

母基金参股与风险投资机构退出表现

付辉¹ 王中¹ 孔东民²

(1.江南大学商学院, 江苏 无锡 214026; 2.华中科技大学经济学院, 湖北 武汉 430074)

摘要: 本文选取2002—2021年中国风险投资市场的基金信息和投资事件, 探讨私募股权母基金参股对风险投资机构退出表现的影响。研究发现: (1) 母基金参股提高了风投机构成功退出的可能性; (2) 对于民营风投机构以及风投和创业企业非同城的情况, 母基金能发挥更好的作用; (3) 母基金具备筛选能力与加强能力, 一方面倾向于选择参股知识多样化水平高和声誉水平高的风投机构, 另一方面可以加强风投机构的增值效应, 从而提升风投机构的退出表现; (4) 在排除筛选能力的影响后, 母基金依然可以提升风投机构的退出表现, 进一步验证了母基金的加强能力。本文为私募股权母基金、风投机构退出表现研究提供了新的视角, 为母基金管理、风投机构实践、监管部门政策引导提供了理论依据与经验参考。

关键词: 私募股权; 母基金; 政府引导基金; 有限合伙人; 风险投资; 退出表现

Abstract: This study selects data on fund information and investment events from China's venture capital market between 2002 and 2021 to examine the impact of private equity fund of funds (FOF) participation on the exit performance of venture capital (VC) institutions. Key findings are summarized as follows. (1) The participation of FOF increases the likelihood of successful exits for VC institutions. (2) FOF plays a more significant role in cases involving private VC institutions and when the VC and entrepreneurial firms are not located in the same city. (3) FOF possesses both screening and enhancing capabilities. On the one hand, FOF tends to select VC institutions with higher levels of knowledge diversification and reputation. On the other hand, FOF enhances the value-added effect of VC institutions, thereby improving their exit performance. (4) After excluding the influence of the screening capability, FOF can still improve the exit performance of VC institutions, further validating its enhancing capability. This paper provides a new perspective on research related to private equity FOF and the exit performance of VC institutions, offering theoretical foundations and empirical references for FOF management, VC institutions' practices, and policy guidance by regulatory authorities.

Key words: private equity, fund of funds, government guidance fund, limited partner, venture capital, exit performance

作者简介: 付辉, 金融学博士, 江南大学商学院金融系副教授、硕士生导师, 研究方向: 风险投资、公司金融与契约理论。王中, 江南大学商学院硕士研究生, 研究方向: 风险投资。孔东民(通讯作者), 管理学博士, 华中科技大学经济学院教授、博士生导师。研究方向: 资本市场与公司金融。

中图分类号: F832.48; F832.5 **文献标识码:** A

一、引言

党的二十届三中全会指出, 要健全因地制宜发展新质生产力体制机制, 鼓励和规范发展天使投资、风险投资、私募股权投资, 更好地发挥政府投资基金作用, 发展耐心资本。企业是创新创业的力量来源, 但由于过高

的风险以及不确定性, 创业企业很难获得传统金融机构的资金支持。风险投资(Venture Capital)可以弥补信贷配给的空缺, 投资创业企业并参与企业管理, 帮助创业企业发展成长, 因此风险投资可以有效推动创新与经济发展。我国风险投资机构(以下简称风投机构)的基金募集形式通常为有限合伙制, 其中有限合伙人(Limited Partner,

简称LP)作为出资方提供所需资金,而风投机构作为普通合伙人(General Partner,简称GP)负责基金的管理运营,并对创业企业进行投资。根据投资对象不同,基金可以分为子基金和母基金(Fund of Funds,简称FOF)。风投机构募集管理并直接投资于创业企业的基金为子基金,而母基金是一种对子基金进行组合投资,从而实现间接投资创业企业的基金。根据子基金所处市场不同,母基金可分为证券母基金和私募股权母基金,本文主要讨论私募股权母基金,后文中的母基金均指私募股权母基金。母基金作为多层次资本市场的重要组成部分,可以积聚社会资本,促进科技成果转化,推动大众创业、万众创新,是当今学者的研究热点。母基金是金融市场的二级中介,拥有GP和LP的双重身份,面向投资者时,母基金作为GP管理资金并筛选优质子基金进行投资;而面向管理子基金的风投机构时,母基金作为LP参股子基金成为资金的提供者。LP的投资绩效与被投资基金的收益密切相关,所以LP除了提供必要的资金支持之外,有动机干涉风投机构的运营管理(刘宁悦和李杨林,2023; Harris et al., 2014),从而影响风投机构的退出。因此,母基金参股能否发挥自身的资源优势并推动风投机构成功退出,是一个值得研究的问题,且尚未有文献系统深入关注此问题。

已有文献或从分散投资风险、降低投资门槛、获取优先进入渠道等方面研究母基金的特点(Harris et al., 2018; Gao et al., 2020),或从指标衡量、不同类型母基金对比、影响因素等方面研究母基金作为GP的绩效表现(周翔翼等,2023; Fang et al., 2018; Harris et al., 2018; Jia and Wang, 2017; Gao et al., 2020; Kaplan and Schoar, 2005)。对于风投的退出表现,主流文献聚焦于风投机构特征(孙淑伟和俞春玲,2018; 党兴华等,2014; Gompers et al., 2009)、创业企业特征(Tian, 2011)、风投机构与创业企业之间的关系(付辉和周方召,2017; Sørensen, 2007)、外部因素(付辉和周方召,2018; Gompers and Lerner, 2000)的影响。除此之外,也有学者从LP的人力资本及网络位置的角度研究风险投资绩效(刘宁悦和李杨林,2023; Ewens and Rhodes-Kropf, 2015),以及政府引导基金参股对风险投资行为和企业创新的影响(董建卫等,2018; 党兴华等,2015)。尚未有文

献研究母基金参股与风险投资退出表现之间的关系。

本文的研究贡献主要体现在:第一,已有文献聚焦于母基金作为GP进行基金管理的绩效和特点,较少关注母基金作为LP参股子基金对管理子基金的风投机构所能发挥的作用,同时也缺乏不同类别LP对风投机构退出表现的实证研究。本文探讨是否有母基金参股这一因素对风投机构退出表现的影响,不仅为风投机构退出表现的影响因素提供了新的视角,也丰富了母基金的相关研究。第二,本文为母基金参股影响风投机构退出表现的机制提供了理论解释和经验证据,研究证实母基金参股提升风投机构退出表现的原因包括筛选能力与加强能力。筛选能力指母基金作为GP具有识别优质风投机构的能力,更愿意参股知识多样化水平高和高声誉水平的风投机构;加强能力指母基金作为LP可以为风投机构带来优质的资源和信息,有助于风投机构对创业企业更有效地发挥监督增值职能,从而改善风投机构的退出表现。在排除了筛选能力的影响后,本文发现母基金作为LP的加强能力依然存在,进一步证实母基金参股可以提升风投机构的退出表现。本文丰富了已有文献关于风投机构退出表现影响因素的机制解释,同时具有重要的实践借鉴价值。

二、理论分析与研究假设

(一)母基金参股与风投机构退出表现

LP有动机干涉风投机构的管理活动。从组织形式来看,作为LP的母基金负责提供资金,一般不会直接干涉风投机构的日常投资活动。然而,风投机构作为GP和管理者,通常只提供小部分资金,每年收取2%的管理费用,基金的大部分资金与收益都属于LP(Harris et al., 2014),因此LP的利益与风投机构的绩效表现直接挂钩,为了使自身利益最大化,LP有动机利用自身资源帮助风投机构提高绩效(刘宁悦和李杨林,2023)。相关的研究也较为丰富。Ozmel et al.(2020)认为,在美国,有限合伙人可以对风投机构实施监管从而获取创业企业的相关信息,如果创业企业成功上市,那么LP可以获得二级市场的超额收益。施国平等(2020)发现,国有企业作为风投基金的LP可以通过风投机构与创业企业建立一条技术知识流动的间接通道,从而提高企业的创新产出。Ewens

and Rhodes-Kropf(2015)发现,相较于风险投资的公司资本,有限合伙人的人力资本对风投机构的投资绩效影响更显著。丁文虎等(2017)发现,有限合伙人的网络中心性对于风投机构的网络中心性存在显著的正向影响。

母基金作为LP参股可以为风投机构带来独特的资源优势,从而提高其退出表现。首先,母基金有助于风投机构更好地筛选优质企业项目。母基金往往拥有广泛的社会关系网络和专业的资产管理团队,综合考虑投资区域、阶段、策略等多种因素,筛选布局多个子基金并形成投资组合(Harris et al., 2018),由此积累了多元化专业知识和投资经验,可以为风投机构提供投资战略建议,帮助风投机构更好地筛选、识别优质创业项目。其次,母基金有助于风投机构更好发挥增值职能。一方面,母基金具有GP和LP双重身份,可以设置利益分配条款、建立有效沟通机制,激发风投机构的管理积极性;另一方面,母基金积累的经验与专业化知识也可以通过知识流动的间接通道传递给创业企业,帮助企业发展成长(施国平等, 2020)。最后,母基金与风投机构之间的合作关系能发挥积极作用。母基金通常会与子基金建立长期稳定的合作关系,可以帮助风投机构较少受到外部环境的制约,降低风投机构的流动性风险并优化其投资者结构(周翔翼等, 2023)。

