

DOI: 10.16538/j.cnki.fem.2017.12.003

# 公司创业投资与企业技术创新绩效

## ——基于实物期权视角的研究

乔明哲<sup>1,2</sup>, 张玉利<sup>1</sup>, 张玮倩<sup>2</sup>, 虞星星<sup>2</sup>

(1. 南开大学 商学院, 天津 300071; 2. 上海对外经贸大学 金融管理学院, 上海 201620)

**摘 要:** 由于内部创新效率较低, 成熟企业难以像创业企业那样灵活应对外部环境的变化。随着环境不确定性程度的增加, 公司创业投资成为成熟企业从创业企业获取创新资源的重要战略手段, 并在实践中迅速兴起。本文基于实物期权理论, 运用2001—2014年间376家参与公司创业投资活动的沪深上市公司的数据进行了实证分析, 结果表明: 公司创业投资数量与投资企业的技术创新绩效之间存在着显著的倒U形关系; 投资企业面临的环境不确定性和自身的内部创新投入对于上述关系均具有显著的正向调节作用。本文为公司创业投资实物期权属性对投资企业创新绩效的影响提供了直接的实证证据, 揭示了公司创业投资获得的外部创新资源与企业内部创新投入之间的互补效应, 丰富了公司创业投资和实物期权等方面的研究。

**关键词:** 公司创业投资; 技术创新; 环境不确定性; 创新投入; 实物期权

**中图分类号:** F270 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-4950(2017)12-0038-15

### 一、引 言

成熟企业过于强调运营效率, 缺乏探索新机会的能力(Ireland和Webb, 2007)。内部创新活动也由于效率普遍不高而饱受诟病(Henderson, 1993; Jensen, 1993), 在创新上往往陷入被动。信息化和全球化浪潮使得创新压力尤甚, 过去几十年间, 尽管大企业试图抓住技术创新浪潮带来的机遇, 但更多地是眼睁睁地看着年轻、敏捷的创业企业收获自己首先发现的机会(Gompers, 2002)。应对上述问题的传统做法是通过积极加大研发投入增强技术创新能力, 但

收稿日期: 2016-12-01

基金项目: 国家自然科学基金重点项目(71532005); 国家自然科学基金面上项目(71272217); 上海市教育委员会科研创新重点项目(14ZS147)

作者简介: 乔明哲(1976—), 男, 南开大学商学院博士后, 上海对外经贸大学金融管理学院副教授, 硕士生导师;

张玉利(1965—), 男, 南开大学商学院教授, 博士生导师;

张玮倩(1986—), 女, 上海对外经贸大学金融管理学院讲师;

虞星星(1992—), 女, 上海对外经贸大学金融管理学院硕士研究生。

是随着环境不确定性的增加,技术创新发展的轨迹往往难以预测,甚至行业之外的新兴技术也可能引发颠覆性的变革,如何广泛获取外部创新资源成为企业应对不确定性的关键问题(Chesbrough,2003)。

近年来,通过公司创业投资(corporate venture capital,CVC)<sup>①</sup>,从外部的创业企业获取创新资源在实践中迅速兴起(Chesbrough,2003;Engel,2011)。至2009年,超过26%的财富500强企业设立公司创业投资项目(Narayanan等,2009)。目前,发达国家的第四次公司创业投资浪潮正在开启,呈现出跨越行业、地域边界的特征,投资企业通过公司创业投资迅速延伸至中国等新兴经济体探索创新机会(Dushnitsky,2011;Ernst和Young,2012)。与此同时,国内公司创业投资也出现了高速增长,2010年仅我国上市企业的公司创业投资金额就高达116.71亿元,同样以追求创新为主要战略目标(乔明哲,2013)。《中国创业风险投资发展报告2015》的统计显示,2014年我国创业投资管理资本总额达到5 232.4亿元,其中42.21%(约合2 208.6亿元)来自非上市企业和上市公司。据此估算,我国公司创业投资的规模应该已经超过美国<sup>②</sup>。

与战略联盟、并购等其他获取外部创新的手段相比,公司创业投资具有明显的实物期权属性,成熟企业可以通过投资不同的创业企业构建创新期权组合来广泛地探索创新机会(Ireland和Webb,2007;Vanhaverbeke等,2008),并且有效避免探索活动与现有业务之间的冲突(Chesbrough,2002;Keil等,2008a),是成熟企业获取外部创新资源的特殊途径。尽管国内外许多实证研究显示,公司创业投资对企业创新绩效存在促进作用(Dushnitsky和Lenox,2005b;Wadhwa和Kotha,2006;Keil等,2008b;林子尧和李新春,2012;Maula等,2013;万坤扬和陆文聪,2014;Lee等,2015;Wadhwa等,2016),这些研究分别揭示了投资企业的知识产权保护(Dushnitsky和Lenox,2005b)、吸收能力(Dushnitsky和Lenox,2005b;Keil等,2008b)、对创业企业的管理投入(Wadhwa和Kotha,2006)、社会资本(Maula等,2013)、治理结构(万坤扬和陆文聪,2014)、投资组合的知识特征(Lee等,2015;Wadhwa等,2016)等因素对企业通过公司创业投资获取创新的影响。

但是,迄今针对公司创业投资实物期权属性的实证研究主要围绕公司创业投资与并购之间的战略选择(Tong和Li,2011)以及公司创业投资对企业价值的影响(Yang等,2014)等问题展开,仍然缺乏公司创业投资实物期权属性对投资企业创新绩效影响的直接证据(乔明哲等,2014)。比如,在高度不确定性环境下,公司创业投资是否更有助于提升投资企业的技术创新绩效?此外,投资企业在通过公司创业投资活动探索外部创新机会的同时,仍然在内部投入技术创新资源,这些内部创新投入是否对公司创业投资的技术创新产出具有促进作用?

为回答上述问题,本文基于实物期权和组织学习理论,以2001—2010年间沪深上市公司的567条公司创业投资为样本,收集样本企业在投资后4年间的专利数据,进行了实证分析。结果表明,公司创业投资数量与投资企业创新绩效之间存在倒U形关系,环境不确定性和内部创新投入对上述关系存在显著的正向调节效应。

## 二、理论背景与研究假设

公司创业投资对投资企业创新绩效的影响一直受到学者们的关注,国内外许多研究表明,

<sup>①</sup>非金融企业直接或间接向外部创业企业提供的少数股权投资(不包括控股投资和合资企业),以实现战略目标为主要动机(Gompers和Lerner,2000;Allen和Hevert,2007)。

<sup>②</sup>王元等.中国创业风险投资发展报告2015.北京:经济管理出版社,2015.该报告数据中调查对象为“中国创业风险投资信息系统”中3665家机构,因此在企业来源资本中没有包括非金融类企业直接投向创业企业的创业投资。根据国外相关研究和我们对沪深上市公司的研究,较大比例(沪深上市公司金额占比32.57%)的公司创业投资是企业不经过金融中介直接投向创业企业的投资。由此推算,我国2014年CVC投资的资本规模应该更大。

