

# 中国工业企业 R&D 投入的 策略互动行为研究<sup>\*</sup>

宗庆庆

(上海财经大学 经济学院, 上海 200433)

**摘 要:**文章基于 2005—2007 年中国工业企业各年的截面数据,运用新近发展的空间自回归 Tobit 模型,分行业实证检验了企业 R&D 投入决策的策略互动行为的存在性和性质。实证结果表明,同一行业企业间的研发策略表现为显著的替代型互动,并且在技术针锋相对程度较低的行业中尤为明显,企业的研发投入对同一行业中全要素生产率(而不是地理距离或市场份额)与自身差异很小的邻居企业更加敏感。文章研究表明,提高知识产权保护执行力度、缩短企业间技术距离,对于有效提高我国工业企业创新激励具有重要意义。

**关键词:**R&D 投入;策略互动;空间自回归 Tobit 模型;策略替代

**中图分类号:**F222 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2013)10-0046-14

## 一、引 言

技术进步和创新是经济发展的推动力,而技术进步往往源于经济社会中企业的创新活动。在我国,大中型工业企业已经成为创新活动的重要力量。2011 年《中国科技统计年鉴》的数据显示,近 10 多年来大中型工业企业的 R&D 支出占我国全部 R&D 支出的比例呈上升趋势,2010 年这一比例已经达到 56%。但是一个不可忽视的事实是,当前中国的研发投入总体水平还很低,20 世纪 90 年代中期,我国 R&D 支出占 GDP 的比重仅为 0.6%。尽管这一比重近几年有所增加,但与美国、日本等发达国家相比,我国的创新投入仍相当低。因此,鼓励我国企业进行自主创新至关重要。后金融危机时代如何提高企业研发激励已经成为政府决策层和学术界讨论的重点问题。

究竟是什么因素影响企业自主创新激励?经典产业组织理论文献主要围绕企业规模和产品市场竞争等自身或行业特征展开讨论。<sup>①</sup>相应地,国内外讨论企业研发投入的实证文献都侧重于检验“熊彼特假说”以及市场势力与创新

收稿日期:2013-05-16

**作者简介:**宗庆庆(1986—),男,江苏盐城人,上海财经大学经济学院博士研究生,北京大学光华管理学院应用经济系、北京大学经济政策研究所博士后流动站研究人员。

的关系(Scherer, 1965; Cohen 等, 1987; Gayle, 2003; Aghion 等, 2005; Hashmi, 2013; 聂辉华等, 2008; 吴延兵, 2009; 陈林和朱卫平, 2011)。与上述创新决策模型将市场竞争视为外生给定不同, Scherer(1967)最早提出的研发策略互动模型则将竞争视为内生变量, 开始从博弈论的角度对企业创新机制展开讨论。Lee 和 Wilde(1980)以及 Dasgupta 和 Stiglitz(1980)等对其进行了扩展, Beath 等(1995)对这类模型做了一个很好的综述。这些研究潜在的一个重要含义是:企业之间存在研发支出策略互动, 且这一互动可能会对行业内的均衡研发水平产生重大影响。企业之间研发战略既可能是互补的, 也可能是替代的:一方面, 企业可以从竞争对手创新思想中受到启发或激励, 进而促进自身的创新, 企业之间竞相增加研发投入以争夺市场份额、攫取垄断利润, 即开展研发竞赛;另一方面, 企业可以模仿对方新技术, 扮演“技术追随者”的角色, 这意味着给定行业内其他企业增加研发投入, 该企业可能选择减少研发甚至不研发。Brozen(1951)在分析模仿、发明与创新的关系时就指出, 众多的竞争者更愿意看到行业中的技术领先者率先从事创新活动而自己采取模仿策略。事实上, 由于存在研发溢出效应, 对于许多企业来说, 新技术的模仿成本确实要远远小于研发成本(Griliches, 1992; Harris 和 Kells, 1997)。

由于策略互动模型考虑到市场结构的内生变化以及技术溢出效应对整个行业的影响, 因此学界普遍认为它在政策指导方面更为适宜。但据我们所知, 限于估计技术特别是空间计量的发展以及微观企业研发数据的可得性, 国外仅有极少数文献对此进行了实证检验<sup>②</sup>(Cockburn 和 Henderson, 1994; Zizzo, 2002)。国内相关实证研究更是几乎空白, 缺乏对企业研发投入策略互动行为存在性及其性质的识别, 而这正是本文所要探讨的主题。除了受到企业规模和产品市场竞争程度等自身因素或行业特征影响外, 企业研发投入还很有可能受到其“邻居”企业研发投入策略的影响, 忽略这一互动行为很可能导致模型估计偏误、结论片面甚至没有意义。作为我国创新活动的重要力量, 工业企业的研发投入是否存在策略互动? 若存在, 是互补型还是替代型互动? 是什么原因导致这种策略互动行为? 本文将对这些问题作出探索性回答和解释。

本文使用 2005—2007 年我国两万多家工业企业数据, 运用新近发展的空间自回归 Tobit 模型(LeSage 和 Pace, 2009; Autant-Bernard 和 LeSage, 2011; Qu 和 Lee, 2012), 分年份、分行业实证检验了工业企业在研发决策上的策略互动行为的存在性, 并估计了空间邻居效应的大小。<sup>③</sup>本文可能的贡献和主要发现在于:首先, 在研究视角上, 我们注意到了企业研发投入可能存在的策略互动行为, 并采用空间自回归 Tobit 模型检验了这种行为的存在性及其性质, 这改变了传统文献关于企业间研发投入无关联或均质性的假定, 本文可能是国内首次运用空间 Tobit 模型研究微观企业研发决策之间的相互影响。

