

表9 声誉指数解释的总方差

成分	初始特征值			提取平方和载入		
	合计	方差的%	累积%	合计	方差的%	累积%
1	2.852	57.289	57.289	2.852	57.289	57.289
2	1.435	28.152	85.441	1.435	28.152	85.441
3	0.456	9.895	95.336			
4	0.168	3.156	98.492			
5	0.049	1.508	100.000			

$$F_1 = -0.038 \times ET - 0.061 \times F + 0.899 \times CASE_N + 0.975 \times IPO_N + 0.901 \times IPO_SUM \quad (1)$$

$$F_2 = 0.856 \times ET + 0.847 \times F + 0.036 \times CASE_N + 0.019 \times IPO_N + 0.020 \times IPO_SUM \quad (2)$$

$$Repu = 57.289\% \times F_1 + 28.152\% \times F_2 \quad (3)$$

表10 因子得分系数矩阵

	成分	
	1	2
成立时间	-0.038	0.856
管理资本	-0.061	0.847
已投资案例数	0.899	0.036
已完成的IPO个数	0.975	0.019
已完成的IPO金额	0.901	0.020

六、稳健性检验

本文运用豪斯曼-泰勒估计对联合风险投资参与给被投资企业纳税筹划积极性带来的影响做稳健性检验,回归结果如表11所示。结果显示:风险投资参与的虚拟变量在两个模型中均在5%的水平上和ETR呈负相关;风险投资持股比例系数分别为-0.175029、-0.130457,分别在5%、10%的水平上显著,风险投资声誉的系数分别为0.047653和0.050110,均在1%的水平上显著,和上文检验结果一致。H1a、H1b、H2再次得到印证。

表 11 稳健性检验结果

	ETR ₁	ETR ₂	ETR ₁	ETR ₂	ETR ₁	ETR ₂
风投是否参与	-0.021545 (-2.34 **)	-0.020629 (-2.16 **)				
风投持股比例			-0.175029 (-2.41 **)	-0.130457 (-1.80 *)		
风投声誉					0.047653 (3.12 ***)	0.050110 (3.34 ***)
公司规模	0.023977 (3.29 ***)	0.019914 (2.83 ***)	0.017239 (2.13 **)	0.015740 (2.01 **)	0.079536 (3.21 ***)	0.073285 (2.85 ***)
盈利能力	-0.608627 (-7.26 ***)	-0.425709 (-5.14 ***)	-0.844880 (-7.23 ***)	-0.652900 (-5.85 ***)	-0.702544 (-6.91 ***)	-0.516790 (-5.29 ***)
财务杠杆	-0.056101 (-1.72 *)	-0.046531 (-1.70 *)	-0.045904 (-1.82 *)	-0.077694 (-2.44 ***)	-0.043471 (-1.86 *)	-0.049281 (-2.21 ***)
存货密集度	0.061238 (1.62)	0.093958 (2.45 **)	0.070530 (1.53)	0.121810 (2.65 ***)	0.062445 (1.65 *)	0.064512 (1.25)
资本密集度	0.043923 (1.52)	0.050343 (1.18)	0.013162 (0.39)	0.0143074 (0.47)	-0.057343 (-1.35)	-0.059336 (-1.65)
无形资产比例	0.074742 (1.12)	0.115485 (1.75 *)	0.150619 (2.08 **)	0.191944 (2.72 ***)	0.076550 (1.16)	0.093594 (1.72 *)
股权集中度	0.001847 (0.07)	0.012195 (0.43)	-0.013192 (-0.36)	-0.011240 (-0.30)	-0.010408 (-0.11)	-0.012107 (-0.40)
行业类别	-0.018326 (-2.25 **)	-0.016481 (-1.92 *)	-0.013346 (-1.31)	-0.008577 (-0.81)	-0.022011 (-3.09 ***)	-0.027560 (-3.42 ***)
地区类别	控制	控制	控制	控制	控制	控制
截距	-0.286637 (-2.02 **)	-0.221450 (-1.62)	-0.144869 (-0.87)	-0.139243 (-0.82)	-0.045261 (-1.18)	-0.205367 (-2.08 **)
F/Wald chi2	122.59 ***)	63.05 ***)	96.53 ***)	63.14 ***)	123.37 ***)	70.18 ***)

七、结论

论文的实证结果显示,国内风险投资参与以及风险投资机构持股比例高的企业,纳税筹划积极性更高。在我们看来,国内风险投资机构的税收筹划,或者体现为利用已有的政府税收优惠政策,通过挖掘税收“洼地”来获取更高的企业绩效;或者基于自利动因,实施过度的税收筹划,通过税法违规来攫取企业的不当利润。由此可以发现,风险投资的参与并没有起到认证、监督的作用,而更多体现出道德风险问题。另外,本文的实证结果同样发现,基于声誉的考量,更高声誉的风险投资机构更重视税收违规带来的声誉损失风险,从而抑制风险企业的税收筹划激进程度。