公司创业投资活动可以促进投资企业的创新绩效(Dushnitsky和Lenox, 2005b; Wadhwa和Kotha, 2006; Keil等, 2008b; 林子尧和李新春, 2012; Maula等, 2013; 万坤扬和陆文聪, 2014; Lee等, 2015; Wadhwa等, 2016)。近年来, 公司创业投资特有的实物期权属性及其产生的外部学习效应成为研究关注的焦点, 但是关于公司创业投资实物期权属性对投资企业创新绩效的影响, 仍然缺乏直接的实证证据。企业一方面通过公司创业投资寻求外部创新资源, 一方面在内部投入资源开展创新活动, 这两类创新资源之间究竟是怎样的关系? 也是一个有待探索的问题。

#### (一) 公司创业投资与投资企业的技术创新绩效

研究表明, 公司创业投资对于投资企业的技术创新存在促进作用。Dushnitsky和Lenox (2005b)指出, 组织间学习是产生上述促进作用的重要机制。他们认为, 投资企业至少有三种途径通过公司创业投资活动从创业企业学习: 尽职调查提供了学习创业企业创新的独特机会; 在投资后通过保留董事会席位或针对性合作学习新颖技术; 创业失败也提供了可供学习的经验。他们的实证分析结果表明, 公司创业投资的增加与随后投资企业专利数量的增加显著相关。后续的多数实证研究支持了上述结论。Keil等(2008b)基于信息通信技术行业数据进行的实证研究表明, 公司创业投资数量与投资企业专利申请数量之间显著正相关。林子尧和李新春(2012)发现沪深上市公司的公司创业投资金额与企业技术创新绩效之间显著正相关。万坤扬和陆文聪(2014)基于62家沪深上市公司的实证研究表明, 公司创业投资组合中的创业企业数量与上市公司技术创新之间存在正向关系。

近年来, 学者们更加关注公司创业投资实物期权属性给投资企业带来的外部学习机会。公司创业投资同时具有开放式创新和实物期权的优势(Vanhaverbeke等, 2008), 可以帮助企业从外部低风险地获取技术创新机会。Keil等(2008a)发现, 投资企业通过公司创业投资在组织外部开展学习新技术及相关业务的“非嵌入式试验”。由于在组织外部进行, 投资企业得以探索那些难以在内部进行试验的新技术和新业务, 并且通过分散投资到许多创业企业, 在增强探索广泛程度的同时分散了风险。

虽然不少研究表明公司创业投资可以促进投资企业的技术创新绩效, 但是越来越多的证据显示, 外部创新资源数量与技术创新绩效之间应该非非线性关系。这是由于, 公司创业投资的数量既在一定程度上表明了公司创业投资规模的大小, 又在一定程度上体现了投资组合潜在的多样性。随着投资数量的增加, 投资企业接触多样性技术、市场资源的机会随之增加, 公司创业投资的实物期权价值随之提高, 能够更有效地促进投资企业的创新绩效。但是当投资数量继续增加时, 创新产出却不再会随之增加:

一方面, 较多数量的公司创业投资已经覆盖了广泛的技术领域和技术发展方向, 再增加投资规模带来新技术资源的可能性降低, 此时实物期权的相对价值不会随着投资规模扩张继续增加, 反而随着新增公司创业投资边际收益的下降而降低。开放式创新的相关实证研究也表明企业寻求外部创新资源的活动应当适度, 否则过犹不及。Laursen和Salter(2006)指出, 开放式创新的外部搜寻广度虽然可以增强企业创新, 但是过度搜寻反而会由于低效对创新绩效产生负面的影响。实证结果显示, 企业外部搜寻广度与创新绩效之间存在倒U形关系。Lahiri和Narayanan(2013)认为, 虽然通过战略联盟获得的外部知识有助于提升企业创新绩效, 但是当战略联盟数量较多时, 从联盟伙伴中搜寻、识别、转移知识资源的难度也随之增加, 利用各方资源也需要企业针对众多联盟伙伴调整自身的内部惯例, 导致战略联盟数量与技术创新绩效之间呈现倒U形的非线性关系。

另一方面, 投资企业自身的吸收能力、公司创业投资管理能力都会制约其从公司创业投资中吸收和转化技术资源的潜力。大规模投资会超过企业的管理能力, 导致企业资源的浪费。近



年来越来越多的国外相关实证研究得出了非线性关系的结论。Wadhwa和Kotha(2006)的研究发现,由于受到管理者认知能力和企业吸收能力的影响,公司创业投资数量与投资企业技术创新绩效之间呈现倒U形关系。该结论得到了不少后续研究的支持。比如, Lee和Kang(2015)的研究显示,公司创业投资的数量与投资组合多样性都和投资企业技术多样性之间存在倒U形关系。Lee等(2015)的研究表明,公司创业投资数量与投资企业和创业企业间的知识转移之间存在倒U形关系。Wadhwa等(2016)的实证研究也表明,公司创业投资的投资组合多样性与投资企业创新绩效之间存在显著的倒U形关系。

根据上述理论分析以及近年来国外相关实证研究的发现,本文提出如下非线性关系假设:

H1:公司创业投资数量与投资企业的技术创新绩效之间存在显著的倒U形关系。

### (二)环境不确定性、公司创业投资与投资企业的技术创新绩效

实物期权属性是公司创业投资区别于R&D、战略联盟、并购等其他获取创新成果活动的重要特性。Vanhaverbeke等(2008)指出,公司创业投资实物期权机理的好处在于,投资企业可以针对性地进行多笔小规模投资,构建应对技术和市场不确定性的期权组合,等到对技术充分了解并且不确定程度降低时,再通过联盟、合资或者并购等方式进行大规模投资。Sahaym等(2010)认为,技术变革会导致企业的核心能力失效,由于主导技术的未来发展方向难以预测,企业可以通过少量的公司创业投资覆盖多种有价值的潜在技术,构建未来技术和业务的“实物期权”,对冲技术变革轨迹高度不确定性造成的风险。

相关实证研究虽未提供直接证据,但从侧面表明,在高度不确定性环境中,公司创业投资可能更有助于投资企业的技术创新。Tong和Li(2011)发现,市场不确定性程度越高,成熟企业越倾向于选择公司创业投资而非并购作为获取成长的战略手段。这表明在高度不确定性情况下,公司创业投资的战略价值更大。Maula等(2013)的研究显示,通过公司创业投资构建的异质性社会网络,有助于成熟企业识别非连续性技术间断,进而避免非连续性技术变革造成的巨大风险。Van de Vrande和Vanhaverbeke(2013)指出,实物期权逻辑显示,当创业企业技术不确定性程度降低并显露出前景时,公司创业投资者就会选择战略联盟进一步保障技术知识的转移。实证结果也表明,成熟企业更倾向于同接受过自己创业投资的创业企业建立战略联盟关系。Basu和Wadhwa(2013)发现进行公司创业投资与企业发生非连续性战略更新之间显著负相关,在技术密集和高度竞争的行业中,该负向关系会进一步增强。这表明公司创业投资活动中获取的外部创新资源会促使企业积极实施渐进性战略更新,不断根据外部环境变化做出调整,最终降低环境发生重大变化时实施突变性战略更新带来的巨大风险。

综上,从实物期权逻辑来看,当环境不确定性程度增加时,技术、市场的发展方向就越难以预测,企业通过构建公司创业投资的投资组合,可以覆盖并洞悉更加广泛的技术、市场发展方向,更有效地实现技术创新,降低环境不确定性带来的风险。换言之,当环境不确定性增加时,公司创业投资能够更加有效地促进投资企业的技术创新绩效。因此,提出如下假设:

