

持股金融机构、经济政策不确定性与二元创新

沈红亚¹

【摘要】 非金融企业持股金融机构能发挥缓解银企间信息不对称问题与优化金融资源配置的作用，但其能否促进企业的创新投资值得深入研究。选取 2009—2018 年我国沪深 A 股非金融企业作为研究对象，研究持股非上市金融机构对企业二元创新投资的影响，着重考察经济政策不确定性的调节效应。研究结果表明，持股非上市金融机构会抑制企业的二元创新投资，且相比开发式创新投资对企业探索式创新投资的抑制作用更明显。经济政策不确定性的调节作用会缓解企业持股非上市金融机构对探索式创新投资的挤出，但对开发式创新投资不具有显著影响，并且对非高新技术企业和金融监管较弱地区企业的探索式创新投资影响更为显著。

【关键词】 探索式创新 开发式创新 高新技术 金融监管

【中图分类号】 F275.5; F830 **【文献标识码】** A **【文章编号】** 1006-169X (2021) 02-0029-09

一、引言与文献综述

实体产业与金融的结合可分为两种模式，一种是产业资本进入金融行业，另一种是金融资本进入实体产业。由于我国法律限制金融机构投资非金融企业，我国的产融结合主要为第二种。对于非金融企业来说，持股上市金融机构与非上市金融机构的效果明显不同。多数企业持股上市金融机构是出于规避风险或稳定收益的目的，但上市金融机构具有规模大、信息透明度高、股权分散、政府监管严格这类特征，其对持股企业的经营及投资决策的影响有限。而通过区位优势与非上市金融机构建立一种自然联系可能使金融资本与产业资本的融合更为迅速（刘婧等，2019）。因此，随着国内金融业改革开放力度的不断加大，大量非金融企业通过控股、参股非上市金融机构，或者直接设立金融平台、组织等方式投资非上市金融机构。这种融合是社会资源达到有效配置的必经之路，但对于非金融企业来说，投资金融机构对其自身的创新活动会有怎样的影响值得深入讨论。

学者们关于企业持股非上市金融机构对企业创新行为的影响存在分歧。王超恩等（2016）认为制造业企业持股非上市金融机构能够通过有效缓解融资约束来促进企业创新产出。陈美和夏卓秀（2019）发现中央企业内部设立金融机构能够显著促进公司创新投入及产出。谭小芳和张伶俐（2020）采用倾向得分匹配法，从企业持股非上市金融机构模式类型对创新投资和创新产出进行探讨，得出相比于合作型，内设型模式即设立金融子公司能提高研发投资水平，且企业设立金融子公司更能有效调节研发投资所带来的创新产出。然而，李文贵和蔡雍蓉（2019）研究发现企业持股金融机构挤出了企业创新投入与产出，使其面临“脱实向虚”的危险。杨笋等（2019）的研究结果也认为实体企业持股金融机构的产融结合模式对技术创新具有抑制作用。另有王昱等（2019）认为持股金融机构与研发投资存在非线性的特征。徐辉和周孝华（2020）指出企业持股金融机构只能促进实质性创新产出而不能促进策略性创新产出。已有的研究虽较为丰富，但较少关注企业持股金融机构对创新类型的影响，尤其是对创新投资类型的研究。基于二元创新理论（张峰和邱玮，2013），企业的创新投资活动可分为探索式创新投资和开发式创新投资。其中，探索式创新指开发全新的产品与技术，开拓新的市场与新的分销渠道，更为激进，意味着更高的技能知识要求和更大的风险。而开发式创新是指在现有技能知识基础上，对已有产品和技术不断改进以开拓当前市场、提高现有分销渠道效率。这两种创新方式存在本质差异，那么企业持股非上市金融机构是否对企业的探索式创新投资和开发式创新投资产生不同的影响值得进一步研究。

此外，外部动态环境是对企业持股金融机构与企业创新投资决策二者关系影响的重要推动因素之一。基于这一视角，王超

作者简介： 沈红亚（1996-），浙江湖州人，浙江工商大学金融学院，硕士研究生，研究方向为公司金融。

恩等（2016）、吴春雷和张新民（2018）从地区金融发展水平角度研究了企业持股非上市金融机构对创新的影响。葛宝山和何瑾（2019）基于地区知识产权保护程度、产业聚集水平以及经济发展视角进行了研究。而徐辉和周孝华（2020）以政府干预、金融发展以及法治水平这三个维度衡量的制度环境因素，研究其对企业持股金融机构与创新行为关系的调节作用。为促进实体经济又稳又快发展，需要财政、货币、产业、区域等政策的协调配合，政府频繁地调整或出台政策增加了宏观经济政策的不确定性。但鲜有文献研究宏观经济政策不确定性这一外部因素的调节作用。相比于宏观经济波动，政府为稳定宏观经济增长而进行宏观政策的调控，具有较强的主观性和可控性（孟庆斌和师倩，2017）。另外，经济政策不确定性与传统经济政策的调整不同在于，前者改变的是微观企业对未来的预期，因此会对单个企业的行为决策产生影响。宏观经济政策不确定性加大时，企业极有可能采取更为激进的行为，进一步说明在经济政策不确定性的背景下，对企业持股非上市金融机构与二元创新投资行为关系进行研究十分必要。