本文研究带来的启示是:(1)为了增加风险投资对其投资企业的正面监督的动力,对于参与资本市场投资的风险投资机构,政府监管部门应该通过设立风险投资机构声誉指标,采取定期考核和奖惩措施,抑制风险投资机构过度税收筹划导致的税法违规行为。(2)2014年国发第62号文出台的《国务院关于清理规范税收等优惠政策的通知》明确指出,长期以来,我国优惠政策一定程度上偏离了税收法定原则,维护企业之间的公平竞争,需要对当前诸多不合理的税收等优惠政策进行专项清理。可以推断,借助税收优惠来提升企业绩效的空间将会受到更大的限制,风险投资机构依靠税收筹划给被投资企业带来的“增值服务”也将因此受到影响。新形势下,构建有效的声誉机制提升自身竞争力将成为风险投资机构能否可持续发展的关键所在。

参考文献:

[1] Jerry C, Liu Qigui, Gary G. Do venture capitalists play a monitoring role in an emerging market? Evidence from the pay performance rela-

- tionship of Chinese entrepreneurial firms[J]. Journal of Pacific-Basin Finance, 2014, 29(4): 121-145.
- [2] 吴斌, 黄明峰. 企业绩效、高管人力资本特征与控制权配置[J]. 中国软科学, 2011(4): 161-174.
- [3] Hanlon M, Heitzman S. A review of tax research[J]. Journal of Accounting & Economics, 2010, 50(2-3): 127-178.
- [4] Phillips J, Pineus M, Rego S. Earning: management: new evidence based on deferred tax expense[J]. The Accounting Review, 2003, 78(2): 491-521.
- [5] 孙刚. 家族企业、税收稽查治理与企业避税行为[J]. 税务研究, 2012(3): 68-74.
- [6] 郑红霞, 韩梅芳. 基于不同股权结构的上市公司税收筹划行为研究[J]. 中国软科学, 2008(9): 122-131.
- [7] Morsfield S, Tan C. Do venture capitalists influence the decision to manage earning in initial public offerings? [J]. The Accounting Review, 2006, 81(2): 1119-1150.
- [8] Chou D, Gombola M, Liu F. Earnings management and stock performance of reverse leveraged buyouts[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2006, 41(2): 407-438.
- [9] 谈毅, 陆海天, 高大胜. 风险投资参与对中小企业板上市公司的影响[J]. 证券市场导报, 2009(5): 26-33.
- [10] 党兴华, 贺利平, 王雷. 基于典型相关风险企业控制权结构与企业成长能力的实证研究[J]. 软科学, 2008(4): 136-139.
- [11] 吴联生. 国有股权、税收优惠与公司税负[J]. 经济研究, 2009(10): 110-119.
- [12] Pei G S, Yin H Y, Shean-Bii C. The reputation effect of venture capital[J]. Review of Quantitative Finance and Accounting, 2011, 36(4): 533-554.
- [13] 曹书军, 张婉君. 企业实际所得税率影响因素及其稳定性研究[J]. 财经丛论, 2008(6): 30-36.
- [14] Megginson W L, Weiss K A. Venture capitalist certification in initial public offerings[J]. Journal of Finance, 1991, 46(3): 879-903.
- [15] Rosenbaum P, Rubin D. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects[J]. Biometrika, 1983, 70(1): 41-55.
- [16] 王延明. 上市公司所得税负担研究[J]. 管理世界, 2003(1): 23-36.
- [17] 张玲, 朱婷婷. 税收征管、企业避税与企业投资效率[J]. 审计与经济研究, 2015(2): 83-92.

[责任编辑: 杨志辉]

Does Venture Capital Affect the Enthusiasm of Tax Planning? Practical Evidence from China Capital Market

WU Bin, SHI Yao

(School of Economics and Management, Southeast University, Nanjing 210096, China)

Abstract: By using the statistics of medium and small listed companies and GEM that IPO within 2008 and 2011 as a sample, this paper did an empirical test about the relevance of venture capital participation and corporate tax planning. The results show that: (1) In consideration of endogeneity, companies with venture capital participation and a high equity ratio of VC have a higher tax planning enthusiasm, thus, we consider that in China's capital market, the hypothesis about VC's effective supervision does not hold water; (2) With VC's reputation characterized by the established period, capital, the number of companies invested, the number and amount of completed IPO, we find VC's reputation has a positive effect on suppressing the listed company's tax planning invested by VC.

Key Words: enterprise tax planning; venture investment; equity ratio of VC; investor reputation; venture capital participation; risk management; capital market; tax imposition and management; enterprise tax avoidance; IPO shares