

自主研发与协同创新贡献的门槛特征研究 ——基于中国高技术产业的估计*

俞立平¹ 孙建红¹ 刘爱军^{*,2}

(1. 宁波大学商学院管理工程系, 宁波 315211; 2. 南京农业大学经济管理学院, 南京 210095)

摘要:首先构建了企业创新的框架体系,将企业创新分为自主研发与协同创新,然后基于高技术产业科技投入产出数据,采用面板数据模型和面板门槛模型分析了自主研发与协同创新弹性系数及其门槛特点,建立了自主研发自身门槛模型、协同创新自身门槛模型、创新产出对自主研发门槛模型、创新产出对协同创新门槛模型、科技人力资源对自主研发门槛模型。研究结果表明,自主研发的绩效较高,具有规模经济效应;协同创新绩效总体较低,较低水平地区绩效较高;科技人力资源绩效总体不高,科技人力资源投入较低地区自主研发绩效较高。

关键词:自主研发;协同创新;面板门槛回归;高技术产业

中图分类号:TQ316. 241 **文献标识码:**A **doi:**10. 3969/j. issn. 1006 - 6055. 2014. 05. 011

Threshold Characteristics Research on Contributions of Independent R&D and Collaborative Innovation: Based on Estimation of Chinese High-tech Industry*

YU Liping¹ SUN Jianhong¹ LIU Aijun^{*,2}

(1. Department of Management Engineering, School of Business, Ningbo University, Ningbo 315211;
2. College of Economics and Management, Nanjing Agricultural University, Nanjing 210095)

Abstract: Firstly the framework of enterprise innovation system is constructed, dividing enterprise innovation into independent R&D and collaborative innovation. Based on high-tech industry input-output data, panel data model and panel threshold model are adopted to analyze the elastic coefficient and the threshold characteristics of independent R&D and collaborative innovation, with a series of threshold models built, including independent R&D threshold model, the threshold model for collaborative innovation itself, threshold model for independent R&D, innovation output threshold model for collaborative innovation, science and technology human resources for independent R&D threshold models. The result shows that independent R&D is of high performance and scale economy, while the performance of collaborative innovation is generally low except in lower-level areas. It's also suggested that the performance of technology human resources is not high on the whole, but higher performance in independent R&D can be seen in areas with lower input of science and technology human resources.

Key words: independent R&D; collaborative innovation; panel threshold regression; high-tech industry

1 引言

自主研发就是指企业自行进行技术研发从而进行技术创新,是企业构建核心竞争力,取得技术优势和市场优势的重要支撑力量。由于行业不同、规模大小不一,研发水平差异较大,因此更多企业采取协同创新或产学研合作为主的技术创新模式。协同创新通过打破企业、高等院校、科研院所之间的时空壁垒,实现技术、实验和检测设备、信息、知识、人才等有形和无形创新要素的深度合作,汇聚各种资源联

合攻关,极大地提高了创新的绩效。产学研合作是协同创新的重要组成部分,是企业获取外部创新资源的重要途径,其对于扩展企业技术领域、缩短产品研发周期、分担研发费用和分散研发风险等具有重要的价值^[1]。

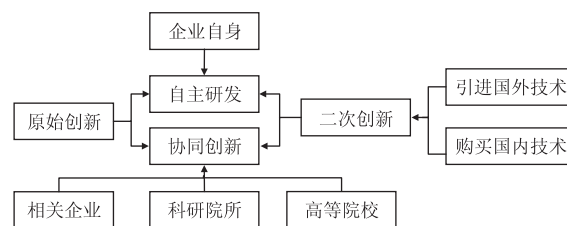


图1 企业技术创新结构

Figure 1 Structure of enterprise technical innovation

2014-04-28 收稿, 2014-05-19 接受

* 浙江省海洋基地课题(13HYJDYY03), 宁波大学人文社会科学培育项目(XPYA13002)资助

** 通讯作者, E-mail: liuj@nbu.edu.cn

企业技术创新结构如图 1 所示,本质上企业的创新分为两大类,一类是原始创新,第二类是在引进国外技术和购买国内技术基础上的二次创新,当然就某一企业或某一技术项目而言,可能既包括原始创新也包括二次创新。无论是原始创新还是二次创新,其实现的路径也包括两种:第一种是企业自身所进行的自主研发,第二种是企业和相关企业、科研院所、高等院校之间进行的协同创新。同样就某一企业或某一技术项目而言,可能既有自主研发也有协同创新。由于原始创新和二次创新往往难以计量,本文主要从自主研发与协同创新的角度进行研究。