二、理论分析与研究假设

（一）企业持股非上市金融机构对二元创新投资的影响分析

在当前经济背景下，国内许多实体企业的经营利润率较低，而投资金融资产却能在短期内获得相对较高的收益。基于马科维茨投资组合理论，在资本逐利动机驱使下，企业拥有信贷便利时，并不会增加经营性投资而会增大对金融资产的配置（王红建等，2017）。基于委托代理理论，企业持股金融机构所获得的融资优势会因为管理者为谋求自身利益最大化，将信贷资金过度投资于金融资产而抵消，对企业的创新投资产生不利影响。基于二元创新理论，开发式创新相比于探索式创新，成本较低且能在较短时间内为企业带来预期回报。这意味着相对于开发式创新，企业进行探索式创新的高投入会面临更强的融资约束，对现金流的敏感性更高（唐清泉和肖海莲，2012）。因此，融资约束的缓解不会使企业的创新投资增加，相反企业会将更多资金用于金融资产的配置。基于此，提出如下假设：

H1：企业持股非上市金融机构会对企业二元创新投资产生一定抑制作用，对探索式创新投资的抑制作用更强。

（二）经济政策不确定性的调节效应分析

在鼓励企业进行转型升级的当下，政府会持续出台或者调整有关经济政策支持企业发展，特别是中小企业，以适应经济形势变化。利用宏观政策和微观发展形成的“倒逼”机制，在调整中不断提升，推动企业转型升级。这将导致那些竞争力不强的企业为了防止未来随时可能处于市场弱势而引入与现有产品、服务和市场分离的探索式创新。追求这种创新的企业就可以紧跟经济政策的动态变化，通过创造新产品和服务来满足新兴市场的需求（Zahra, 1996）。处于一个动态外部环境中的企业会更加追求探索式创新来提高其财务绩效，企业过于追求开发式创新反而会降低其绩效，不利于其未来可持续经营（Jansen JJP. et al., 2006）。因此，当外部宏观经济政策不确定性加剧时，持股非上市金融机构的企业出于长远盈利目标，相比于开发式创新投资，对探索式创新投资的抑制作用能得到明显缓解。故提出如下假设：

H2：相比于开发式创新投资，当经济政策不确定增加时，企业持股非上市金融机构对探索式创新投资的抑制作用有所缓解。

（三）基于高新技术产业的经济政策不确定性调节效应分析

在面临经济政策不确定性变化时，企业持股金融机构对其二元创新投资的行为会受到企业是否属于高新技术产业的影响。经济政策不确定性的动态效应会导致“选择效应”的产生（顾夏铭等，2018），即行业竞争加剧，低生产率和创新能力的企业退出市场，高生产率和创新能力的企业占有更多市场资源。一方面，高新技术企业具有知识密集、技术密集等特点，与其他非高新技术企业相比具有更频繁的创新活动，尤其是探索式创新投资会高于非高新技术企业，并且能享受到更多中央及地方配套的各项政策优惠待遇（徐晔和蔡奇翰，2019）。这一特殊性将使企业对宏观经济政策的变动具有更剧烈的反应，高新技术企业持股

金融机构时，激烈的行业竞争会使其进一步增加探索式创新投资。另一方面，由于参股非上市金融机构的高新技术企业本身就具有高强度探索式创新活动，面对宏观经济政策不确定性的动态变化，对其原本的创新决策及有关活动产生的影响程度有限。相反对于持股非上市金融机构的非高新技术企业，多数企业的创新水平不足以及缺乏有效的激励政策。结合上文分析，宏观经济政策不确定性加剧时，非高新技术企业面临被市场淘汰的恐慌增大，会积极去开拓新的市场，进而缓解其持股金融机构对探索式创新投资的挤出。基于以上两个方面分析，提出如下假设：