Tobit 模型在传统计量经济学中一般用来处理受限因变量问题。在空间计量领域,当给定其他企业的研发策略时,若某企业的最优反应是不研发,此时就会发生受限因变量这一情况,传统的连续型因变量空间计量模型并不适用,空间 Tobit 模型可以更好地刻画潜在的数据生成过程。本文实证发现企业之间存在显著的研发投入策略互动,所有行业企业的研发策略均表现为替代型策略互动并且在技术针锋相对程度较低的行业中表现尤为明显,验证了相当多的企业放弃技术追赶这一现象,这一结果丰富了学界关于我国工业企业研发投入行为机理的认识。其次,企业研发投入的策略互动究竟会如何、机制如何,需要学者进行深度的实证检验。本文比较全面地考虑了多种定义空间“邻居”的方法,根据企业所在省份、企业全要素生产率(Total Factor Productivity, TFP)以及企业市场份额等地理和经济特征构建了不同的权重矩阵,从而得出比较细致和稳健的结论,这在国内外现有文献中并不多见。

本文接下来内容安排如下:第二部分介绍计量模型与估计方法,第三部分为数据描述以及空间权重矩阵设置,第四部分为计量结果分析,第五部分总结全文并给出政策建议。

## 二、计量模型设定

企业研发投入的策略互动关系在计量经济学中可以体现为企业研发费用的空间相关性,本文使用企业的研发费用作为因变量构造空间计量模型来捕捉这种相关性。但问题在于很多企业没有进行研发投入,即研发费用这一统计项目为 0,故传统的用于处理连续型因变量的空间计量模型并不适用(宗庆庆,2013)。本文使用新近发展的空间 Tobit 模型来估计企业的研发策略互动行为。经济学直觉也支持我们使用空间 Tobit 模型。确实有相当数量的企业会选择参与研发活动,通过研发活动获得领先的专利和技术为企业提供技术垄断,使企业可以收取高额许可费用并且可以阻止新厂商进入。不过从企业的角度看,研发是一个不确定性的过程。研发可能会带来潜在的收益,但也有很高的成本,企业必须承担研发失败带来的各种风险。参照 Aghion 等(2005),我们引入潜变量,假定企业创新激励取决于企业创新成功后的期望利润与创新前利润之间的差额。这表明,如果我们观测到某个企业研发费用为 0,则意味着该企业可能因发现研发带来的期望利润低于不研发时的利润而选择了不研发。<sup>④</sup>

本文采用联立空间自回归 Tobit 模型(Qu 和 Lee,2012)来刻画企业之间可能存在的研发投入决策相互影响,由于我们使用的是分年份的截面数据,计量模型可以写成如下形式:

$$\begin{aligned} q_i^* &= \lambda(Wq)_i + X_i\beta + \epsilon_i \\ q_i &= q_i^* I(q_i^* > 0) \end{aligned} \quad (1)$$

这一模型认为企业研发投入行为的空间相关性体现在真实结果上,因而不研发企业对其他企业的研发决策没有影响。其中, $q_i^*$  表示潜变量; $q_i$  表示企业  $i(i=1,2,\dots,n)$  的研发投入; $\epsilon_i$  是独立同分布的随机误差且  $\epsilon_i \sim N(0, \sigma_\epsilon^2)$ ;  $I(\cdot)$  是标示函数,括号内表达式成立取值为 1,否则取值为 0; $W$  是  $n \times n$  的空间权重矩阵,表示截面企业之间的空间关系; $W_q$  是空间滞后变量,由于  $W$  的主对角线元素为 0 且是行标准化的常数矩阵,所以  $W_q$  可解释为竞争对手的平均研发投入; $X_i$  表示影响企业研发决策的一组控制变量; $\lambda$  代表企业研发投入反应系数(邻居效应),用来捕捉企业之间的研发策略互动行为,是本文关心的核心参数,本文的主要目的是估计和检验其是否等于零。如果  $\lambda$  不显著异于零,说明同一行业企业之间不存在研发决策的策略互动;如果  $\lambda$  显著异于零,说明同一行业企业之间研发投入确实互相影响。进一步地,如果显著为正,则表明企业间研发投入决策为策略互补型;如果显著为负,则表明企业研发投入为替代型空间互动。

如何估计受限因变量的空间计量模型近年来受到越来越多学者的关注(Pinkse 和 Slade, 2010)。借鉴现有文献(LeSage 和 Pace, 2009; Autant-Bernard 和 LeSage, 2011),本文使用贝叶斯马尔科夫链—蒙特卡洛(Markov Chain Monte Carlo, MCMC)方法来估计空间自回归 Tobit 模型。贝叶斯 MCMC 方法的基本思想是,如果样本足够多,推导后验概率密度的表达式还不如使用某种估计(如核密度估计)去逼近。在本文中,使用 MCMC 方法的关键在于我们需要从模型参数  $\lambda, \beta$  和  $\sigma_\epsilon^2$  条件分布的完整序列以及给定  $q_1$  时  $q_2$  的条件分布中进行连续抽样。本质上讲, MCMC 方法将研发费用为 0 的观测看作额外的待估参数,该方法的好处是将研发费用为 0 的企业视为潜在的期望利润之差为负,通过对研发费用为正的样本进行 MCMC 抽样,我们可以估计出不研发企业的潜在期望利润之差。使用这些估计出的潜变量(连续型)代替原来的 0,我们可以得到一组完整的潜变量向量(此时可观测),并据此估计出模型的其他参数  $\lambda, \beta$  和  $\sigma_\epsilon^2$ 。

