

风险投资是认证信息、追逐名声 还是获取短期利益?*

——基于倾向值配比的实证分析

张 剑

[摘 要]本文以 2009~2012 年间我国中小板与创业板上市公司为研究样本,利用倾向值配比与事件研究方法对风险投资参股、风险投资声望及风投参股的股票锁定期解除前后显著的量价效应进行了实证研究。实证结果表明,在本文选取的研究样本中,风险投资并不具备“认证效应”与“逐名效应”,而风险投资参股的上市公司,在锁定期解除后异常成交量与异常收益率更为显著,并且风投机构的累计投资收益率与解禁期股票的异常收益率存在负相关关系。

关键词: 风险投资 认证效应 逐名效应 锁定期解除效应

JEL 分类号: G14 G24 G30

一、研究背景

风险投资(venture capital investment)一般是指实行专业化管理、对新兴的以增长为诉求的未上市公司进行股权式投资(Hellman,2000)。西方发达国家的经验表明:风险投资作为产业创新与金融创新相结合的金融中介,更关注以“高科技、高成长、高风险”为特征的新兴企业。风险投资在我国诞生的历史并不长,其真正加速发展阶段是在 2009 年中国创业板推出前后。自中小板与创业板开板推出以来,大量风投机构出现在上市公司股东名单中。风投机构对上市公司的股权投资对其新股发行定价效率产生了何种影响?风投机构何时进行股权投资、投资参股比例大小及风投机构的声誉状况等诸多因素如何影响上市企业新股发行定价效率,目前还存在广泛争议。一种观点认为,风险投资的介入将帮助企业建立并完善约束监督机制,改进公司治理结构,有效降低待上市公司与外部投资者间的信息不对称,从而降低了发行时的抑价率(Barry et al.,1990;Megginson and Wiss,1991;Nahata,2008)。另一种观点则认为,风险投资作为以盈利为目的的金融中介,其管理者在有限的年限内面临募集资金增值的业绩考核压力,因此愿意以较为高昂的发行抑价为代价,达到所投资企业更早上市的目的(Gompers,1996;Lee and Wahal,2004)。近年来国内研究对风险投资介入对 IPO 定价效率的问题逐渐关注,但在变量设定、计量模型处理以及样本容量等方面尚有明显改进空间。

由于风投机构对企业的股权投资是企业管理者与风投基金管理者间的双向选择,因此风投的介入可能产生两种效应:(1)增值效应(added-value effect)。某些拥有资历或声誉优势的风投机构,在满足企业资金需求的同时,也为企业的成长提供相关帮助,从而增加了企业在 IPO 时的内在价值(Hochberg,Ljungqvist and Lu,2007)。(2)排序效应(sorting effect)。企业在选择风险投资时,除了考虑资金需求以外更看重风险投资的网络效应(network effect)具有资历或声誉优势的风险投资

* 张剑,西南财经大学经济学院,博士研究生。

能为企业带来更大附加增值效应。因此这类风险投资将获得更多投资企业选择空间。在排序效应的假设下,具有资历或声誉优势的风投所参股的企业在 IPO 时抑价率更低,主要是由于其所投资的企业自身更优秀,而风投所提供的增加企业内在价值的改善效应起到了相对次要的作用(Casamatta, 2003; Cornelli and Yosha, 2003)。改善效应与排序效应并不相互排斥,具有资历或声誉优势的风投既能获得优质企业的青睐,又能为企业提供管理咨询等增值服务,因此风险投资与被投资企业间存在内生性选择(endogenous choice)问题。经济学中处理内生性问题通常采用工具变量法,但该方法存在一些不足。首先工具变量法所推论出的因果关系被称为“局部平均处理组效应”(local average treatment effect)(Wooldridge, 2002);其次工具变量法能否给出因果推论很大程度上取决于研究者能否找到合理的工具变量。一旦存在弱工具变量(Weak IV)问题,估计结论将存在较大问题;最后,工具变量的实施需要具备一定的随机性以满足不相关性假设(胡安宁, 2012)。本文使用的倾向值配比法(propensity score matching)是处理内生性选择的一种方法,倾向值配比法(PSM)基于调查研究的样本数据,将处理组与控制组的个体通过某些既影响研究个体是否参与项目又影响最终结果的变量 X,利用某些配比方法进行匹配,利用配比后的样本对研究问题进行分析。

本文围绕企业 IPO 这一重要的风险投资退出方式,分三个步骤讨论风险投资在企业 IPO 过程中所起到的作用。首先,比较研究样本中风投参股的上市公司与无风投的上市公司首日抑价率程度;其次,比较所有拥有风险投资的上市公司中,风投声望对上市公司 IPO 首日抑价率的影响;最后,研究风投参股的上市公司与无风投参股的上市公司在解除锁定期时,相应股票的量价效应。

相对于之前国内研究结果(谈毅等, 2009; 贾宁和李丹, 2011; 李曜和张子炜, 2011), 本文的主要贡献在于: (1) 研究样本有了显著增加, 相对于谈毅等(2009)48 个研究样本, 贾宁和李丹(2011)70 个研究样本, 李曜和张子炜(2011)153 个研究样本, 本文的研究样本扩展到 642 个, 弥补了已有文献由于研究样本数量不足可能导致结论的不稳健。(2) 估计方法上使用倾向值配比的实证方法, 有效的处理了风险投资与被投资企业内生性选择问题, 在配比变量的选择上考虑到理论上无法给出明确的配比关系, 本文从简至繁给出了三类配比变量, 使得配比后的研究结果更为稳健。并且首次使用与二级市场“火热”程度无关的网下询价阶段机构投资者的报价区间离散程度、报价区间与主承销商估值区间的比值作为 IPO 定价效率的替代解释变量, 再次对本文研究目的进行了稳健性检验。(3) 得到了新的结论, 风险投资支持的企业与无风投支持的企业在 IPO 抑价率上没有显著差异; 在拥有风险投资支持的子样本中, 风险投资声望并不对风投参股企业 IPO 抑价率产生显著影响。(4) 首次对风险投资参股企业 IPO 锁定期解除效应进行了实证分析。

本文余下章节安排如下: 第二部分为相关文献回顾及研究假说; 第三部分为研究设计; 第四部分为实证检验结果与稳健性检验; 第五部分为结论与评价。

二、文献综述与研究假说

(一) 风险市场及风投管理机构

风险投资市场通常定义为专业化管理、主要从事私人或上市公司非注册资本交易的市场(Fenn et al., 1995)。一个成熟的风险资本市场主要有三个部分组成: 投资者(实际资金提供者)、中间机构(风投管理机构)、被投资企业。间接投资是风投市场的主流模式, 投资者的资金首先流向中间机构, 再由中间机构流向被投资企业。风投市场上中间机构通常为具有较高专业技能、优良投资记录和卓越信誉的风险投资管理机构。投资者将自有资金交给风投管理机构并订立相应的投资合约。风投机构除了扮演资金提供者的角色外, 还发挥一系列监督、咨询、管理等职能, 协助被投资企业获得资金与快速成长(李建华和张立文, 2007)。风险机构的组织模式主要包括企业制、契约制和

有限合伙制度。由于投资者与风投机构之间、风投机构与被投资企业之间均存在双重信息不对称问题,风投机构的组织治理结构一直是现代制度经济学中研究的重点,比较一致的结论是,契约制与有限合伙制的风险投资治理结构优于企业制(刘志阳和施祖留,2005)。