H2:环境不确定性对公司创业投资数量与投资企业技术创新绩效之间的关系存在正向调节作用,即增强公司创业投资数量对投资企业技术创新绩效的正向影响。

### (三)内部创新投入、公司创业投资与投资企业的技术创新绩效

由于公司创业投资可以覆盖更加广泛的业务和技术领域,企业有更多的机会获得与其他创新手段产生互补的资源。一方面,企业可以通过公司创业投资活动广泛扫描外部环境从而得到关于战略联盟伙伴和并购目标的关键知识(Dushnitsky和Lenox, 2006; Benson和Ziedonis, 2010),进而找到能够更好提升自身创新能力的目标企业。另一方面,企业可以通过公司创业投

资的管理活动“鸟瞰”不同创业企业的创新过程,了解其中的关键行为和关键技术(Dushnitsky和Lenox, 2006; Wadhwa和Kotha, 2006)。一旦识别出创新的关键要素或技术与市场的发展趋势,投资企业既可以通过调整内部研发方向提高创新绩效,又可以通过针对性地寻找战略联盟伙伴和并购对象提升创新绩效。但是,公司创业投资活动只是提供了提升创新能力的机会,并不能保障投资企业一定能够从中获取相应的创新成果。我们认为,其原因在于公司创业投资的实物期权属性和金融期权不同:首先,公司创业投资的实物期权价值会受到投资方选择投资领域和投资对象的影响,当投资企业识别正确的投资领域和优质的投资对象时,实物期权的价值就越高,反之亦然;其次,行权的方式不同,投资企业可以在创新成功在即之时通过对创业企业建立联盟或实施并购实现“行权”,还可以在掌握创新关键要素的基础上通过内部研发或寻找其他企业建立战略联盟、实施并购达到“行权”的目的。

识别正确的投资领域和优质的投资对象,识别和吸收转化技术知识的能力,是影响期权“构建”能力和“行权”能力的关键因素,并最终影响投资企业通过公司创业投资活动提升技术创新绩效的效力。那么,投资企业的内部创新投入对于通过公司创业投资获取和转化外部创新资源的效果十分关键。因为投资企业的内部创新投入有助于提高技术能力和吸收能力,既可以增强投资企业搜寻具有优质创新资源的创业企业的的能力,又有助于有效识别、利用通过公司创业投资获取的各类外部创新资源,进而更加有效地提升自身的创新绩效。现有研究也为上述逻辑提供了支持。Keil(2004)的案例研究发现,企业在外部创业活动中,可以通过获取性学习得到外部知识,但这些知识只有通过内部的经验性学习才能转变为适合组织的知识,并由此培育出组织的新能力。可见,公司创业投资获取的外部知识有赖于内部学习能力才能被有效地转化利用,最终成为创新成果。实证研究也有类似的发现,比如,企业内部研发与外部创新搜寻活动(Laursen和Salter, 2006)和公司创业投资(Dushnitsky和Lenox, 2005b)获取的技术知识之间存在着互补效应,能够更有效地提升企业创新绩效。Wadhwa和Basu(2013)发现企业在公司创业投资活动的探索程度非常高时,会加大相关资源的投入力度以增强吸收外来知识的能力。Basu和Wadhwa(2013)认为,当一个成熟企业拥有较强的技术能力时,就越有可能识别创业企业中具有价值的技术资源,并吸引其成为自己的合作伙伴。企业的内部能力越强,公司创业投资就能够更有效地与企业现有能力和业务实现互补。Lee和Kang(2015)的研究则进一步表明,投资企业的吸收能力对公司创业投资规模与创新绩效之间的倒U形关系存在显著的正向调节作用。综上,本文提出如下假设:

H3: 内部创新投入对公司创业投资数量与投资企业技术创新绩效之间的关系存在正向调节作用,即增强公司创业投资数量对投资企业技术创新绩效的正向影响。

综上,本文实证研究的理论框架见图1。

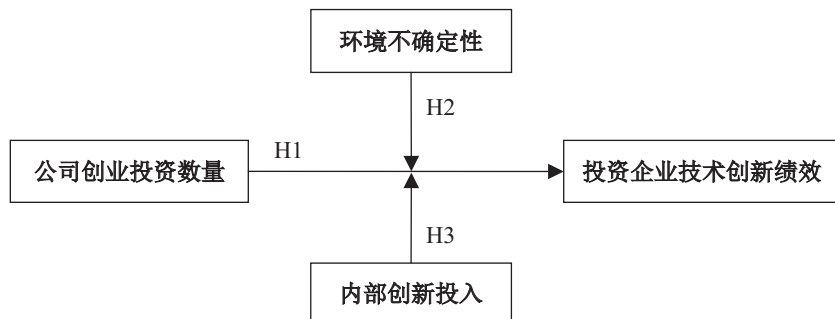


图1 理论模型与研究假设

### 三、研究设计

#### (一)研究样本

通过检索上市公司的公告、年度报告、相关新闻等信息,识别出沪深上市公司进行的公司创业投资活动。鉴于有些上市公司存在发布投资公告后并未进行实际投资的情况,我们进一步核对公告以后的年报、新闻等信息,剔除了41条虽然发布公告但并未进行投资的记录,最终得到2001—2010年间376家参与公司创业投资活动沪深上市公司的567个观察值,并在此基础上补充了样本企业至2014年年末的专利授权数据。

样本上市公司的行业分布见表1,它们主要来自制造业和信息技术业(占比68.43%)等对技术、知识依赖程度较高的行业,这与国外相关研究(Dushnitsky和Lenox,2005a)的结论类似。

表1 样本上市公司的行业分布

行业代码	行业名称	样本数量	占比
A	农、林、牧、渔业	7	1.23%
B	采掘业	2	0.35%
C	制造业	291	51.32%
D	电力、煤气及水的生产和供应业	36	6.35%
E	建筑业	9	1.59%
F	交通运输、仓储业	23	4.06%
G	信息技术业	97	17.11%
H	批发和零售贸易	26	4.59%
J	房地产业	20	3.53%
K	社会服务业	17	3%
L	传播与文化产业	25	4.41%
M	综合类	14	2.47%
合计		567	100%

样本的年度分布见表2。可以看出,2008年以后年度的样本数量明显增多,可能与国内创业板市场明确开通,吸引许多上市公司参与创业投资活动有关。2001年的样本数量较多,则可能与当时的互联网投资热潮有关。

#### (二)变量测量

研究所用变量的定义见表3。

1. 因变量,投资企业的技术创新绩效( $ALLP_{i,t-t_4}$ )。关于技术创新绩效,已有研究中有的采用R&D支出等投入指标测量,更多的研究采用诸如新产品发布、专利申请和专利引

表2 样本的年度分布

年度	样本数量	占比
2001	103	18.17%
2002	49	8.64%
2003	40	7.05%
2004	34	6%
2005	16	2.82%
2006	22	3.88%
2007	43	7.58%
2008	67	11.82%
2009	52	9.17%
2010	141	24.87%
合计	567	100%

用等产出指标。参照公司创业投资领域的相关研究(Dushnitsky和Lenox,2005b;Wadhwa和Kotha,2006;万坤扬和陆文聪,2014;Pahnke等,2015;Wadhwa等,2016),本文选择滞后的专利产出作为测量指标。