比较自主研发与协同创新对企业技术创新的贡献,分析他们的绩效,测算不同自主研发门槛水平下、不同协同创新门槛水平下、不同创新产出门槛水平下、不同研发人员投入门槛水平下自主研发与协同创新贡献的弹性系数特点,总结其存在的规律,对于发现我国企业技术创新中存在的问题,分析产生这些问题的原因,进而采取必要的政策措施具有十分重要的价值。

关于协同创新的理论,Ansoff^[2]首次提出了协同的概念,认为协同是指系统相对于各子系统进行整合而形成的整体业务表现。Hadjimanolis^[3]指出,协同创新网络是由企业和客户、供应商、中介机构等通过形成纵向或横向的关联节点所构成的。Aokimasahi^[4]认为产学研合作是指大学和产业两个不同领域的行为主体,通过相互影响产生协同作用,进而提升各自发展潜能的合作过程。Etzkowitz^[5]采用“三重螺旋”模型描述了公司、学术机构以及其他实体的创新变化,是分析政府、大学与产业界之间创新协作关系的有效框架。张方^[6]基于熵理论及耗散结构论的核心思想,构建了协同创新对竞争优势影响的概念模型。熊励、孙友霞等^[7]认为知识密集型服务业协同创新的影响因素包括技术、组织、文化、人力资源等。

关于科技投入产出方面的实证研究成果则更加丰富。Romer^[8]通过建立内生的经济增长模型研究发现,R&D 经费投入会导致知识和技术创新。Carpon^[9]估计了 R&D 各种资金来源的效率以及这些不同的资金来源对于自身 R&D 投资的刺激效应。Jefferson 等^[10]基于中国 1997 ~ 1999 年期间大中型制造业企业面板数据研究发现,企业规模对 R&D 支出存在负面影响,外资、私营、集体、股份、国有企业的 R&D 边际产出依次递减。Mclean^[11]采用澳大利

亚 980 个制造业企业 1971 ~ 1972 年的数据研究发现,R&D 产出和 R&D 投入存在显著的正相关效应。Billings 等^[12]对美国和日本 14 个工业组织的 R&D 效率进行了比较,发现两个国家不同产业的 R&D 效率各有特点。杨俊、胡玮^[13]采用非动态面板数据门槛效应的处理方法,以不同层次人力资本为门槛,分别研究了国外和国内邻近 R&D 溢出对本地技术创新的影响。李平、王春晖^[14]运用系统广义矩估计(GMM)方法和 Hansen 门槛回归思路,采用 2001 ~ 2008 年中国大陆 27 个省份的面板数据对政府科技资助与企业技术创新的关系进行研究。孙建^[15]借鉴区域经济收敛理论,基于参数与非参数方法,利用中国省际 1996 ~ 2006 年的面板数据,研究了中国区域创新能力的收敛性及其俱乐部特性。

从现有的研究看,关于企业自主研发与协同创新的理论、作用机制的研究比较充分,科技投入产出之间的实证研究也比较丰富,尤其是关于 R&D 投入的相关理论和实证研究成果较多,研究方法涉及普通回归、面板数据、面板门槛回归、数据包络分析等,总体上,在以下几个方面尚需要进行深入:

第一,鉴于企业创新本质上可以分为自主研发和协同创新,从这个角度比较两者对创新贡献的弹性系数以及门槛效应特征分析的研究极少,因而难以发现其中存在的问题进而提出优化路径。

第二,从门槛效应的研究角度看,自主研发投入、协同创新投入、科技人力资源投入、科技产出都有可能存在门槛特征,这些门槛特征导致自主研发与协同创新投入对技术创新产出的贡献呈现不同特点,对此进行全面深入研究的文献极少。

本文基于中国高技术产业省际面板数据,基于知识生产函数,通过建立面板门槛回归模型,全方位分析投入产出变量门槛效应对自主研发投入与协同创新投入贡献的影响,总结其中存在的规律,发现其中存在的问题,并对研究结果进行深入讨论,其研究框架如图 2 所示。