H3：经济政策不确定性增加缓解了企业持股非上市金融机构对探索式创新投资的挤出效应，这一缓解作用在非高新技术企业更为明显。

（四）基于地区金融监管差异的经济政策不确定性调节效应分析

当企业所处地区的金融监管较强时，代表该地区的金融制度等稳定性较强（王韧和张奇佳，2019）。一方面，金融监管的加强减少了金融领域出现的套利和风险衍生行为，金融行业规范和有序的发展减少了为获得短期高额利润的过度金融资产投资行为（唐松等，2020）。在较强的金融监管地区，建立与金融机构的联系能够让企业与金融机构之间的信息不对称问题以及委托代理问题得到缓解，能抑制管理层的机会主义行为，迫使其投资更有利于企业长远发展的创新项目，在经济政策不确定性的选择效应下，更侧重于探索式创新。另一方面，在金融监管较强的地区，监管部门的短期资本流动管理效率较高，当宏观经济政策不确定性加剧引起短期资本的剧烈波动时，市场参与者的恐慌情绪也相对降低，企业日常决策不容易受其变化的不确定性发生显著性改变。然而，当地区金融监管较弱时，较差的金融稳定性和运行效率会增大市场参与者的负面情绪。此外，其构建的银企关系在缺乏较强的外部金融监管下，由于创新项目本身披露信息有限，并未很好地解决内部信息不对称问题（谭小芳和张伶俐，2020），加之宏观经济政策不确定性本身具有的长期选择效应，使其相比金融监管较强地区的企业具有更高的冒险倾向，追逐短期收益的同时，一定程度上也会抑制其对探索式创新投资的挤出作用。据此，提出如下假设：

H4：经济政策不确定性增加缓解了企业持股非上市金融机构对探索式创新投资的挤出效应，这一缓解作用在金融监管程度较弱地区更为明显。

三、研究设计

（一）样本选择

考虑到 2008 年国际金融危机的影响以及数据的可获得性，选择 2009—2018 年沪深 A 股上市公司持股非上市金融机构的数据作为研究对象。持股非上市金融机构的数据来自于 iFinD 数据库，企业探索式、开发式创新投资数据来自于 CCER 数据库，经济政策不确定性来自于 Baker SR. et al. (2016) 编制的，由斯坦福大学和芝加哥大学联合发布的经济政策不确定性指数。金融监管的指标数据来自于国家统计局网站、《中国统计年鉴》和《中国财政年鉴》。其他财务数据来自于 CSMAR 数据库。并对数据进行以下处理：剔除金融类上市公司；剔除 ST、PT 的上市公司；剔除财务数据缺失的公司；剔除资产规模异常增长的公司；为消除极端值的影响，对所有的连续变量进行上下 1%分位缩尾处理，使用软件为 STATA14.0。

（二）变量选取

1. 探索式创新投资和开发式创新投资。采用企业研发费用化支出和企业开发资本化支出，并分别除以总资产以消除规模效应。参考毕晓方等（2017），用研发费用化支出衡量探索式创新，开发资本化支出衡量开发式创新。

2. 企业是否持股金融机构。虚拟变量，若企业持股非上市金融机构则取值为 1，若未持股金融机构则取值为 0。

3. 经济政策不确定性。我国的经济政策不确定性是由 Baker SR. et al. (2016) 基于香港最大的英文报纸《南华早报》编制构建, 该指数通过检索每月报纸中与宏观经济政策相关的关键词如政府、预算、利率等多个词语组合, 经过复合筛选确定文章是否与经济政策不确定性相关, 并将当月有关的文章数量与该月总文章数相除得到一个对经济政策不确定性进行衡量的指标。本文选取其构建的中国月度不确定指数, 参照 Gulen H. & Ion M. (2016) 通过计算其算数平均值的方法转化为年度经济政策不确定性指数, 为保持数量级一致, 再将指数除以 100。

4. 高新技术企业。在界定高新技术产业范围的基础上, 本文选取 2016 年国家修订印发的《高新技术企业认定管理办法》认定的高新技术企业作为依据划分。若企业属于高新技术企业则记为 1, 否则记为 0。

5. 金融监管。参考王韧等 (2019) 选取全国 31 个省 (直辖市、自治区, 不包括港澳台) 的数据, 以区域金融监管支出规模与金融业劳动力投入工资总额之比来衡量该地区金融监管的强度, 企业所在年度区域金融监管强度是否超过年度区域监管强度中位值, 若高于取 1, 低于则取 0。

6. 考虑到其他一些因素对企业持股非上市金融机构和企业二元创新的影响, 结合已有文献, 选取了企业规模、资产净利润率、投资机会、现金流、资本密集度、机构持股、高管薪酬、股权集中度、主营业务增长率、政府补助来作为控制变量, 并固定行业和年份的影响效应。