一方面,国内知识产权保护制度不够完善,专利引用不规范。另一方面,投资企业需要花费时间吸收从公司创业投资活动中获取的知识并转化为专利产出,且发明专利的申请周期较长。鉴于上述情况,本文采用投资企业在进行公司创业投资后的第2至第4年( $t_2-t_4$ )间获得授权的发明专利、实用新型和外观设计数量测量投资企业的技术创新绩效。考虑到上市公司的专

利申请往往通过子公司进行,本文的专利授权数量中包含了当年上市公司控股子公司获得授权的专利。专利数据通过手工从佰腾专利检索数据库中收集,然后按照上市公司和年度分类汇总。

表3 变量定义

变量名	变量定义	变量类型
$ALLP_{t-4}$	发生公司创业投资后第2—4年间专利授权总数。	离散变量
$CVCN$	样本企业在当年进行公司创业投资的次数。	离散变量
$EU$	发生公司创业投资前5年年份对行业销售收入回归系数的标准误。	连续变量
$TER$	发生公司创业投资当年企业技术人员占员工总数的比例。	连续变量
$LNFA$	企业年龄的自然对数。	连续变量
$LNTA$	发生公司创业投资前一年总资产的自然对数。	连续变量
$FR$	发生公司创业投资前一年自由现金流与销售收入之比。	连续变量
$GR$	发生公司创业投资前一年销售收入增长率。	连续变量
$CVCE$	之前是否进行过公司创业投资:0,否;1,是。	虚拟变量
$ALLP_{t-1}$	发生公司创业投资前1年专利授权总数。	离散变量
$Year\ Dummies$	2002—2010年共计9个年份虚拟变量。	虚拟变量

2. 自变量,公司创业投资数量( $CVCN$ )。参照Wadhwa和Kotha(2006)和Lee等(2015)的做法,以年度投资笔数衡量公司创业投资数量。企业可以通过两种模式参与创业投资活动:直接投资创业企业;通过参股、控股VC基金间接投资。本文按照公司创业投资领域中广泛接受的定义(Gompers和Lerner,2000;Allen和Hevert,2007),将上述直接投资和间接投资两种模式均认定为公司创业投资,以投资企业在一年中进行公司创业投资的次数来衡量公司创业投资数量。

3. 调节变量。(1)环境不确定性( $EU$ )。环境不确定性是指特定行业内不可预测性的程度,参考Keats和Hitt(1988)和Park和Steensma(2012)的做法,本文以投资企业所在行业整体销售收入的波动来测量环境不确定性。参照Keats和Hitt(1988),本文使用最小二乘法(OLS)估计投资企业进行公司创业投资的年度之前5年( $t-5$ 至 $t-1$ 年)其所处行业的行业销售收入回归系数的标准误,回归模型如下:

$$sales = \alpha + \beta Year + \varepsilon \quad (1)$$

其中,Sales为行业销售收入的自然对数;Year为年度; $\alpha$ 为常数项; $\beta$ 为回归系数; $\varepsilon$ 为误差项。所用行业以证监会《上市公司行业分类指引2001》为基准,行业销售收入数据主要来自国家统计局公布的统计数据,对于国家统计局行业统计中没有包含的少数行业,例如软件业、广播电影电视业等,通过检索这些行业的统计年鉴获取行业销售收入的统计数据。业务领域涉及多个行业的上市公司,本文采用每个行业销售收入占各行业总额的比重作为权数,计算出该上市公司业务所涉及行业回归系数标准误的加权平均值作为EU的观测值。

(2)内部技术创新投入( $TER$ )。通常企业内部的技术投入以R&D经费或者技术人力资源投入来衡量。由于国内许多上市公司不披露R&D支出数据,多数样本无法获得相应数据。因此,本文参考国内相关研究(徐宁和徐向艺,2012;李小青和胡朝霞,2016),以投资企业技术人员占企业员工的比重来测量内部技术创新投入的强度。鉴于企业研发人员越多,其创新绩效可能越高,本文也参照(Wadhwa和Kotha,2006)的做法将其作为控制变量。投资企业技术人员和员工总数的数据来自Wind数据库。

4. 控制变量。参照相关研究(Dushnitsky和Lenox,2005b;Wadhwa和Kotha,2006;鞠晓生等,2013;Wadhwa等,2016),本文选取了如下控制变量:(1)投资企业的年龄( $LNFA$ ),自投资企业成立到发生公司创业投资年度的年数,取自然对数。(2)投资企业的规模( $LNFS$ ),投资企业作出公司创业投资前一年末( $t-1$ 年)总资产的自然对数。(3)投资企业的财务资源( $FR$ ),控制不



同企业资金实力差异对创新绩效的影响,该指标为公司创业投资前一年投资企业的自由现金流占销售收入的比重。(4)业务增长率(*GR*),用来控制企业的投资机会,该指标为发生公司创业投资一年前(*t-1*)投资企业销售收入相对两年前(*t-2*)的增长率。上述控制变量的数据来自CSMAR数据库。(5)投资企业的公司创业投资经验(*CVCE*),企业开展公司创业投资的经验越丰富,其通过公司创业投资活动进行组织学习的能力越强。鉴于样本中很多企业是第一次进行公司创业投资,本文采用虚拟变量来测量投资企业的公司创业投资经验,截止到投资前一年年末(*t-1*)投资企业参与过公司创业投资取值为1,否则取值为0。数据来自作者建立的沪深上市公司创业投资数据库。(6)投资企业投资前一年(*t-1*)的专利授权数量(*ALLP<sub>t-1</sub>*),控制不同企业创新能力的差异对创新绩效的影响,数据来源和收集方法与因变量相同。(7)投资年度(*year dummies*),引入9个年份虚拟变量,控制不同年份宏观环境的差异对企业创新绩效的影响。

#### 四、实证分析结果

##### (一)描述性统计

样本数据的描述性统计和相关系数见表4。*ALLP<sub>t-4</sub>*的均值为235.91,表明样本上市企业在进行公司创业投资后第2到第4年间的专利授权数量较为可观,但是数据过度分散(方差 $1360.98^2 > 235.91$ ),应选择负二项回归模型进行回归分析。*CVCN*的均值为1.334,表明总体而言,沪深上市公司每年进行的公司创业投资活动并不频繁。*TER*的均值为0.209,表明样本企业中技术人员占总体员工的比例较高。*CVCE*的均值为0.444,表明样本中接近一半的上市公司是第一次进行公司创业投资。变量间的相关系数矩阵显示,*CVCN*与*ALLP<sub>t-4</sub>*的相关系数不显著,表明两者之间无线性关系。*ALLP<sub>t-1</sub>*与*ALLP<sub>t-4</sub>*之间存在强相关关系( $r=0.622$ ),*LNTA*和*CVCE*也分别与*ALLP<sub>t-4</sub>*之间存在显著的相关关系。

表4 描述性统计与相关系数

变量	均值	标准差	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1. <i>ALLP<sub>t-4</sub></i>	235.91	1360.98	1								
2. <i>CVCN</i>	1.334	0.871	0.046	1							
3. <i>EU</i>	1.026	0.107	-0.006	-0.036	1						
4. <i>TER</i>	0.209	0.321	0.031	-0.027	-0.01	1					
5. <i>LNFA</i>	2.276	0.517	0.05	0.054	-0.130*	-0.029	1				
6. <i>LNTA</i>	12.336	1.046	0.345***	0.152***	0.003	-0.093*	0.340***	1			
7. <i>FR</i>	-0.039	0.174	0.001	-0.007	0.005	-0.093*	0.194***	0.146***	1		
8. <i>GR</i>	0.264	0.674	-0.003	-0.016	0.001	0.039	0.068	0.031	0.034	1	
9. <i>CVCE</i>	0.444	0.497	0.122**	0.171***	0.058	0.053	0.212***	0.258***	0.185***	0.02	1
10. <i>ALLP<sub>t-1</sub></i>	49.638	374.087	0.622***	0.048	-0.012	0.036	0.068	0.300***	0.03	0.01	0.113**

