

# 创新资本效率及空间溢出效应研究

张志朋<sup>①</sup> 顾媛媛<sup>②</sup>

**摘要：**利用空间计量模型对风险投资、R&D 投资、高技术投资对技术创新的影响效果进行实证建模，研究结果表明，中国 R&D 投资对技术创新的贡献远远大于风险投资的作用，高技术产业投资对于技术创新正向作用显著，风险投资对技术进步具有阻碍作用，技术创新具有正向的空间溢出效应。这与 R&D 投入对产学研协同创新绩效的促进作用和知识溢出效应、风险投资的竞争性信息泄露以及中国处于经济体制转型时期的制度环境和产业政策有关。此外，空间自相关、空间自回归和空间杜宾模型的对比研究显示空间自回归模型效果最优。本文为政府和相关部门如何提高技术创新效率提供了理论参考和经验借鉴。

**关键词：**风险投资；技术创新；R&D 投资；高技术投资；空间计量

## 1 引言

2008 年金融危机之后，世界经济增长速度趋缓。在此背景下，中国经济发展方式正转向创新驱动，经济发展更注重教育以及创新资本的投入，更加注重技术进步，因而在金融危机之后仍能保持中高速增长。选择合适的创新资本可以通过促进技术进步从而推动社会进步已成为社会共识。因此，创新资本对技术进步的影响研究值得关注。

然而，目前学界对于创新资本的定义尚未达成共识，在具体范围划分方面观点并不一致，另外在不同类型的创新资本对技术进步的作用方面也存在争议。近些年伴随着开放式创新理论和应用的不断发展，也让我们对这些问题进行重新审视和前瞻性地思考：中国当前哪种创新资本对促进技术创新发挥了更重要作用？中国幅员辽阔，产业有一定程度聚集，空间相关性会对技术创新带来什么影响？本文将基于空间计量模型实证分析风险投资、高技术投资及 R&D 投资对于技术进步的作用特点，研究结果能够为地方政府制定创新激励政策、提高企业技术进步效率提供建议。

---

<sup>①</sup> 张志朋，男，1995 年 6 月出生，山东淄博，硕士研究生，上海师范大学商学院，研究领域：数量经济学。

<sup>②</sup> 顾媛媛，女，1993 年 7 月出生，新疆乌鲁木齐，硕士研究生，上海师范大学数理学院，研究领域：应用统计。

本文的结构安排为：第二部分将对已有研究进行回顾，第三部分为研究设计，第四部分为实证分析，第五部分为稳健性检验，第六部分为结论及政策建议。

## 2 文献综述及研究假设

对创新资本的主流定义有如下几种：陈良平(2014)认为创新资本是一种企业才能，它是企业通过创新及相关投资而发展出的创新理念、技能、环境等<sup>[1]</sup>；刘建利、杨思远(2011)表明，创新资本是企业为了新产品研发的投资，主要的投入包括研发和创新两个方面<sup>[2]</sup>；房汉廷(2015)认为创新资本是指经济体投资的货币资本，它用于开展创新活动并获得创新收益权，包括私营部门内源资本和由天使投资以及科技保险组成的外源货币资本<sup>[3]</sup>。按照房汉廷(2015)的定义，风险投资、高技术投资、R&D投资等均可以视为创新资本，综合前人的研究以及理论，本文将采用上述三种创新资本进行哪类创新资本更能促进技术创新的研究。

哪种创新资本对于技术进步具有更大作用的研究中，一类观点认为风险投资明显优于其他类型的创新资本。Tykova(2000)等学者从资源互补的角度，研究表明传统的融资方式不应成为技术创新投资的主要来源，只有风险投资才能更好地适应技术创新的特点和需求<sup>[4]</sup>。Gebhardt(2000；2006)发现风险投资更能有效地促进技术进步<sup>[5-6]</sup>。吕炜(2002)等人发现风险投资机制突破固有技术创新的阻碍，有利于企业创新能力以及技术创新发展速度的提升<sup>[7]</sup>。许多学者证明了上述观点，例如，Engel和Keilbach等(2007)人基于德国数据，发现有风险投资支持的企业比没有风险投资支持的中小高新技术企业获得更多的专利<sup>[8]</sup>。

另一类观点认为，风险投资对技术创新的贡献依赖于具体国情，不一定是最优的创新资本，并通过几个角度分析中国技术创新的独特之处。第一个角度基于国家发展程度与市场环境变化。至少在某一类社会中，风险投资对于技术进步有着重要的影响，但是由于各个国家和地区在发展程度、法律完善程度、制度健全程度、历史背景等很多方面存在较大的差异，因此不能由在某一类型社会成立的规律简单推广至其他类型的社会中。黄宗远等(2011)发现发展中国家及不发达地区相对于发达国家，R&D投资在技术创新中发挥了更大作用<sup>[9]</sup>。Chesbrough(2003)认为，在开放式创新模式下，随着内部R&D支出所带来的竞争优势不断下降，过多关注内部运营的公司通常错失这些机会，所以，许多创新型公司在R&D方面投入较少，但是它们能够通过利用外部知识和专门知识成功地进行创新<sup>[10]</sup>。李鹏等(2019)研究证明，中国企业R&D投入对产学研协同创新绩效有正向影响，能够更有效促进技术进步<sup>[11]</sup>。