按照资金来源及运作模式的不同,国内母基金可分为市场化母基金和政府引导基金两大类。市场化母基金资本大多来源于民营机构,属于财务投资型基金,注重财务回报,在投资时以退出回报最大化为目标对子基金进行选择并提供服务(周翔翼等, 2023)。因此,有市场化母基金参股的风投机构有更好的退出表现。而政府引导基金是由政府出资设立的政策性基金,通常不以盈利为主要目的,而是吸引社会资本,发挥财政资金的杠杆放大效应,并引导资金投向处于种子期的科技型初创企业,促进产业结构优化升级,带动相关科技行业发展。有学者认为,政府引导基金为了实现政策目标,会采取一些不利于风投机构退出的策略,例如约束风投机构投资方向、场外市场挂牌转让、基金份额转让等,最终表现为子基金项目退出表现较差(杨成长等, 2022; 李善民等, 2020; Cumming et al., 2017)。但也有学者认为,政府引导基金可以通过信号传递效应为不确定性高的项

目吸引社会资本,还可以帮助缓解中小企业融资难的困境;同时政府引导基金特有的资源和信息优势可以帮助风投机构提升增值服务能力,从而改善退出表现(李善民等, 2020; 冯冰等, 2019; Lerner, 1995)。总体上,政府引导基金对风投机构退出表现的正向影响更强。

综合以上分析,本文提出以下研究假设:

H1: 母基金参股提升了风投机构的退出表现。

(二)异质性分析

不同股权背景的风投机构之间存在较大差异。按照风投机构是否属于国资背景可以分为国有风投机构和民营风投机构。国有风投相较于民营风投最大的特点在于其“政治关联”属性,政府可以为国有风投提供政策信息渠道、社会网络资源、政治资源(张峰等, 2019),为投资项目的选择、投后管理以及退出带来许多便利和优势(余琰等, 2014; Zhang and Mayes, 2018)。然而,国有风投机构的实际表现却可能不如民营风投机构。第一,国有风投机构的基金经理较少参与创业企业的增值活动,因此对企业的价值创造不如民营风投(Luukkonen et al., 2013)。第二,相较于国有风投机构,民营风投机构的运作模式在资源配置上更有效,能更有效率地实现生产率目标,而国有风投机构参与的初创企业生产率甚至还不如无风投背景的企业(Alperovych et al., 2015)。第三,就IPO和并购的表现来说, Cumming et al.(2017)研究欧洲和加拿大风投机构的退出绩效,发现国有风投不如民营风投。

分析上述原因:首先,国有风投机构的目标可能存在冲突,即肩负着“社会效益”与“经济效益”双重目标,在遵循政府政策导向的基础上还要实现自身资本的保值增值(余琰等, 2014)。其次,从选聘机制的角度来说,国有风投机构的管理人员一般由政府公务人员担任,而民营风投的管理人员则是由市场化竞争选拔而来,行政人员可能缺乏新技术的相关知识,造成国有风投机构的专业性和投资经验相对较弱(Alperovych et al., 2015; Luukkonen et al., 2013)。最后,从内部管理的角度来说,民营风投机构的管理者具有绩效激励的薪酬结构,同时面对基金回报障碍、有限的生命周期等财务压力,通常会采取明显的退出导向策略(Lerner et al., 2007)。此外,管理者的补偿结构(管理费和附带权益),

也会激励管理者在选择、监控、增值方面付出更大的努力(Bottazzi et al., 2008)。而国有风投机构不用建立类似的薪酬结构,因此其管理者不太可能有动机去选择最佳目标并最大化其退出收益(Leleux and Surlemont, 2003)。

母基金参股可能对民营风投机构的作用效果更大。根据母基金的类型分别来看,一方面,市场化母基金与国有风投机构的政策目标并不完全一致,且政府资源优势也可能使国有风投机构较少依赖母基金所提供的资源,因此市场化母基金参股对国有风投机构退出表现的影响会弱于民营风投机构。另一方面,政府引导基金大多是由国有风投机构出资或直接管理(Alperovych et al., 2015; 余琰等, 2014),他们的政策目标较为一致,都注重政策导向性,因此政府引导基金参股对国有风投机构退出表现的影响会弱于民营风投机构。综合以上分析,本文提出以下研究假设:

H2: 相较于国有风投机构,母基金参股更好地提升了民营风投机构的退出表现。

风险投资活动本身具有高度不确定性及信息不对称性的特点(Lerner, 1995; Kaplan and Stromberg, 2003),有必要考察地理位置差异对母基金参股促进效应的影响。第一,地理距离是信息不对称的重要来源,风投机构与创业企业的地理距离越远,风投机构越无法全面了解被投资企业信息(杜江, 2019),越容易存在严重的事前信息不对称问题。同时,即使投资方向正确,初创企业也较容易出现事后信息不对称问题,做出不利于股东利益的决策,从而增加风投机构的代理成本。第二,地理距离较远不利于风投机构对被投项目进行后续监管,进而增加其通过参与被投企业董事会和高管团队来监督企业的运营成本(王曦和党兴华, 2014)。地理距离较近也可以提升风险投资家监管参与投资项目的便利性,促进软信息的交流(龙玉等, 2019),降低监督成本,从而带来更有效的增值服务。第三,若风投机构投资非本地企业,可能较难融入企业所属地的“圈子文化”,如果产生矛盾将会难以化解,从而降低二者之间的信任,增加社会交换成本(董静等, 2017)。因此,风投机构与创业企业之间的地理距离会影响信息的传递,进而影响风投机构的退出绩效(杨艳萍和郜钰格, 2020)。

母基金有助于缓解因地理距离而产生的信息不对称

问题。曾庆松和冯科(2023)认为,母基金在挑选各个领域表现较好的基金形成组合的过程中,可以掌握各领域的专业知识、投研能力以及私有信息,增加了母基金的私有信息获取渠道和投资机会,而这正是与创业企业地理距离相距较远的风投机构所缺乏的。母基金可以为风投机构提供的专业领域知识和私有信息渠道,有助于风投机构识别更有价值的投资机会,弥补地理距离较远带来的信息不对称劣势。而与创业企业地理距离较近的风投机构本身的信息传递效率较高,与创业企业之间信息不对称程度相对较低,可能会较少依赖母基金所提供的信息资源。综合以上分析,本文提出以下研究假设:

H3: 相较于与创业企业同城的风投机构,母基金参股更好地提升了与创业企业非同城风投机构的退出表现。

(三)影响机制

本文认为,母基金参股对风投机构退出表现的影响可以分为筛选能力与加强能力两个渠道。一方面,母基金可能倾向于选择并参股知识多样化水平高和高声誉的风投机构,另一方面,母基金也会利用自身资源优势加强风投机构对创业企业的增值效应。

1. 参股知识多样化水平高的风投机构

对于风投机构来说,无论是投资前的项目筛选、尽职调查、项目评估还是投资后的增值服务,都需要多样化的知识作为基础。知识是企业发展中的重要资源,在技术更迭日新月异和市场竞争愈发激烈的背景下,拥有独特渠道、难以模仿、不可交换知识的企业,才具备持久的竞争力。多样化的知识是企业提高机会识别能力和吸收能力的重要来源(李晓翔和霍国庆, 2013)。具体表现为:第一,提升解决复杂问题的能力。多样化的知识可以形成规模经济与范围经济(Vasudeva and Anand, 2011),产出更多潜在知识组合,扩大解决复杂问题的方法选择集合,从而提升解决复杂问题的能力(杨艳萍和郜钰格, 2020; 王育晓等, 2015)。第二,分散投资风险。风投机构的知识多样化通过多样化的投资策略体现(王育晓等, 2015),多元化的投资策略可以分散行业差异和区域波动等非系统性风险。第三,提升多轨道发展的能力。非单一的知识源可以使风投机构有更加广泛的选择机会,从而刺激其产生更多的新想法和新思路,增加其适应性和

灵活性，还可以促使风投机构引导创业企业向适合自己能力的市场发展，而不是专注于单一领域，从而提升风险投资机构退出的可能性(王育晓等，2015)。

母基金倾向于参股知识多样化水平高的风投机构。在私募股权市场中，母基金会采用“广撒网、多敛鱼、择优而从之”的策略，综合考虑投资的区域、阶段、运行方式等因素，筛选多只基金形成投资组合(周翔翼等，2023)。采用多元化投资策略的风投机构与母基金的投资理念不谋而合，而采用专业且单一化投资策略的风投机构容易产生系统性风险，母基金将会面临更大的失败概率，因此母基金可能更愿意参股知识多样化水平较高的风投机构。综合以上分析，本文提出以下研究假设：