由于国内文献对风险投资(VC)与私募股权投资(PE)的界定与区分存在争议,并且在实务中,风险投资与私募股权投资在业务上存在大量重叠,两者界限相对模糊。因此本文不区分风险投资与私募股权投资,将其统称为风险投资。

(二)风险投资与新股发行定价效率

Barry et al.(1990)对美国1978年至1987年间433家风险投资参股的企业与1123家非风投机构参股的企业IPO定价效率进行了比较,结果显示有风投参股的企业IPO抑价率低于无风投参股的企业。Meggison and Weiss(1991)利用美国1983年至1987年上市公司数据研究发现,风险投资在企业IPO过程中起到了“信息披露”和“认证”作用。由于风投机构在某一领域具有信息与专业优势,其对企业的投资选择不仅为企业提供了资金与管理支持,该投资行为也间接向市场上的外部投资传递了企业的内部信息,从而降低了企业上市融资成本,提升IPO定价效率。这一理论得到了Wang et al.(2003)、Nahata(2008)、Arikawa and Imadeddine(2010)等学者的支持。Hellman and Puri(2002)认为,相对于传统财务投资,风险投资能够起到增加企业价值的作用。Gompers(1996)提出风险投资具有“逐名(Grandstanding)”假说,由于大多数风险投资采用契约或有限合伙的组织模式,在经营业绩与经营年限的双重考核下,风投基金在期满时需将出资人的本金、收益以现金或公司股票的形式返回,因此从业年限较短或声望较低的风投机构更愿意促使其投资的企业尽早的上市,通过企业上市这一事件建立声望及社会关系网络为其后续再次募集资金、投资企业等带来更大收益。Francis and Hasan(2001)、Lee and Wahal(2004)利用美国的数据支持了逐名假说,Elston and Yang(2010)利用德国的数据支持了逐名假说。Kaplan et al.(2007)认为风险投资与被投资企业间存在四类委托代理问题,因此风险投资对企业进行投资前会对企业进行风险尽职调查(due diligence),被投资企业的不同风险因素会影响最终的投资金额与投资条款,并且作为资金需求方的企业也会对风投机构的管理能力、社会关系网络等方面进行筛选。其他研究也表明,无论是投资前的尽职调查还是订立激励相容的投资条款都说明风投机构对企业的股权投资存在内生性。

相比国外文献,国内仅有少数文献研究风投参股对新股上市定价效率的影响。张凌宇(2006)年利用50家中小板上市公司中12家拥有风投参股数据得出,风投参股的企业IPO抑价率大幅高于非风投参股的企业,认为该现象可由逆向选择理论进行解释。贾宁和李丹(2011)利用2004~2008年中小板上市公司数据,研究了新股上市及上市后表现,其结论是风投参股企业IPO抑价率显著高于非风投支持企业,我国实际情况能够用“逐名”假说解释。李曜和张子炜利用2009~2010年153家创业板上市公司数据,发行私股权参股的企业IPO抑价率较非私募股权参股的企业更高,私募股权投资并不能对企业IPO起到“认证”作用,而天使投资对企业的股权投资并不影响其IPO抑价率。国内已有文献存在几点不足:首先,已有文献中样本数量较小。国内风险投资从2007年底呈现加速发展的态势,并在创业板推出后达到一个新的发展阶段,而以往文献研究时间跨度多为2007年前后,其研究样本中拥有风险投资的上市公司数量较小,较小样本的不利因素对研究可能会影响研究结果的稳健性。其次,已有文献表明导致我国IPO抑价率偏大的主要原因是二级市场“爆炒”新股,因此仅以发行首日抑价率作为衡量新股发行定价效率的唯一指标,可能对风险投资真实效应做出有偏的推论。

本文在以往研究的基础上提出点研究假设H1和H2:

H1:假设风险投资的参股对企业存在认证(certification)作用,则拥有风险投资的上市公司其IPO抑价率应低于没有风险投资的公司。

H2:假设逐名(grandstanding)假说成立,则在拥有风险投资的上市公司中,无声望风投所参股的上市公司的 IPO 抑价率应高于有声望的风投参股的上市公司。

(三)风险投资与 IPO 锁定解除效应

股票受到供给冲击时价格会产生系统性的变化,这一假说已被大量实证研究所证实(Shleifer, 1986; Lynch and Mendenhall, 1997; Wurgler and Zhuravskaya, 2002 等)。Ofeck and Richardson(2000)研究表明 1996~1998 年 1056 家 IPO 锁定期解除日及前四天股票价格出现了-1.15%至-3.29%长期累积异常回报,成交量出现 38%的长期增长。Field and Hanka(2001)研究了 1988 至 1997 年 1948 个 IPO 锁定期样本,结论是,平均而言,锁定期前后三天,股票价格显著累积下跌 1.5%,并且风险投资参股的股票价格下降程度显著高于无风投参股的股票。梁洪昀(2002)对配售给战略投资者或其他法人的新股在锁定期解除日前后的股价与成交量进行研究,发现采用上网定价与网下配售相结合方式发行的股票,在解除锁定日有显著的-1.93%平均异常收益;股票的成交量有 760%的异常增长,但异常成交量在随后一个月内逐渐回复到正常水平。赵自兵等(2010)对 2006 至 2008 年 265 家 IPO 公司进行研究结果也证实了全流通背景下 A 股市场存在显著的 IPO 锁定解除效应,并且牛市锁定效应强于熊市。本文在以往文献的基础上,分析风险投资参股是否对 IPO 锁定期解除效应带来不同的影响。提出研究假设 3:

H3:持股锁定期结束时,拥有风险投资的股票抛售效应更强,具有更高的异常成交量以及更低的累计异常收益率,且风投机构的投资累计收益率也将对累计异常收益率产生影响。

三、样本定义及描述统计

(一)数据来源

本文研究样本选取自 2009 年 10 月 31 日至 2012 年 2 月 28 日在深交所中小板及创业板首次公开发行上市的 642 家上市公司,其中创业板上市公司 287 家,中小板上市公司 355 家。由于创业板开板时间为 2009 年 10 月 31 日,为了使得中小板数据与创业板数据能够在时间上匹配,本文中小板数据选择也从 2009 年 10 月 31 日作为起始点。风险投资的持股比例、持股时间(风投股权投资距新股发行的时间)、持股成本、资金来源、询价阶段机构投资者报价区间等数据来源于手工整理《招股说明书》及《股本演变情况》;风险投资是否具有声誉的评判标准取自《2011 年中国创业投资暨私募股权投资年度排名》,风投机构从业时间来源于手工整理;券商声誉排名数据来源于伟海证券精英网^①;其他数据来自国泰安数据库。手工整理风险投资机构数据标准如下:(1)该机构的经营范围包括“投资股权控股业务”、“股权投资”、“风险投资”、“投资管理”、“投资高新技术项目和企业”等关键字;(2)该机构并非管理层持股或职工持股;(3)该机构的组织形式为有限合伙企业。通过以上三条标准对 642 家上市公司所披露的信息进行手工检索得到本文的风投机构数据。手工检索相对于以往利用上市公司前十大股东信息中是否带有“创业投资”、“风险投资”等信息的筛选出风投机构优势在于,不仅剔除了大量前十大股东中管理层与员工持股的伪“风投机构”,而且将十大股东之外数量巨大的“小微”风投机构也纳入研究范围,而且可以更为准确的准确获得风投机构的持股时间、持股成本、从业时间等数据。