第二个角度基于技术创新的特点以及知识的溢出效应。许多学者结合中国的国情和实际数据进行研究，发现了中国的技术创新相对于其他国家有许多特点。王钦等(2018)认为中国现阶段处于由计划向市场的经济体制转型时期，制度环境具有政府干预多、政策连续性差等特点，企业能够通过加强政治关联获得稀缺性资源，技术创新不确定性相对较高<sup>[12]</sup>。余明桂等(2016)发现产业政策能促进企业技术创新，尤其是对重点鼓励行业<sup>[13]</sup>。胡曙虹等(2015)研

研究发现创新机构的合作创新具有知识溢出和挤出效应，而且合作创新能提高技术创新效率<sup>[14]</sup>。知识的溢出效应以及开放式创新的大环境，会更好的为企业创新提供条件，各类创新资本的差异会导致在促进技术创新效率上带来差异。高技术企业创新活动中原始创新比重大大高于规模以上工业企业的原始创新，知识的溢出效应在高技术投资方面应该比较明显。

从研究方法来看，已有研究主要通过非空间的模型进行研究，但是也有少量文献使用了空间计量的方法，由于影响技术创新的因素难以通过简单的几个变量完全覆盖，因此有理由认为空间计量模型能够更好的反映变量的真实影响。苏屹等(2017)利用空间计量模型对创新活动进行研究，发现创新活动具有正向空间相关性<sup>[15]</sup>。但是苏屹等(2017)在进行研究时仅以R&D投资作为创新资本的衡量。宋旭光等(2018)利用复杂网络理论研究中国区域创新空间关联结构，发现东部发达省份与西部省份分别出现了高高聚集和低低聚集现象，并且关联结构受地理距离以及人力资本影响显著<sup>[16]</sup>。白俊红等(2015)研究了协同创新对创新绩效的影响，发现创新绩效具有显著的空间溢出效应<sup>[17]</sup>。陈子真等(2019)对产业协同集聚的空间溢出效应进行了研究，发现了生产性、支持性、基础性服务业产业集聚对地区创新影响的差异<sup>[18]</sup>。刘和东等(2019)对区域创新空间关联门槛效应、空间溢出效应进行了研究，发现区域创新同时存在空间溢出效应和门槛效应<sup>[19]</sup>。

虽然已有文献证实了技术创新的空间溢出效应的存在，但是对于不同创新资本的影响大小尚无详尽分析与对比。因此，在已有研究的基础上，本文基于2009年至2017年中国31个省份的面板数据，通过空间计量模型研究各类创新资本对技术创新重要性以及空间溢出效应，为政府决策提供实证依据。

## 3 研究设计

### 3.1 研究假设

风险投资对技术创新发挥了重要作用，尤其在欧美发达国家。主要原因在于欧美国家发展程度、法律完善程度、制度健全程度比中国高，因此其有适合创新的环境，但发展中国家制度环境与产业政策的制约使风险投资在中国很难发挥理论上可能有的作用。此外，由于开放式创新的发展，各个创新主体边界的模糊，以及R&D投资对产学研协同创新的促进，使社会技术创新成果产权更加分散，R&D投资将对风险投资在促进技术创新效率提升方面有一定程度挤出效应。综合以上情况，因此本文提出适合中国情况的假设：

**H1:** R&D投资相对于风险投资更有助于技术进步。

由于开放式创新的发展及区域间合作的增加，知识的溢出效应会更加明显，从而技术密集型行业的快速发展能够带动对于其他产业的技术创新。高技术型产业是资本密集型、知识密集型产业，对一国技术进步具有十分重要的意义。高技术产业投资是促进技术复杂程度高的企业快速发展的创新资本，因此高技术产业投资的直接效应是促进了高技术企业的技术进

步, 间接效应是通过知识溢出效应带动了社会其他产业技术创新。因此, 本文提出第二个假设:

**H2:** 高技术投资对于技术创新具有正向影响。

中国的地方政府对于创新政策具有较大的影响力, 且不同省份之间对于技术创新的政策可能差别较大, 有些省份拥有较雄厚的人力资源和资本, 拥有独特的技术创新优势, 距离技术发达的省份近, 因此将有利于省份之间的项目合作、技术人员相互交流等, 从而会促进本地的技术进步。我国高技术企业大多集中在东南沿海地区, 而中西部的企业主要为劳动密集型企业, 区域经济发展的差异将导致技术创新的空间溢出效应更大。因此省份之间的技术创新效率可能存在较大差别, 并且可能存在集群分布的特点。因此, 本文提出第三个假设:

**H3:** 技术创新具有正向的空间溢出效应。

### 3.2 变量说明及数据来源

为了对规模以上工业企业的技术创新进行研究, 我们使用相关公开数据, 对风险投资、R&D 投资、高技术投资与技术创新产出效率之间的关系进行研究。本文使用的样本数据为 2009 年至 2017 年之间除了台湾、香港、澳门的中国其他省份的面板数据。

对每个省份技术进步通过一年中申请专利的个数来表示, 为了更稳健地进行分析问题, 采用发明专利的个数作为技术进步效率的另外一种度量方式, 数据来源于《中国统计年鉴》。风险投资的数据采用的是各个省份的年度风险投资额, 单位为百万元。风险投资的数据来源于清科<sup>①</sup>。研究与实验开发(R&D)指在科学技术领域, 为了提高知识总量所进行系统、创造性的活动。企业不断进行 R&D 投入, 以促进技术创新过程, 其中许多 R&D 投入转化为技术装备或企业的知识储备(千慧雄, 2015)<sup>[20]</sup>。R&D 投资的数据是各个省份的年度 R&D 经费支出合计, 数据来源于《中国统计年鉴》。高技术产业是指生产高新技术产品的产业, 特点是研发投入高、研发人员比例大。高技术投资数据为各省年度数据, 数据来源于《中国科学技术统计年鉴》。创新活动是对研发活动成果的商业应用, 技术资本是可以带来价值的资本, 技术资本可以参与商业活动, 并可以根据贡献或协议得到索取资产的权利。只有受保护的知识产权如专利或特殊技术, 才属于技术资本(房汉廷, 2015)<sup>[21]</sup>。因此本文选择专利申请数作为技术创新的衡量标准, 并以发明专利数作稳健性检验, 均以对数形式进入模型。