注: $N=567$ ; \*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%水平上显著。

##### (二)回归模型

鉴于因变量的数据过度分散,本文使用负二项回归模型进行分析。参照Aiken和West(1991)的建议,在生成平方项和交互项时对自变量和调节变量分别进行了中心化处理,以避免回归模型的多重共线性问题。

回归结果见表5中模型(1)~(5)。模型(1)是仅引入控制变量的回归模型,结果显示,回归模型在1%水平上显著,*TER*的回归系数为正值但不显著( $P>0.1$ ),*LNTA*、*CVCE*和*ALLP<sub>t-1</sub>*的回归系数均为正值且分别在1%、10%和5%的水平上显著。



表5 负二项回归结果

变量	ALLP <sub>t-4</sub>				IP <sub>t-4</sub>			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>CVCN</i>		0.427 <sup>†</sup> (0.249)	0.408 (0.249)	1.214** (0.407)	1.224** (0.410)	0.742** (0.274)	1.687** (0.613)	1.763** (0.614)
<i>CVCN</i> <sup>2</sup>		-0.098* (0.039)	-0.096* (0.039)	-0.243*** (0.066)	-0.234*** (0.065)	-0.133*** (0.037)	-0.294** (0.093 8)	-0.290** (0.088 5)
<i>EU</i>			-2.064*** (0.452)	-63.11** (21.68)	-60.78** (22.97)		-82.13* (34.58)	-91.63* (36.91)
<i>CVCN</i> × <i>EU</i>				72.29** (25.81)	69.27* (27.32)		94.05* (40.57)	104.7* (42.96)
<i>CVCN</i> <sup>2</sup> × <i>EU</i>				-11.23** (4.279)	-10.44* (4.523)		-13.68* (6.113)	-14.90* (6.297)
<i>CVCN</i> × <i>TER</i>					3.592*** (0.905)			6.397*** (1.687)
<i>CVCN</i> <sup>2</sup> × <i>TER</i>					-0.368* (0.143)			-0.724** (0.250)
<i>TER</i>	0.323 (0.421)	0.327 (0.411)	0.301 (0.400)	0.314 (0.416)	-3.378*** (0.808)	0.894 <sup>†</sup> (0.542)	0.980 <sup>†</sup> (0.557)	-5.922*** (1.487)
<i>LNFA</i>	-0.063 (0.232)	-0.041 (0.236)	-0.070 (0.235)	-0.031 (0.233)	0.065 (0.234)	-0.152 (0.234)	-0.131 (0.226)	0.0295 (0.219)
<i>LNTA</i>	0.459*** (0.116)	0.458*** (0.117)	0.461*** (0.116)	0.458*** (0.116)	0.433*** (0.113)	0.580*** (0.143)	0.574*** (0.142)	0.531*** (0.136)
<i>FR</i>	-0.579 (0.524)	-0.604 (0.524)	-0.593 (0.522)	-0.594 (0.502)	-0.492 (0.484)	-1.170 <sup>†</sup> (0.613)	-1.321* (0.565)	-1.387** (0.533)
<i>GR</i>	0.328 (0.221)	0.298 (0.222)	0.300 (0.222)	0.394 <sup>†</sup> (0.225)	0.148 (0.237)	0.540* (0.247)	0.639** (0.245)	0.346 (0.270)
<i>CVCE</i>	0.349 <sup>†</sup> (0.210)	0.347 (0.213)	0.372 <sup>†</sup> (0.214)	0.409 <sup>†</sup> (0.214)	0.338 <sup>†</sup> (0.205)	0.492* (0.219)	0.578** (0.215)	0.589** (0.204)
<i>ALLP<sub>t-1</sub> / IP<sub>t-1</sub></i> <sup>#</sup>	0.006* (0.003)	0.006* (0.003)	0.006* (0.003)	0.006 <sup>†</sup> (0.003)	0.005 <sup>†</sup> (0.003)	0.006* (0.003)	0.005 <sup>†</sup> (0.003)	0.005 <sup>†</sup> (0.003)
<i>Year Dummies</i>	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included
<i>_cons</i>	-3.461** (1.308)	-3.844** (1.275)	-1.699 (1.354)	60.22** (21.78)	58.59* (23.16)	-7.465*** (1.597)	76.02* (34.69)	87.12* (37.13)
<i>df</i>	16	18	19	21	23	18	21	23
<i>Log Likelihood</i>	-2392.0	-2389.6	-2388.4	-2385.1	-2380.2	-1930.3	-1925.9	-1915.6
<i>Wald χ<sup>2</sup></i>	178.4***	180.0***	232.0***	293.7***	479.0***	271.4***	386.1***	535.3***

注： $N=567$ ；<sup>†</sup>、\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%、1%水平上显著；括号中为稳健标准误；<sup>#</sup>模型(6)—(8)中该控制变量为 $IP_{t-1}$ 。

模型(2)引入了自变量*CVCN*及其平方项。结果显示，*CVCN*平方项的回归系数为负值(-0.098)且在5%水平上显著，*CVCN*一次项的回归系数为正值(0.427)，表明*CVCN*与因变量 $ALLP_{t-4}$ 之间存在着显著的倒U形非线性关系，假设1得到支持。

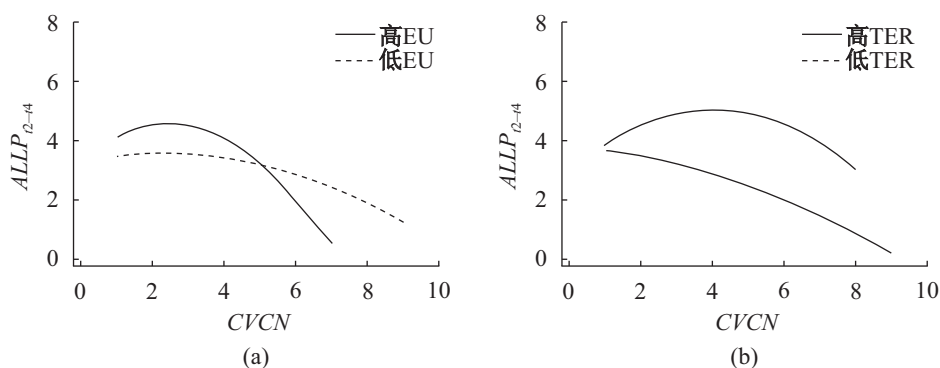
模型(3)引入了调节变量*EU*，结果显示，*EU*的回归系数为负值(-2.064)且在1%水平上显著。模型(4)引入了*CVCN*、*CVCN*<sup>2</sup>与*EU*的交互项*CVCN*×*EU*和*CVCN*<sup>2</sup>×*EU*，结果显示，*CVCN*×*EU*的回归系数为正值(72.29)且在1%水平上显著，*CVCN*<sup>2</sup>×*EU*的回归系数为负值(-11.23)且在1%水平上显著，表明*EU*对*CVCN*与 $ALLP_{t-4}$ 之间的关系存在显著的调节效应。