(二)样本统计描述

表 1 为本文研究样本的统计描述。从 Panel A 可以看出,642 家上市公司中有近半数拥有风险

^① <http://www.weihai.com.cn/>。

投资参股，创业板中拥有风投公司占比为 55.4%，中小板该比例为 43.94%；拥有风投参股的上市公司中，平均每个企业有 2 家风投机构参股；从第一家风投介入到 IPO 上市，风投机构平均持股时间为 3 年；拥有风投的上市公司，企业经营时间均高于无风投的上市公司，但二者差异并不显著，

表 1 样本统计描述

Panel A:风投持股特征		全样本	有风投的企业	无风投企业
中小板				
IPO 企业数		355	156	199
风险投资平均持股比例(%)			13.38	
拥有风投企业平均风投机构数量			2.08	
风投平均持股时间(月)			37.1	
IPO 企业平均成立时间(月)		131.84	133.37	130.64
风险投资累计收益率(%)			761.74	
上市前公布的最早营业收入(万元)		75299.11	60665.53	86770.65
平均发行价格		27.16	27.69	26.74
平均网上发行中签率(%)		1.25	1.58	1
发行首日平均换手率(%)		71.87	70.46	72.97
创业板				
IPO 企业数		287	159	128
风险投资平均持股比例(%)			14.23	
拥有风投企业平均风投机构数量			2.03	
风投平均持股时间(月)			33.55	
IPO 企业平均成立时间(月)		124.79	125.81	123.53
风险投资累计收益率(%)			1115.07	
上市前公布的最早营业收入(万元)		16170.3	15904.38	16500.62
平均发行价格		31.3	31.85	30.62
平均网上发行中签率(%)		1.16	1.09	1.25
发行首日平均换手率(%)		73.44	73.05	73.92
Panel B:上市公司及风投持股公司总部地理位置分布				
中小板				
省份	上市公司数量	风投参股公司	上市公司数量占全国比	风投数量占比
广东	70	31	19.72%	19.87%
北京	24	10	6.76%	6.41%
江苏	53	28	14.93%	17.95%
浙江	56	20	15.77%	12.82%
上海	14	6	3.94%	3.85%
山东	32	16	9.01%	10.26%
其他	106	45	29.86%	28.85%
创业板				
广东	56	28	19.51%	17.61%
北京	42	28	14.63%	17.61%
江苏	29	17	10.10%	10.69%
浙江	26	16	9.06%	10.06%
上海	24	7	8.36%	4.40%
山东	15	10	5.23%	6.29%
其他	95	53	33.10%	33.33%

这点和以往国内外文献的统计描述明显不同;风险投资的平均累计收益率(至 12 个月锁定期结束时)分别达到了 761.74%和 1115.07%;衡量二级市场炒作程度的发行首日平均换手率指标上,风投机构与非风投机构并无显著差异。从 Panel B 可以看出,样本中的上市公司地理位置存在聚集效应,绝大部分上市公司总部都设在广东、浙江、江苏、北京、上海和山东五省市。Lerner(1995)指出风投参股的企业呈现聚集效应是由于地理位置的远近会影响风投机构的监管成本,因此风投更倾向于投资地理位置距离自己总部更近的企业。

四、估计方法及实证结果

(一)估计方法选取

如果采用 OLS 估计将风险投资是否参股作为哑变量放入回归模型中,并控制其他可能对 IPO 抑价率产生影响的变量,通过分析该哑变量回归系数是否显著为正或显著为负,以此推断风险投资对企业 IPO 定价效率起到何种作用,该估计方法存在潜在风险。首先,风投参股哑变量的回归系数是一种“平均”效果。该回归系数回答的是:在所有企业中任选一个,如果它拥有风投参股,其 IPO 抑价率会是什么水平。然而,我们所关心的问题则是:(1)任选一个已经拥有风投的企业如果一开始它没有风投支持的话,其 IPO 抑价率会是什么水平;(2)任选一个没有风投参股的企业,如果它有风投支持的话,其 IPO 抑价率会是什么水平。(1)和(2)是两个不同的问题,而 OLS 回归模型并不区分它们,只是取了它们的平均水平,这样做无疑会产生偏误。其次,正如前文所述,评估风投机构参股企业效应时,面临增值效应与排序效应,因此风投机构持股与企业 IPO 定价效率之间可能由于内生性选择问题导致估计偏差。利用 Kruskal-Wallis 检验对表 1 中的 Panel B 上市公司与风险投资地理数据进行假设检验,结果显示在 1%显著水平下拒绝了不同地区风投参股比例来自同一分布的假设,显然风险投资对企业的投资并不是完全随机的。

基于 OLS 估计方法可能存在的两点潜在风险,本文选择倾向值配比的框架来分析风险投资参股对企业 IPO 定价效率的影响。定义变量与符号如下:

表 2 定义变量与符号

两组企业	有创投支持的 IPO 定价效率	无创投支持的 IPO 定价效率
	Y^A	Y^B
$E=1$	(可观测)	(不可观测)
	Y^A	Y^B
$E=0$	(不可观测)	(可观测)

其中 $E=1$ 表明企业拥有风投持股, $E=0$ 表示企业不拥有风投持股; Y^A 是拥有风投持股的企业 IPO 首日抑价率, Y^B 是无风投参股的企业 IPO 首日抑价率,我们能够观测到的数据为风投参股企业的 IPO 抑价率 $E(Y^A|E=1)$ 与非风投参股的企业 IPO 抑价率 $E(Y^B|E=0)$ 。定义平均政策效应 (ATE)为:

$$ATE=E(Y^A|E=1)-E(Y^B|E=0) \tag{1}$$

风投参股对处理组的平均效应(ATT)为:

$$ATT=E(Y^A|E=1)-E(Y^B|E=1) \tag{2}$$

(1)式可以转换为:

$$\begin{aligned} ATE &= [E(Y^A|E=1)-E(Y^B|E=1)]+E(Y^B|E=1)-E(Y^B|E=0) \\ &= ATT+E(Y^B|E=1)-E(Y^B|E=0) \\ &= ATT+SB \end{aligned} \tag{3}$$

(3)式的第二部分为选择性偏误(selection bias),如果这部分等于0,那么风投介入对处理组的平均效应 ATT 可以通过 OLS 模型加以估计,

$$ATE=E(Y|E=1)-E(Y|E=0) \quad (4)$$

但在大多数情况下,选择性偏误均不为零,风投机构与企业之间的选择是非随机的,这就导致仅仅通过比较二者均值上的差异并不能真实的评价风投参股对企业 IPO 抑价率的影响。倾向值配比的估计方法思路如下:依据 Rosenbaum and Rubin(1983)提出的倾向值(propensity score),该倾向值的定义为在给定事前变量特征 X(pre-treatment characteristics)的条件下,总体样本中成为处理组(即风投参股)的概率,如表达式(5)所示。

$$P(X)=Pr(E=1|X)=E(E=1|X) \quad (5)$$

$$\begin{aligned} ATT &= E(Y^A|E=1) - E(Y^B|E=1) \\ &= E\{E[Y^A|E=1, P(X)]\} - E\{[E(Y^B|E=0, P(X))]|E=1\} \end{aligned} \quad (6)$$

估计出倾向值后,利用不同的匹配方法将无风投参股的企业与有风投参股的企业进行匹配,比较常用的匹配方法包括近邻匹配(Nearest Neighbor Matching)、核心匹配(Kernel Matching)、层级匹配(Stratification Matching)与半径匹配(Radius Matching)。基于这些匹配后的样本,利用表达式(6)进行因果系数估计。在这个匹配后的样本中,只需要比较那些有风投参股的企业与无风投参股的企业它们在 IPO 抑价率上的平均差异即可得到无偏的风投参股的实际效应。