### 三、数据描述

#### (一)数据来源与指标构建

本文的数据来源于上海财经大学高等研究院数据中心的“500 万产值以上工业企业统计年度库”,数据库包括 1998—2007 年全国年产值 500 万以上近 30 万家工业企业的出口交货值、资本构成、研发费用、员工教育福利和保险费等 75 个指标,因而数据是大样本微观企业数据。为保证回归结果的有效性,我们对数据进行了筛选:首先,为了避免受到企业进入与退出的影响,我们依据“法人代码”统计指标将 1998—2007 年持续经营的企业抽取出来。其次,本文删除了“研发费用”为负、“工业增加值”为 0、“工业销售值”为 0 等异常

值,以及样本较少的地区和行业等数据。由于数据库中从 2005 年才开始有“研发费用”这一项,因此本文使用 2005—2007 年每一年的截面数据进行实证分析。样本数合计为 65 433 个。

在指标构建方面,主要涉及两类:

第一,关于企业研发投入影响因素的指标构建。参考现有文献,影响研发投入的企业和行业特征主要包括:企业规模、行业集中度、市场势力、资本密集度、是否国有企业以及是否出口型企业。本文使用销售收入度量企业规模(Scherer,1965)、赫芬达尔指数度量行业集中度、市场份额度量市场势力(Rosenberg,1976)、总资产与从业人数的比值度量企业资本密集度。

第二,关于企业全要素生产率估算的指标构建。由于后文需要度量企业间的技术距离,因此精确地估计企业全要素生产率对于本文的结果至关重要。利用柯布一道格拉斯生产函数且简单使用 OLS 方法来估算全要素生产率因存在选择性偏差(Selection Bias)和同时性偏差(Simultaneity Bias)等内生性问题而广受质疑(余森杰,2010)。Olley 和 Pakes(1996)提出使用企业投资作为代理,较好地解决了同时性偏差问题,但该方法自动地将投资为零或者缺省的企业样本排除在外,不可避免地带来了断尾偏差(Truncation Bias)。在此基础上,Levinsohn 和 Petrin(2003)建议使用中间投入品作为代理,该方法可以有效地矫正 OLS 方法因遗漏变量而带来的内生性问题,故本文将采用 LP 法测算企业全要素生产率。对于测算 TFP 时需要的产出水平、资本存量、劳动投入和中间投入指标,本文分别使用数据库中的工业增加值、固定资产合计、从业人员数和中间品投入额来测度。表 1 给出了主要变量的定义。

表 1 主要变量定义

| 变量名称      | 符 号     | 定 义              |
|-----------|---------|------------------|
| 研发投入      | Rd      | 研发费用             |
| 企业规模(对数)  | Size    | 销售收入(对数)         |
| 行业集中度     | Hi      | 行业内全部企业市场份额平方和   |
| 市场势力(%)   | Mpower  | 企业销售收入/行业销售额     |
| 出口哑变量     | Export  | 出口型企业取值为 1,否则为 0 |
| 国有企业哑变量   | State   | 国有企业取值为 1,否则为 0  |
| 资本密集度(对数) | Capital | 总资产/从业人数(对数)     |
| 全要素生产率    | TFP     | LP 方法计算          |

另外,为了剔除价格因素的影响,所有名义变量均经过价格平减指数(基期为 1998 年)调整为实际值。其中,工业增加值使用工业品出厂价格指数进行平减;固定资产净值年均余额使用固定资产投资价格指数进行平减;研发费用则使用固定资产投资价格指数和居民消费价格指数的加权合成指数进行平减,权数分别是 45%和 55%(朱平芳和徐伟民,2003)。平减指数数据根据历

年《中国统计年鉴》计算所得。表 2 给出了主要变量的描述性统计。

表 2 主要变量的描述性统计

| 变量      | 观测值    | 均值     | 标准差      | 最小值      | 最大值       |
|---------|--------|--------|----------|----------|-----------|
| Rd      | 65 433 | 14.02  | 217.01   | 0        | 16 899.58 |
| Size    | 65 433 | 11.01  | 1.45     | 4.37     | 18.09     |
| Hi      | 65 433 | 0.01   | 0.01     | 0.002 12 | 0.09      |
| Mpower  | 65 433 | 0.001  | 0.005    | 2.40e—07 | 0.19      |
| Export  | 65 433 | 0.39   | 0.487    | 0        | 1         |
| Capital | 65 433 | 159.57 | 6 642.32 | 1.01     | 1 166 250 |
| State   | 65 433 | 0.13   | 0.34     | 0        | 1         |
| TFP     | 65 433 | 6.71   | 1.16     | —2.73    | 12.45     |