2 研究方法

2.1 知识生产函数

Griliches^[16]最早提出“知识生产函数”,将科技投入作为科技产出的重要投入要素。Jaffe^[17]在此基础上,进一步引入创新人力资源投入,这就是著名的 Griliches-Jaffe 知识生产函数,目前已经成为分析科技投入产出关系的重要工具。

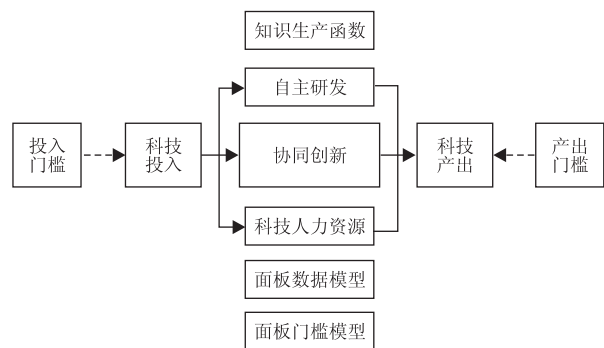


图 2 研究框架
Figure 2 Framework of research

$$Y = AK^{\alpha}L^{\beta} \tag{1}$$
式中, Y 表示科技产出; K 表示科技经费投入; L 表示科技人员投入; α, β 分别表示科技经费投入、科技人员投入的弹性系数; A 为常数项,表示知识生产函数的全要素生产率。

进一步将企业科技经费投入分为自主研发投入(K_1)与协同创新投入(K_2),同时为了消除回归中的异方差,对式(1)两边取对数,整理得

$$\log(Y) = c + \alpha_1 \log(K_1) + \alpha_2 \log(K_2) + \alpha_3 \log(L) \tag{2}$$

式(2)是本文的基本方程,用来比较自主研发与协同创新对企业技术创新贡献的弹性系数。

2.2 面板数据模型

面板数据是既包括截面数据也包括时间序列数据的平行数据。面板数据模型最早是 Mundlak^[18] 建立,它对遗失重要变量不太敏感,减轻了多重共线性带来的估计偏倚、统计检验值较低、回归符号错误等一系列问题。常用的面板数据模型包括变截距模型、变系数模型,本文重点分析自主研发与协同创新回归系数的大小,以及不同门槛特征下回归系数的变化规律,因此重点采用变截距模型进行估计。

具体估计时,一种路径认为不随时间变化而变化的自变量对因变量没有影响,在模型中舍弃这些变量,称为固定效应模型;另一种路径认为不随时间变化而变化的自变量对因变量有影响,不能将其舍弃,必须将这些变量引入到模型之中,称为随机效应模型。一般采用 Hausman 检验^[19] 加以判断,其原假设是随机效应,如果拒绝原假设,则是固定效应模型,反之则反。

2.3 面板门槛回归

门槛回归本质上是对传统分组检验的一种扩展。以自主研发投入 K_1 为例,假如存在一个门槛水

平 τ ,使得对于 $K_1 \leq \tau$ 时和 $K_1 > \tau$ 时,自主研发投入对技术创新贡献的弹性系数会出现显著的差异,引入虚拟变量 D_i 使其满足

$$D_i = \begin{cases} 0 & K_1 \leq \tau \\ 1 & K_1 > \tau \end{cases} \tag{3}$$

将其带入式(2),可得

$$\log(Y) = c + \alpha_2 \log(K_2) + \alpha_3 \log(L) + \theta_1 D_i \log(K_1) + \theta_2 (1 - D_i) \log(K_1) \tag{4}$$

式(4)相当于一个针对自主研发投入回归系数 θ 的分段函数模型,当 $K_1 \leq \tau$ 时, K_1 的弹性系数为 θ_2 ;当 $K_1 > \tau$ 时, K_1 的弹性系数为 θ_1 。通过选择合适的门槛值 τ ,从而可以得到不同的 θ 。

类似地,建立协同创新 K_2 的门槛回归模型。

$$\log(Y) = c + \alpha_1 \log(K_1) + \alpha_3 \log(L) + \theta_1 D_i \log(K_2) + \theta_2 (1 - D_i) \log(K_2) \tag{5}$$

同样,也可以建立技术创新产出 Y 针对 K_1 的门槛回归模型

$$\log(Y) = c + \alpha_2 \log(K_2) + \alpha_3 \log(L) + \theta_1 D_i \log(K_1) + \theta_2 (1 - D_i) \log(K_1) \tag{6}$$