表 1: 变量定义和说明

	变量名	变量说明
被解释变量	<i>PN</i>	专利申请数(件)
	<i>IPN</i>	发明专利数(件)
解释变量	<i>RDF</i>	R&D 投资(亿元)
	<i>TINV</i>	高技术产业投资额(亿元)
	<i>VC</i>	风险投资(亿元)

(续表)

控制变量	<i>GRA</i>	本科毕业生人数
	<i>AIR</i>	航空运输业就业人数
	<i>PUB</i>	公共交通工具数(台/万人)
	<i>ROAD</i>	城市道路面积(平方米/人)
	<i>PARK</i>	公园绿地面积(平方米/人)
	<i>WC</i>	公共厕所(座/万人)
	<i>ART</i>	艺术表演场馆观众人次
	<i>INS</i>	城镇职工基本养老保险累计结余

技术创新会受创新资本的投入多少的影响,其他类型资本也对技术创新产生影响,其中社会资本是社会组织提高效率的保证,人力资本是技术进步的源泉(房汉廷,2015;薛继亮,2015)<sup>[21-22]</sup>。综合前人已有研究以及数据可得性,本文选取本科毕业生人数作为人力资本的代理变量,选取航空运输业就业人数、公共交通工具数、城市道路面积、公园绿地面积、公共厕所、艺术表演场馆观众人数、城镇职工基本养老保险结余作为社会资本的代理变量,相对于人力资本,社会资本涵盖的范畴更广,需要通过多个角度进行衡量,而人力资本的常用代理变量之间具有较强的线性相关性,因此本文仅选用本科毕业生人数这个最常用的指标来衡量。控制变量数据来源于《中国统计年鉴》。城镇职工基本养老保险累计结余由于可正可负,并且样本中确实存在一定数量的负数样本,因此使用数值本身作为控制变量进入模型;人力资本和社会资本的其他变量均为正值,而且变化的百分比对于研究更有意义,因此采用其对数形式进入模型作为控制变量。

表 2: 主要变量的描述统计

变量	样本数	平均值	标准差	最小值	最大值
专利申请数	279	16508.04	27416.06	1	199000
发明专利数	279	6254.964	11133.29	1	86724
R&D 人员全时当量(人/年)	279	71949.48	98574.72	19.08	457000
R&D 投资(亿)	279	254.357	353.172	0.116	1865.031
高技术产业投资额(亿)	279	516.89	616.04	1.68	4068.84
风险投资(亿)	279	176.44	526.229	0.01	5945.136

表 2 为面板数据的描述统计,通过表 2 可以看出,31 个省份在 2009 年至 2017 年之间的平均高技术产业投资额最大,R&D 投资额次之,而风险投资额最小。总体来看各个变量最小值最大值与平均值之间有较大差距,标准差也比较大,这说明不同的省份之间差异较大。

### 3.3 建立计量模型

如果变量存在显著空间依赖关系,则应使用空间计量模型,如果空间相关性不显著,模型将退化为普通的面板模型。因此本文设计的模型基本形式为:

$$\log(PN_{it}) = \alpha + \rho w_i' \log(PN_t) + \beta_1 \log(RDF_{it}) + \beta_2 \log(TINV_{it}) + \beta_3 \log(VC_{it}) + \theta Z + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it}$$

$$\varepsilon_{it} = \lambda \mathbf{m}_i' \varepsilon_t + v_{it} \quad (1)$$

式中,  $\log(\cdot)$  表示变量的自然对数,  $i$  代表不同的省份(未包括香港、澳门、台湾这三省的数据),  $t$  表示不同的年份(本文使用的数据为 2009 至 2017 年的数据),  $\alpha$  表示截距项,  $\mu_i$ 、 $\lambda_i$  分别表示个体、时间固定效应,  $\varepsilon_{it}$  代表随机扰动项。假定  $\{\varepsilon_{it}\}$  独立同分布且和  $\mu_i$  不相关。 $\mathbf{w}_i' \log(\mathbf{PN}_t) = \sum_{j=1}^n w_{ij} \log(PN_{jt})$  为空间滞后项,  $\mathbf{m}_i' \varepsilon_t = \sum_{j=1}^n m_{ij} \varepsilon_{jt}$  是随机扰动项空间滞后。

$\mathbf{Z}$  为控制变量,  $\theta$  为控制变量的回归系数。

空间滞后项的存在, 使模型中  $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 、 $\beta_3$  不再具有弹性的解释。为了更清楚的说明这个问题, 可以通过对公式(1)的变形后的形式来说明:

$$\begin{aligned} \log(\mathbf{PN}_t) &= (\mathbf{I} - \rho \mathbf{w}_i')^{-1} \{ \alpha + \beta_1 \log(\mathbf{RDF}_t) + \beta_2 \log(\mathbf{TINV}_t) + \beta_3 \log(\mathbf{VC}_t) + \theta \mathbf{Z} + \mu + \gamma_t + \varepsilon_t \} \\ \varepsilon_t &= \lambda \mathbf{m}_i' \varepsilon_t + v_t \end{aligned} \quad (2)$$