(二)空间权重矩阵设置

在空间计量经济学模型中,准确度量个体之间的空间相关关系、构造恰当的空间权重矩阵是实证研究的重要课题。在构造空间权重矩阵时,学者面临的首要问题是界定邻居的集合。对本文而言,首先,同一个行业内的企业构成了最直接的竞争对手。企业直接获取的一般是行业内其他企业所创造的新知识,并且研发人员和技术人员一般也只在同一行业内流动,因此本文设定空间权重的首要依据是判断两个企业是否属于同一类二分位行业。其次,上文假定不研发企业对其他企业的研发决策没有影响,这表明对任意企业来说,只有行业内的研发企业才是它的“邻居”。为了提高本文统计推断的可靠性和稳健性,我们设置了四种不同的空间权重矩阵。

首先考虑行业相邻矩阵  $W_{adj}$ ,当企业  $i$  和  $j$  属于同一类二分位行业(且企业  $j$  的研发费用大于 0,下同)时,  $w_{ij} = 1$ , 否则为 0,这种设置方式对同一行业的所有邻居赋予了相同的权重。本文还考虑了地理距离矩阵和经济距离矩阵两类非同等权重的情形,假定权重与距离成反比,企业研发投入对距离自己越近的“邻居”企业影响越大。地理距离权重矩阵  $W_{geo}$  设定为:首先计算企业  $i$  和  $j$  所在省区(分别记为省  $a$  和  $b$ )之间的地理距离  $d_{ab}$ ,如果企业  $i$  和  $j$  不在同一省份,  $w_{ij} = d_{ab}^{-2}$ ,如果在同一省份,  $w_{ij} = 1$ , 否则为 0。<sup>⑤</sup>企业的研发投入可能对生产率或市场份额与自己差异很小的行业内其他企业比较敏感,因此我们设定了两种经济距离矩阵  $W_{tfp}$  和  $W_{mp}$ ,分别根据两个企业之间的全要素生产率和市场份额差异来设定权重。如果企业  $i$  和  $j$  属于同一行业,  $w_{ij} = abs^{-1}(econ_i - econ_j)$ , 否则为 0。其中,  $abs(\cdot)$  是绝对值算子,  $econ$  表示企业的全要素生产率或者市场份额。在空间权重矩阵构造完成后,我们对其进行矩阵行标准化处理,保证空间权重矩阵每行元素之和等于 1。

恰当选取权重的函数形式是构造空间权重矩阵的另一个核心问题,理论计量

并没有提供函数选取准则,因此在采用连续型函数度量空间权重时需在函数具体形式设定上保持谨慎。以地理距离为例,显然  $w_{ij}=d_{ab}^{-1}$  和  $w_{ij}=d_{ab}^{-2}$  均反映了空间权重和地理距离成反比,但用前一种函数形式构造的空间权重矩阵往往会产生发散的空间自相关过程,而用后一种函数形式得到的研发投入反应系数估计值满足理论约束条件( $|\lambda|<1$ ),故本文采用  $w_{ij}=d_{ab}^{-2}$  构建的空间权重矩阵进行估计。在经济距离权重方面,根据  $w_{ij}=abs^{-1}(econ_i-econ_j)$  和  $w_{ij}=abs^{-2}(econ_i-econ_j)$  构造的经济距离权重矩阵所得到的估计结果相似,本文采用前者进行估计。

四、实证结果

(一)空间相关性检验

在估计空间自回归 Tobit 模型之前,本文首先检验企业间研发投入空间相关性。对于空间计量实证研究来说,检验空间相关性是一个重要课题。用于检验连续型因变量模型空间相关性的主要是 Moran I 检验(Moran,1950;Cliff 和 Ord,1973)和 AB 检验(Anselin 和 Bera,1998)。但现有文献很少考虑受限因变量的情形,Kelejian 和 Prucha(2001)针对 Probit 和 Tobit 模型,基于非线性回归的残差提出了 KP 检验并且基于一维变量线性二次型的中心极限定理推导了它们的渐进分布。Qu 和 Lee(2012)更进一步推导出空间 Tobit 模型的 LM 检验,大大弥补了现有文献的不足。他们将 Kelejian 和 Prucha(2001)的一维变量线性二次型形式的中心极限定理推广到多维,在此基础上给出了一系列空间自回归和空间误差 Tobit 模型的 LM 检验统计量及其极限分布。<sup>⑥</sup>

本文主要使用 Qu 和 Lee(2012)提出的 LM 检验来验证中国工业企业研发决策的空间相关性。为了进行比较,我们也计算了 KP 检验统计量。表 3 汇报了分年份、分行业相邻空间权重矩阵 LM 检验统计量。结果表明,两种检验统计量均统计显著,表明各行业内企业的研发投入策略均存在显著的空间相关性。限于篇幅,这里只汇报了六个行业的结果。<sup>⑦</sup>

表 3 工业企业研发投入空间相关性检验(2005—2007 年)

| 行业       | 2005 年   |          | 2006 年   |          | 2007 年   |          |
|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
|          | LM       | KP       | LM       | KP       | LM       | KP       |
| 化学制品制造业  | 12.78*** | 22.76*** | 12.68*** | 22.14*** | 13.01*** | 21.71*** |
| 交通设备制造业  | 11.83*** | 20.84*** | 11.58*** | 19.35*** | 12.06*** | 25.18*** |
| 金属制品业    | 13.05*** | 15.01*** | 13.17*** | 14.29*** | 13.12*** | 14.55*** |
| 非金属矿物制品业 | 9.16***  | 18.09*** | 10.21*** | 18.40*** | 9.25***  | 18.21*** |
| 黑色金属矿采选业 | 11.29*** | 14.26*** | 12.13*** | 15.02*** | 10.69*** | 13.11*** |
| 有色金属矿采选业 | 10.11*** | 13.45*** | 13.51*** | 12.14*** | 8.93***  | 11.16*** |