以及技术创新产出 Y 针对 K_2 的门槛回归模型。

$$\log(Y) = c + \alpha_1 \log(K_1) + \alpha_3 \log(L) + \theta_1 D_i \log(K_2) + \theta_2 (1 - D_i) \log(K_2) \tag{7}$$

考虑到科技劳动力对协同创新的影响较小,因为协同创新是由各个协同创新单位的科技人员共同参加的,因此仅建立劳动力对自主研发 K_1 的门槛回归模型。

$$\log(Y) = c + \alpha_2 \log(K_2) + \alpha_3 \log(L) + \theta_1 D_i \log(K_1) + \theta_2 (1 - D_i) \log(K_1) \tag{8}$$

从另外一个角度,本质上是两个模型,只不过门槛变量选取不一样。对于 K_1 ,共选择了 Y, K_1, L 三个门槛变量,对于 K_2 选择了 Y, K_2 两个门槛变量。至此,共建立 5 个门槛回归模型,从而可以深入分析和总结其中的问题和规律。

Chan^[20] 认为,回归中 τ 如果越接近门槛水平,其残差平方和应该越小,可以根据该原理对 τ 值进行试算,以进一步确定门槛值。对于回归结果中 θ_1 与 θ_2 是否存在显著性差异是通过 Wald 检验进行

的,其服从 F 分布,其原假设是两者没有显著差异,只要拒绝原假设,就说明采用门槛模型是合理的。

3 变量与数据

本文以高技术产业为例进行分析。据 2012 年中国高技术统计年鉴数据,2011 全国高技术企业 R&D 经费内部支出1 441 亿元,占全国的 16.6%,R&D 经费外部支出 107 亿元。R&D 人员全时当量 526 718 人年,占全国的 18.3%,当年实现新产品产值19 268 亿元,获得发明专利67 428 项,占全国的 39.2%。也就是说,高技术产业用不到 20% 的科技资源投入,获得了 40% 的科技产出,是我国最重要的创新支撑力量,非常具有代表性。

技术创新产出的可选变量有新产品产值和授权发明专利数量,由于后者申请周期长,加上本文面板数据时间较短,因此采用新产品产值作为技术创新产出的替代变量,这也是学术界普遍的做法。

自主研发投入选取 R&D 经费内部支出表示;协同创新投入选取 R&D 经费外部支出表示。参与协同创新的母体企业自身也有协同创新经费投入,但可以将其视为自主研发投入。科技人力资源采用 R&D 研发人员全时当量表示,该指标主要反映了企业自主研发人员投入,协同创新的人员投入费用已经包括在 R&D 经费外部支出中了。

由于 R&D 经费外部支出数据从 2010 年才开始公布,因此本文选取 2010 ~ 2012 年中国高技术产业统计年鉴省际面板数据进行研究。西藏地区由于缺失数据较多将其舍弃,数据描述统计量如表 1 所示。

4 实证结果

4.1 面板数据模型估计结果

由于本文面板数据仅有 3 年,时间序列较短,因此可以认为不存在数据的平稳性问题,加上样本接近总体,所以可以采取固定效应模型进行估计。Hausman 检验值为 26.785,相伴概率为 0.000,也支持了该结论。为了消除异方差,采取截面加权。

模型初步估计结果中,科技人力资源没有通过统计检验,这可能与科技人力资源的绩效总体不高有关,将其删除,继续进行回归,结果如表 2 固定效应 2 所示,剩下所有变量均通过了统计检验,R² 为 0.982,具有较高的拟合优度。

从最终结果看,自主研发投入的弹性系数最高,为 0.593,并且在 1% 的水平通过了统计检验,该结论和多数学者的研究结果基本一致;协同创新投入的弹性系数为 -0.156,并且在 1% 的水平上通过了统计检验,说明我国协同创新投入的绩效总体较低,不能有效地促进创新产出的提高。

该结论是一个总体结果,为了更精确地刻画和比较高技术产业自主研发与协同创新的贡献,下面采用面板门槛回归模型进行系统详细的分析。

4.2 面板门槛模型估计结果

考虑到面板数据总体较少,仅有 3 年 90 个数据,因此更多的门槛选择是没有意义的,同时为了方便比较,在进行门槛回归时,统一选取 1 个门槛值进行分析,结果如表 3 所示。