为了研究回归系数的影响与 OLS 回归中的偏效应是否相同, 可以采用对变量求导的方法进行研究, 以  $\log(\mathbf{RDF}_t)$  变量为例, 因变量对其求偏导可得:

$$\frac{\partial \log(\mathbf{PN}_t)}{\partial \log(\mathbf{RDF}_t)} = (\mathbf{I} - \rho \mathbf{w}_i')^{-1} \beta_1 \quad (3)$$

通过公式(3)可以看出,  $\beta_1$  不再具有弹性的解释, 这意味着研发经费一方面直接影响本省的专利申请数量, 另一方面对其他省份的专利申请数也会带来影响, 并进一步影响本省专利申请数。本文采用使用直接效应、间接效应的方法进行分析测度解释变量对本省的影响与对外省的影响。直接效应指  $(\mathbf{I} - \rho \mathbf{w}_i')^{-1} \beta_1$  对角线元素平均, 代表该省解释变量对于该省被解释变量的影响程度。间接效应计算方法为  $(\mathbf{I} - \rho \mathbf{w}_i')^{-1} \beta_1$  非对角线元素平均, 用来代表该省解释变量对其他省份被解释变量有作用。模型参数将利用 STATA15.1 软件通过极大似然估计求得。

## 4 数据分析及实证结果

### 4.1 空间权重矩阵设定以及空间相关性检验

本文选择邻接权重矩阵作为空间权重矩阵, 权重矩阵采用后相邻的方法来构造, 记为  $W$ , 当区域  $i$  和区域  $j$  相邻时  $w_{ij}$  取值为 1, 否则为 0。下文将通过选用距离倒数矩阵作为空间权重矩阵, 对邻接矩阵的结论进行稳健性检验。空间相关性存在是进行空间计量分析的前提。数据的空间相关性表现在处于不同区域数据之间的相互影响, 本文使用全局空间自相关指数  $Moran's I$  进行讨论我国省级间城乡收入差距空间依赖程度。 $Moran's I$  计算公式如下:

$$I = \frac{31 \sum_{i=1}^{31} \sum_{j=1}^{31} \omega_{ij} (x_i - \bar{x})}{\sum_{i=1}^{31} \sum_{j=1}^{31} \omega_{ij} (x_i - \bar{x})^2} \quad (4)$$

其中， $x_i$  是区域  $i$  属性，*Moran's I* 指数取值在-1 到 1 范围之内，靠近-1 代表相异的属性集聚在一起，靠近 1 表明相同属性集聚在一起(Moran, 1950)<sup>[23]</sup>。

通过表 3 可以看出，中国 31 省份的各变量的莫兰指数的变化情况。结果表明：除了风险投资在 2011 至 2014 年间不显著，其他变量都具有显著的正向的全局空间自相关。因此技术创新效率以及各个影响因素水平在分布上并非随机，而是具有一定的空间依赖性，为了能够对模型参数进行准确的估计，使用空间计量模型更为合理。局部 *Moran's I* 指数散点图是检验局部空间相关性的常用方法，它将每个变量划分成四象限的空间相关模式，其中第一、第三象限代表该变量在地区之间具有正的空间自相关性，二、四象限表明负空间自相关性。受篇幅所限，本部分只选取 2016 年数据对各省域变量进行局部 *Moran's I* 散点图检验的展示。局部 *Moran's I* 指数计算公式如下：

$$I_i = \frac{(x_i - \bar{x})}{S^2} \sum_{j \neq i} \omega_{ij} (x_i - x_j) \quad (5)$$

图 1 显示了 2016 年发明专利、专利申请数、R&D 投资、R&D 人员全时当量、高技术投资、风险投资的局部 *Moran's I* 指数散点图，不同省份表明很显著正的空间相关关系。因此，局部 *Moran's I* 指数散点图再次证明技术创新效率及其影响因素具有空间依赖性。

表 3：全局空间自相关指数 Moran's I

年份	发明专利	专利申请数	R&D 投资	R&D 人员全时当量	高技术投资	风险投资
2009	0.284*** (0.003)	0.313*** (0.001)	0.288*** (0.002)	0.261*** (0.006)	0.394*** (0.000)	0.310*** (0.001)
2010	0.272*** (0.003)	0.288*** (0.001)	0.278*** (0.002)	0.250*** (0.004)	0.395*** (0.000)	0.151* (0.083)
2011	0.361*** (0.000)	0.362*** (0.000)	0.319*** (0.000)	0.306*** (0.000)	0.382*** (0.000)	0.060 (0.386)
2012	0.342*** (0.000)	0.328*** (0.001)	0.337*** (0.000)	0.331*** (0.000)	0.383*** (0.000)	0.133 (0.120)
2013	0.331*** (0.000)	0.319*** (0.000)	0.335*** (0.000)	0.344*** (0.000)	0.383*** (0.000)	-0.023 (0.919)
2014	0.334*** (0.000)	0.334*** (0.000)	0.328*** (0.000)	0.358*** (0.000)	0.383*** (0.000)	0.128 (0.135)
2015	0.346*** (0.000)	0.334*** (0.000)	0.332*** (0.000)	0.347*** (0.000)	0.383*** (0.000)	0.263*** (0.005)
2016	0.347*** (0.000)	0.351*** (0.000)	0.328*** (0.000)	0.367*** (0.000)	0.383*** (0.000)	0.296*** (0.002)
2017	0.315*** (0.001)	0.318*** (0.001)	0.333*** (0.000)	0.364*** (0.000)	0.368*** (0.000)	0.189** (0.039)