模型(5)引入了*CVCN*与*TER*的交互项*CVCN*×*TER*和*CVCN*<sup>2</sup>×*TER*，结果显示，*CVCN*×*TER*的回归系数为正值(3.592)且在1%水平上显著，*CVCN*<sup>2</sup>×*TER*的回归系数为负值

(-0.368)且在5%水平上显著,表明TER对CVCN与ALLP<sub>t2-t4</sub>之间的关系存在显著的调节效应。

回归方程虽然说明EU和TER的调节效应显著,但不能说明上述调节效应是否与研究假设一致。为此,本文引入调节效应分析并绘制调节效应图来进一步确认调节效应是否与假设2和假设3一致。参照Haans等(2016)的建议,我们检查了EU和TER是否使得CVCN与ALLP<sub>t2-t4</sub>之间倒U形曲线的拐点偏移以及陡峭程度发生变化。首先,拐点的移动方向由自变量和交互项系数共同决定,经计算 $\beta_{CVCN}\beta_{CVCN^2 \times EU} - \beta_{CVCN^2}\beta_{CVCN \times EU} = 3.933$ , $\beta_{CVCN}\beta_{CVCN^2 \times TER} - \beta_{CVCN^2}\beta_{CVCN \times TER} = 0.390$ ,可知调节变量EU和TER的增加均会使得CVCN与ALLP<sub>t2-t4</sub>之间倒U形曲线的顶点向右移动。其次,负二项回归为非线性模型,调节效应导致曲线陡峭程度的变化不能简单地看 $\beta_{CVCN^2 \times TER}$ 的符号,本文参照Haans等(2016)的建议,设定两个合理的调节变量值 $Z_2$ 、 $Z_1$ ( $Z_2 > Z_1$ ),分别估计出这两个值下面CVCN与ALLP<sub>t2-t4</sub>关系曲线的顶点 $X_1^*$ 和 $X_2^*$ ( $X_i^* = \frac{-\beta_{CVCN} - \beta_{CVCN \times Moderator} Z_i}{2\beta_{CVCN^2} - \beta_{CVCN^2 \times Moderator} Z_i}$ ,其中Moderator表示调节变量,即EU和TER,下同。),设定一个较小的值 $a > 0$ ,估计出曲线在 $X_1^* - a$ 和 $X_2^* - a$ 处的斜率 $S_1$ 和 $S_2$ ( $S_i = \beta_{CVCN} + 2\beta_{CVCN^2}(X_i^* - a) + \beta_{CVCN \times Moderator} Z_i + 2\beta_{CVCN^2 \times Moderator} Z_i$ )。本文设定EU的 $Z_2 = 1.029$ 、 $Z_1 = 1.008$ ,得到 $X_1^* = 3.20348$ 和 $X_2^* = 3.20376$ ,设定 $a = 0.2$ ,得到 $S_1 = 4.625$ 、 $S_2 = 4.720$ ,由 $S_2 > S_1$ 可知EU增大会使得CVCN与ALLP<sub>t2-t4</sub>之间倒U形曲线变得陡峭。设定TER的 $Z_2 = 0.3$ 、 $Z_1 = 0.1$ ,得到 $X_1^* = 2.92319$ 和 $X_2^* = 3.34146$ ,设定 $a = 0.2$ ,得到 $S_1 = 0.108$ 、 $S_2 = 0.138$ ,由 $S_2 > S_1$ 得知TER增大会使得CVCN与ALLP<sub>t2-t4</sub>之间倒U形曲线变得陡峭。

为更加直观地展示调节效应,本文以两个调节变量的中值(EU和TER呈偏态分布,故未采用均值)将数据分别分为两组,再针对每个调节变量运用回归方程分别绘制出两个分组中CVCN的主效应曲线(见图2)。图中(a)展示了EU的调节效应,可以看出,高EU组中曲线的陡峭程度明显大于低EU组,顶点也偏右,与前面参数计算的结论完全一致。图中(b)展示了TER的调节效应,可以看出,高TER组中为较为陡峭的倒U形形态,而低TER组则呈现为向右下方倾斜的曲线,可以观察到调节效应使得曲线变陡峭,顶点大幅度向右侧移动,与前面参数计算的结论一致。综上,假设2和假设3均得到数据分析结果的支持。



注:预测效应是在其他变量为均值时所作估计。

图2 EU、TER的调节效应

### (三)稳健性检验

本文采用更换因变量的方法进行了稳健性检验。相对于实用新型和外观设计,发明专利的原创性和技术含量更高,对于企业而言是更加重要的创新成果(刘思明等,2015),更具有突破

性创新的特征(钟昌标等,2014)。因此,我们将投资企业在进行公司创业投资后第2至4年间发明专利的授权数量( $IP_{t2-4}$ )作为替代变量,进行了回归分析。回归结果见表5中的模型(6)—(8):模型(6)中 $CVCN^2$ 的回归系数为负值(-0.133)且在1%水平上显著;模型(7)中交互项 $CVCN \times EU$ 的回归系数为正值(94.05)且在5%水平上显著, $CVCN^2 \times EU$ 的回归系数为负值(-13.68)且在5%水平上显著;模型(8)中交互项 $CVCN \times TER$ 的回归系数为正值(6.397)且在1%水平上显著, $CVCN^2 \times TER$ 的回归系数为负值(-0.724)且在1%水平上显著。上述结果与 $ALLP_{t2-4}$ 作为因变量的回归结论完全一致。

考虑到公司创业投资对技术创新产出影响的时滞有可能会随着时间推移而发生变化,本文还分别以公司创业投资滞后2年、3年、4年的专利授权数量( $ALLP_{t2}$ 、 $ALLP_{t3}$ 、 $ALLP_{t4}$ )作为因变量进行回归,结果表明所有模型中自变量、交互项结果均显著〔 $ALLP_{t4}$ 为因变量的模型中 $CVCN^2 \times EU$ 的回归系数在10%水平上显著( $P=0.055$ )〕,且回归系数的符号方向也与表5中的结果一致。

## 五、结论与讨论

本文基于实物期权和组织学习理论,构建了公司创业投资对投资企业技术创新绩效影响机制的理论模型,基于2001—2010年沪深上市公司样本的实证分析表明:(1)公司创业投资数量与投资企业技术创新绩效之间存在显著的倒U形非线性关系。该结论为Wadhwa和Kotha(2006)、Lee等(2015)等研究的结论提供了来自中国情境的实证证据。(2)环境不确定性显著正向调节公司创业投资数量与投资企业技术创新绩效间的关系,即在高度不确定性环境下,公司创业投资数量与投资企业技术创新绩效间的倒U形曲线的顶点右移、变得更加陡峭,说明高度不确定性环境下,投资企业作出适度数量的公司创业投资时可以获得更多的技术创新产出。(3)企业内部技术创新投入显著正向调节公司创业投资数量与投资企业技术创新绩效间的关系,即在高内部技术创新投入情况下,公司创业投资数量与投资企业技术创新绩效间的倒U形曲线的顶点右移、变得更加陡峭,说明在高技术创新投入情况下,投资企业能够从公司创业投资中获取更大的技术创新产出。

本文可能的理论贡献如下:

(1)为公司创业投资实物期权属性对投资企业创新绩效的影响提供了直接的实证证据。公司创业投资实物期权属性对企业创新的影响近年来受到学者们的广泛关注(乔明哲等,2012),学者们从理论论证(Ireland和Webb,2007;Vanhaverbeke等,2008),企业参与公司创业投资活动的活跃程度(Sahaym等,2010),公司创业投资与企业使用并购(Tong和Li,2011)、战略联盟(Van de Vrande和Vanhaverbeke,2013)等战略手段之间的关系,公司创业投资对企业价值(Yang等,2014)以及投资企业技术多样性(Lee和Kang,2015)的影响等相关问题开展了研究。但是,迄今仍然缺乏直接的实证证据。本文将实物期权理论与组织学习理论相结合,实证分析了环境不确定性这一实物期权要素对公司创业投资与企业技术创新绩效之间关系的调节作用,为上述理论逻辑提供了最为直接的实证证据。

(2)揭示了企业通过公司创业投资活动获得的外部创新资源与自身内部创新投入之间的互补效应。有关开放式创新的研究表明,企业内部研发与外部创新搜寻活动之间存在互补关系(Laursen和Salter,2006)。公司创业投资是企业从外部获取创新的一种重要战略手段(Allen和Hevert,2007),有关研究显示,企业吸收能力对于企业通过公司创业投资获取创新成果十分重要(Dushnitsky和Lenox,2005b;Wadhwa和Kotha,2006)。本文进一步深化了对该问题的认识:首先,为公司创业投资获得的外部创新资源与内部创新投入之间的互补机制提供了实证证据;

其次,本文的交互效应分析显示,低内部创新投入一组中,公司创业投资数量的增加反而遏制技术创新产出。我们认为其原因可能在于缺乏内部技术创新能力时,企业难以从大量的外部公司创业投资活动中有效识别、利用创新资源。也由于将过多资源投入外部,挤占了内部创新资源,反而导致技术创新绩效下降。这表明两者之间的交互作用是复杂的,没有内部创新投入,外部公司创业投资不仅不能提升创新绩效,甚至还可能是有害的。当然,这也给相关实物期权研究带来了启示,即不仅要关注外部环境不确定性、投资不可逆性等因素对实物期权价值的影响,还需要考虑企业内部相关资源的影响。

本文的不足之处在于:首先,企业内部技术创新投入除了人力资源投入以外,还有R&D经费的投入,由于数据严重缺失,本文在测量内部技术创新投入时未能加入R&D经费指标;其次,本文因变量为专利授权数量,在企业经营中,技术创新能够产生多大价值不仅取决于技术成果的先进水平,还取决于能否将其成功商业化。因此,运用包含技术商业化的新产品、新服务测量技术创新绩效,有可能从另外一个角度带来新的认识。当然,上述不足之处也给未来研究指明了改进方向。

### 主要参考文献

- [1]鞠晓生,卢荻,虞义华.融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性[J].经济研究,2013,(1):4-16.
- [2]李小青,胡朝霞.科技创业企业董事会认知特征对技术创新动态能力的影响研究[J].管理学报,2016,(2):248-257.
- [3]林子尧,李新春.公司创业投资与上市公司绩效:基于中国数据的实证研究[J].南方经济,2012,(6):3-14.
- [4]刘思明,侯鹏,赵彦云.知识产权保护与中国工业创新能力——来自省级大中型工业企业面板数据的实证研究[J].数量经济技术经济研究,2015,(3):40-57.
- [5]乔明哲,陈忠卫,杜运周,等.国外公司创业投资中组织间学习研究述评[J].管理学报,2012,(10):1554-1561.
- [6]乔明哲,杜运周,吴为民.国外公司创业投资的研究现状与未来展望——基于英文期刊文献的分析[J].北京工商大学学报(社会科学版),2014,(6):63-72,93.
- [7]万坤扬,陆文聪.公司创业投资与企业技术创新——吸收能力、卷入强度和治理结构的调节作用[J].科学学与科学技术管理,2014,(11):117-128.
- [8]徐宁,徐向艺.控制权激励双重性与技术创新动态能力——基于高科技上市公司面板数据的实证分析[J].中国工业经济,2012,(10):109-121.
- [9]钟昌标,黄远浙,刘伟.新兴经济体海外研发对母公司创新影响的研究——基于渐进式创新和颠覆式创新视角[J].南开经济研究,2014,(6):91-104.
- [10]Aiken L S, West S G. Multiple regression: Testing and interpreting interactions[M]. Thousand Oaks, CA, USA: SAGE, 1991.
- [11]Allen S A, Hevert K T. Venture capital investing by information technology companies: Did it pay?[J]. Journal of Business Venturing, 2007, 22(2): 262-282.
- [12]Basu S, Wadhwa A. External venturing and discontinuous strategic renewal: An options perspective[J]. Journal of Product Innovation Management, 2013, 30(5): 956-975.
- [13]Benson D, Ziedonis R H. Corporate venture capital and the returns to acquiring portfolio companies[J]. Journal of Financial Economics, 2010, 98(3): 478-499.
- [14]Chesbrough H. Open innovation: The new imperative for creating and profiting from technology[M]. Boston: Harvard Business School Press, 2003.
- [15]Chesbrough H W. Making sense of corporate venture capital[J]. Harvard Business Review, 2002, 80(3): 90-9, 133.
- [16]Dushnitsky G, Lenox M J. When do firms undertake R&D by investing in new ventures?[J]. Strategic Management Journal, 2005a, 26(10): 947-965.
- [17]Dushnitsky G, Lenox M J. When do incumbents learn from entrepreneurial ventures? Corporate venture capital and investing firm innovation rates[J]. Research Policy, 2005b, 34(5): 615-639.