注：\*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平,下表同。

## (二) 企业研发投入反应方程估计:结果与解释

我们将给出企业研发投入空间自回归 Tobit 模型的估计结果。空间自回归模型背后的逻辑是,企业之间的交互作用联合决定了我们关心的结果—企业研发投入决策。企业的协变量不仅会直接影响该企业自身的研发投入,而且由于空间交互作用,它可能会影响其邻居企业的研发决策,从而间接影响该企业的研发投入。忽略这种交互作用可能导致参数估计有偏而且往往会低估协变量对企业研发支出的影响。表 4 汇报了 2007 年企业研发投入反应函数估计结果。控制变量包括企业规模、赫芬达尔指数、市场份额、资本密集度和所有制类型等,为了捕捉企业规模、行业集中度和市场势力与企业研发可能存在的非线性趋势,我们在回归中控制了其平方项。由于本文主要关心研发投入的策略互动行为,因而接下来我们重点分析企业研发投入反应系数。

首先,表 4 显示在不同行业中,不论使用哪一种空间权重矩阵,本文关心的核心参数均小于 0 且统计显著,说明我国工业企业在研发决策上确实存在策略互动,但并没有出现传统文献提及的研发竞争现象,而是表现为策略替代。对于这一结果,可能的原因是知识产权保护不力,<sup>⑧</sup>所以众多企业竞相采用抄袭和模仿的策略进行技术改进。给定技术领先者研发,尽管有些企业也做出研发的反应,但总体上替代效应比互补效应占优,更多的企业选择了减少研发或不研发,从而出现技术领先企业技术持续占优而技术落后企业放弃技术追赶这一现象。

其次,我们对比了不同行业的研发投入反应系数,以考察可能存在的差异。Aghion 等(2005)认为企业研发会存在“规避竞争效应”和“熊彼特效应”其中,前者指企业竞相加大研发投入,以避免被落后公司赶上而针锋相对、两败俱伤;后者指当产品市场竞争程度太高时,技术落后公司的研发激情会受到很大挫伤,研发会随着竞争的增强而减少。<sup>⑨</sup>他强调在技术针锋相对程度较低的行业中,“熊彼特效应”要强于“规避竞争效应”。为了验证这一结论对于我国工业企业是否成立,我们有必要计算每个二分位行业的技术针锋相对程度。本文通过行业内所有企业与技术领先者(即在行业内拥有最高全要素生产率的企业)的平均技术距离来刻画技术针锋相对程度。具体地,行业平均技术距离的计算公式如下:

$$m^r_t = N_{rt}^{-1} \sum_{i \in r} \frac{TFP_{Ft} - TFP_{it}}{TFP_{Ft}} \quad (2)$$

其中, $N_{rt}$ 表示  $t$  期行业  $r$  的企业个数; $TFP_{it}$ 代表  $t$  期行业内技术领先者的全要素生产率;若企业  $i$  恰好为行业内技术领先者,则将式中  $TFP_{it}$  替换为  $TFP_{F-1,t}$ ,  $TFP_{F-1,t}$  表示  $t$  期行业内紧随技术领先者(即行业内全要素生产率排名第二的企业)的全要素生产率。显然, $m^r_t$  越低代表行业内的企业在技术