注：上表给出变量的对数形式的 *Moran's I* 指数值，括号内为显著性检验 P 值，\*、\*\*和\*\*\*分别表示指数值在 10%、5%和 1%的置信水平上显著，结果均保留三位有效数字。

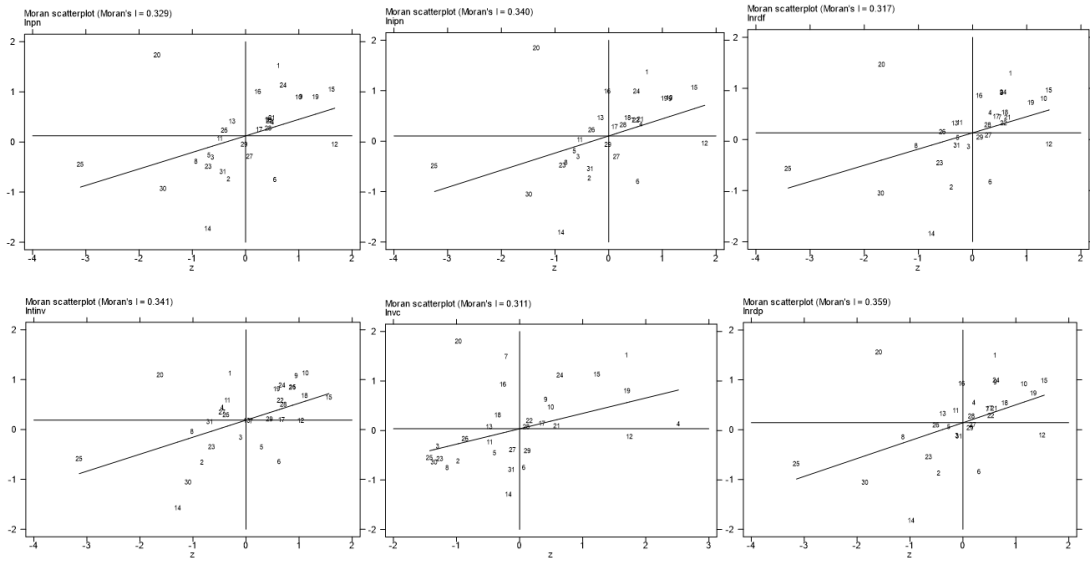


图 1：局部 Moran's I 散点图

#### 4.2 实证回归结果

经过豪斯曼检验发现固定效应模型优于随机效应模型，因此本文展示模型均为带有固定效应的空间计量模型。回归结果如表 4 所示，模型(1)(3)(5)(7)分别为使用邻接权重矩阵进行回归得到的空间自相关模型、空间自回归模型、空间杜宾模型和空间误差模型，当进行具有时间固定效应的模型估计时，时间固定效应统计上不显著，因此采用个体固定效应模型进行估计，通过 Wald 检验可以发现  $\lambda$  以及解释变量的空间滞后项不显著。综合信息准则和 Wald 检验以及拟合优度，认为空间自回归模型为最优模型，即模型(3)。

为了检验实证分析结果的稳健性，本文利用地理距离倒数权重矩阵对模型进行重新回归，回归结果如表 4 中(2)(4)(6)(8)所示，与邻接矩阵得到的回归结果基本一致。R&D 投资对于技术进步具有显著的正向影响，而风险投资对其具有显著的负向影响，说明 R&D 投资对技术进步具有促进作用，而风险投资对技术进步具有轻微的抑制作用，验证了假设 1。这与国外研究形成了鲜明对比。究其原因，一方面我国制度环境与产业政策的制约使风险投资难以发挥作用，且竞争性信息泄露等原因造成风投具有一定的风险性<sup>①</sup>，反而抑制了技术进步；另一方面也与 R&D 投资对风险投资在促进技术创新效率提升方面的挤出效应有关。另外，高技术产业投资对于专利申请数具有显著的的正的影响，这说明高技术产业投资能够显著的促进技术进步并具有知识溢出效应，验证了假设 2，即高技术产业投资的直接效应促进了高技术企业的技术进步，间接效应是通过知识的溢出效应带动了附近省份的技术创新，从而间接推动本省技术创新。另外模型均一致反映出 R&D 投资对于现阶段中国的技术进步具有举足轻重的地位，其效果远远优于常见的其他创新资本，是更适合中国的创新资本。

<sup>①</sup> Pahnke 等(2015)提出了竞争性信息泄露假说，认为如果同一风险投资同时投资了相互竞争的企业，竞争者之间可能形成间接联结导致企业关键信息泄露，最终阻碍技术进步<sup>[24]</sup>。



由于空间滞后项  $\rho$  大于零且统计上非常显著,说明邻近省份技术创新效率具有相互依赖的关系,因此,可以判断假设 3 是正确的,也就是技术创新具有积极的空间溢出效应。有些省份拥有较雄厚的人力资源和资本,拥有独特的技术创新优势,距离技术发达的省份近将有利于省份之间的项目合作、技术人员相互交流等,从而会促进本地的技术进步。