(二)对研究假设 H1 实证结果

倾向值配比估计的关键在于计算倾向值 P(X)时模型设定问题,通过可观测的变量,将非风投参股企业与风投参股企业进行配比,配比变量的选择将对研究结果产生实质性影响。Rubin and Thomas(1996)建议将所有可能影响研究个体是否参与某项目或对研究结果可能产生影响的变量都纳入 X 中。实证文献中具体应用 PSM 模型中对 X 的选择大都参考经济理论模型以及以往实证结果,对于 X 变量的选择没有统一且明确的标准,需要根据研究目的以及数据特性综合选择。由于配比变量 P(X)的选择并无唯一的标准,本文参考以往文献并结合样本数据的统计特征,决定从简至繁选择三组可能影响风投参股的因素作为配比变量,三组配比变量的选择遵循逐步添加与企业经营状况的原则,第一组配比变量不包含与企业未来盈利相关的因素,仅仅考虑相对外生地理、自然年份、行业等的因素;第二组、第三组配比变量逐步加入有关企业规模、负债水平、盈利能力等诸多相对内生较大的影响因素。然后利用表达式(5)估计出倾向值。再使用估计出的倾向值采用层级匹配、核心匹配与半径匹配三种方式进行匹配。

在利用表达式(6)估计出风险投资对处理组 IPO 抑价率的平均效应(ATT)时,结合以往文献对三组配比变量配比后的样本选取相同的控制变量,这些控制变量选择如表 3 所示。表 4 的 Panel A 与 Panel B 分别报告了中小板与创业板基于倾向值配比方法估计得到的,风险投资对 IPO 抑价率的 ATT 回归结果。无论是中小板还是创业板在三组配比变量下,利用三种不同配比方式估计得到的 ATT 在风投参股与非风投参股企业之间不存在显著差异。因此否定了研究假说 H1,即在本文的研究样本范围内,风投参股并不能影响企业在创业板与中小板 IPO 的抑价率。该结论与以往国内文献的研究结果,风险投资(或私募股权投资)参股的上市公司其 IPO 抑价率高于非风险投资(私募股权投资)参股的企业不同。究其原因,一是本文所选取的样本数量 642 家远大于以往国内文献(张凌宇(2006)样本数 50 家,李曜和张子炜(2011)样本数 153 家,贾宁和李丹(2011)273 家),在更大的样本范围内得到与以往研究不同的结论。二是本文基于倾向值配比的方式对风险投资参股对 IPO 抑价率的影响进行估计,克服了 OLS 模型有可能存在的内生性选择所导致的偏误问题,因此得到和以往研究不同的结果。

对结论的解释:第一、Sahlman(1990)指出风险投资最重要且最有效的监管机制是分期注资。并且风险投资注资的间隔时间越短意味着风投更加频繁的监管所投资企业以及更加关注收集企

表 3 配比变量与控制变量

配比变量选择	
组(一)	企业总部所在地哑变量(北京、上海、广东、浙江、江苏、山东为 1 其他地区为 0);企业行业哑变量;自然年份哑变量;员工数量;企业高管学历哑变量(博士、硕士、本科、本科以下)
组(二)	在组(一)基础上增加变量的基础上增加企业存续时间;报表所披露的最早资产负债率;报表所披露的最早净资产收益率;员工受高等教育人数占总员工比例。
组(三)	在组(二)基础上增加主承销商是否属于超级券商哑变量;最早披露股票账面价值;最早披露的总资产;最早披露的主营业务收入。
控制变量选择	
董事长与总经理及其关联人发行前持股份额;风投持股时间;风投从业时间;对数化发行前一年度主营业务收入;对数化新股发行量;发行前一年资产收益率;发行前一年度每股盈余;发行价格;每股发行费用(包含律师费与会计师审计费用);二级市场首日换手率;二级市场中签率。	

业信息。Gompers(1996)的实证研究也指出,无形资产越多的企业面临的不确定性越大,风投融资间隔时间越短;同样研发支出较多的企业,同样面临更大的委托代理问题,风投融资间隔也会相应缩短。这些结论意味着风投在监督企业及收集投资企业信息上扮演着重要的角色。Gompers(1996)数据显示,在 1961~1992 年之间,约有 15%的风投进行了多轮分期注资,而本文的数据显示,创业板为 1.9%,中小板为 3.8%的风险投资对其参股企业进行了多轮注资。因此,我国风投对参股企业的监管和信息收集职能大大低于国外成熟市场。第二、创业板、中小板推出之前,股权转让是风险投资最主要的投资退出方式(钱苹和张玮,2007)。2005 年之前我国沪深股市对上市公司的股本总额、发起人认购的股本数量、企业经营业绩、无形资产比例等都有较高要求,并且主板审批周期较长,审批难度较大,导致通过 IPO 上市这种公认的风投最优退出方式的渠道不畅通。随着中小板及创业板的推出,中小企业、创新企业上市难度大幅降低,上市速度也大幅提升。对于风险投资来说,相对于之前以股权转让为主的退出方式所获得的较低资回报率,目前通过企业 IPO 退出能给其带来较高的投资回报率。本文研究样本中通过 IPO 上市退出的风险投资年投资回报率均值高达 108.92%,远远高于之前国内文献所得到的 22.45%。本文认为风险投资的主要目标是寻找具有上市机会的“准上市公司”,通过对其股权投资赚取高额 IPO 退出收益。基于以上两点分析,本文的实证结果否定了研究假设 H1,拥有风险投资的上市公司其 IPO 定价效率应与风险投资的企业并无显著差异。

(三)稳健性检验

以往文献指出我国新股高抑价率产生的原因主要归咎于二级市场炒作(刘煜辉和沈可挺,2011),因此本文采用两个与二级市场“炒新”相对无关的替代解释变量进行稳健性检验:一是机构投资者询价阶段的报价区间的离散程度;二是报价区间与承销商在《投资价值报告》中给出的估值区间的比值。基于信息不对称理论推导出的研究假设 H1 认为,如果风险投资能够揭示企业内部信息,起到认证作用,那么拥有风投参股的企业在发行过程中的询价阶段,参与询价的机构投资的报价区间离散程度应该比没有风投参股的企业更小。同时本文使用机构投资的报价区间与《发行人投资价值研究报告》中主承销商出具的股票估值区间的比值作为另一个替代解释变量,衡量机构投资者对该股票的信息认知程度^①。

机构投资者询价阶段的报价区间离散程度定义为:机构投资所给出报价的标准差;机构投资报价区间与估值区间比值定义为:

^① 创业板从 300143 开始披露详细网下机构投资者报价区间,中小板从 002507 开始披露详细网下机构投资者报价区间。故稳健性检验中样本数量为 298 家上市公司。