H4：母基金倾向于参股知识多样化水平高的风投机构，进而提升风投机构的退出表现。

2. 参股声誉水平高的风投机构

声誉水平是缓解信息不对称的重要机制，可以提升风投机构的退出表现。已有研究认为，声誉可以通过影响投资机构本身和创业企业两个渠道，促进风投机构的退出表现(Nahata, 2007；叶小杰，2014)。对于投资机构来说，较高的声誉可以方便后续的资金募集(Gompers, 1995)、拥有更加优质的关系网络、与企业谈判时有更强的议价能力(Hsu, 2004)，最重要的是高声誉的风投机构具有“认证效应”，使其所投资的创业企业更能被市场认可，从而提高成功退出的可能性。对于创业企业来说，高声誉风投机构可以利用其丰富的投资经验帮助创业企业发展相关技能，利用自身关系网络传递有价值的信息，还能在企业不同发展阶段为其提供更好的增值服务。

母基金倾向于参股高声誉水平的风投机构。风投机构的声誉是通过以往良好的投资与退出记录形成的(Hsu, 2004)，这种良好的业绩记录被证明具有一定的持续性(Fang et al., 2018；Harris et al., 2014；Kaplan and Schoar, 2005)。一方面，所投企业不断IPO成功可以证明风投机构自身的声誉良好，从而吸引更多优质的投资者、更多拥有前景较好项目的企业家以及更频繁且更大规模的融资，母基金能够通过优选业绩排名靠前的高声誉风投机构，为投资者带来低风险、可持续的稳定收益(冯科等，2019)。另一方面，高声誉的风投机构会限制基

金的规模，与固定的合伙人开展长期的合作，母基金由于投资早期基金，依靠自身在行业内积累的人脉关系和专业经验，可以获得更多与高声誉风投机构展开合作的机会(Harris et al., 2018)。综合以上分析，本文提出以下研究假设：

H5：母基金倾向于参股声誉水平高的风投机构，进而提升风投机构的退出表现。

3. 加强风投机构的增值效应

风投机构的增值效应可以分为增值服务和监督努力。增值服务是指风投机构利用自身积累的行业经验为创业企业提供战略规划和管理服务(Gompers, 1995)；监督努力是指风投机构对创业企业进行监督和激励，减轻信息不对称程度，降低委托代理成本(王力军和李斌，2016)。

母基金参股可能会加强风投机构的增值效应。第一，母基金在设置收益分配、费用结构等关键协议条款时可以发挥积极作用，平衡GP和LP的利益，激发风投机构的管理积极性。第二，母基金一方面可以帮助风投机构建立与LP之间有效的沟通机制，减少信息不对称；另一方面由于母基金也投资了众多子基金，可以获取行业的最优投资策略和管理方案，可以据此与风投机构沟通交流并提供专业建议，强化风投机构对创业企业的增值服务效能。第三，母基金拥有强大的资金募集能力，因此有母基金参股的风投机构拥有稳定的资金支持，风险承担能力更强，因此可以对创业企业投入更多的资金。而投资金额代表风投机构对创业企业做出的承诺，越高的投资金额往往伴随着越高的努力水平和监督水平(Dimitrova and Eswar, 2023)。第四，市场上的投资者普遍认为母基金能够筛选并投资于优质子基金(Harris et al., 2018)，因此有母基金参股的风投机构会吸引其他风投机构进行联合投资。在联合投资的情况下，领投的风投机构通常会提供大部分资金，并对创业企业的发展和成长做出巨大努力(Bernstein et al., 2016)。同时联合投资也可以获得更多资源，这些资源相互补充，可以增强风投机构对创业企业的增值服务水平。综合以上分析，本文提出以下研究假设：

H6：母基金参股可以加强风投机构的增值效应，进而提升风投机构的退出表现。

三、研究设计

(一)研究样本

本文的研究数据主要来源于清科私募通数据库中的“投资事件”“基金募集”“退出事件”。在“投资事件”中选取2002年1月1日至2016年12月31日发生在北京市、上海市、深圳市这三个活跃地区的风险投资事件。根据“基金募集”中的LP类型信息筛选出有母基金参股的风投机构，并与“投资事件”样本中的风投机构进行匹配，得到“投资事件”样本中风投机构是否有母基金参股的信息。同时由于投资的实现到成功退出有一定的时间间隔，因此在“退出事件”中考察截至2021年12月31日风投机构是否通过被投资企业IPO或并购实现成功退出，并再次与“投资事件”样本中的风投机构进行匹配，最终得到风投机构是否有母基金参股及是否成功退出的样本。在此基础上，本文做出如下数据处理：(1)若同一家风投机构投资同一家企业多次，只保留最早一次投资事件；(2)删除风投机构类型为FOFs直投、早期机构投资、战略投资的样本，仅保留VC和PE的样本；(3)删除风投信息、企业信息、行业信息缺失的样本。最终得到了10315个风险投资事件数据样本。

(二)主要变量

1. 风险投资退出表现

本文以被投资企业是否成功IPO或被并购衡量风投机构退出表现。本文参考已有文献的做法(付辉和周方召, 2017; Bottazzi et al., 2008; Sørensen, 2007), 选用2002年1月1日至2016年12月31日发生于北京、上海、深圳的投资事件，并考察被投资企业在2021年12月31日前是否成功IPO或被并购，如果成功IPO或被并购，则 $ipoma$ 取值为1，否则取值为0。同时，也有文献认为公开上市是更具吸引力的退出方式(付辉和周方召, 2018)，为保证结果的稳健性，构建只考虑企业成功IPO的变量 ipo ，如果企业成功上市，则 ipo 取值为1，否则取值为0。

2. 母基金参股

本文按照周翔翼等(2023)的分类方式，根据资金背景不同，将私募股权母基金分为市场化母基金和政府引导基金。同时借鉴刘宁悦和李杨林(2023)的研究，设立3个主要解释变量：(1)广义母基金参股($fofgov$)。若风险投资

机构至少有市场化母基金或政府引导基金其中一个作为LP，则 $fofgov$ 取值为1，否则取值为0。(2)市场化母基金参股(fof)。若风险投资机构有市场化母基金作为LP，则 fof 取值为1，否则取值为0。(3)政府引导基金参股(gov)，若风险投资机构有政府引导基金作为LP，则 gov 取值为1，否则取值为0。

3. 知识多样化水平

多样化指数的测量是研究企业多元化战略的核心。本文采用王育晓等(2015)的做法，利用熵指数来衡量风投机构的知识多样化程度。熵指数最早用以测算公司多样化与增长之间的关系，当应用于风险投资事件，则既考虑了机构投资的行业分布情况，又考虑了各个行业在机构投资的所有行业中的相对重要性，具体计算公式如下：

$$div_i = \sum_j^N p_{ij} \ln\left(\frac{1}{p_{ij}}\right) \quad (1)$$

其中， p_{ij} 表示在样本时间段内，风投机构*i*投资于属于行业*j*的企业个数占投资企业总数的百分比。当某一风投机构的投资完全集中于同一个行业时，代表知识多样化水平最低，此时 div 等于为0；当风投机构的投资平均分布于各个行业时，代表知识多样化水平最高，此时 div 等于 $\ln(N)$ 。

4. 声誉水平

本文将风投机构曾经投资过的企业成功IPO的次数作为度量声誉水平的方式。风投机构的声誉水平是在长期的投融资活动中逐渐形成的，代表着一定程度的市场认可度。如果一家风投机构所投资的创业项目不断地成功上市，其后续可能会有更好的投资机会，同时出色的IPO表现也可以吸引更多投资者，增加项目在未来成功IPO的概率(Hsu, 2004; Nahata, 2007)。因此，本文参考Nahata(2007)的做法，用投资事件发生的时间点前风投机构曾经投资过的企业成功IPO的次数($repu$)来度量声誉水平。

5. 增值效应

本文以风投机构的投资金额度量增值效应。风投机构的增值效应难以观测且不可直接度量。Dimitrova and Eswar(2023)研究发现，风投机构投资金额越高，往往对被投资企业付出的增值服务与努力水平越高。因此，本文采用两个指标来衡量风投机构在项目合作过程中产生的增值效应，一是投资总额 $amount$ ，二是投

资总额与风投机构是否采取辛迪加联合投资的交互项 $amount \times syndica$ 。一方面,投资金额代表风投机构的投资意愿,投资金额越大,说明风投机构的投资意愿较强。同时风投机构的业绩考核注重经济效率,为了获得业绩奖励并在后续筹集更多资金,风投机构会对高金额投资项目更加重视。另一方面,辛迪加联合投资具有更强的资源优势,能够弥补单独投资时专业能力上的不足,进而增强风投机构对于创业企业的增值服务水平,充分发挥风投机构的增值效应。