不同模型的直接效应和间接效应的数值大小反映出了相同的现象:本省增加的高技术投资和  $R\&D$  投资,对本省技术创新将有 70%左右的直接影响,30%左右的间接影响,而这 30%左右的间接影响无疑会更有利于社会整体技术水平的进步。间接影响的可能原因为:一是高技术投资由于其投资的产业更集中于技术密集型产业,会有更大的基础研究比例,具有更强的知识溢出效应;二是  $R\&D$  投资促进了产学研协同的技术创新效果,促进了合作创新,专利的归属权也更加分散。不同类型的创新资本总效应也具有显著的差别:高技术投资和  $R\&D$  投资对技术创新有显著影响,风险投资影响显著为负, $R\&D$  投资对技术创新的影响最重要。

试用水印

表 4: 专利申请数当作技术进步衡量标准的回归结果

	(1)SAC W	(2)SAC W <sup>d</sup>	(3)SAR W	(4)SAR W <sup>d</sup>	(5)SDM W	(6)SDM W <sup>d</sup>	(7)SEM W	(8)SEM W <sup>d</sup>
<i>lnrdf</i>	0.645*** (0.086)	0.622*** (0.082)	0.668*** (0.077)	0.607*** (0.080)	0.631*** (0.141)	0.609*** (0.145)	0.859*** (0.071)	0.687*** (0.094)
<i>lntinv</i>	0.074* (0.042)	0.078* (0.042)	0.075* (0.042)	0.076* (0.042)	0.069 (0.062)	0.047 (0.063)	0.071 (0.044)	0.082* (0.042)
<i>lnvc</i>	-0.024** (0.012)	-0.029** (0.013)	-0.025** (0.012)	-0.028** (0.012)	-0.030 (0.026)	-0.032 (0.027)	-0.020 (0.013)	-0.026* (0.015)
<i>rho</i>	0.317*** (0.071)	0.391*** (0.075)	0.292*** (0.057)	0.406*** (0.071)	0.206*** (0.078)	0.166 (0.131)		
<i>lambda</i>	-0.081 (0.135)	0.150 (0.195)					0.226** (0.105)	0.797*** (0.076)
<i>sigma2_e</i>	0.045*** (0.003)	0.045*** (0.003)	0.040*** (0.003)	0.040*** (0.003)	0.040*** (0.012)	0.039*** (0.012)	0.043*** (0.004)	0.040*** (0.004)
<i>Wx:lnrdf</i>					0.211 (0.228)	0.967*** (0.348)		
<i>Wx:lntinv</i>					-0.032 (0.090)	-0.655*** (0.250)		
<i>Wx:lnvc</i>					0.013 (0.031)	0.089 (0.059)		
<i>AIC</i>	-71.91	-77.56	-73.55	-79.02	-70.05	-82.38	-54.32	-60.38
<i>BIC</i>	-21.08	-26.73	-26.34	-31.81	-11.95	-24.28	-7.11	-13.17
<i>Obs.</i>	279	279	279	279	279	279	279	279
<i>R-squared</i>	0.862	0.863	0.868	0.863	0.828	0.824	0.912	0.881

注：括号内为标准误，\*\*\*、\*\*、\*分别是在 1%、5%、10%的统计水平上显著，均包含固定效应和控制变量。

表 5: 创新资本直接与间接效应比较

	(1)SAC W	(2)SAC W <sup>d</sup>	(3)SAR W	(4)SAR W <sup>d</sup>	(5)SDM W	(6)SDM W <sup>d</sup>
直接效应: <i>lnrdf</i>	0.666*** (0.085)	0.632*** (0.083)	0.686*** (0.077)	0.618*** (0.081)	0.651*** (0.142)	0.623*** (0.151)
直接效应: <i>lntinv</i>	0.074* (0.042)	0.077* (0.042)	0.074* (0.043)	0.075* (0.042)	0.065 (0.062)	0.038 (0.065)
直接效应: <i>lnvc</i>	-0.024** (0.012)	-0.028** (0.012)	-0.024** (0.012)	-0.027** (0.012)	-0.028 (0.024)	-0.030 (0.026)
间接效应: <i>lnrdf</i>	0.282*** (0.071)	0.397*** (0.104)	0.261*** (0.061)	0.412*** (0.101)	0.412** (0.203)	1.275*** (0.213)
间接效应: <i>lntinv</i>	0.033 (0.022)	0.050 (0.033)	0.029 (0.019)	0.051 (0.035)	-0.026 (0.105)	-0.782*** (0.293)
间接效应: <i>lnvc</i>	-0.010 (0.006)	-0.018* (0.011)	-0.009* (0.006)	-0.019* (0.011)	0.007 (0.030)	0.100 (0.070)

注: 括号内为标准误, \*\*\*, \*\*, \*分别是在 1%、5%、10%的统计水平上显著。

## 5 稳健性检验

为了检验结果的稳健性,我们选用发明专利的数量作为技术进步的衡量标准,进行空间计量模型的回归分析,并选用邻接权重矩阵与距离倒数权重矩阵进行对比,回归结果如表 6 所示。以发明专利的申请数量作为技术进步的衡量标准时,模型得到了与以专利申请数作为衡量标准类似的结果。虽然系数估计结果与之前有差异,但是定性的结论将与前文分析一致,并且高技术投资、R&D 投资、空间滞后项的系数均显著,对于技术进步效率的提升具有正面的影响,R&D 投资对技术创新最重要。风险投资的系数仍然显著为负,与国外的实证结论存在巨大的差别。