1)自主研发自身的门槛回归。当自主研发投入低于门槛值9 452.12 万元时,自主研发的弹性系数为 0.320;高于该门槛值时,弹性系数为 0.453,两者均通过了统计检验。也就是说,自主研发具有规模经济效应,高水平自主研发投入比低水平投入发挥的作用更大。目前我国低于这一门槛水平的地区包括青海、新疆、内蒙古、宁夏、海南、广西、甘肃、云南等省市,以西部地区为主。总体上,自主研发的绩效较高,和面板数据模型回归结果一致。

2)协同创新自身的门槛回归。协同创新的门槛值很低,为 76.17 万元,当协同创新低于该值时,其对创新贡献的弹性系数为 0.375,并且统计检验是显著的;当协同创新高于该值时,回归系数为负数,并且没有通过统计检验。除了青海和内蒙古部分年度低于该值外,绝大多数地区协同创新投入均远远高于该值。也就是说,协同创新的绩效总体是较低的,这和面板数据估计的结果是一致的。

表 1 变量摘要描述统计量

Table 1 Description of Variables

	新产品销售 收入 Y	研发经费 内部支出 K ₁	研发经费 外部支出 K ₂	研发人员 全时当量 L	引进技术 投入 T ₁	消化吸收 投入 T ₂
均值	5 482 245.00	366 722.60	28 102.02	13 496.28	22 159.47	6 310.81
极大值	71 682 228.00	480 9951.00	398 960.10	167 069.00	192 444.00	52 315.00
极小值	160.00	360.70	6.50	13.00	1.00	1.00
标准差	11 865 906.00	740 660.10	52 135.35	28 443.55	42 579.83	9 477.09
n	30 × 3 = 90					

表 2 面板数据回归结果¹⁾

Table 2 Regression result of panel data¹⁾

变量	含义	混合回归	固定效应 1	固定效应 2
c	常数	0.908 ** (2.191)	8.117 *** (11.349)	8.185 *** (21.512)
log(K ₁)	自主研发	0.775 *** (7.467)	0.586 *** (8.127)	0.593 *** (10.578)
log(K ₂)	协同创新	-0.038 (-0.465)	-0.154 *** (-3.517)	-0.156 *** (-3.945)
log(L)	科技人力资源	0.508 *** (5.125)	0.017 (0.125)	—
Hauseman		—	26.785	33.380
p		—	0.000	0.000
R ²		0.955	0.994	0.982

1) * * 表示在 5% 的水平下统计检验显著; * * * 表示在 1% 的水平下统计检验显著。括号中内容为 t 检验值。

3) 创新产出门槛效应对自主研发贡献的影响。创新产出的门槛值为15 398. 01 万元,当创新产出低于该门槛值时,自主研发与创新产出无关;当创新产出高于该门槛值时,自主研发的弹性系数为 0. 388,并且在 1% 的水平下通过了统计检验。低于该门槛值的地区较少,主要是青海、内蒙、新疆、海南等极少数地区。

4) 创新产出门槛效应对协同创新贡献的影响。创新产出的门槛值同样是15 398. 01 万元,当创新产出低于该门槛值时,协同创新的回归次数是 - 0. 434,并且在 1% 的水平下通过了统计检验;当产出高于该门槛值时,协同创新的回归系数虽然为正数,但没有通过统计检验,说明协同创新与创新产出无关。所以,协同创新的绩效是偏低的,这和面板数据模型的结果基本一致。

5) 科技人力资源门槛效应对自主研发贡献的影响。研发人员全时当量的门槛值为 237. 46 人年,当研发人员全时当量低于该门槛值时,自主研发的弹性系数为 0. 543;研发人员全时当量高于该门槛值时,自主研发的弹性系数为 0. 462,并且统计检验均是显著的。目前低于该门槛值的地区只有青海、新疆、内蒙、海南少数地区,这些地区自主研发的绩