表 4 风险投资对 IPO 抑价率 ATT 回归结果

Panel A: 中小板					
(1) 配比变量为：公司总部所在地、公司所在行业、自然年份虚拟变量、员工数量、员工学历与高管学历					
配比方法	有风投参股企业	无风参股企业	ATT	标准差	t 统计量
层级配比	156	199	-0.87	3.94	-0.22
核心配比	156	195	1.99	4.3	-0.46
半径配比	105	111	4.64	8.21	-0.57
(2) 在第一组的基础上加入企业年龄、公司所披露的最早的资产负债率与净资产收益率(ROE)					
配比方法	有风投参股企业	无风参股企业	ATT	标准差	t 统计量
层级配比	155	200	0.37	4.48	0.075
核心配比	156	197	-0.823	4.26	-0.19
半径配比	96	121	-3.37	8.42	-0.4
(3) 在第二组的基础上加入承销商是否属于超级券商的哑变量股票账面价值、对数化最早公布的主营业务收入、对数化最早公布总资产					
配比方法	有风投参股企业	无风参股企业	ATT	标准差	t 统计量
层级配比	155	200	-1.375	4.41	-0.31
核心配比	156	199	-2.6	4.42	-0.59
半径配比	89	104	-0.66	8.36	-0.08
Panel B: 创业板					
第一组配比变量					
配比方法	有风投参股企业	无风参股企业	ATT	标准差	t 统计量
层级配比	151	136	1.097	4.82	0.23
核心配比	159	127	2.35	4.65	0.51
半径配比	76	68	5.95	7.97	0.75
第二组配比变量					
配比方法	有风投参股企业	无风参股企业	ATT	标准差	t 统计量
层级配比	159	128	2.16	4.82	0.45
核心配比	159	127	1.92	4.61	0.42
半径配比	70	66	-3.18	10.32	-0.31
第三组配比变量					
配比方法	有风投参股企业	无风参股企业	ATT	标准差	t 统计量
层级配比	159	128	2.4	7.25	0.33
核心配比	159	125	4.67	6.1	0.77
半径配比	55	50	5.74	8.64	0.66

注：表中标准差采用 bootstrap，重复 200 次计算得出，半径配比时选择半径范围为 0.001，三组 P(X) 配比均通过了 balance properties。

$$(\text{机构投资者最高报价}-\text{机构投资者最低报价})/(\text{估值区间上限}-\text{估值区间下限}) \quad (7)$$

配比变量仍采用表 3 中的表三组变量，在进行 ATT 估计时，控制变量选择包括：上市公司总部是否来自占比排名前五的地区哑变量、主承销商是否属于超级券商哑变量、主承销商是否属于主要券商哑变量、自然年份虚拟变量、企业年龄、风投机构持股时间、风投机构从业时间、董事长与总经理及其关联人发行前持股份额、对数化主营业务收入、发行前一年资产负债率、发行前一年净资产收益率、发行前一年每股盈余，和之前相比剔除了换手率等二级市场影响因素的控制变量。

通过表 5 的估计结果，本文发现即使剔除了二级市场“火热”发行因素的影响，仅从相对于中小投资而言更具信息优势的、更为理性的机构投资在询价阶段的报价区间离散程度角度来考察研

究假设 H1,其结果仍然是拒绝 H1。风险投资对企业 IPO 上市并不能起到信息认证作用,无论是报价区间离散程度还是报价区间与估值区间的比值,是否拥有风险投资并不对信息离散程度产生显著影响。

表 5 基于机构投资报价的稳健性检验

Panel A: 报价区间离散程度					
配比方法	匹配后有风投参股企业数	匹配后无风投参股企业数	ATT	标准差	t 统计量
层级配比	75	70	0.59	2.45	0.24
核心配比	75	65	0.53	2.47	0.22
半径配比	11	7	-2.83	7.5	-0.38
报价区间与估值区间比					
配比方法	匹配后有风投参股企业数	匹配后无风投参股企业数	ATT	标准差	t 统计量
层级配比	75	70	0.11	0.51	0.2
核心配比	75	65	-0.08	0.72	-0.11
半径配比	11	7	-0.09	1	-0.09
Panel B: 报价区间离散程度					
配比方法	匹配后有风投参股企业数	匹配后无风投参股企业数	ATT	标准差	t 统计量
层级配比	78	68	1.983	1.98	0.62
核心配比	78	67	1.48	1.69	0.88
半径配比	12	16	0.007	7.99	0.001
报价区间与估值区间比					
配比方法	匹配后有风投参股企业数	匹配后无风投参股企业数	ATT	标准差	t 统计量
层级配比	78	69	0.3	0.35	0.85
核心配比	78	67	0.34	0.39	0.87
半径配比	12	16	1.32	1	1.32

注:表中标准差采用 bootstrap,重复 200 次计算得出,半径配比时选择半径范围为 0.001。

(四)对研究假设 H2 和 H3 的实证结果

本文对研究假设 H2 的验证,选取风险投资参股的企业作为子样本,从风险投资声誉及风险投资资金来源两个方面进行考察。根据 Gompers(1996)的检验方法,将风险投资分为“有声誉”和“无声誉”两类。本文评判风险投资是否具有声望的标准为:如果该风投机构入选清科集团的《私募股权基金 2010 年排名》中风险投资机构 50 强或私募股权投资机构 30 强,则认定其具有声望,反之则无声望。在检验研究假设 H2 时,仍然采用倾向值配比的方式估计风投声望对 IPO 抑价率的影响。配比变量与估计 ATT 效应时的控制变量与验证 H1 的变量相同。表 5 报告了子样本下,风险投资声望对 IPO 抑价率的 ATT 影响,具有声望与不具有声望两组样本的均值 T 检验。

如表 6 所示,利用配比后的样本估计出风投机构是否具有声望对 IPO 抑价率的 ATT 效应并不存在显著差异。而在两类样本的均值 T 检验中,发现有声望的风投更倾向于参股员工学历较高、资产负债率较低的企业,且有声望的风投持股年限更短。但是正如前文所述,风投对被投资企业的选择与被企业对风投的选择存在内生性问题,我们无法区分以下两类事实:(1)有声望的风投更倾向选择员工学历层次高、资产负债率低的企业;(2)具有这类性质的企业在面临多家风投机构有意参股时,选择了声望更高的风投机构。通过 ATT 估计结果得出的结论是,风投有声望对企业 IPO 抑价率并不产生实质影响。因此,研究拒绝了研究假设 H2,在子样本范围内无法接受“逐名”假设,有声望风险投资所支持的企业其 IPO 抑价率与无声望的风险投资所支持的企业没有显著差异。

通过分析锁定期结束后上市公司股票成交量及股价的变化间接检验风险投资机构行为及后

表 6 不同风险投资声誉对企业 IPO 抑价率的 ATT 回归结果与均值检验

Panel A: 风投声望与 IPO 抑价率 ATT 回归结果					
中小板					
配比方法	有声望风投参股企业数	无声望风投参股企业数	ATT	标准差	t 统计量
层级配比	47	90	2.33	7.37	0.32
核心配比	11	56	-0.16	12.59	-0.01
半径配比	6	6	-4.05	14.95	-0.27
创业板					
配比方法	有声望风投参股企业数	无声望风投参股企业数	ATT	标准差	t 统计量
层级配比	93	64	-3.11	7.3	-0.43
核心配比	94	63	-1.78	6.54	-0.27
半径配比	10	11	-4.59	25.88	-0.18

注:表中标准差采用 bootstrap,重复 200 次计算得出,半径配比时选择半径范围为 0.001。

Panel B: 风投有、无声望参股企业特性均值检验							
中小板							
创投类型	员工高等教	创投持股	公司年龄	最早披露的资	最早公布的净	员工	主承销
无声望	14.21	74.14	126.79	59.06	31.14	1564.85	3447.21
有声望	20.87	71.05	138.2	55.63	34.06	1337.36	3636.17
T 值	-2.4**	1.19	-1.59	1.46	-0.88	1.05	-0.5
创业板							
无声望	29.44	36.08	129.89	53.75	32.22	561.6	2958.7
有声望	34.78	28.82	123.13	49.17	33.75	686.35	3470.9
T 值	-1.42	1.66	0.91	1.78*	-0.53	-1.35	-1.6