直接效应和间接效应分解如表 7 所示,可以看出与表 5 中的效应分解有一定的差异。首先在定性层面上,直接效应和间接效应的方向未发生重大变化,依旧是能得出与之前分析一致的结论;其次从定量的角度进行分析可以发现,直接效应、间接效应的分解比例稍微发生了一些变化,表现在间接效应的比例略微增加和直接效应的略微减小,甚至接近 1,说明以距离倒数权重矩阵反映出 R&D 投资的空间溢出效应更强;最后,风险投资的直接效应和间接效应均为负值,表明风险投资对本省份和相邻省份的技术进步具有一定的抑制作用,虽然抑制幅度不大,与前文分析相照应,现阶段风险投资并不是一种高效率的创新资本,其作用

表 6：发明专利申请数作为技术进步的衡量标准的回归结果

	(1)SAC W	(2)SAC W <sup>d</sup>	(3)SAR W	(4)SAR W <sup>d</sup>	(5)SDM W	(6)SDM W <sup>d</sup>	(7)SEM W	(8)SEM W <sup>d</sup>
<i>lnrdf</i>	0.615*** (0.085)	0.624*** (0.087)	0.637*** (0.079)	0.625*** (0.085)	0.582*** (0.160)	0.614*** (0.175)	0.921*** (0.076)	0.665*** (0.096)
<i>lntinv</i>	0.101** (0.043)	0.105** (0.045)	0.098** (0.043)	0.105** (0.045)	0.086 (0.076)	0.075 (0.083)	0.089* (0.048)	0.102** (0.045)
<i>lnvc</i>	-0.042*** (0.012)	-0.045*** (0.013)	-0.044*** (0.012)	-0.046*** (0.013)	-0.058** (0.024)	-0.056** (0.026)	-0.038*** (0.014)	-0.051*** (0.016)
<i>rho</i>	0.418*** (0.061)	0.442*** (0.070)	0.398*** (0.055)	0.441*** (0.070)	0.276*** (0.045)	0.100 (0.131)		
<i>lambda</i>	-0.090 (0.123)	-0.016 (0.236)					0.239** (0.115)	0.847*** (0.048)
<i>sigma2_e</i>	0.047*** (0.004)	0.050*** (0.004)	0.042*** (0.004)	0.045*** (0.004)	0.042*** (0.011)	0.044*** (0.012)	0.050*** (0.004)	0.046*** (0.004)
<i>Wx:lnrdf</i>					0.216 (0.275)	1.025** (0.425)		
<i>Wx:lntinv</i>					0.056 (0.113)	-0.503** (0.230)		
<i>Wx:lnvc</i>					0.025 (0.022)	0.081 (0.056)		
<i>AIC</i>	-53.75	-43.89	-55.21	-45.88	-57.40	-48.60	-15.03	-19.22
<i>BIC</i>	-2.91	6.95	-8.01	1.32	0.69	9.50	32.18	27.99
<i>Obs.</i>	279	279	279	279	279	279	279	279
<i>R-squared</i>	0.858	0.884	0.864	0.884	0.794	0.843	0.916	0.883

注：括号内为标准误，\*\*\*、\*\*、\*分别是在 1%、5%、10%的统计水平上显著，均包含固定效应和控制变量。

远远不如 R&D 投资对中国技术进步贡献更大。R&D 投资和高技术投资的间接效应非常显著，且与直接效应相比相差不大，证明了创新资本的空间溢出效应非常显著，原因可能在于知识的溢出效应、邻近省份交流更便利等。由于中国的经济增长迅速、研究人员快速增加、基础设施快速增加和完善，因此未来知识的溢出效应将更加显著，创新资本能够更大程度上带动一个区域的技术进步。

表 7: 创新资本直接、间接效应比较

	(1)SAC W	(2)SAC W <sup>d</sup>	(3)SAR W	(4)SAR W <sup>d</sup>	(5)SDM W	(6)SDM W <sup>d</sup>
直接效应:lnrdf	0.649*** (0.086)	0.637*** (0.088)	0.669*** (0.081)	0.638*** (0.087)	0.615*** (0.154)	0.625*** (0.182)
直接效应:Intinv	0.104** (0.045)	0.104** (0.045)	0.100** (0.045)	0.104** (0.045)	0.088 (0.076)	0.068 (0.085)
直接效应:lnvc	-0.043*** (0.012)	-0.045*** (0.013)	-0.044*** (0.013)	-0.045*** (0.013)	-0.055** (0.022)	-0.054** (0.026)
间接效应:lnrdf	0.413*** (0.080)	0.489*** (0.113)	0.395*** (0.076)	0.489*** (0.113)	0.497 (0.317)	1.196*** (0.285)
间接效应:Intinv	0.068* (0.035)	0.083* (0.045)	0.060* (0.031)	0.082* (0.045)	0.099 (0.146)	-0.553** (0.253)
间接效应:lnvc	-0.028*** (0.011)	-0.035** (0.015)	-0.027*** (0.010)	-0.036** (0.015)	0.013 (0.023)	0.084 (0.062)

注：括号内为标准误，\*\*\*、\*\*、\*分别是在 1%、5%、10%的统计水平上显著。

## 6 结论及对策建议

通过以中国 31 个省份（除香港、澳门自治区、台湾省外）为样本的回归结果，我们可以得出如下结论：*R&D* 投资和高技术产业投资对于技术创新的贡献远远大于风险投资，*R&D* 投资对于技术创新效率作用最为显著，高技术产业投资次之，且技术创新具有正向的空间溢出效应。*R&D* 投资和高技术产业投资对于技术创新的贡献在不同模型中均非常显著，风险投资的作用显著为负，中国更适合使用 *R&D* 投资和高技术产业投资来带动技术创新。上述结论对我国政府制定技术创新政策具有一定启示作用。