上越接近于领先者,从而反映了行业  $r$  的企业在技术上更加针锋相对;相反, $m^r$  越高则暗示行业内的企业平均而言有着较大的技术差距。

表 4 2007 年行业技术针锋相对程度与研发投入反应系数

| 行 业       | 技术距离  | 空间权重矩阵         |                |                |
|-----------|-------|----------------|----------------|----------------|
|           |       | $W_{geo}$      | $W_{tfp}$      | $W_{mp}$       |
| 化学制品制造业   | 0.985 | -0.45(0.04)*** | -0.65(0.02)*** | -0.56(0.04)*** |
| 纺织业       | 0.971 | -0.44(0.08)*** | -0.64(0.09)*** | -0.58(0.08)*** |
| 交通设备制造业   | 0.963 | -0.40(0.11)*** | -0.71(0.10)*** | -0.46(0.09)*** |
| 仪器仪表等制造业  | 0.955 | -0.39(0.10)*** | -0.68(0.14)*** | -0.55(0.13)*** |
| 工艺品及其他制造业 | 0.933 | -0.36(0.09)*** | -0.64(0.15)*** | -0.54(0.12)*** |
| 电力等供应业    | 0.906 | -0.38(0.06)*** | -0.65(0.15)*** | -0.54(0.13)*** |
| 电气机械等制造业  | 0.897 | -0.37(0.08)*** | -0.60(0.15)*** | -0.52(0.14)*** |
| 通用设备制造业   | 0.890 | -0.37(0.08)*** | -0.52(0.14)*** | -0.46(0.14)*** |
| 造纸及纸制品业   | 0.882 | -0.36(0.09)*** | -0.51(0.12)*** | -0.46(0.14)*** |
| 农副食品加工业   | 0.878 | -0.35(0.11)*** | -0.51(0.12)*** | -0.47(0.15)*** |
| 食品制造业     | 0.874 | -0.36(0.09)*** | -0.53(0.14)*** | -0.45(0.11)*** |
| 纺织服装等制造业  | 0.870 | -0.35(0.09)*** | -0.50(0.13)*** | -0.45(0.13)*** |
| 黑色金属冶炼业   | 0.870 | -0.34(0.10)*** | -0.50(0.13)*** | -0.44(0.14)*** |
| 通信设备等制造业  | 0.796 | -0.33(0.10)*** | -0.48(0.15)*** | -0.41(0.13)*** |
| 金属制品业     | 0.795 | -0.33(0.08)*** | -0.48(0.16)*** | -0.41(0.13)*** |
| 饮料制造业     | 0.748 | -0.34(0.11)**  | -0.48(0.12)*** | -0.40(0.18)**  |
| 有色金属冶炼业   | 0.735 | -0.32(0.11)*** | -0.45(0.15)*** | -0.39(0.13)*** |
| 医药制造业     | 0.906 | -0.36(0.12)*** | -0.43(0.21)**  | -0.39(0.13)*** |
| 石油加工等加工业  | 0.897 | -0.31(0.12)*** | -0.42(0.21)**  | -0.36(0.12)*** |
| 煤炭开采和洗选业  | 0.890 | -0.31(0.10)*** | -0.42(0.18)**  | -0.38(0.11)*** |
| 塑料制品业     | 0.785 | -0.30(0.15)**  | -0.41(0.23)*   | -0.37(0.18)**  |
| 烟草制品业     | 0.748 | -0.24(0.12)**  | -0.37(0.18)**  | -0.34(0.11)*** |
| 非金属矿采选业   | 0.654 | -0.25(0.12)**  | -0.36(0.11)*** | -0.31(0.14)**  |
| 黑色金属矿采选业  | 0.631 | -0.29(0.12)**  | -0.47(0.11)*** | -0.56(0.09)*** |
| 有色金属矿采选业  | 0.630 | -0.43(0.09)*** | -0.54(0.11)*** | -0.44(0.08)*** |

注:括号内是标准误差;限于篇幅,行业相邻空间权重矩阵估计结果以及部分行业的估计结果略去,下表同。

表 4 给出了样本中的每个二分位行业 2007 年的平均技术距离,我们按照从高到低进行排序。结果表明,一些矿采选业和轻工制造业的平均技术距离较低,反映了这些行业针锋相对程度较高;而一些化学制造业和机械制造业中的企业则有着很大的技术差距,表明这些行业针锋相对程度较低。总体而言,我国不同行业间平均技术距离差异不大,数值都较高,行业内企业间的针锋相对程度较低。对比表 4 中不同行业的研发投入反应系数可以发现,针锋相对程度较低行业的研发投入反应系数(在绝对值意义上)基本上要高于针锋相对程度较高的行业。这一结果表明,研发的策略替代在针锋相对程度较低行业中表现得尤为明显。行业内技术距离差距越大,研发投入的策略替代效应可能越大。

表 5 分年份企业研发投入反应系数(2005—2006 年)

| 行业       | 2005 年         |                | 2006 年         |                |
|----------|----------------|----------------|----------------|----------------|
|          | $W_{ifp}$      | $W_{mp}$       | $W_{ifp}$      | $W_{mp}$       |
| 化学制品制造业  | -0.64(0.02)*** | -0.58(0.03)*** | -0.66(0.02)*** | -0.56(0.03)*** |
| 交通设备制造业  | -0.69(0.09)*** | -0.48(0.09)*** | -0.64(0.10)*** | -0.44(0.09)*** |
| 金属制品业    | -0.50(0.18)*** | -0.40(0.12)*** | -0.49(0.18)*** | -0.40(0.14)*** |
| 非金属制品业   | -0.52(0.17)*** | -0.39(0.11)*** | -0.46(0.17)*** | -0.41(0.11)*** |
| 黑色金属矿采选业 | -0.47(0.10)*** | -0.38(0.08)*** | -0.44(0.10)*** | -0.35(0.09)*** |
| 有色金属矿采选业 | -0.58(0.08)*** | -0.42(0.08)*** | -0.53(0.07)*** | -0.45(0.08)*** |

注:限于篇幅,仅汇报了六个行业结果。

最后,我们考察不同空间权重矩阵的估计结果,以探索企业间研发策略互动的主要机制。企业进行研发的主要目的就是抢占市场份额,获得垄断利润,市场份额接近的企业往往构成了最直接的竞争对手,而地理距离影响人力资源的流动和技术的传播也是学界普遍认同的,因此本文根据市场份额差异和地理距离构建了空间权重矩阵。不过,技术的空间关联往往要比地理上的空间集聚更为盛行。因此,选取全要素生产率这一企业经济特征构建空间权重矩阵也比较有吸引力。Lerner(1997)就暗示只有那些与技术领先者差距适中的跟随者,才会最积极地从事 R&D 竞争。对比不同空间权重矩阵下的研发投入反应系数,我们发现  $W_{ifp}$  权重下的研发投入反应系数基本上要高于  $W_{geo}$  和  $W_{mp}$  两类权重下的结果,这表明企业的研发投入对同一行业中全要素生产率与自身差异很小(而不是市场份额接近或者地理邻近)的邻居企业更加敏感。表 5 对 2005 年和 2006 年数据分别做了回归,得出与表 4 类似的结果,表明本文基本结论是稳健的。