表 1 变量定义

变量名称	变量符号	变量定义
探索式创新	R	企业研究费用化支出/年末资产总额×100%
开发式创新	D	企业开发资本化支出/年末资产总额×100%
是否持股金融机构	Fin	依据上市公司是否持股非上市金融机构, 若是取 1, 否则取 0
经济政策不确定性	EPU	采用 Baker et al. (2016) 构建的月度经济政策不确定性指数, 转化为年度指标, 并除以 100
规模	Size	年初总资产取对数
资产净利润率	ROA	净利润/总资产×100%
投资机会	TobinQ	市场价值/总资产
现金流	Cashratio	经营活动产生的现金流量净额/年末总资产×100%
资本密集度	TA	固定资产净额/期末总资产
机构持股	Inst	机构持股比例×100%
高管薪酬	MP	前三名高管薪酬总和取对数
股权集中度	Top5	前五大股东持股比例之和
主营业务收入增长率	Growth	(本期主营业务收入-上期主营业务收入)/上期主营业务收入
政府补助	Sub	政府补助金额取对数
是否为高新技术企业	HT	依据是否得到高新技术企业认定, 若是则取值为 1, 否则取 0

金融监管	Super	参考王韧等（2019）采用省级地区金融监管支出/金融业劳动力投入工资总额计算，并按中位值分组。若企业该比值高于中位值，则表示所处地区金融监管强度较高，取值为 1，否则为 0
行业	Ind	若企业处于该行业取值为 1，否则取值为 0
年度	Year	若企业处于该年度取值为 1，否则取值为 0

（三）实证模型

为检验企业持股非上市金融机构对企业的双元创新投资影响构建如下回归模型：

$$\begin{aligned}
 R_{it}(D_{it}) = & \beta_0 + \beta_1 Fin_{it} + \beta_2 Size_{it} + \beta_3 ROA_{it} \\
 & + \beta_4 TobinQ_{it} + \beta_5 Cashratio_{it} + \beta_6 TA_{it} \\
 & + \beta_7 Inst_{it} + \beta_8 MP_{it} + \beta_9 Top5_{it} + \beta_{10} Growth_{it} \\
 & + \beta_{11} Sub_{it} + \beta_{12} \sum Year + \beta_{13} \sum Ind + \varepsilon_{it}
 \end{aligned} \quad (1)$$

为检验经济政策不确定性对企业持股非上市金融机构与双元创新投资关系的调节作用以及其调节作用在不同分组下的差异构建如下模型，并对持股金融机构与经济政策不确定性分别进行去中心化处理。

$$\begin{aligned}
 R_{it}(D_{it}) = & \beta_0 + \beta_1 Fin_{it} + \beta_2 EPU_{it} + \beta_3 Fin_{it} \times EPU_{it} \\
 & + \beta_4 Size_{it} + \beta_5 ROA_{it} + \beta_6 TobinQ_{it} \\
 & + \beta_7 Cashratio_{it} + \beta_8 TA_{it} + \beta_9 Inst_{it} + \beta_{10} MP_{it} \\
 & + \beta_{11} Top5_{it} + \beta_{12} Growth_{it} + \beta_{13} Sub_{it} \\
 & + \beta_{14} \sum Year + \beta_{15} \sum Ind + \varepsilon_{it}
 \end{aligned} \quad (2)$$

四、实证结果及分析

（一）描述性统计分析

表 2 中列示了主要变量的描述性统计结果。其中探索式创新投资的均值为 1.8238%，远大于开发式创新投资 0.1804%，并且进行探索式创新的企业要多于进行开发式创新的企业，从探索式创新和开发式创新的最大值和最小值比较来看，都存在较大差异。持股非上市金融机构的均值达到 21.78%，占比并不高但已具有一定的规模。经济政策不确定性的最大值为 4.6047，最小值为 0.9889，也存在较大差异。

表 2 各变量描述性统计

变量	N	均值	标准差	中位值	最小值	最大值
R	10339	1.8238	1.6493	1.5407	0.0000	8.6980
D	10339	0.1804	0.5694	0.0000	0.0000	3.5952
Fin	10339	0.2178	0.4128	0	0	1
Size	10339	22.0257	1.2823	21.8149	19.6933	26.0239
ROA	10339	3.9129	5.1853	3.5936	-16.9785	18.0430
TobinQ	10339	2.1039	1.2830	1.6882	0.8877	8.5867
Cashratio	10339	4.7423	6.3268	4.5139	-13.8839	23.1040
TA	10339	0.9799	0.6554	0.8393	0.0132	3.1489
Inst	10339	3.8467	5.1717	1.7488	0.0009	26.4564
MP	10339	14.3372	0.6566	14.3102	12.5763	16.2303
Top5	10339	0.5350	0.1553	0.5369	0.1887	0.8898
Growth	10339	0.1296	0.3062	0.0954	-0.5515	2.0680
Sub	10339	15.9074	1.9315	16.0182	5.2178	22.1719
EPU	10339	2.4723	1.2381	1.8129	0.9889	4.6047
HT	10339	0.4203	0.4936	0	0	1
Super	10339	0.4676	0.4990	0	0	1