注:*,**,*** 分别表示在 10%、5%和 1%的水平下显著。

果,利用事件研究法(events study)对假设 H3 进行检验。股票 IPO 后一年内将经历两次锁定期结束事件,第一次为 3 个月锁定期,IPO 时网下申购的机构投资者申购的股票解除禁售;第二次为 12 个月锁定期,绝大部分风险投资和部分股东在 IPO 一年后解除持有股票禁售规定。假设 T=0 为机构投资者锁定期结束日,T=-25 至 T=-6 共 20 个交易日的平均交易量为锁定期前基准交易量。将 T=-5 至 T=-1 排出在基准交易日之外的原因在于,随着锁定期到期日的临近可能影响各方投资者的投资决策。将 T=-5 至 T=24 定义为事件分析窗口,按照 Fiefld and Hanka(2001)的研究方法,定义异常成交量如下:

$$AV_{iT} = \frac{V_{iT}}{\frac{1}{20} \sum_{t=-25}^{t=-6} V_{it}} - 1 \quad CAV_{iT} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N AV_{it}$$

其中 V_{iT} 为股票 i 在第 T 日的成交量, AV_{iT} 为 i 在第 T 日的异常成交量, CAV_{iT} 为 i 在第 T 日的累计平均异常交易量。

同时为了检验锁定期结束后供给增加是否会对股票价格产生冲击,且该冲击是否会长期持续。利用累计平均超额收益率(CAR)为锁定期效应的衡量指标。估算超额收益率的方法主要包括均值调整模型、市场调整模型和市场模型三种。陈汉文等(2002)研究表明,市场模型有更容易拒绝原假设的倾向,而锁定期到期信息在锁定期较早时已被投资者获悉,不排除某些股东提前拉升股价以利于抛售的可能性,均值调整模型可能会出现较大误差,故本文选用市场模型估算超额收益率。记 $AR_{i,t}$ 为第 i 个样本第 t 日的超额收益率,基于市场模型 $AR_{i,t}$ 表述为:

$$AR_{i,t} = r_{i,t} - r_{M,t}$$

其中, $r_{i,t}$ 为个股 t 日收益率, $r_{M,t}$ 为市场收益率。 n 个样本第 t 日的平均超额收益率(AAR)计算公式为:

$$AAR_t = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n AR_{i,t}$$

窗口期 $[t_1, t_2]$ 累积平均超额收益率计算公式为:

$$CAR_{t_1, t_2} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n AAR_{i,t}$$

在研究假设 H1 和 H2 样本的基础上, 为了满足研究假设 H3 的检验, 对样本进行了剔除与处理: (1) 事件日前后观察期内长时间停牌(连续超过 5 天); (2) 事件日前后观察期内实施资本公积转增股本等行为的股票; (3) 将风险投资锁定期超过 12 个月的股票视为无风险投资参股(在窗口期无法抛售其持有股票)。

在研究假设 H1 和 H2 样本的基础上, 为了满足研究假设 H3 的检验, 对样本进行了剔除与处理: (1) 事件日前后观察期内长时间停牌(连续超过 5 天); (2) 事件日前后观察期内实施资本公积转增股本等行为的股票; (3) 将风险投资锁定期超过 12 个月的股票视为无风险投资参股(在窗口期无法抛售其持有股票)。

图 1 直观描绘了中小板、创业板在 3 个月锁定期及 12 个月锁定期结束前 5 日至结束后 24 日逐日异常成交量。通过对比可以明显看出拥有风险投资的上市公司在 3 个月锁定期及 12 个月锁定期结束后逐日异常成交量高于无风险投资的公司, 并且二者的差异在 12 个月锁定期后更为显著。与此同时, 12 个月锁定期结束对上市公司股票交易量的冲击显著异于 3 个月锁定期结束的情形。3 个月锁定期结束当日出现异常交易量短暂放大, T+3 日后逐步回落至 50% 一下, 而 12 个月锁定期结束当日并未出现窗口期异常交易量峰值, 异常交易量呈现逐步震荡攀升的趋势。

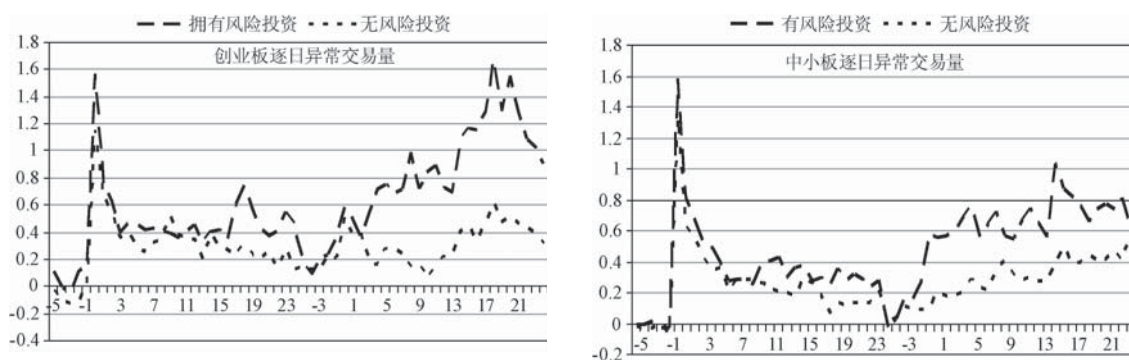


图 1 窗口期逐日异常成交量

注: 逐日异常交易量的显著性检验图见附录。

图 2 直观显示了两锁定期结束日前后中小板和创业板上市公司逐日异常收益率。可以看出, 两次锁定期结束对各板块股票均带来负冲击, 窗口期内拥有风险投资与无风险投资的股票均呈现逐日异常收益率均显著为负。为了进一步分析第二个窗口期内, 是否拥有风险投资等因素是如何影响异常收益率的, 本文采用多元回归的方式进行检验。

1. 多元回归模型的建立。本文以样本公司第二次锁定期结束累计平均超额收益率(CAR)为被解释变量, 以是否拥有风险投资、风险投资占总股本比例、风险投资收益率、本次解禁股数占总股数比例、股价相对于发行价累计涨幅为解释变量, 以总股数、上市公司上年净资产收益率、上市公司前两年主营业务收入增长率、解禁当日市盈率、解禁前 30 个交易日所在板块指数涨幅虚拟变量为控制变量。由此得出多元回归模型为:

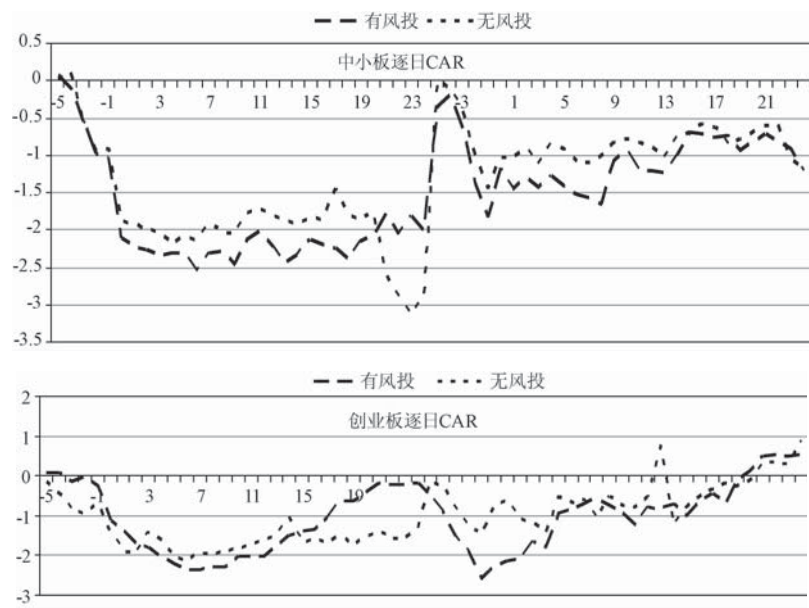


图2 窗口期逐日CAR

注:逐日异常交易量的显著性检验图见附录。

$$CAR_i = \alpha + \beta_1 VC_i + \beta_2 VC_i \times VCshare_i + \beta_3 VC_i \times VCrp_i + \beta_4 ROS_i + \beta_5 rp_i + \beta_6 size_i + \beta_7 lastroe_i + \beta_8 Rgr_i + \beta_9 PE_i + \beta_{10} last30d_i + \varepsilon_i \quad (8)$$

其中 CAR_i 选择 T-5 至 T+4、T-5 至 T+14、T-5 至 T+24 三组累计异常收益率。 VC_i 为是否拥有风险投资虚拟变量、 $VCshare_i$ 是风险投资占总股本比重、 $VCrp_i$ 是风险投资参股成本至解禁当日收益率、 ROS_i 解禁股票占总股本比例、 rp_i 解禁当日相对于发行价的累计涨幅、 $size_i$ 总股本规模、 $lastroe_i$ 上年年度净资产收益率、 Rgr_i 上两年的主营业务收入增长率。

在总体样本回归中,虚拟变量 VC 创业板 CAR1、中小板 CAR1 和 CAR2 回归中系数符号为负,且估计系数在 10%水平上显著。ROS 和虚拟变量 last30d 的回归系数与经济含义相符合,且估计系数具有统计意义的显著性。值得注意的是对于创业板而言,代表市场行情的虚拟变量 last30d 在 CAR2 和 CAR3 回归中显著为正,而 VC 变量在 CAR2 和 CAR3 回归中则不显著,说明对于创业板而言,锁定期结束后,风险投资抛售效应影响时限较为短暂,随后对 CAR 其主导作用的因素依然是整个板块市场行情的趋势。而对于中小板而言,市场趋势的影响集中体现在 CAR1,在 CAR2 和 CAR3 回归中并不显著。

仅包含拥有风险投资企业的子样本回归中,风险投资累计收益率 $VCrp$ 估计系数在创业板三个回归中 10%的显著水平下为负,在中小板 CAR1 回归中为负且在 10%的水平下显著。这表明某只股票的风险投资累计收益率越大,在锁定期结束后对该股票的异常收益率(CAR)的负向冲击越大,这与经济含义相符,考虑到 IPO 作为风险投资机构推出的重要途径,以及风险投资自身面临的诸多约束条件,累计获利越多的风险投资机构,在锁定期结束更急于抛售持有的股票,对其持有股票的累计异常收益带来更大的负向冲击。同时,虚拟变量 last30d 在回归中的符号也符合经济含义。

通过图 1、图 2 及多元回归结果表 7,可以得出:(1)拥有风险投资参股的股票在 12 个月锁定期结束后,逐日异常成交量显著高于无风险投资的股票。(2)对于创业板而言拥有风险投资的股票在 T-5 至 T+4 期间的 CAR 显著低于无风险投资的股票,对于中小板而言拥有风险投资的股票在 T-5 到 T+4、T-5 到 T+14 期间的 CAR 显著低于无风险投资的股票。(3)对于仅包含风险投资的子样本而言,风险投资的累计收益率越高,对锁定期结束后股票的 CAR 负向冲击也越大。通过以

表 7 多元回归结果

总体样本回归	创业板			中小板		
	CAR1	CAR2	CAR3	CAR1	CAR2	CAR3
虚拟变量(VC)	-0.370*	-0.0795	0.242	-1.557*	-1.056*	-0.712
	(-1.73)	(-0.67)	(0.24)	(1.90)	(1.71)	(-0.51)
股价相对于发行	-0.004939	-0.0175	-0.016	0.459	0.016*	-0.0024
价累计涨幅(rp)	(-0.18)	(-0.68)	(-0.6)	(0.55)	(1.75)	(-0.47)
解禁股票占总股	-0.0824	-0.1033*	-0.1187*	-0.0839***	-0.108***	-0.0880*
本比例(ROS)	(-1.60)	(-1.74)	(-1.81)	(-2.65)	(-2.76)	(-1.91)
虚拟变量	1.636533	2.679*	6.563***	2.839***	0.876	0.466
(last30d)	(1.47)	(1.89)	(3.6)	(3.02)	(0.67)	(1.32)
截距项	7.201117	-2.813	25.38454	-5.89	-1.822	0.72
	(0.62)	(-0.19)	(1.39)	(-0.75)	(-0.19)	
其他控制变量	...	...	...	...	...	...
N	204	186	172	316	299	293
R-squared	0.23	0.289	0.247	0.287	0.363	0.362
子样本回归,						
仅包含拥有	CAR1	CAR2	CAR3	CAR1	CAR2	CAR3
风投的企业						
风险投资累计收	-0.00215**	-0.00182*	-0.00289*	-0.00058*	-0.00081	0.00055
益率(VCrp)	(-2.30)	(1.77)	(1.88)	(-1.69)	(-1.45)	(0.79)
解禁股票占总股	-0.149	-0.2153*	-0.147*	-0.0720	-0.065	-0.147*
本比例(ROS)	(-1.55)	(-1.89)	(-1.72)	(-1.23)	(-0.77)	(-1.73)
风险投资所占比	0.1322	0.0651	0.070	-0.063	-0.0422	-0.0395
例(vshare)	(1.03)	(0.45)	(0.55)	(-0.91)	(-0.42)	(-0.35)
虚拟变量	2.016	6.593***	4.841**	2.719*	4.242**	4.5224**
(last30d)	(1.05)	(2.94)	(1.94)	(1.68)	(1.82)	(1.95)
股价相对于发行	-0.00875	0.066	0.023	-0.0443*	-0.0443	0.023
价累计涨幅(rp)	(-0.19)	(1.50)	(0.41)	(-1.84)	(-1.31)	(0.41)
截距项	11.609	-5.464	-1.571	-4.7	-8.734	-0.0455
	(0.56)	(-0.21)	(-0.08)	(-0.41)	(-0.64)	(0)
其他控制变量	...	...	...	...	...	...
N	70	66	63	119	110	109
R-squared	0.2388	0.267	0.373	0.232	0.296	0.242

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下显著。

上三个结论验证了本文提出的研究假设 3, 即持股锁定期结束时, 拥有风险投资的股票抛售效应更强, 具有更高的异常成交量以及更低的累计异常收益率。

五、研究结论与评价

本文以 2009 年 10 月 31 日~2012 年 2 月 28 日之间创业板与中小板上市的 642 家上市公司为样本, 研究了风险投资股权投资对企业新股发行定价效率的影响。考虑到风险投资与企业间存在增值效应与排序效应, 导致二者间存在内生性选择问题, 本文利用倾向值配比的估计方式对研究假设进行检验。通过实证研究得出以下结论: (1) 风险投资支持的企业与无风投支持的企业在 IPO 抑价率上没有显著差异, 在新股发行询价阶段机构投资者的报价区间离散程度以及报价