6. 控制变量

一是风投机构特征因素,包括专业资质(*expe*)、股权背景(*state*)、风投机构与被投资企业的地理距离(*distance*)、注册地(*location*)。二是创业企业特征因素,包括发展潜力(*potential*)、发展阶段(*setup*、*expand*)、融资轮次(*angle*、*turnA*)、所在市场(*market2*、*market3*)、所属行业(*computer*、*comelec*、*medicine*、*enterta*、*intenet*)。本文依据清科私募通数据库的行业分类将相同性质的行业进行合并归类,将创业企业所属行业划归为六类行业(计算机、电信、生物与医疗、娱乐传媒、互联网、其他)。为避免多重共线性,以其他行业为参照,设置五个行业哑变量。三是外部环境特征,包括经济政策不确定性(*uncer12*、*uncer6*)、宏观经济形势(*GDP*、*CPI*、*M2*)、市场波动情况(*stop*、*volatility*)。具体变量定义如表1所示。

(三)模型设计

为检验母基金参股对风投机构退出表现的影响,本文建立以下实证模型:

$$Exit = \alpha_0 + \alpha_1 LP_{fof} + \alpha_2 Controls + \varepsilon \quad (2)$$

模型(2)中解释变量 LP_{fof} 代表风投机构是否有母基金参股,包括至少有市场化母基金或政府引导基金其中一个参股(*fofgov*)、市场化母基金参股(*fof*)、政府引导基金参股(*gov*)。被解释变量 *Exit* 代表风投机构是否成功退出,包括通过被投资企业IPO或并购成功退出(*ipoma*)、通过被投资企业IPO成功退出(*ipo*)。Controls代表控制变量。由于被解释变量为虚拟变量,因此模型(2)采用Probit模型回归。

研究假设2和3通过对模型(2)进行分组回归验证。对于研究假设2,根据风投机构是否具有国有背景,将样本

划分为国有风投机构和民营风投机构。对于研究假设3,根据风投机构与创业企业的地理距离,将样本划分为风投机构与创业企业同城和非同城两种情况。

为进一步确定母基金参股影响风投机构退出表现的

表1 变量定义

变量名称	变量符号	变量说明
退出表现	<i>ipoma</i>	风投机构是否通过被投资企业IPO或并购成功退出,是取1,否取0
	<i>ipo</i>	风投机构是否仅通过被投资企业IPO成功退出,是取1,否取0
母基金参股	<i>fofgov</i>	风投机构是否至少有市场化母基金或政府引导基金其中一个参股,是取1,否取0
	<i>fof</i>	风投机构是否有市场化母基金参股,是取1,否取0
	<i>gov</i>	风投机构是否有政府引导基金参股,是取1,否取0
知识多样化水平	<i>div</i>	利用熵指数构建而成,既考虑投资的行业分布情况,又考虑各个行业的相对重要性
声誉水平	<i>repu</i>	投资事件发生时间点前风投机构曾经投资过的企业成功IPO次数
投资总额	<i>amount</i>	风投机构投资一家创业企业所有轮次的投资金额总和的自然对数(百万美元)
辛迪加联合投资	<i>syndica</i>	风险投资是否采用辛迪加联合投资形式的虚拟变量,是取1,否取0
专业资质	<i>expe</i>	风投机构在样本期内投资创业企业总次数
股权背景	<i>state</i>	风投机构是否具有外资背景,是取1,否取0
风投机构与被投资企业的地理距离	<i>distance</i>	风投机构与创业企业是否位于同一城市,是取1,否取0
注册地	<i>location</i>	风投机构注册地是否为中国本土,是取1,否取0
发展潜力	<i>potential</i>	创业企业在样本期内获得的风险投资总次数
发展阶段	<i>setup</i>	创业企业接受投资时是否处于初创期,是取1,否取0
	<i>expand</i>	创业企业接受投资时是否处于扩张期,是取1,否取0
融资轮次	<i>angle</i>	创业企业的融资轮次是否是天使轮,是取1,否取0
	<i>turnA</i>	创业企业的融资轮次是否是A轮,是取1,否取0
所在市场	<i>market2</i>	创业企业所在风险投资市场是否为上海市,是取1,否取0
	<i>market3</i>	创业企业所在风险投资市场是否为深圳市,是取1,否取0
	<i>computer</i>	创业企业是否属于计算机相关行业,是取1,否取0
所属行业	<i>comelec</i>	创业企业是否属于电信相关行业,是取1,否取0
	<i>medicine</i>	创业企业是否属于生物与医疗相关行业,是取1,否取0
	<i>enterta</i>	创业企业是否属于娱乐传媒相关行业,是取1,否取0
	<i>intenet</i>	创业企业是否属于互联网相关行业,是取1,否取0
经济政策不确定性	<i>uncer12</i>	经济政策不确定性的月度数据除以100后12个月移动平均值
	<i>uncer6</i>	经济政策不确定性的月度数据除以100后6个月移动平均值
宏观经济形势	<i>GDP</i>	当年国内生产总值的年度同比增速
	<i>CPI</i>	当年居民消费者指数的年度同比增速
	<i>M2</i>	当年广义货币供应量的年度同比增速
市场波动情况	<i>stop</i>	投资事件发生时间是否处于IPO暂停期内,是取1,否取0
	<i>volatility</i>	投资事件发生时间点当月股票市场日度回报的标准差

内在机制，检验母基金是否更倾向于参股知识多样化水平高的风投机构从而提升其退出表现，本文建立以下实证模型：

$$div = \alpha_0 + \alpha_1 LP_{fof} + \alpha_2 Controls + \varepsilon \quad (3)$$

$$Exit = \beta_0 + \beta_1 div^2 + \beta_2 div + \beta_3 Controls + \varepsilon \quad (4)$$

模型(3)检验母基金是否倾向于投资知识多样化水平高的风投机构，*div*为风投机构的知识多样化水平，采用OLS方法回归。模型(4)用于检验知识多样化水平对风投机构退出表现的影响，王育晓等(2015)认为风投机构的知识多样化水平与其退出表现之间呈“U型”关系，因此参照王育晓等(2015)的做法，将*div*的一次项与二次项共同加入模型(4)，并采用Probit模型回归。

为检验母基金是否更倾向于参股高声誉水平的风投机构从而提升其退出表现(H5)，本文建立了以下实证模型：

$$repu = \alpha_0 + \alpha_1 LP_{fof} + \alpha_2 Controls + \varepsilon \quad (5)$$

$$Exit = \beta_0 + \beta_1 Reput + \beta_2 Controls + \varepsilon \quad (6)$$

模型(5)用于检验母基金是否倾向于参股高声誉水平的风投机构，*repu*表示风投机构的声誉水平，采用OLS方法回归。模型(6)用于检验声誉水平对风投机构退出表现的影响，采用Probit模型回归。

为检验母基金参股是否通过加强风投机构的增值效

表3 母基金参股对风投机构退出表现的影响结果

	ipoma			ipo		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>fofgov</i>	0.140*** (0.045)			0.187*** (0.053)		
<i>fof</i>		0.130*** (0.048)			0.184*** (0.056)	
<i>gov</i>			0.047 (0.055)			0.112* (0.063)
<i>expe</i>	-0.038*** (0.011)	-0.032*** (0.010)	-0.025** (0.010)	-0.055*** (0.013)	-0.048*** (0.012)	-0.041*** (0.012)
<i>potential</i>	0.454*** (0.024)	0.453*** (0.024)	0.452*** (0.024)	0.538*** (0.028)	0.537*** (0.028)	0.536*** (0.028)
<i>market2</i>	-0.010 (0.042)	-0.008 (0.042)	-0.007 (0.042)	0.068 (0.049)	0.071 (0.049)	0.072 (0.049)
<i>market3</i>	0.151*** (0.049)	0.156*** (0.049)	0.153*** (0.049)	0.196*** (0.056)	0.202*** (0.056)	0.196*** (0.056)
<i>setup</i>	-0.503*** (0.056)	-0.505*** (0.056)	-0.504*** (0.056)	-0.548*** (0.064)	-0.551*** (0.064)	-0.547*** (0.064)
<i>expand</i>	-0.219*** (0.052)	-0.219*** (0.052)	-0.219*** (0.052)	-0.245*** (0.057)	-0.245*** (0.057)	-0.244*** (0.057)
<i>state</i>	-0.124** (0.049)	-0.146*** (0.050)	-0.118** (0.051)	-0.123** (0.058)	-0.155*** (0.058)	-0.105* (0.060)
<i>distance</i>	0.018 (0.041)	0.020 (0.041)	0.011 (0.041)	0.012 (0.048)	0.016 (0.048)	0.005 (0.048)
<i>vclocation</i>	-0.132** (0.054)	-0.140** (0.055)	-0.114** (0.055)	-0.176*** (0.062)	-0.188*** (0.062)	-0.149** (0.062)
<i>uncer12</i>	-0.059* (0.035)	-0.059* (0.035)	-0.057 (0.035)	-0.027 (0.042)	-0.026 (0.042)	-0.025 (0.042)
<i>GDP</i>	5.909*** (0.902)	5.923*** (0.902)	5.966*** (0.902)	5.835*** (1.028)	5.870*** (1.027)	5.858*** (1.028)
<i>CPI</i>	-4.448** (2.231)	-4.503** (2.230)	-4.605** (2.231)	-6.654*** (2.532)	-6.765*** (2.530)	-6.733*** (2.531)
<i>M2</i>	4.037*** (0.642)	4.058*** (0.642)	4.014*** (0.642)	3.472*** (0.722)	3.487*** (0.722)	3.443*** (0.722)
<i>stop</i>	0.044 (0.048)	0.045 (0.048)	0.040 (0.048)	-0.080 (0.058)	-0.079 (0.058)	-0.086 (0.058)
<i>volatility</i>	-4.868** (2.012)	-4.911** (2.011)	-4.860** (2.009)	-0.882 (2.338)	-0.887 (2.336)	-0.846 (2.333)
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
轮次固定效应	是	是	是	是	是	是
截距项	-2.324*** (0.162)	-2.319*** (0.162)	-2.339*** (0.162)	-2.580*** (0.190)	-2.575*** (0.190)	-2.603*** (0.190)
样本量	10315	10315	10315	10315	10315	10315
对数似然函数	-3039.845	-3041.083	-3044.338	-2210.623	-2211.518	-2215.336
AIC	6127.691	6130.167	6136.676	4469.245	4471.035	4478.673