- [18]Dushnitsky G, Lenox M J. When does corporate venture capital investment create firm value?[J]. *Journal of Business Venturing*, 2006, 21(6): 753–772.
- [19]Dushnitsky G. Riding the next wave of corporate venture capital[J]. *Business Strategy Review*, 2011, 22(3): 44–49.
- [20]Engel J S. Accelerating corporate innovation: Lessons from the venture capital model[J]. *Research-Technology Management*, 2011, 54(3): 36–43.
- [21]Gompers P A. Corporations and the financing of innovation: The corporate venturing experience[J]. *Economic Review*, 2002, 87(4): 1–17.
- [22]Gompers P A, Lerner J. The determinants of corporate venture capital successes: Organizational structure, incentives, and complementarities[A]. Morck R K. *Concentrated corporate ownership*[M]. USA: University of Chicago Press, 2000: 17–54.
- [23]Haans R F J, Pieters C, He Z L. Thinking about U: Theorizing and testing U-and inverted U-shaped relationships in strategy research[J]. *Strategic Management Journal*, 2016, 37(7): 1177–1195.
- [24]Henderson R. Underinvestment and incompetence as responses to radical innovation: Evidence from the photolithographic alignment equipment industry[J]. *Rand Journal of Economics*, 1993, 24(2): 248–270.
- [25]Ireland D R, Webb J W. Strategic entrepreneurship: Creating competitive advantage through streams of innovation[J]. *Business Horizons*, 2007, 50(1): 49–59.
- [26]Jensen M C. The modern industrial revolution, exit, and the failure of internal control systems[J]. *The Journal of Finance*, 1993, 48(3): 831–880.
- [27]Keats B W, Hitt M A. A causal model of linkages among environmental dimensions, macro organizational characteristics, and performance[J]. *Academy of Management Journal*, 1988, 31(3): 570–598.
- [28]Keil T, Autio E, George G. Corporate venture capital, disembodied experimentation and capability development[J]. *Journal of Management Studies*, 2008a, 45(8): 1475–1505.
- [29]Keil T. Building external corporate venturing capability[J]. *Journal of Management Studies*, 2004, 41(5): 799–825.
- [30]Keil T, Maula M, Schildt H, et al. The effect of governance modes and relatedness of external business development activities on innovative performance[J]. *Strategic Management Journal*, 2008b, 29(8): 895–907.
- [31]Lahiri N, Narayanan S. Vertical integration, innovation, and alliance portfolio size: Implications for firm performance[J]. *Strategic Management Journal*, 2013, 34(9): 1042–1064.
- [32]Laursen K, Salter A. Open for innovation: The role of openness in explaining innovation performance among U.K. manufacturing firms[J]. *Strategic Management Journal*, 2006, 27(2): 131–150.
- [33]Lee S M, Kim T, Jang S H. Inter-organizational knowledge transfer through corporate venture capital investment[J]. *Management Decision*, 2015, 53(7): 1601–1618.
- [34]Lee S U, Kang J. Technological diversification through corporate venture capital investments: Creating various options to strengthen dynamic capabilities[J]. *Industry and Innovation*, 2015, 22(5): 349–374.
- [35]Maula M V J, Keil T, Zahra S A. Top management's attention to discontinuous technological change: Corporate venture capital as an alert mechanism[J]. *Organization Science*, 2013, 24(3): 926–947.
- [36]Narayanan V K, Yang Y, Zahra S A. Corporate venturing and value creation: A review and proposed framework[J]. *Research Policy*, 2009, 38(1): 58–76.
- [37]Pahnke E C, Katila R, Eisenhardt K M. Who takes you to the dance? How partners' institutional logics influence innovation in young firms[J]. *Administrative Science Quarterly*, 2015, 60(4): 596–633.
- [38]Park H D, Steensma H K. When does corporate venture capital add value for new ventures?[J]. *Strategic Management Journal*, 2012, 33(1): 1–22.
- [39]Sahaym A, Steensma H K, Barden J Q. The influence of R&D investment on the use of corporate venture capital: An industry-level analysis[J]. *Journal of Business Venturing*, 2010, 25(4): 376–388.
- [40]Tong T W, Li Y. Real options and investment mode: Evidence from corporate venture capital and acquisition[J]. *Organization Science*, 2011, 22(3): 659–674.
- [41]Van de Vrande V, Vanhaverbeke W. How prior corporate venture capital investments shape technological alliances: A real

- options approach[J]. *Entrepreneurship Theory and Practice*, 2013, 37(5): 1019–1043.
- [42] Vanhaverbeke W, Van de Vrande V, Chesbrough H. Understanding the advantages of open innovation practices in corporate venturing in terms of real options[J]. *Creativity and Innovation Management*, 2008, 17(4): 251–258.
- [43] Wadhwa A, Basu S. Exploration and resource commitments in unequal partnerships: An examination of corporate venture capital investments[J]. *Journal of Product Innovation Management*, 2013, 30(5): 916–936.
- [44] Wadhwa A, Kotha S. Knowledge creation through external venturing: Evidence from the telecommunications equipment manufacturing industry[J]. *Academy of Management Journal*, 2006, 49(4): 819–835.
- [45] Wadhwa A, Phelps C, Kotha S. Corporate venture capital portfolios and firm innovation[J]. *Journal of Business Venturing*, 2016, 31(1): 95–112.
- [46] Yang Y, Narayanan V K, De Carolis D M. The relationship between portfolio diversification and firm value: The evidence from corporate venture capital activity[J]. *Strategic Management Journal*, 2014, 35(13): 1993–2011.

## Corporate Venture Capital and Technological Innovation Performance from a Real Option Perspective

Qiao Mingzhe<sup>1,2</sup>, Zhang Yuli<sup>1</sup>, Zhang Weiqian<sup>2</sup>, Yu Xingxing<sup>2</sup>

(1. *School of Business, Nankai University, Tianjin 300071, China*; 2. *School of Finance and Management, Shanghai University of International Business and Economics, Shanghai 201620, China*)

**Summary:** Compared with new ventures, established firms are difficult to flexibly respond to external environment changes because of their low efficiency in internal innovation activities. With increasing environment uncertainty, the trajectory of technology innovation becomes more and more unpredictable, and corporate venture capital (CVC) has become an important strategic method to incumbents for acquiring innovation resources from new ventures, and rises rapidly in practice. CVC could help incumbents to configure technology real options more effectively through investing a variety of new ventures, thereby enabling them to explore innovation opportunities in much more wide areas. Researches have provided considerable empirical evidence in the positive effect of CVC investment on incumbents' innovation performance, but there still lacks direct evidence in the effects of CVC real option attributes on investor firms' technological innovation performance. Therefore, we carry out an empirical research based on real options and organizational learning theories to answer following questions: first, could CVC investment improve investor firms' technological innovation performance under higher uncertain environment? second, could internal innovation input enhance the positive effect of CVC investment on investor firms' technological innovation performance? We employ the data of 376 listed firms from Shanghai and Shenzhen stock markets which have made CVC investment from 2001 to 2014, and analyze them with negative binomial regressions. The results indicate that: (1) there is a significant inverted U-shaped relationship between the number of CVC investment and investor firms' technological innovation performance; (2) environment uncertainty has a significant positive moderating effect on the relationship between CVC investment and investor firms' technological innovation performance; (3) the internal technology innovation input also has a significant positive moderating effect on the relationship between CVC investment and investor firms' technological innovation performance. Our further analysis of moderating effect shows that, under high environment uncertainty

or high level of internal innovation input, the apex of inverted U-shaped curve shifts to right, and the curve becomes steeper, confirming our hypotheses. We also have ran following robust checks. First, we replace the number of three types of patents with the number of invention patents as the dependent variable, as invention is usually more innovative compared with utility model and appearance design. The results are similar to former regressions. Second, considering that the time lag effect of CVC investment on technology innovation might vary with temporal changes, we replace the dependent variable with 2, 3, and 4 years lag patent numbers respectively, and get similar results too. This paper might contribute to the fields of CVC research and real option theory in following issues: firstly, it provides direct empirical evidence for the relationship between CVC's real option attributes and investor firms' technological innovation performance. In terms of the relationship between CVC's real option attributes and investor firms' innovation performance, there are many theoretical analyses but little direct empirical evidence. This paper provides direct empirical evidence with the data drawn from China's listed companies. Secondly, it reveals the complementation effect between external innovation resources acquired from CVC investment and firms' internal resources input in technological innovation. This finding also indicates that within low innovation input group, the increase in the number of CVC investment actually suppresses investor firms' innovation performance. It shows that the value of real options depends on not only external factors such as environment uncertainty and investment irreversibility, but also the support from firm internal related resources. However, our research also has limitations: first, we use technology human resources to measure technological innovation input because many listed firms do not disclose R&D expenditures. Second, the value of technological innovation depends on not only its technological advancement, but also the extent to which a firm could successfully commercialize it. Future researches may attain new knowledge through using new commercialized products/services to measure technological innovation performance.

**Key words:** corporate venture capital; technological innovation; environment uncertainty; innovation input; real option

(责任编辑: 墨 茶)