效相对较高。

5 结论与讨论

1) 自主研发的绩效较高,具有规模经济效益
面板数据模型的估计结果表明,自主研发具有较高的弹性系数,其弹性系数为 0. 593。自主研发自身的门槛回归表明,当自主研发低于门槛值时,其弹性系数为 0. 320,高于门槛值时,其弹性系数为 0. 453。创新产出的门槛效应对自主研发贡献的估计结果表明,对于少数创新产出较低地区,自主研发与创新产出无关,其他大多数地区自主研发的弹性系数为 0. 388。综合以上结果表明,自主研发具有显著的规模经济效果,只有当自主研发达到一定规模时,才会形成技术优势、人才优势、科技资源优势,形成积聚效应,从而降低研发成本,提高研发效率。而少数创新产出较低地区,一般也是自主研发投入不足、规模较小地区,自主研发的贡献并不明显。

东部和中部地区都超过了自主研发与创新产出的门槛值,这种情况势必会拉大中东部地区与西部地区的技术创新差距,从而进一步拉大中东部地区与西部地区的经济发展差距,因此必须加强高新技术产业技术创新的地区合作,鼓励中东部高技术企业向西部地区转移,加强地区间的人才流动,加大西部地区自主研发投入,以尽快打破门槛效应,提高自主研发创新绩效。

2) 协同创新绩效总体较低,较低水平地区绩效较高

面板数据模型的估计结果表明,协同创新投入对技术创新产出贡献的弹性系数为负数。协同创新自身门槛效应的估计结果表明,除青海和内蒙两个低于协同创新门槛值地区,协同创新投入的弹性系数为 0. 375,并且通过统计检验外,其他 28 个高于协同创新投入门槛值地区协同创新与科技产出无关。创新产出门槛效应对协同创新贡献的估计结果

表 3 面板门槛回归结果¹⁾

Table 3 Threshold Regression of panel data¹⁾

因变量/核心变量	门槛变量 K ₁ 临界值 9. 154 公式 4	门槛变量 K ₂ 临界值 4. 333 公式 5	门槛变量 Y 临界值 9. 642 公式 6	门槛变量 Y 临界值 9. 642 公式 7	门槛变量 L 临界值 5. 470 公式 8
门槛原始值 e ^τ	9 452. 12	76. 17	15 398. 01	15 398. 01	237. 46
Log(K ₁) ≤ τ	0. 320 * (1. 814)	0. 448 *** (3. 389)	0. 106(0. 716)	0. 401 *** (3. 207)	0. 543 *** (3. 603)
Log(K ₁) > τ	0. 453 *** (2. 953)	—	0. 388 *** (2. 998)	—	0. 462 *** (3. 068)
Log(K ₂) ≤ τ	-0. 151 * (0. 089)	0. 375 *** (2. 848)	-0. 014(-0. 185)	-0. 434 *** (-4. 966)	-0. 121(-1. 385)
Log(K ₂) > τ	—	-0. 084(-1. 093)	—	0. 016(0. 212)	—
Log(L)	0. 025(0. 161)	0. 264 * (1. 907)	0. 159(1. 221)	0. 225 * (1. 765)	0. 194(1. 219)
Wald 检验	3. 983(0. 061)	23. 309(0. 000)	28. 207(0. 000)	33. 469(0. 000)	5. 271(0. 032)

1) * 表示在 10% 的水平下检验通过; * * 表示在 5% 的水平下检验通过; * * * 表示在 1% 的水平下检验通过。

表明,青海、内蒙、新疆、海南等极少数低于创新产出门槛值地区,协同创新投入贡献的弹性系数为负,并通过了统计检验,高于创新产出门槛值的地区协同创新的回归系数虽然为正,但没有通过统计检验,说明协同创新与科技产出无关。

2011 年协同创新仅占企业自主研发投入的 7.4%,尚处于较低水平,说明协同创新发展尚处于起步阶段,高技术企业普遍还没有找到一条资源共享、合作紧密的协同创新道路。建议政府科技资源投入应向协同创新倾斜,采取有效措施鼓励企业加大协同创新投入的力度与广度,处理好自主研发与协同创新的关系。

只有协同创新水平极低地区的弹性系数才是正数,这些地区自主研发水平较低,高技术企业创新只能寻求外单位支持,因此除了采取协同创新外别无他法,这样企业能够集中所有力量进行协同创新,从而会取得较好的效果。因此建议对于西部一些自主研发能力水平较低的高技术企业而言,首先应该加大协同创新投入,全力以赴进行协同创新,待企业研发实力慢慢增强后再逐步过度到自主研发与协同创新共同发展的道路。