注：括号里数字表示标准误，***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著。下表同。

表2 主要变量描述性统计结果

变量	样本量	均值	标准误	最小值	最大值
<i>ipoma</i>	10315	0.120	0.325	0	1
<i>ipo</i>	10315	0.081	0.272	0	1
<i>fofgov</i>	10315	0.289	0.453	0	1
<i>fof</i>	10315	0.213	0.409	0	1
<i>gov</i>	10315	0.140	0.347	0	1
<i>div</i>	10315	2.556	1.363	0	4.630
<i>repu</i>	10315	2.086	6.888	0	62
<i>amount</i>	10315	25.578	218.419	0	5873.540
<i>syndica</i>	10315	0.608	0.488	0	1
<i>expe</i>	10315	127.587	200.526	1	832
<i>potential</i>	10315	4.938	4.949	1	82
<i>market2</i>	10315	0.304	0.460	0	1
<i>market3</i>	10315	0.169	0.375	0	1
<i>setup</i>	10315	0.484	0.500	0	1
<i>expand</i>	10315	0.398	0.490	0	1
<i>state</i>	10315	0.254	0.435	0	1
<i>distance</i>	10315	0.335	0.472	0	1
<i>location</i>	10315	0.841	0.365	0	1
<i>uncer12</i>	10315	1.713	0.715	0.620	3.648
<i>uncer6</i>	10315	1.873	0.918	0.561	4.367
<i>GDP</i>	10315	0.106	0.045	0.070	0.231
<i>CPI</i>	10315	0.023	0.014	-0.008	0.059
<i>M2</i>	10315	0.141	0.035	0.110	0.276
<i>stop</i>	10315	0.209	0.406	0	1
<i>volatility</i>	10315	0.018	0.010	0.006	0.044

应来提升其退出表现，本文建立了以下实证模型：

$$Value = a_0 + a_1 LP_{fof} + a_2 Controls + \varepsilon \quad (7)$$

$$Exit = \beta_0 + \beta_1 Value + \beta_2 Controls + \varepsilon \quad (8)$$

模型(6)用于检验母基金参股对风投机构增值效应的影响，*Value*代表风投机构的增值效应，包括投资总额(*amount*)、投资总额与辛迪加联合投资交互项(*amount*×*syndica*)，采用OLS方法回归。模型(8)用于检验增值效应对风投机构退出表现的影响，采用Probit模型回归。

(四)描述性统计结果

表2是本文主要变量的描述性统计结果。如表2所示，风投机构通过被投资企业IPO或并购成功退出的比例为12.0%，仅通过IPO退出的比例为8.1%。样本中有母基金参股的风投机构占比为28.9%，有市场化母基金参股、政府

引导基金参股的风投机构占比分别为21.3%和14.0%。

四、实证结果与分析

(一)基准回归

母基金参股对风投机构退出表现的影响结果如表3所示。表3的第(1)(4)列是母基金参股对风投机构退出表现的基准回归结果，回归系数均在1%水平上显著为正。分类来看，表3的第(2)(5)列是市场化母基金参股对风投机构退出表现的回归结果，回归系数均在1%水平上显著为正。表3的第(3)(6)列是政府引导基金参股对风投机构退出表现的回归结果，第(3)列回归系数不显著，第(6)列回归系数在10%水平上显著为正。综上，母基金参股能提高风投机构的退出表现，研究假设1得以验证。具体来看，

表4 风投机构是否具有国有背景

	ipoma						ipo					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	国有	非国有	国有	非国有	国有	非国有	国有	非国有	国有	非国有	国有	非国有
<i>fofgov</i>	-0.242* (0.132)	0.190*** (0.048)					-0.306** (0.155)	0.248*** (0.057)				
<i>fof</i>			-0.117 (0.147)	0.188*** (0.052)					-0.190 (0.171)	0.272*** (0.061)		
<i>gov</i>					-0.294** (0.141)	0.087 (0.064)					-0.408** (0.167)	0.164** (0.074)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
轮次固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	1118	9197	1118	9197	1118	9197	1118	9197	1118	9197	1118	9197
对数似然函数	-407.976	-2616.353	-409.308	-2617.552	-407.475	-2623.095	-307.467	-1886.439	-308.769	-1885.866	-306.450	-1893.241
AIC	863.951	5280.706	866.616	5283.104	862.950	5294.190	662.933	3820.878	665.539	3819.731	660.900	3834.482

表5 风投机构与创业企业是否同城

	ipoma						ipo					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	同城	非同城	同城	非同城	同城	非同城	同城	非同城	同城	非同城	同城	非同城
<i>fofgov</i>	0.099 (0.079)	0.156*** (0.055)					0.100 (0.098)	0.227*** (0.064)				
<i>fof</i>			0.003 (0.091)	0.190*** (0.058)					0.045 (0.111)	0.257*** (0.067)		
<i>gov</i>					0.122 (0.102)	0.009 (0.067)					0.064 (0.123)	0.125* (0.076)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
轮次固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	3458	6857	3458	6857	3458	6857	3458	6857	3458	6857	3458	6857
对数似然函数	-952.503	-2070.052	-953.275	-2068.642	-952.572	-2074.028	-648.778	-1536.108	-649.210	-1534.960	-649.159	-1540.988
AIC	1949.006	4186.105	1950.551	4183.284	1949.144	4194.055	1341.556	3118.215	1342.421	3115.919	1342.317	3127.976

相较于市场化母基金，政府引导基金提高风投机构退出表现的作用较弱，其原因可能是政府引导基金为了实现政策目标，采用了一些不利于风投机构退出的策略或投向了一些短期内难以实现退出的行业。

(二)异质性分析

表4报告了H2的检验结果。第(1)(5)(7)(11)列的回归系数显著为负，第(3)(9)列的回归系数为负，但是结果并不显著，总体上可以认为，母基金参股对于国有风投机构的退出表现来说不仅不具备正向提升效应，反而还存在负向影响。第(2)(4)(8)(10)(12)列的回归系数显著为正，说明母基金参股对民营风投机构的退出表现存在正向提升效应。综合以上结果，本文H2得以验证。

表5报告了H3的检验结果。第(1)(3)(5)(7)(9)(11)列的回归系数为正，但结果并不显著，说明对于风投机构和创业企业同城的情况，母基金的参股对风投机构的退出表现并没有发挥明显的作用。第(2)(4)(8)(10)(12)列的回归系数显著为正，说明对于风投机构和创业企业非同城的情况，母基金参股可以缓解由于地理距离造成的信息不对称，从而使风投机构有更好的退出表现。综合以上结果，本文的H3得以验证。

(三)影响机制

1. 知识多样化水平

表6报告了H4的检验结果。第(1)(2)(3)列回归系数在

表6 母基金参股、知识多样化水平与风投机构的退出表现

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>div</i>	<i>div</i>	<i>div</i>	<i>ipoma</i>	<i>ipo</i>
	OLS	OLS	OLS	Probit	Probit
<i>fofgov</i>	0.085*** (0.008)				
<i>fof</i>		0.034*** (0.009)			
<i>gov</i>			0.166*** (0.010)		
<i>div2</i>				0.030*** (0.011)	0.055*** (0.013)
<i>div</i>				-0.080 (0.060)	-0.141** (0.069)
控制变量	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是
轮次固定效应	是	是	是	是	是
样本量	10315	10315	10315	10315	10315
调整R ²	0.942	0.942	0.943		
对数似然函数				-3041.158	-2207.746
AIC				6132.317	4465.491

表7 母基金参股、声誉水平与风投机构的退出表现

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>repu</i>	<i>repu</i>	<i>repu</i>	<i>ipoma</i>	<i>ipo</i>
	OLS	OLS	OLS	Probit	Probit
<i>fofgov</i>	4.387*** (0.146)				
<i>fof</i>		1.236*** (0.165)			
<i>gov</i>			5.401*** (0.182)		
<i>repu</i>				0.005* (0.003)	0.010*** (0.003)
控制变量	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是
轮次固定效应	是	是	是	是	是
样本量	10315	10315	10315	10315	10315
调整R ²	0.252	0.190	0.250		
对数似然函数				-3043.182	-2212.181
AIC				6134.365	4472.363