（二）回归结果分析

本文采用稳健 OLS 回归对模型进行估计，具体回归结果如下所示。

1. 企业持股非上市金融机构对企业二元创新投资

由表 3 中模型（1）、（2）可以看到企业持股非上市金融机构对企业的探索式和开发式创新都存在负向相关，说明企业持股非上市金融机构确实挤出了企业的探索式和开发式创新，并且对探索式创新投资的挤出效应较大，H1 假设得到验证。由于企业持股非上市金融机构对企业二元创新的投入可能存在滞后性，故对延后一期的二元创新投资进行回归作为稳健性检验，结果依然稳健。

表 3 持股非上市金融机构与二元创新投资回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$R_{i,t}$	$D_{i,t}$	$R_{i,t+1}$	$D_{i,t+1}$
Fin	-0.2388*** (-7.2557)	-0.0391*** (-3.0724)	-0.2392*** (-7.0593)	-0.0347*** (-2.7395)
Size	-0.377***	-0.0002	-0.3729***	-0.0082

	(-21.5351)	(-0.0233)	(-20.8361)	(-1.2304)
ROA	0.0111*** (2.9827)	-0.0018 (-1.3364)	0.0083** (2.2327)	-0.0008 (-0.5741)
TobinQ	0.0300* (1.8428)	0.0369*** (5.4921)	-0.0004 (-0.0216)	0.0430*** (5.5446)
Ccashratio	0.0121*** (4.3713)	-0.0009 (-0.8933)	0.0110*** (3.8477)	-0.0011 (-1.1380)
TA	-0.1826*** (-7.0451)	-0.0628*** (-7.1699)	-0.1956*** (-7.4162)	-0.0550*** (-5.6836)
Inst	0.0176*** (5.3171)	0.0025** (2.0412)	0.0165*** (4.8660)	0.0033** (2.5079)
MP	0.3873*** (14.7830)	0.0325*** (3.4167)	0.4140*** (15.3091)	0.0420*** (4.1858)
Top5	0.3411*** (3.6699)	-0.1714*** (-5.0594)	0.1573 (1.6346)	-0.1613*** (-4.3164)
Growth	0.0432 (0.9632)	0.0099 (0.5857)	0.1011** (2.0840)	0.0260 (1.4042)
Sub	0.1299*** (12.7183)	0.0137*** (3.3852)	0.1327*** (12.7149)	0.0158*** (4.5041)
常数	1.4192*** (3.4500)	-0.6069*** (-3.6980)	1.2516*** (2.9614)	-0.6733*** (-4.0123)
年份	Yes	Yes	Yes	Yes
行业	Yes	Yes	Yes	Yes
R ² 值	0.2813	0.1426	0.2724	0.1487
F 值	150.5357	20.9351	144.8066	25.6088
样本量	10339	10339	10081	10081

注：***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的水平下显著，括号内为 t 值。（下同）

2. 经济政策不确定性的调节效应

由表 4 可以看到企业持股非上市金融机构与经济政策不确定性的交互项在探索式创新投资中显著，在模型（1）中，显著为负，抑制了对探索式创新投资的挤出。在模型（2）中，经济政策不确定性不具有显著的调节作用，实证结果与 H2 假设相符。并且在模型（3）、（4）中也未发生变化，结果稳健。

表 4 经济政策不确定性调节效应回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$R_{i,t}$	$D_{i,t}$	$R_{i,t+1}$	$D_{i,t+1}$

Fin	-0.3719*** (-5.5275)	-0.0150 (-0.7128)	-0.3650*** (-5.2924)	-0.0377* (-1.7357)
EPU	0.0874* (1.7748)	0.0508*** (3.8893)	0.0982** (2.0367)	0.0562*** (4.3805)
Fin×EPU	0.0532** (2.1408)	-0.0096 (-0.9984)	0.0497* (1.9522)	0.0012 (0.1260)
Size	-0.3773*** (-21.5719)	-0.0001 (-0.0159)	-0.3732*** (-20.8678)	-0.0082 (-1.2315)
ROA	0.0110*** (2.9687)	-0.0018 (-1.3274)	0.0083** (2.2165)	-0.0008 (-0.5749)
TobinQ	0.0298* (1.8300)	0.0369*** (5.4983)	-0.0005 (-0.0326)	0.0429*** (5.5440)
Ccashratio	0.0121*** (4.3743)	-0.0009 (-0.8940)	0.0110*** (3.8503)	-0.0011 (-1.1378)
TA	-0.1825*** (-7.0427)	-0.0628*** (-7.1715)	-0.1955*** (-7.4163)	-0.0550*** (-5.6841)
Inst	0.0175*** (5.2641)	0.0025** (2.0670)	0.0163*** (4.8218)	0.0033** (2.5058)
MP	0.3876*** (14.8041)	0.0324*** (3.4111)	0.4144*** (15.3278)	0.0420*** (4.1858)
Top5	0.3383*** (3.6386)	-0.1709*** (-5.0471)	0.1540 (1.6004)	-0.1614*** (-4.3207)
Growth	0.0430 (0.9612)	0.0099 (0.5876)	0.1006** (2.0766)	0.0260 (1.4035)
Sub	0.1303*** (12.7835)	0.0136*** (3.3670)	0.1331*** (12.7656)	0.0158*** (4.5038)
常数	1.3081*** (3.0345)	-0.6718*** (-4.0299)	1.1267** (2.5623)	-0.7450*** (-4.3805)
年份	Yes	Yes	Yes	Yes
行业	Yes	Yes	Yes	Yes
R ² 值	0.2816	0.1426	0.2727	0.1487
F 值	146.6191	20.5168	140.7347	25.0375
样本量	10339	10339	10081	10081