## 五、总 结

随着企业统计数据可得性的增强,针对微观企业研发决策行为机理的研究成为近来学界非常关注的一个领域。传统的计量经济学由于忽视空间邻居效应的存在性而往往会导致参数估计不一致,对研发策略互动行为的认识不足也使实证结论可能缺乏应有的政策意义,本文则从空间视角实证检验了企业研发策略互动行为的存在性及其性质。

由于许多企业的研发费用为 0,我们构建空间自回归 Tobit 模型进行了估计。LM 检验结果表明企业之间研发决策确实存在空间相关性且统计上显著。随后,本文采用贝叶斯 MCMC 抽样方法分行业、分年份分析了企业研发策略互动行为的性质,结果表明企业研发决策存在显著的策略互动,所有行业均表现为替代型互动并且在技术针锋相对程度较低的行业中表现尤为明显。此外,我们还发现,企业的研发投入对同一行业中全要素生产率与自身差异很小(而不是地理邻近或者市场势力接近)的邻居企业更加敏感。

本文的分析结果对于有效提高企业自主研发激励、推进我国科技创新能力建设具有一定意义,可以归纳为如下两点政策启示:

第一,企业进行研发的目的多半为获得垄断利润,因此它们总是不希望研发成果不加约束地被传播,否则研发成果外溢,搭便车行为将打击研发企业再投入的激情。本文的结果表明,我国工业企业研发投入存在显著的策略替代型互动,研发企业的投入似乎显著抑制了不研发企业的自主创新,可能的解释是知识产权保护力度不够。产权保护不力既挫伤了领先者研发的积极性,又为技术落后者提供了“免费搭车”的可能性,从而降低了全社会总体的研发水平。事实上,在给定领先企业研发时,尽可能不研发而去模仿领先企业的技术已经成为相当多企业的最优策略,特别是在侵犯产权者非但得不到应有的处罚或者违法代价过低且还获得超额经济收益的情况下,技术效仿者自然有恃无恐。因此,政府应该适当加大知识产权和技术产权保护执行力度,以转变企业现有的简单抄袭和简单模仿的发展机制,使企业在模仿别人技术的同时,更加注重吸收行业内其他企业和行业的先进经验,在此基础上提高自主创新激励和自主研发能力,矫正企业的短期功利行为。

第二,从企业的研发投入对同一行业中全要素生产率与自身差异很小的邻居企业更加敏感这一结论来看,技术水平似乎是企业研发策略互动的一个主要机制。由于我国工业行业间的平均技术距离普遍较高,研发的替代效应往往占优于互补效应。倘若加大对技术落后企业的政策扶持与引导,提高其全要素生产率,缩小企业间的技术差距,可以想象企业间或许会产生较强的研发竞争激励,激发它们对研发投入的冲动,从而提高全社会的研发水平。

\* 本文曾在第十二届中国经济学年会上宣讲,感谢与会专家和学者的有益评论。感谢上海财经大学商学院钟鸿钧老师和经济学院周亚虹教授、美国俄亥俄州立大学李龙飞教授以及上海交通大学瞿茜老师对本文的指导和帮助。特别感谢匿名审稿人的宝贵意见,当然文责自负。本文受上海财经大学研究生创新基金项目(CXJJ-2010-338)资助。

#### 注释:

- ①比较经典的文献有 Schumpeter(1942)、Arrow(1962)以及 Aghion 等(2005)等。更多内容可参考 Cohen 和 Levin (1989)以及吴延兵(2007)的文献综述。
- ②Cockburn 和 Henderson(1994)使用欧美 10 家主要制药公司 2 000 多个研发项目数据研究发现,企业对 R&D 项目绝对投资之间的关联非常微弱,而研发投资一阶滞后项与竞争对手研发投入一阶滞后项并不相关,他们据此推断公司间不存在 R&D 策略互动。Zizzo(2002) 最早利用实验方法验证了存在研发竞赛,他发现在技术差距非常小时,技术领先者的投资确实会随该差距的减小而增大,与其针锋相对(或齐头并进)公司的研发投入也会随之增加。
- ③分年份进行回归是受该领域计量技术发展的局限,目前尚未有成熟的面板数据模型方法与技术可以估计空间自回归 Tobit 模型;分行业则主要是考虑到研发与行业异质性密切相关,不同行业的研发机制存在很大差异,这导致跨行业数据混合回归的结果可能没有任何意义。
- ④也可能是企业未上报研发费用,统计人员直接将其赋值为 0。限于数据局限,我们无法区分这两种情形。
- ⑤更好的做法是计算出企业之间的地理距离,而不是简单地计算省份之间的地理距离,但我们缺少企业所在厂址的具体地理坐标信息。不得不说这是本文的一个遗憾。
- ⑥更多技术细节请参看 Kelejian 和 Prucha(2001)以及 Qu 和 Lee(2012)。
- ⑦空间相关性检验通过 Matlab 编程实现,作者感谢美国俄亥俄州立大学李龙飞教授和上海交通大学瞿茜老师提供的 LM 检验源程序。这里只汇报了行业相邻权重矩阵下的 LM 检验结果,其他权重矩阵下的结果可向作者索取。
- ⑧许春明和单晓光(2008)就认为我国知识产权立法强度已接近西方发达国家水平,但由于执行力度不够,产权保护强度大打折扣。
- ⑨也有文献使用“竞争效应”和“模仿效应”来描述,如周艺艺和平新乔(2007)。

#### 参考文献:

- [1]陈林,朱卫平.创新、市场结构与行政进入壁垒——基于中国工业企业数据的熊彼特假说实证检验[J].经济学(季刊),2011,(2):653—674.
- [2]聂辉华,谭松涛,王宇锋.创新、企业规模 and 市场竞争:基于中国企业层面的面板数据分析[J].世界经济,2008,(7):57—66.
- [3]吴延兵.中国工业 R&D 投入的影响因素[J].产业经济研究,2009,(6):13—21.
- [4]许春明,单晓光.中国知识产权保护强度指标体系的构建及验证[J].科学学研究,2008,(4):715—723.
- [5]余森杰.中国的贸易自由化与制造业企业生产率[J].经济研究,2010,(12):97—110.