区间与估值区间的比值上,也不存在显著差异。(2)在有风险投资支持的子样本中,具有声望的风险投资参股的企业与无声望的风投参股企业在 IPO 抑价率上不存在显著差异。(3)持股锁定期结束时,拥有风险投资的股票抛售效应更强,具有更高的异常成交量以及更低的累计异常收益率,且风投机构的投资累计收益率与累计异常收益率负相关。

本文的研究弥补了现有文献的不足,具有重要的理论与现实意义。一方面,加深了我们对金融创新与产业创新相结合的风险投资如何影响企业 IPO 定价效率的理解;另一方面,本文的研究揭示了我国目前风险投资市场的现状,我国风险投资既不能对企业内部信息起到“认证”作用,也没有出现欧美发达国家风投普遍存在的“逐名”现象,其背后的根本原因是相对于国外成熟市场,我国风险投资持股年限较短,多数风险投资在企业成熟期才介入,对企业的运营管理、技术服务等所提供的增值服务非常有限。并且随着中小板与创业板的推出,不仅拓宽了风险投资的退出渠道,也大幅度提高了风投机构的投资回报率。风投机构在面临建立长期声望与短期获利的权衡(trade-off)时,使得风险投资更看重对“准上市公司”的投资期望在短期内获得更大的投资回报,因此有希望与无声望的风投机构在追逐“准上市公司”股权投资行为上出现了一定程度的趋同。因此,对于监管部门而言,应进一步完善风险投资相关法律制度,对风险投资的投资融资行为进行更为透明的信息披露,使得风投机构内部的激励约束机制与其投资企业的长期利益更加一致,引导风险投资市场走上健康有序的发展道路。

参考文献

- 陈汉文、陈向民(2002):《证券价格的事件反应——方法、背景和基于中国证券市场的应用》,《经济研究》,第1期。
- 胡安宁(2012):《倾向值匹配与因果推论:方法论述评》,《社会学研究》,第1期。
- 贾宁、李丹(2011):《创业投资管理对企业绩效表现的影响》,《南开管理评论》,第1期。
- 李建华、张立文(2007):《私募股权投资信托与中国私募股权市场的发展》,《世界经济》,第5期。
- 李曜、张子炜(2011):《私募股权、天使资本对创业板市场 IPO 抑价的不同影响》,《财经研究》,第8期。
- 梁洪均(2002):《新股持股锁定期到期后的股价与成交量》,《经济科学》,第4期。
- 刘煜辉、沈可挺(2011):《中国地方政府公共资本融资:问题、挑战与对策——基于地方政府融资平台债务状况的分析》,《金融评论》,第3期。
- 刘志阳、施祖留(2005):《风险投资基金治理结构的制度变迁》,《证券市场导报》,第7期。
- 钱苹、张韩(2007):《我国创业投资的回报率及其影响因素》,《经济研究》,第5期。
- 谈毅、陆海天、高大胜(2009):《风险投资参与对中小企业板上市公司的影响》,《证券市场导报》,第5期。
- 张凌宇(2006):《创业投资机构对其支持企业 IPO 抑价度的影响》,《产业经济研究》,第6期。
- 赵自兵、陈金明、卫新江(2010):《中国 A 股股票需求弹性——基于全流通 IPO 锁定期解除效应的实质分析》,《金融研究》,第4期。
- Arikawa, Y. and G. Imad'eddine (2010): "Venture Capital Affiliation with Underwriters and the Underpricing of Initial Public Offerings in Japan", *Journal of Economics and Business*, 62, 502-516.
- Barry, M., C. Muscarella, J. Peavy and M. Vetsuypens (1990): "The Role of Venture Capital in the Creation of Public Companies: Evidence from the Going-public Process", *Journal of Financial Economics*, 27, 447-472.
- Brav, A. and P. Gompers (2003): "Myth or Reality? The Long-Run Underperformance of Initial Public Offerings: Evidence from Venture and No venture Capital-Backed Companies", *Journal of Finance*, 52, 1791-1821.
- Casamatta, C. (2003): "Financing and Advising: Optimal Financial Contracts with Venture Capitalists", *Journal of Finance*, 58, 2059-2086.
- Cornelli, F. and O. Yosha (2003): "Stage Financing and the Role of Convertible Securities", *Review of Economic Studies*, 70, 1-32.
- Elston, J. and J. Yang (2010): "Venture Capital, Ownership Structure, Accounting Standards and IPO Underpricing: Evidence from Germany", *Journal of Economics and Business*, 62, 517-536.
- Fenn, G., N. Liang and S. Prowse (1995): *The Economics of the Private Equity Market*, Washington, DC: Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Field L. and G. Hanka (2001): "The Expiration of IPO Share Lockups", *Journal of Finance*, 56, 471-500.
- Francis, B. and I. Hasan (2001): "The Underpricing of Venture and Nonventure Capital IPOs: An Empirical Investigation", *Journal of Financial Services Research*, 19, 99-113.

- Gompers, P. (1996): "Grandstanding in the Venture Capital Industry", *Journal of Financial Economics*, 42, 133–156.
- Hellmann, T. (2000): "Entrepreneurship and the Process of Obtaining Resource Commitments", Research Papers 1704, Stanford University, Graduate School of Business.
- Hellman, T. and M. Puri (2002): "Venture Capital and the Professionalization of Start-Up Firms: Empirical Evidence", *Journal of Finance*, 47, 169–198.
- Hochberg, Y., A. Ljungqvist and Y. Lu (2007): "Whom You Know Matters: Venture Capital Networks and Investment Performance", *Journal of Finance, American Finance Association*, 62, 251–301.
- Kaplan, S., F. Martel and P. Strömberg (2007): "How Do Legal Differences and Learning Affect Financial Contracts?", *Journal of Financial Intermediation*, 16, 276–311.
- Lee, P. and S. Wahal (2004): "Grandstanding, Certification and the Underpricing of Venture Capital Backed IPOs", *Journal of Finance Economics*, 73, 375–407.
- Lerner, J. (1995): "Venture Capitalists and the Oversight of Private Firms", *Journal of Finance*, 50, 301–318.
- Lynch, A. and R. Mendenhall (1997): "New Evidence on Stock Price Effects Associated with Changes in the S&P 500", *Journal of Business*, 70, 351–384.
- Meggison, W. and K. Weiss (1991): "Venture Capitalist Certification in Initial Public Offerings", *Journal of Finance*, 46, 879–903.
- Nahata, R. (2008): "Venture Capital Reputation and Investment Performance", *Journal of Financial Economics*, 90, 127–151.
- Rubin, B. and N. Thomas (1996): "Matching Using Estimated Propensity Scores: Relating Theory to Practice", *Biometrics*, 52, 249–264.
- Sahlman, W. (1990): "The Structure and Governance of Venture-Capital Organizations", *Journal of Financial Economics*, 27, 473–521.
- Shleifer, A. (1986): "Do Demand Curves for Stocks Slope Down?", *Journal of Finance*, 41, 579–590.
- Wang, C., K. Wang and Q. Lu (2003): "Effects of Venture Capitalists' Participation in Listed Companies", *Journal of Banking and Finance*, 27, 2015–2034.
- Wooldridge, J. (2002): *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press.
- Wurgler, J. and E. Zhuravskaya (2002): "Does Arbitrage Flatten Demand Curves for Stocks?", *Journal of Business*, 75, 583–608.

(责任编辑:周莉萍)

附 录