3. 经济政策不确定性调节效应的分组检验

(1) 产业特征。由表 5 可以看到，企业持股非上市金融机构与经济政策不确定性交互项在模型 (2) 中显著且符号为正，说明相比高新技术企业，在非高新技术企业样本中，经济政策不确定性加剧，抑制了企业持股非上市金融机构对探索式创新的挤出效应，且在模型 (3)、(4) 中也得到验证。并采用费舍尔组合检验方法并重复 1000 次，对高新技术企业和非高新技术企业两个子样本中持股非上市金融机构与经济政策不确定性的交互项进行组间系数差异检验，由经验 P 值可以看出存在显著性差异，假设 H3 得证。即经济政策不确定性对高新技术企业高强度研发投入的影响有限，而非高新技术企业面对经济政策不确定性的影响，为避免被市场淘汰的威胁，会增大探索式创新投入。

表 5 是否为高新技术企业分组回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$R_{i,t}$		$R_{i,t+1}$	
	HT=1	HT=0	HT=1	HT=0
Fin	-0.2266** (-1.9909)	-0.4857*** (-6.0140)	-0.2267* (-1.9507)	-0.4815*** (-5.8179)
EPU	0.2036*** (3.1611)	-0.0264 (-0.3511)	0.2040*** (3.4401)	-0.0144 (-0.1814)
Fin×EPU	0.0063 (0.1516)	0.0968*** (3.2144)	0.0104 (0.2480)	0.0898*** (2.9008)
Size	-0.4470*** (-15.8525)	-0.3273*** (-14.5191)	-0.4405*** (-15.6353)	-0.3212*** (-13.7870)
ROA	0.0173*** (2.8450)	0.0052 (1.1152)	0.0119* (1.9525)	0.0045 (0.9593)
TobinQ	0.0652** (2.3850)	0.0177 (0.8743)	0.0214 (0.8004)	-0.0034 (-0.1565)
Cashratio	0.0170*** (3.6896)	0.0099*** (2.9299)	0.0158*** (3.4149)	0.0092*** (2.5848)
TA	-0.1523*** (-3.3457)	-0.1541*** (-4.8828)	-0.1461*** (-3.0950)	-0.1712*** (-5.4190)
Inst	0.0188*** (3.5386)	0.0148*** (3.6212)	0.0186*** (3.5258)	0.0133*** (3.0891)
MP	0.4519*** (10.7257)	0.3157*** (9.6398)	0.4815*** (11.1829)	0.3404*** (10.0226)
Top5	0.4525*** (3.1140)	0.2870** (2.4070)	0.2680* (1.8019)	0.0672 (0.5371)
Growth	0.0715 (0.8900)	0.0086 (0.1679)	0.1734** (1.9672)	0.0470 (0.8651)
Sub	0.1631*** (9.5379)	0.1009*** (8.1092)	0.1616*** (9.3748)	0.1062*** (8.2511)
常数	1.2578* (1.8164)	1.9128*** (3.2820)	0.8301 (1.2163)	1.6966*** (2.7939)
年份	Yes	Yes	Yes	Yes
行业	Yes	Yes	Yes	Yes
R ² 值	0.2821	0.2574	0.2669	0.2552
样本量	4345	5994	4282	5799
经验 P 值	0.033**		0.066*	

(2) 区域特征。由表 6 可以看到,企业持股非上市金融机构与经济政策不确定性交互项在模型(2)中显著为正,在模型(1)中不具有显著性,说明在金融监管较弱地区,经济政策不确定性加剧,抑制了企业持股非上市金融机构对探索式创新的挤出效

