政策突变与高技术产业知识生产机制演变
——来自行业面板数据的证据

兰 宏,聂 鸣
(华中科技大学 管理学院,湖北 武汉 430074)

摘 要:文章将产业政策变化分为渐变和突变两种类型,以我国高技术产业 5 个分行业 1996—2010 年的数据为样本,利用分段回归的计量方法,分析了 2004 年产业政策突变在产业知识生产机制演变中的作用。研究发现,各投入要素的产出弹性均发生了较大变化,其中 R&D 资金投入具有最高的产出弹性,其贡献率在 2004 年后得到进一步的提升,国外技术引进从正产出效应转变为负产出效应,而国内技术引进的产出效应则得到较大的提升。

关键词:高技术产业;知识生产;政策突变
中图分类号:F832.6 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2012)12-0074-11

一、引 言

新经济增长理论把技术进步看做维持经济持续增长的内生性决定因素,而知识生产是促使技术进步的关键动力。作为知识密集型产业,高技术产业是国民经济中重要的知识生产部门,不仅对经济具有明显的拉动作用,而且有利于技术扩散、产业升级和国家竞争力的提升。自 20 世纪 80 年代"863"计划启动以来,我国高技术产业规模不断扩大,据发改委高技术产业司统计,2010 年产值达76 156.31亿元,在全国规模以上工业中的比重已超过 10%。在我国,高技术产业的发展历来受国家意志主导,其产业范围划定、发展方向、投入强度等均与国家产业政策的动向密切相关。因此,从逻辑上推理,产业政策的突变理应对高技术产业知识生产机制产生重要影响。对此,本文将政策变迁分为渐变和突变两种类型,采用分段回归法对 1996—2010 年行业面板数据进行多元回归分析,以考察 2004 年产业政策突变下高技术产业知识产出结构的

收稿日期:2012-09-21
作者简介:兰 宏(1979—),四川都江堰人,华中科技大学管理学院博士研究生;
聂 鸣(1960—),江西九江人,华中科技大学管理学院教授,博士生导师。

演变。

二、理论阐述

在新经济增长理论的框架下,早期有关知识生产机制的研究都把企业内部的R&D投入(资金和人力)作为知识生产的核心投入要素。之后,外部知识的溢出效应受到Fischer(2003,2009)、Greunz(2004)、Heshmati(2009)、Piergiuseppe(2007)等学者的关注。其中,FDI的知识外溢被广泛用于解释发展中国家的知识生产和技术创新(Kinoshita,2000;Nietoz,2005)。

国内的相关研究基本上沿用了国际主流思路,专注于知识生产模型中各投入要素的组合和产出弹性,如吴延兵(2008)以R&D投入和国内外技术引进为主要投入要素构建了知识生产函数,潘文卿等(2011)的模型侧重于产业间的技术溢出效应,严成樑等(2010)聚焦于R&D投入因素的投资回报率,吴玉鸣等(2007,2008)、邓明等(2009)、王锐淇等(2010)对知识溢出和知识生产进行了空间计量分析。

涉及我国高技术产业知识生产的计量研究主要有:蒋殿春等(2005)、张倩肖等(2007)检验了FDI溢出效应与我国高技术产业技术创新的关系;王玲和Szirmai(2008)考察了R&D投入与国外技术引进对高技术产业生产率的促进作用,认为R&D具有提高企业技术吸收能力的作用;魏守华等(2010)比较了本土技术溢出与国际技术溢出对我国高技术产业的影响,认为内生R&D努力是创新的基本动力。这些研究也是将知识生产看做某些要素(如R&D资本投入、人力投入、FDI、技术引进、产学研合作)的投入产出过程,其研究对象往往是某一时间段上高技术产业知识产出的静态结构,从而表现为在知识生产函数模型上施加了结构稳定的约束,截距项及解释变量参数值具有不变性。

与上述研究不同,本文更强调知识生产机制分阶段演化的动态性,将政策突变视作促使某一静态知识产出结构演变为另一静态知识产出结构的关键力量。产业政策变化可分为两种类型:一种是渐变,一种是突变。在绝大多数时期,产业政策变化处于缓慢的常态的渐变中,不会导致产业知识生产的结构性变化。而非常态的政策突变则表现为一种整体的、激变的状态,会对现有的知识生产结构造成比较大的冲击,是促使某一静态知识产出结构演变为另一静态知识产出结构的催化剂,从而表现为在知识生产函数模型上某个或多个参数值发生了较大变化,即意味着某些投入要素的产出弹性降低或升高。如果不考虑政策变化的影响,将政策因素视为随机误差项进行处理,则可能导致以下结果:当政策处于相对稳定状态或无定向渐变状态时,其影响的随机性一般不会导致序列相关性,更不会影响模型结构;当政策处于同向渐变状态时,其影响的连续性容易使随机误差项不互相独立而产生序列相关性;当政策发生

突变时，其影响将更为复杂，最大的影响是可能导致解释变量参数的稳定性约束失效，即模型发生了结构性变化。

为了验证产业政策突变在产业知识生产机制演变中的作用，本文首先确定结构变化的时间点（分段回归的分割点），在确定了结构变化时间点的前提下将样本进行分段回归，再比较不同时间段内参数估计量值，从中寻找模型结构变化的轨迹。