第一，根据中国的国情制定适合中国的技术创新政策。对于我国现阶段而言，充分发挥 *R&D* 投资和高技术产业投资的作用可以有效的促进技术创新。我国的交通网络及基础设施的不断完善也必将更有利于各个省份之间的交流，知识溢出效应和 *R&D* 投资对产学研协同创新的促进作用，将会使各个省份技术进步的空间溢出效应更显著。

第二，由于很多欧美发达国家风险投资对于技术创新的贡献数倍于 *R&D* 投资，中国的政策环境正在逐步变得平稳，所以应该在制定技术创新政策时，考虑风险投资未来潜在的重要作用，一方面鼓励风险投资量的增加，另一方面注重风险投资质的提升，为未来风险投资发挥作用扫清制度障碍和奠定良好基础。

### 参考文献：

- [1] 陈良平. 浅析创新资本与国际直接投资[J]. 中国市场, 2014(24):37-39.

- [2] 刘建利, 杨思远. 创新资本、经济危机与产业演进[J]. 郑州航空工业管理学院学报, 2011, 29(2):18-21.
- [3] 房汉廷. 科技金融本质探析[J]. 中国科技论坛, 2015(5):5-10.
- [4] Tykvova T, Venture capital in Germany and its impact on innovation. social science research network working Paper, presented at the 2000 EFMA Conference
- [5] Gebhardt G .Innovations and Venture Capital[R] .Working Paper, University of Munich , 2000 .
- [6] Gebhardt G .A Soft Budget Constraint Explanation for the Venture Capital Cycle[R] .Working Paper , University of Munich , 2006 .
- [7] 吕炜. 论风险投资机制的技术创新原理[J]. 经济研究, 2002(2):48-56.
- [8] Engel D , Keilbach M . Firm-level implications of early stage venture capital investment — An empirical investigation[J]. Journal of Empirical Finance, 2007, 14(2):0-167.
- [9] 黄宗远. 当代欠发达地区产业发展的系统分析原理[M]. 经济科学出版社, 2008.
- [10] Chesbrough H W . A better way to innovate[J]. Harvard Business Review, 2003, 81(7):12.
- [11] 李鹏, 李美娟, 陈维花. 企业 R&D 投入与产学研协同创新绩效分析[J/OL]. 统计与决策, 2019(02):183-185
- [12] 王钦, 张奎. 中国工业企业技术创新 40 年: 制度环境与企业行为的共同演进[J]. 经济管理, 2018(11).
- [13] 余明桂, 范蕊, 钟慧洁. 中国产业政策与企业技术创新[J]. 中国工业经济, 2016(12):7-24.
- [14] 胡曙虹, 杜德斌, 肖刚, et al. 跨国公司在华研发对本土创新机构知识溢出效应的实证研究——基于合作创新的视角[J]. 软科学, 2015(10):10-15.
- [15] 苏屹, 林周周. 区域创新活动的空间效应及影响因素研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2017(11):64-81.
- [16] 宋旭光, 赵雨涵. 中国区域创新空间关联及其影响因素研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2018, v.35(07):23-41.
- [17] 白俊红, 蒋伏心. 协同创新、空间关联与区域创新绩效[J]. 经济研究, 2015(7):174-187.
- [18] 陈子真, 雷振丹, 李晶仪. 生产性服务业与制造业协同集聚、空间溢出与区域创新[J]. 商业研究, 2019(05):52-60.
- [19] 刘和东, 冯博涵. 区域创新空间关联特征及其关键因素分析 [J]. 中国科技论坛, 2019(05):98-106.
- [20] 千慧雄. 技术创新资本结构演化与技术进步——基于高技术产业的实证分析[J]. 学习与探索, 2015(8):91-95.
- [21] 房汉廷. STFE 模型: 新资本体系驱动的创新经济增长[J]. 中国软科学, 2015(11).

- [22] 薛继亮. 人力资本、技术进步和产业转型的相互影响机理研究——基于尼尔森—菲尔普斯模型[J]. 经济经纬, 2015, 32 (01) : 125-130.
- [23] Moran, P. (1950) Notes on continuous stochastic phenomena. *Biometrika*, 37, 17-23.
- [24] Pahnke E C , Mcdonald R , Wang D , et al. Exposed: Venture Capital, Competitor Ties, and Entrepreneurial Innovation[J]. *The Academy of Management Journal*, 2014, 58(5):1334-1360.

### **Research on Innovation Capital Efficiency and Spatial Spillover Effect**

**Abstract:** This paper uses spatial econometric model to model the impact mechanism of venture capital, R&D investment and high-tech investment on technological innovation. The results show that the contribution of R&D investment and high-tech industry investment to technological innovation is far greater than that of venture capital. R&D investment has the most significant effect on technological innovation efficiency, and technological innovation has a positive spatial spillover effect. This is related to China's institutional environment and industrial policy. In addition, in the comparative study of spatial autocorrelation, spatial autoregression and spatial Durbin model, it is found that the spatial autoregression model has the best effect. The conclusion of this paper provides theoretical reference and experience reference for the government and relevant departments to improve the efficiency of technological innovation in China.

**Keywords:** Venture Capital; Technological Innovation; R&D Investment; High-tech Investment; Spatial Econometrics