- [6]朱平芳,徐伟民.政府的科技激励政策对大中型工业企业 R&D 投入及其专利产出的影响——上海市的实证研究[J].经济研究,2003,(6):45—53.
- [7]宗庆庆.知识产权保护、我国工业企业研发与生产率以及地方政府教育支出的标尺竞争[D].上海财经大学博士学位论文,2013.
- [8]Aghion P, Bloom N, Blundell R, et al. Competition and innovation: An inverted-U relationship[J]. Quarterly Journal of Economics, 2005,120(2):701—728.
- [9]Autant-Bernard C, LeSage J. Quantifying knowledge spillovers using spatial econometrics models[J]. Journal of Regional Science, 2011,51(3):471—496.
- [10]Beath J, Soulakos Y, Ulph D. Game theoretic approaches to the modelling of technological change[A]. Stoneman P. Handbook of the economics of innovation and technological change[C]. Oxford:Blackwell,1995.
- [11]Brozen Y. Invention, innovation, and imitation[J]. American Economic Review,1951,41(2):239—257.
- [12]Cochburn I, Hendersorn R. Racing to invest? The dynamics of competition in ethical drug discovery[J]. Journal of Economics and Management Strategy, 1994,3(3):481—519.
- [13]Dasgupta P, Stiglitz J. Industrial structure and the nature of innovative activity[J]. Economic Journal,1980,90(358):266—293.
- [14]Griliches Z. The search for R&D spillovers[J].Scandinavian Journal of Economics,1992,94(Summer Supplement):S29—S47.
- [15]Harris M, Kells S. Knowledge spillovers, location and growth: Theory and evidence [R]. Melbourne Institute Working Paper,1997.
- [16]Hashmi A. Competition and innovation: The inverted-U relationship revisited[R]. Review of Economics and Statistics, Forthcoming,2013.
- [17]Lee T, Wilde L. Market structure and innovation: A reformulation[J]. Quarterly Journal of Economics,1980,94(2):429—436.
- [18]LeSage J. Bayesian Estimation of limited dependent variable spatial autoregressive models[J]. Geographical Analysis,2000,32(1):19—35.
- [19]LeSage J, Pace R. Introduction to spatial econometrics[M]. Florida: CRC Press,2009.
- [20]Levinsohn J, Petrin A. Estimating production functions using inputs to control for unobservables[J]. Review of Economic Studies,2003,70(2):317—342.
- [21]Pace R, LeSage J. Spatial econometric models, prediction[A]. Shekhar S, Xiong H. Encyclopedia of geographical information science[C]. New York: Springer-Verlag,2007.
- [22]Pinkse J, Slade M. The future of spatial econometrics[J]. Journal of Regional Science,2010,50(1):103—117.
- [23]Qu X, Lee L. LM tests for spatial correlation in spatial models with limited dependent variables[J]. Regional Science and Urban Economics,2012,42(3):430—445.
- [24]Rosenberg J. Research and market share: A reappraisal of the Schumpeter Hypothesis [J]. Journal of Industrial Economics,1976,25(2):101—112.

- [25]Scherer F. Firm size, market structure, opportunity, and the output of patented inventions[J]. American Economic Review, 1965,55(5):1097—1125.
- [26]Schumpeter J. Capitalism, socialism and democracy[M].New York: Harper & Brothers,1942.
- [27]Subodh K.Market concentration,firm size and innovative activity:A firm-level economic analysis of selected Indian industries under economic liberalization[R]. WIDER Discussion Paper No. 2002/108,2002.
- [28]Zizzo D. Racing with uncertainty:A patent race experiment [J]. International Journal of Industrial Organization , 2002,20(6):877—902.

## On Strategic Interaction of R&D Input among Industrial Firms in China

ZONG Qing-qing

*(School of Economics,Shanghai University of Finance  
and Economics,Shanghai 200433, China)*

**Abstract:** Based on annual sectional data of industrial firms in China from 2005 to 2007, this paper empirically investigates the existence and properties of strategic interaction of corporate R&D input by newly developed spatial auto-regressive Tobit model from a sub-industry perspective. The empirical results indicate that R&D strategies among firms in the same industry are featured by significant substitutive interaction, especially in industries with low technology competition, and corporate R&D input is more sensitive to neighbor firms whose total productivity is slightly different from its own (rather than geographical proximity or close market power) in the same industries. It shows that the rise in the implementation of the protection of intellectual property rights and the reduction in corporate technological distances are of great Significance to the effective increase in innovation incentives of industrial firms in China.

**Key words:** R&D input; Strategic interaction; Spatial auto-regressive Tobit model; strategic substitution

(责任编辑 周一叶)