1%水平上显著为正，说明母基金更倾向于选择并参股知识多样化水平高的风投机构，这些风投机构采用多元化的投资策略，并且投资的行业分布更加广泛且每种行业所占比例较为均匀。第(4)(5)列检验了风投机构的知识多样化水平对其退出表现的影响，知识多样化水平(*div*)的二次项系数在1%水平上显著为正，说明有母基金参股的风投机构知识多样化程度更高，从而退出成功的概率更大。综合上述结果，H4得以验证。

2. 声誉水平

表7报告了H5的检验结果。第(1)(2)(3)列回归系数在1%水平上显著为正，说明母基金更倾向于选择并参股拥有良好退出记录的高声誉风投机构。第(4)列检验了风投机构的声誉水平对退出表现的影响，声誉水平(*repu*)的回归系数在至少10%水平上显著为正，说明风投机构的声誉水平越高，则成功实现退出的可能性越高。综合上述结果，H5得以验证。

3. 增值效应

表8和表9报告了H6的检验结果。表8的第(1)(2)(3)列和表9的第(1)(2)列回归系数均至少在5%水平上显著为正，说明母基金的参股给风投机构带来了雄厚的资金支持，风投机构的风险承担能力更强且更愿意与其他风投机构联合获取资源，进而愿意对创业企业付出更大的努力以加强增值效应。第(4)(5)列检验了风投机构增值效应对其退出表现的影响，回归系数均显著为正，说明风投

机构的增值效应越高，则成功实现退出的可能性越高。综合上述结果，H6得以验证。

(四)稳健性检验

1. 调整微观控制变量的计算方法

排除同一家风投资机构投资于同一家创业企业的情形。具体做法为：如果一家风投资机构投资同一个企业多次，则风投资机构专业资质(*expe*)计算过程中保留一次，得到调整后的风投资机构专业资质(*exp_adj*)，同时创业企业的发展潜力(*potential*)也删除同一风投资机构后续的投资次

数，得到调整后的创业企业发展潜力(*potential_adj*)。更换微观控制变量的计算方法后，实证结果与上文回归结果保持一致。

2. 调整宏观控制变量的计算方法

调整经济政策不确定性的计算方法。在前文的分析中采用12个月的移动平均结果，在稳健性检验部分进行调整，利用6个月以来的经济政策不确定性指数的移动平均值除以100得到经济政策不确定性指数*uncer6*。更换宏观控制变量的计算方法后，实证结果与上文的回归结果保持一致。

3. 扩大样本范围

扩大样本所属地区范围。本文的研究样本为2002—2016年发生于北京市、上海市、深圳市这三个活跃地区的风险投资事件。为使实证结果更加稳健，本文进一步以这三个地区为中心，将样本扩展到京津冀、长三角、珠三角地区，样本范围扩大后的实证结果与前文不存在显著差异。限于篇幅，稳健性检验结果留存备案。

表8 母基金参股、风投资机构增值效应(投资金额)与退出表现

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>amount</i>	<i>amount</i>	<i>amount</i>	<i>ipoma</i>	<i>ipo</i>
	OLS	OLS	OLS	Probit	Probit
<i>fofgov</i>	0.245*** (0.043)				
<i>fof</i>		0.286*** (0.046)			
<i>gov</i>			0.120** (0.052)		
<i>amount</i>				0.135*** (0.015)	0.164*** (0.016)
控制变量	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是
轮次固定效应	是	是	是	是	是
样本量	6891	6891	6891	6891	6891
调整R ²	0.362	0.363	0.360		
对数似然函数				-2184.855	-1699.209
AIC				4417.710	3446.418

五、进一步分析

前文影响机制研究表明，母基金具备对于优质子基金和风投资机构的筛选能力，表现为更愿意参股知识多样化水平高和高声誉水平的风投资机构。而本节更关注母基金作为LP是否可以发挥资源信息优势，更好地提高风投

表9 母基金参股、风投资机构增值效应(投资金额与辛迪加交互)与退出表现

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>amount*syndica</i>	<i>amount*syndica</i>	<i>amount*syndica</i>	<i>ipoma</i>	<i>ipo</i>
	OLS	OLS	OLS	Probit	Probit
<i>fofgov</i>	0.110*** (0.038)				
<i>fof</i>		0.152*** (0.041)			
<i>gov</i>			0.013 (0.047)		
<i>amount*syndica</i>				0.107*** (0.015)	0.142*** (0.017)
控制变量	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是
轮次固定效应	是	是	是	是	是
样本量	6891	6891	6891	6891	6891
调整R ²	0.391	0.392	0.391		
对数似然函数				-2205.089	-1715.780
AIC				4458.179	3479.559

表10 工具变量回归结果

	第一阶段			第二阶段					
	(1) <i>fofgov</i>	(2) <i>fof</i>	(3) <i>gov</i>	(4) <i>ipoma</i>	(5) <i>ipoma</i>	(6) <i>ipoma</i>	(7) <i>ipo</i>	(8) <i>ipo</i>	(9) <i>ipo</i>
<i>fofgov</i>				1.478*** (0.462)			1.541*** (0.530)		
<i>fof</i>					2.197*** (0.717)			2.294*** (0.817)	
<i>gov</i>						1.660*** (0.518)			1.722*** (0.595)
<i>cumsize</i>	-0.044*** (0.005)	-0.029*** (0.004)	-0.039*** (0.004)						
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
轮次固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	7051	7051	7051	7051	7051	7051	7051	7051	7051
调整R ²				0.153	0.133	0.111	0.153	0.133	0.111
外生性Wald检验				10.12***	10.54***	10.97***	7.83***	8.23***	8.67***
弱工具变量AR检验	11.37***	11.34***	11.28***						
弱工具变量Wald检验	10.2***	9.39***	10.28***						

机构的增值职能，从而提升其退出表现。在排除了筛选能力的影响后，母基金参股对风投机构发挥的加强能力是否依然存在，是一个值得研究的问题。本文采用工具变量法、PSM倾向得分匹配法和Heckman两阶段处理效应模型来排除筛选能力的影响。

(一)工具变量法

本文采用母基金规模*cumsize*作为工具变量。周翔翼等(2023)认为，母基金的绩效表现和投资行为与市场基金募集规模高度相关(满足相关性要求)，同时市场中母基金的规模与风投机构的退出表现并无直接关系(满足外生性要求)，因此本文计算投资事件发生时间点前8年风投机构注册地母基金的累计募集规模并取自然对数，得到工具变量母基金规模*cumsize*。母基金规模*cumsize*反映某一时间点前相应地区的母基金历史规模，在理论上只会影响股基金参股行为，而不太可能影响被参股风投机构的退出表现。由于被解释变量为虚拟变量，采用二值选择模型内生性检验方法(IV Probit)进行分析。

表10报告了工具变量回归结果。在第一阶段回归结果中，工具变量*cumsize*在1%水平上显著为负，并且在1%的水平上通过了AR检验和Wald检验，说明不存在弱工具变量问题。在第二阶段回归结果中，外生性Wald检验值在1%水平上显著，说明存在选择偏差。母基金参股(*fofgov*、*fof*、*gov*)估计系数依然显著为正，与基准回归

结果保持一致，说明在利用工具变量法排除了筛选能力的影响之后，母基金参股依然能够提升风投机构的退出表现。

(二)PSM倾向得分匹配法

本文采用PSM倾向得分匹配法对风投机构进行分组。母基金可能会根据风投机构的特征选择高资质的合作对象，本文将获得母基金参股的风投机构作为处理组，没有母基金参股的风投机构作为控制组，以*expe*、*cumexpe*、*syndicnum*、*leader*、*location*、*rep50*作为描述风投机构特征的协变量，计算倾向得分，其中*expe*为风投机构样本期内总投资次数，*cumexpe*为风投机构在样本期内截至本次投资已累计完成的投资次数，*syndicnum*为辛迪加联合投资的机构数量，*leader*为风投机构是否是领投者的虚拟变量，*location*为风投机构注册地是否为本土的虚拟变量，*rep50*为风投机构是否名列于清科研究所发布的《清科中国股权投资年度排名》前五十名的虚拟变量。

本文采用Logit模型估计倾向得分，然后在共同取值范围内进行半径匹配(0.05)，匹配了2758个样本，匹配成功率为92.6%。表11报告了共同支撑检验的结果。图1展示