应，并且由经验 P 值可以得出该交互项组间系数存在显著差异，假设 H4 得证。且在模型（3）、（4）中结果也稳健。

表 6 不同金融监管强度分组回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$R_{i,t}$		$R_{i,t+1}$	
	Super=1	Super=0	Super=1	Super=0
Fin	-0.2408** (-2.3340)	-0.4744*** (-5.3317)	-0.2419** (-2.3104)	-0.4742*** (-5.1537)
EPU	0.2092*** (3.1089)	-0.0376 (-0.5463)	0.1826*** (2.6777)	0.0063 (0.0938)
Fin×EPU	0.0150 (0.4192)	0.0859** (2.4493)	-0.0034 (-0.0938)	0.1018*** (2.8186)
Size	-0.3800*** (-14.9791)	-0.3753*** (-15.4066)	-0.3644*** (-13.6610)	-0.3788*** (-15.4919)
ROA	0.0144*** (2.7388)	0.0072 (1.3939)	0.0116** (2.1737)	0.0054 (1.0240)
TobinQ	0.0562** (2.3394)	0.0066 (0.2938)	0.0128 (0.5221)	-0.0122 (-0.5262)
Cashratio	0.0086** (2.1435)	0.0156*** (4.0855)	0.0069* (1.6732)	0.0150*** (3.7874)
TA	-0.1576*** (-4.1904)	-0.2034*** (-5.6732)	-0.1736*** (-4.5398)	-0.2111*** (-5.7860)
Inst	0.0226*** (4.6440)	0.0121*** (2.6572)	0.0227*** (4.5039)	0.0100** (2.1802)
MP	0.4409*** (12.5642)	0.3318*** (8.4738)	0.4548*** (12.5775)	0.3636*** (8.9846)
Top5	0.2796** (2.1786)	0.3733*** (2.7827)	0.1131 (0.8459)	0.1685 (1.2172)
Growth	0.0073 (0.1205)	0.0875 (1.3260)	0.0769 (1.2561)	0.1367* (1.8248)
Sub	0.1200*** (8.5031)	0.1412*** (9.5408)	0.1171*** (7.9675)	0.1475*** (9.9182)
常数	0.1903 (0.2976)	2.4731*** (4.2033)	0.3578 (0.5374)	2.0205*** (3.4092)
年份	Yes	Yes	Yes	Yes
行业	Yes	Yes	Yes	Yes
R ² 值	0.2782	0.2899	0.2686	0.2797
样本量	4834	5505	4704	5377
经验 P 值	0.080*		0.009***	

（三）稳健性检验¹

1. 样本选择问题

企业持股非上市金融机构出于融资便利、股东收益等动机，极有可能导致面临较大融资约束的企业更愿意主动持股金融机构，而融资约束较小的企业不倾向于持股金融机构，因而存在样本自选择问题，故通过倾向得分匹配法再一次对原模型进行检验，将样本按照持股非上市金融机构和未持股非上市金融机构分为两组，前者为实验组，后者为对照组，匹配方法为核匹配，实证结果显示持股非上市金融机构对企业二元创新的影响以及经济政策不确定性的调节作用依旧与原结论相符。

2. 内生性问题

由于企业创新活动相比其他活动周期较长、投入较大，导致二元创新投资会影响企业作出是否持股非上市金融机构以及持股金额变动的决策，因此存在内生性问题。而经济政策不确定性本身是宏观变量，受到单个企业影响而变化的可能性极其微小，故采用 IV—GMM 法对持股非上市金融机构与二元创新投资进行了内生性检验，参考徐辉和周孝华（2020）的方法，选取地级市持股金融机构总金额取对数的平均值与行业持股金融机构总金额取对数的平均值作为工具变量，通过了弱工具变量和过度识别检验，实证结果与原结论相同。

3. 替换变量

由于 BakerSR. et al. (2016) 编制的经济政策不确定性是月度数据指标，采用算数平均方法来构建年度指标可能会影响研究结论，故借鉴顾夏铭等（2018）分别采用几何平均以及中位数的方法重新构建年度经济政策不确定性指数，重复进行上述实证研究，结果显示经济政策不确定性的调节作用以及分组效应与上文实证结果保持一致。

五、结论与建议

本文借助 2009—2018 年度沪深 A 股上市企业持股非上市金融机构数据，研究其对企业二元创新投资的影响，考察了经济政策不确定性在其中发挥的调节效应，进一步从高新技术产业和金融监管角度分别比较了调节效应的组间差异。结论表明，非金融企业持股非上市金融机构会抑制二元创新投资，且相比开发式创新投资，其对企业探索式创新投资的抑制作用更明显。经济政策不确定性的调节作用会抑制对探索式创新投资的挤出，并且对非高新技术企业和金融监管较弱地区企业的探索式创新投资影响更为显著，即在非高新技术企业和金融监管较弱地区，企业持股非上市金融机构会显著抑制对探索式创新的挤出。