3)科技人力资源绩效总体不高,较低地区自主研发绩效较高

面板数据模型估计结果表明,研发人员全时当量与创新产出无关,说明科技人力资源绩效总体较低。研发人员全时当量门槛效应对自主研发贡献的估计结果表明,人力资源的门槛值较低,对于低于该门槛值的青海、新疆、内蒙、海南等地,自主研发贡献的弹性系数为 0.543,其他地区自主研发的弹性系数为 0.462,两者均通过了统计检验。说明极低科技人力资源投入地区拥有较高的自主研发绩效。

科技人力资源绩效较低的原因是多方面的,首先可能是科技人力资源的绩效本来就不高,有改善的空间。其次是没有较好的变量来表示科技人力资源,无论是科学家与工程师数量还是研发人员全时当量,都难以区分不同水平科技人员的劳动。第三是科技人员的产出需要较长的周期,而采用年度数据往往难以反映这种特征。

参考文献

[1] IROYUKI OKAMURO. Determinants of successful R&D cooperation in Japanese small businesses: The impact of organizational and con-

tractual characteristics [J]. Research Policy, 2007, 36 (10): 1 529-1 544.

[2] ANSOFF H. Corporate strategy (Revised edition) [M]. New York: McGraw HillBook Company, 1987.

[3] HADJIMANOLIS A. Barriers to innovation for SMEs in a small less developed country (Cyprus) [J]. Technovation, 1999, 19 (9): 561-570.

[4] AOKIMASAH HARAYAMA YUKO. Industry-University Cooperation to Take on [J]. Research Institute of Economy, Trade and Industry, 2002, (04): 42-49.

[5] ETZKOWITZ H, LEYDESDORFF L. The dynamics of innovation: From national systems and “mode 2” to a triple helix of university - industry - government relations [J]. Research Policy, 2000, 29 (2): 109-123.

[6] 张方. 协同创新对企业竞争优势的影响——基于熵理论及耗散结构论 [J]. 社会科学家, 2011, (8): 78-81.

[7] 熊励, 孙友霞, 刘文. 知识密集型服务业协同创新系统模型及运行机制研究 [J]. 科技进步与对策, 2011, 28 (18): 51-59.

[8] PAUL M R. Increasing returns and long run growth [J]. Journal of political economy, 1986, (94): 1 002-1 037.

[9] CARPON H, VAN POTTELBERGHE B. Public support to R&D programs: An integrated assessment scheme [R]. OECD, 1997: 35 - 48.

[10] JEFFERSON G H, BAI Huamao, GUAN Xiaojing, et al. R&D Performance in Chinese Industry: Economics of Innovation and New Technology [J]. Taylor & Francis Journals, 2006, 15 (4-5): 345-366.

[11] MCLEAN L W, ROUND D K. Research and product innovation in Australian manufacturing industries [J]. Journal of industrial Economics, 1978, 27 (1): 1-12.

[12] BILLINGS B. YAPRAK A. Inventive efficiency: how the U. S. compares with Japan [J]. R&D management, 1995, 25 (4): 365-376.

[13] 杨俊, 胡玮, 张宗益. 国内外 R&D 溢出与技术创新: 对人力资本门槛的检验 [J]. 中国软科学, 2009, (4): 31-40.

[14] 李平, 王春晖. 政府科技资助对企业技术创新的非线性研究——基于中国 2001-2008 年省级面板数据的门槛回归分析 [J]. 中国软科学, 2010, (8): 138-147.

[15] 孙建. 中国区域创新能力收敛性研究 [J]. 科学学与科学技术管理, 2010, (2): 113-117.

[16] GRILICHES Z. Issues in assessing the contribution of research and development to productivity growth [J]. Bell Journal of Economics, 1979, 10 (1): 92-116.

[17] JAFFE A B. Real effects of academic research [J]. The American Economic Review, 1989, 79 (5): 957-970.

[18] MUNDLAK Y. Empirical Productions Free of Management Bias [J]. Journal of Farm Economics, 1961, 43 (1): 44-56.

[19] J. M. 伍德里奇. 计量经济学导论现代观点 [M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2003.

[20] CHAN K S. Consistency and Limiting Distribution of the Least Squares Estimator of a Threshold Autoregressive Model [J]. The Annals of Statistics, 1993, 21 (1): 520-533.