表11 共同支撑检验

	非共同范围内	共同范围内	合计
控制组	11	7327	7338
处理组	219	2758	2977
合计	230	10085	10315

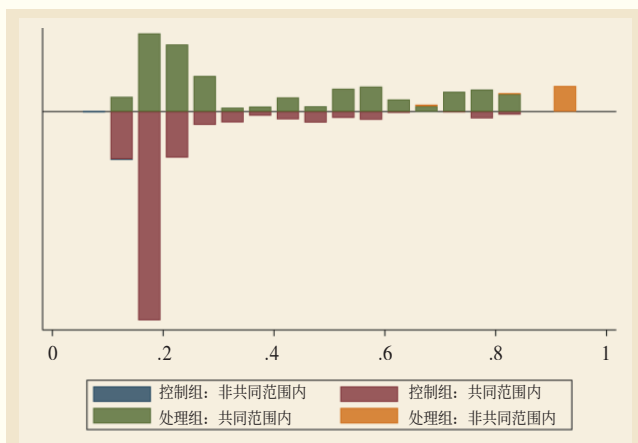


图1 倾向得分的共同取值范围

表12 PSM平衡性检验

协变量	状态	实验组	控制组	标准化偏差 (%)	标准化偏差减少幅度 (%)	t值	p值
expe	匹配前	258.680	74.403	86.3%	99.8%	46.51	0.000
	匹配后	215.260	214.89	0.2%		0.06	0.952
cumexp	匹配前	125.320	35.481	67.2%	91.2%	36.78	0.000
	匹配后	103.180	95.302	5.9%		2.06	0.039
syndicnum	匹配前	2.359	2.482	-6.9%	17.9%	-3.10	0.006
	匹配后	2.357	2.502	-8.1%		-3.10	0.002
leader	匹配前	0.362	0.287	16.2%	82.3%	7.53	0.000
	匹配后	0.351	0.364	-2.9%		-1.03	0.302
location	匹配前	0.896	0.819	21.9%	86.0%	9.63	0.000
	匹配后	0.887	0.898	-3.1%		-1.28	0.202
rep50	匹配前	0.299	0.074	60.5%	95.2%	31.45	0.000
	匹配后	0.245	0.256	-2.9%		-0.93	0.351

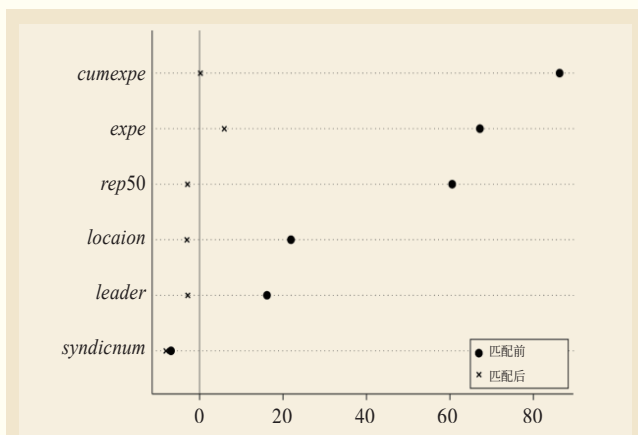


图2 标准化偏差分布特征

了倾向得分的共同取值范围。

表12报告了PSM平衡性检验的结果。匹配后各变量的标准化偏差大幅减少至10%以下，而且大部分都通过了t检验，说明匹配后处理组和控制组的特征已不存在显著差

表13 ATT效应分析

	实验组	控制组	ATT效应值	标准误	t值	p值
匹配前 (全部样本时)	0.130	0.117	0.013	0.007	1.86	0.000
ATT效应	0.131	0.087	0.043	0.014	3.01	0.007

异。图2展示了各变量匹配前后标准化偏差的分布特征。

表13报告了参与者平均处理(ATT)效应的检验结果。从表中可以看出，匹配前是否有母基金参股(*fofgov*)的风投资机构之间的退出表现(*ipoma*)呈现显著性差异，与表1展示结果相同。匹配后，ATT效应值为0.043，在1%的水平上显著，说明匹配后的处理组和控制组的退出表现依然呈现显著性差异，因此可以证明在排除了筛选能力的影响后，母基金参股依然能够提升风投资机构的退出表现。

(三) Heckman两阶段处理效应模型

PSM倾向得分匹配法只能排除一些可观测因素的影响，但母基金的投资决策可能还依赖于一些不可观测因素。本文采用Heckman两阶段处理效应模型进一步排除筛选能力的影响。

第一阶段回归模型如下：

$$LP_{fof} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(expe) + \alpha_2 distance + \alpha_3 location + cumsize + \varepsilon \quad (9)$$

模型(9)为第一阶段选择方程。被解释变量 LP_{fof} 代表风投资机构是否有母基金参股(*fofgov*、*fof*、*gov*)，解释变量为基准回归中与 LP_{fof} 相关的控制变量集：专业资质(*expe*)、风投资机构与被投资企业的地理距离(*distance*)、注册地(*location*)。同时，在模型中加入工具变量母基金规模(*cumsize*)。

第二阶段回归模型如下：

$$ipoma = \beta_0 + \beta_1 LP_{fof} + \gamma Controls + \delta IMR + \varepsilon \quad (10)$$

模型(10)为第二阶段回归方程。解释变量为 LP_{fof} ，被解释变量为*ipoma*，控制变量与基准回归保持一致。同时加入由模型(9)选择方程计算出的逆米尔斯比率IMR。

表14报告了Heckman两阶段处理效应模型的结果。第(1)(3)(5)列为第一阶段选择方程结果，第(2)(4)(6)列为第二阶段回归结果。总体上，逆米尔斯比率显著为负，说明母基金存在筛选能力。第(2)(4)(6)列回归系数均显著为正，说明在排除了筛选能力的影响后，母基金能发挥加强风投资机构增值效应的作用，提高自身参股的风投资机构的退出表现，与前文的理论分析结果保持一致。同时，基准回归中被解释变量为*ipoma*时，政府引导基金参

表14 Heckman两阶段处理效应模型

	被解释变量					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	fofgov	ipoma	fof	ipoma	gov	ipoma
fofgov		0.117*** (0.059)				
fof				0.125* (0.072)		
gov						0.133* (0.075)
expe	0.285*** (0.010)		0.275*** (0.011)		0.157*** (0.011)	
distance	-0.060 (0.037)		-0.093** (0.040)		-0.104** (0.042)	
vclocation	0.412*** (0.061)		0.126** (0.063)		0.358*** (0.013)	
cumsize	-0.091*** (0.012)		-0.042*** (0.012)		-0.121*** (0.013)	
IMR		-0.064* (0.035)		-0.067 (0.041)		-0.072* (0.041)
控制变量	是	是	是	是	是	是
行业控制变量	是	是	是	是	是	是
轮次控制变量	是	是	是	是	是	是
样本量	7051	7051	7051	7051	7051	7051

股(gov)系数不显著,而这里第二阶段回归结果显著,说明政府引导基金在排除了政策导向性的影响后,对于风投机构退出表现的提升作用与市场化母基金基本一致。

六、结论与启示

本文选取2002—2021年中国风险投资市场的基金信息和投资事件,探讨了母基金参股对风投机构退出表现的影响。研究发现,母基金参股会提高风投机构成功退出的可能性,且无论是市场化母基金还是政府引导基金均存在这种作用。异质性分析发现,在风投机构属于民营资本、风投机构与创业企业非同城情形下,上述结果更为显著。机制分析表明,一方面,母基金更倾向于选

择并参股知识多样化水平高和高声誉水平的风投机构(筛选能力);另一方面,母基金有助于加强风投机构的增值效应(加强能力),从而提升风投机构的退出表现。进一步地,本文使用工具变量方法、倾向得分匹配法、Heckman两阶段处理效应模型排除筛选能力的影响,发现母基金参股依然可以提高风投机构成功退出的可能性,再次验证了母基金参股的加强能力。上述研究结论经大量稳健性检验后依然成立。

本文的研究结论对母基金管理人、风投机构、政府部门具有一定的实践意义。对母基金管理人而言,要谨慎筛选子基金组合,在做出投资决策前,全面评估管理子基金风投机构的资质水平,保证母基金的投资效益。对风投机构而言,在为旗下基金募集资金时,可积极引入母基金,尤其在风投机构对于行业知识较为匮乏、在业内影响力较弱或自身资源优势不足时,引入母基金可以提高项目成功退出的概率。对政府部门而言,政府引导基金资金实力雄厚,而市场化母基金则发展较为滞后,但由于政府引导基金需要兼顾政策导向职能,市场化母基金的经济表现相对更好。因此从经济发展的远期目标来看,发展市场化母基金是大势所趋。一方面,政府应充分发挥政府引导基金的示范引导作用,吸引更多民间资本进入母基金市场,扩大我国母基金规模,推动母基金市场高质量发展。另一方面,政府可以转变引导基金的运营方式,根据情况采用差异化政策,做到顺应市场规律、按照市场规则、采用市场手段,实现政策和财务的目标双重。

[基金项目:国家自然科学基金重大项目“现代网络生态环境下金融大数据建模研究”(批准号:71991473)、国家自然科学基金青年项目“创投双方匹配结构对企业经济绩效的影响机制及调控政策研究”(批准号:71903077)]

参考文献:

- [1] 党兴华, 施国平, 仵永恒. 政治关联与风险资本筹集[J]. 工程管理科技前沿, 2015, 34(6): 45-50.
- [2] 党兴华, 张晨, 王育晓. 风险投资机构专业化与投资绩效——来自中国风险投资业的经验证据[J]. 科技进步与对策, 2014, 31(12): 7-11.
- [3] 丁文虎, 杨敏利, 党兴华. 有限合伙人网络位置对创投机构网络位置的影响[J]. 科技进步与对策, 2017, 34(22): 1-7.
- [4] 董建卫, 王晗, 施国平. 政府引导基金参股创投基金对企业创新的影响[J]. 科学学研究, 2018, 36(8): 1474-1486.
- [5] 董静, 汪立, 吴友. 地理距离与风险投资策略选择——兼论市场环境 with 机构特质的调节作用[J]. 南开管理评论, 2017, 20(2): 4-16.
- [6] 杜江, 孟佳, 袁昌菊. 我国风险投资空间分布与退出绩效[J]. 财经科学, 2019, (8): 26-41.
- [7] 冯冰, 杨敏利, 郭立宏. 政府引导基金投资对创业企业后续融资的影响机制研究[J]. 科研管理, 2019, 40(4): 112-124.
- [8] 冯科, 曾庆松, 何小锋. 基金中基金(FOF)理论研究进展[J]. 中央财经大学学报, 2019, (8): 31-42.
- [9] 付辉, 周方召. 创业企业IPO靠自己还是靠“风投”?——基于

双边选择效应视角的经验证据[J]. 财经研究, 2017, 43(5): 130-144.

[10] 付辉, 周方召. 退出不确定性与风险资本辛迪加联合投资——基于中国IPO暂停的准自然实验[J]. 财经研究, 2018, 44(10): 82-97.

[11] 李善民, 梁星韵, 王大中. 中国政府引导基金的引导效果及作用机理[J]. 南方经济, 2020, (8): 1-16.

[12] 李晓翔, 霍国庆. 搜索对产品创新一定有用吗?——知识处理能力的调节效应研究[J]. 商业经济与管理, 2013, (2): 43-49.

[13] 刘宁悦, 李杨林. 有限合伙人网络位置与风险投资绩效[J]. 经济与管理研究, 2023, 44(2): 37-56.

[14] 龙玉, 李曜, 宋贺. 高铁通车与风险投资绩效[J]. 经济学动态, 2019, (1): 76-91.

[15] 施国平, 陈德棉, 董建卫. 国有企业作为有限合伙人参与风险投资对创新产出的影响[J]. 管理学报, 2020, 17(7): 1024-1032.

[16] 孙淑伟, 俞春玲. 社会关系网络与风险投资的退出业绩——基于效率与效益视角的双重考察[J]. 外国经济与管理, 2018, 40(1): 107-123.

[17] 王力军, 李斌. 风险投资提供了增值服务吗?——基于1996—2012年IPO公司的实证研究[J]. 证券市场导报, 2016, (5): 10-17.

[18] 王曦, 党兴华. 本地偏好对退出绩效的影响研究——基于中国本土风险投资机构的经验检验[J]. 科研管理, 2014, 35(2): 111-118.

[19] 王育晓, 党兴华, 张晨. 风险投资机构知识多样化与退出绩效: 投资阶段的调节作用[J]. 财经论丛, 2015, (12): 32-40.

[20] 杨成长, 龚芳, 袁宇泽. 资本市场投资端改革研究[J]. 证券市场导报, 2022, (1): 2-11.

[21] 杨艳萍, 郜钰格. 网络规模与2-步可达性对风险投资绩效的影响——知识属性的调节作用[J]. 管理评论, 2020, 32(6): 114-126.

[22] 叶小杰. 风险投资声誉、成功退出与投资收益——我国风险投资行业的经验证据[J]. 经济管理, 2014, 36(8): 98-108.

[23] 余球, 罗炜, 李怡宗. 国有风险投资的投资行为和投资成效[J]. 经济研究, 2014, 49(2): 32-46.

[24] 曾庆松, 冯科. 多重基金网络、信息发掘与基金中基金(FOF)绩效——基于2018—2021年FOF面板数据的实证研究[J]. 哈尔滨工业大学学报(社会科学版), 2023, 25(1): 153-160.

[25] 张峰, 刘曦苑, 武立东. 产品创新还是服务转型: 经济政策不确定性对制造业创新选择[J]. 中国工业经济, 2019, (7): 101-118.

[26] 周翔翼, 仲晓雨, 侯晓辉. 中国私募股权母基金的投资绩效研究[J]. 经济管理学报, 2023, 2(4): 279-300.

[27] Alperovych Y, Hubner G, Lobet F. How does governmental versus private venture capital backing affect a firm's efficiency? evidence from Belgium[J]. Journal of Business Venturing, 2015, 30(4): 508-525.

[28] Bernstein S, Giroud X, Townsend R R. The impact of venture capital monitoring[J]. Journal of Finance, 2016, 71(4): 1591-1622.

[29] Bottazzi L, Da Rin M, Hellmann T. Who are the active investors?: evidence from venture capital[J]. Journal of Financial Economics, 2008, 89(3): 488-512.

[30] Cumming D J, Grilli L, Murtinu S. Governmental and independent venture capital investments in Europe: a firm-level performance analysis[J]. Journal of Corporate Finance, 2017, 42: 439-459.

[31] Dimitrova L, Eswar S K. Capital gains tax, venture capital, and innovation in start-ups[J]. Review of Finance, 2023, 27(4): 1471-1519.

[32] Ewens M, Rhodes-Kropf M. Is a VC partnership greater than the sum of its partners?[J]. The Journal of Finance, 2015, 70(3): 1081-1113.

[33] Fang H, Nofsinger J R, Song Z. Private equity performance and

capital flows: evidence from China[J]. Emerging Markets Review, 2018, 37: 223-244.

[34] Gao C, Haight T D, Yin C. Fund selection, style allocation, and active management abilities: evidence from funds of hedge funds' holdings[J]. Financial Management, 2020, 49(1): 135-159.

[35] Gompers P, Kovner A, Lerner J. Specialization and success: evidence from venture capital[J]. Journal of Economics & Management Strategy, 2009, 18(3): 817-844.

[36] Gompers P, Lerner J. Money chasing deals? the impact of fund inflows on private equity valuations [J]. Journal of Financial Economics, 2000, 55(2): 281-325.

[37] Gompers P. Optimal Investment, monitoring, and the staging of venture capital [J]. The Journal of Finance, 1995, 150(5): 1461-1489.

[38] Harris R S, Jenkinson T, Kaplan S N. Private equity performance: what do we know?[J]. The Journal of Finance, 2014, 69(5): 1851-1882.

[39] Harris R S, Jenkinson T, Kaplan S N. Financial intermediation in private equity: how well do funds of funds perform?[J]. Journal of Financial Economics, 2018, 129(2): 287-305.

[40] Hsu D H. What do entrepreneurs pay for venture capital affiliation?[J]. The Journal of Finance, 2004, 59(4): 1805-1844.

[41] Jia N, Wang D. Skin in the game: general partner capital commitment, investment behavior and venture capital fund performance[J]. Journal of Corporate Finance, 2017, 47: 110-130.

[42] Kaplan N S, Schoar A. Private equity performance: returns, persistence, and capital flows[J]. The Journal of Finance, 2005, 60(4): 1791-1823.

[43] Leleux B, Surlemont B. Public versus private venture capital: seeding or crowding out? A pan-European analysis[J]. Journal of Business Venturing, 2003, 18(1): 81-104.

[44] Lerner J, Schoar A, Wongsunwai W. Smart institutions, foolish choices: the limited partner performance puzzle[J]. The Journal of Finance, 2007, 62(2): 731-764.

[45] Lerner J. Venture capitalists and the oversight of private firms[J]. The Journal of Finance, 1995, 50(1): 301-318.

[46] Luukkonen T, Deschryvere M, Bertoni F. The value added by government venture capital funds compared with independent venture capital funds[J]. Technovation, 2013, 33(4-5): 154-162.

[47] Nahata R. Venture capital reputation and investment performance[J]. Journal of Financial Economics, 2007, 90(2): 127-151.

[48] Ozmel U, Yavuz D, Trombley T. Interfirm ties between ventures and limited partners of venture capital funds: performance effects in financial markets[J]. Organization Science, 2020, 31(3): 698-719.

[49] Sørensen M. How smart is smart money? a two-sided matching model of venture capital[J]. The Journal of Finance, 2007, 62(6): 2725-2762.

[50] Tian X. The causes and consequences of venture capital stage financing[J]. Journal of Financial Economics, 2011, 101(1): 132-159.

[51] Vasudeva G, Anand J. Unpacking absorptive capacity: A study of knowledge utilization from alliance portfolios[J]. Academy of Management Journal, 2011, 54(3): 611-623.

[52] Zhang Y, Mayes D G. The performance of governmental venture capital firms: A life cycle perspective and evidence from China[J]. Pacific-Basin Finance Journal, 2018, 48: 162-185.

(责任编辑: 杨楠)