根据上述结论，提出以下建议：第一，企业应从自身性质、所处行业、地区和产业的特殊性出发，合理做出对探索式、开发式创新的投资决策。相比开发式创新，探索式创新既是挑战也是机遇，需要有所把控，以达到自身效益最大化。第二，政府应当在制定和调整经济政策的过程中，适当的减少不确定性，保证政策实施有效性的同时避免对实体经济产生剧烈波动，此外也应针对不同地区推出和调整经济政策使其更具有针对性。第三，加强金融监管效率，避免监管力度不足和监管时滞对整体经济发展带来的负面影响。在当前产融结合过程中，许多风险问题逐步暴露出来，如内部交易风险、利益冲突风险、投机风险等，及时、高效、适当的监管，才能使持股金融机构的企业更好地提高创新和产出水平。

参考文献：

- [1] 毕晓方, 翟淑萍, 姜宝强. 政府补贴、财务冗余对高新技术企业二元创新的影响[J]. 会计研究, 2017, (1): 46~52+95.
- [2] 陈美, 夏卓秀. 产融结合与企业创新——基于央企控股上市公司的经验证据[J]. 金融评论, 2019, (2): 81~94+125.

-
- [3]葛宝山,何瑾.产融结合与企业创新投资[J].求是学刊,2019,(2):105~116.
- [4]顾夏铭,陈勇民,潘士远.经济政策不确定性与创新——基于我国上市公司的实证分析[J].经济研究,2018,(2):109~123.
- [5]李文贵,蔡雍蓉.产融结合:“助推主业”还是“脱实向虚”?——基于上市公司持股金融机构的研究[J].会计之友,2019,(3):63~67.
- [6]刘婧,罗福凯,王京.环境不确定性与企业创新投入——政府补助与产融结合的调节作用[J].经济管理,2019,(8):21~39.
- [7]孟庆斌,师倩.宏观经济政策不确定性对企业研发的影响:理论与经验研究[J].世界经济,2017,(9):75~98.
- [8]谭小芳,张伶俐.产融结合类型、研发投资与创新产出[J].科技进步与对策,2020,(11):99~108.
- [9]唐清泉,肖海莲.融资约束与企业创新投资现金流敏感性——基于企业 R&D 异质性视角[J].南方经济,2012,(11):40~54.
- [10]唐松,伍旭川,祝佳.数字金融与企业技术创新——结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异[J].管理世界,2020,(5):52~66+9.
- [11]王超恩,张瑞君,谢露.产融结合、金融发展与企业创新——来自制造业上市公司持股金融机构的经验证据[J].研究与发展管理,2016,(5):71~81.
- [12]王红建,曹瑜强,杨庆,等.实体企业金融化促进还是抑制了企业创新——基于中国制造业上市公司的经验研究[J].南开管理评论,2017,(1):155~166.
- [13]王初,张奇佳,何强.金融监管会损害金融效率吗[J].金融经济研究,2019,(6):93~104.
- [14]王昱,夏君诺,刘思钰.产融结合与研发投资的非线性关系及异质性影响[J].财经科学,2019,(6):42~56.
- [15]吴春雷,张新民.产融结合对经营性资产增值的影响:是助力还是阻力[J].北京工商大学学报(社会科学版),2018,(4):53~64.
- [16]徐辉,周孝华.外部治理环境、产融结合与企业创新能力——基于中国上市公司参股金融机构的实证研究[J].科研管理,2020,(1):98~107.
- [17]徐晔,蔡奇翰.高新技术企业认定对企业创新及财务绩效的影响——基于断点回归方法[J].复旦学报(社会科学版),2019,(6):139~150.
- [18]杨笋,李茫茫,刘放.产融结合与实体企业技术创新:促进还是抑制——基于金融机构持股实体企业的实证研究[J].宏观经济研究,2019,(10):62~77.

[19]张峰, 邱玮. 探索式和开发式市场创新的作用机理及其平衡[J]. 管理科学, 2013, (1):1~13.

[20]Baker S R, Bloom N, Davis S J. Has Economic Policy Uncertainty Hampered the Recovery?[J]. Quarterly Journal of Economics, 2016, 134(4):1593~1636.

[21]Gulen H, Ion M. Policy Uncertainty and Corporate Investment[J]. Review of Financial Studies, 2016, 29(3):523~564.

[22]Jansen J J P, Van d B F A J, Volberda HW. Exploratory Innovation, Exploitative Innovation, and Performance: Effects of Organizational Antecedents and Environmental Moderators[J]. Management Science, 2006, 52(11):1661~1674.

[23]Zahra S A. Technology Strategy and Financial Performance:Examining the Moderating Role of the Firm' s Competitive Environment[J]. Journal of Business Venturing, 1996, 11(3):189~219.

注释:

1 限于篇幅, 结果留存备索。