接下来本文的行文逻辑如下：首先，讨论模型构建、变量界定与数据选取；其次，进行假设无结构变化的单位根检验；再次，对各分行业时间序列多元回归模型进行 Chow 分割点检验；第四，采用分段回归方法对模型进行估计；最后，对计量结果进行总结与讨论。

三、模型构建、变量界定与数据选取

（一）模型构建

Griliches（1979）最早提出知识生产函数的概念，将知识生产看做类似于普通产品生产的投入产出过程，可以借助柯布—道格拉斯生产函数的形式来表述。Jaffe（1989）在 Griliches 研究的基础上创立了被广泛引用的如下模型：

$$Q=\lambda K^{\alpha}L^{\beta}\varepsilon \tag{1}$$

其中，Q 表示新知识量，K 和 L 分别表示 R&D 经费和人力资源投入，ε 为随机误差项，λ 为常数，α 和 β 分别表示 K 和 L 的产出弹性。

企业的知识生产主要有两个途径：一是通过自主研发产出内源性知识，二是以技术引进的形式将外源性知识吸收、转化并二次创新为自有知识。基于此，我们可将知识产出视作企业 R&D 经费投入、技术引进经费投入和人力投入的产出过程。企业自主研发和技术引进并非两个独立的进程，彼此具有相关性。一些学者认为自主研发和技术引进之间存在互补效应，二者相互补充、共同促进技术进步，如 Chang 和 Robin（2006）对台湾企业的研究、王玲和 Szirmai（2008）对中国高技术产业的研究。而另一些学者则认为自主研发和技术引进之间存在替代效应或挤出效应，一者的投入增加将导致另一者产出效应的降低，如 Lee（1996）对韩国制造业的研究。技术引进还可以细分为国外技术引进和国内技术引进，国外技术引进对于技术进步和经济增长的正向作用已得到普遍认可，而国内技术引进的影响被认为并不显著，如吴延兵（2008）对 1996－2003 年中国地区工业面板数据的分析、刘小鲁（2011）对 1999－2008 年省际面板数据的分析。至于国内技术引进在 1996－2010 年这一时间段内对高技术产业知识生产有无显著影响，也是本文探讨的内容之一，由此 Jaffe-Griliches 知识生产函数可以扩展为：

$$Q=\lambda KRD^{\alpha}KEPF^{\beta}KEPD^{\gamma}L^{\eta}\varepsilon \tag{2}$$

其中，KRD、KEPF、KEPD 和 L 分别表示 R&D 经费投入、国外技术引进经费

投入、国内技术引进经费投入和 R&D 人力投入，α、β、γ 和 η 分别为各投入要素的产出弹性。

对式(2)两边取对数，并经过符号扩展和适当变换后，我们得到本文的研究模型：

$$\ln Q_{it}=\lambda+\alpha\ln KRD_{it}+\beta\ln KEPF_{it}+\gamma\ln KEPD_{it}+\eta\ln L_{it}+\varepsilon_{it} \tag{3}$$

其中，i 表示行业，i=1，2，…，5；[①] t 表示年份，t=1996，1997，…，2010。

（二）变量界定与数据选取

1. 因变量：知识产出(Q)

文献中广泛使用的知识产出指标有两种：一种是新产品销售额(Liu 和 Buck，2007)，即利用商业价值额间接反映知识产出量，缺点是新产品缺乏准确的界定标准，而且新知识不一定全部用于产品的更新换代；另一种是专利申请量(Pessoa，2005)或专利授权量(Groot 等，2001)，此类指标可以直接量化新知识的产出，缺点是不同专利类型(发明专利、实用新型、外观专利)的价值是不同的，实证分析时仅以同质化的数量来表示有不妥之处(Nadiri，1993)，而且部分新知识难以用专利数据来反映，如难以编码化的隐性知识、出于保密需要的专有知识。基于数据可得性和直接性的权衡，本文选用专利类指标，同时考虑到专利授权量在时间上的滞后性较为复杂，[②] 最终选用专利申请量这一指标。

2. 解释变量：R&D 经费投入(KRD)

知识生产的投入与产出具有滞后性和累积性，表现为一项新技术或新产品的产生往往需要若干年的持续的研发投入。因此，知识产出不仅和当期的经费投入流量有关，而且受过去投入存量的影响。基于此，使用 R&D 经费投入的当期流量指标作为解释变量是有缺陷的，而采用存量指标则可以更好地体现资金要素投入的滞后性和累积性。R&D 经费投入存量的数据获取办法如下：

首先，将 R&D 内部经费支出平减为实际值。具体做法是以 1996 年为基期，采用消费物价指数和固定资产投资价格指数的加权平均值作为平减指数。其中，消费物价指数和固定资产投资价格指数直接从《中国统计年鉴》中取得，两者的权重用 1996－2008 年高技术产业科技活动经费内部支出、2009－2010 年 R&D 内部经费支出的总额中劳务费与仪器设备费的占比来表示，计算结果分别为 0.30 和 0.70。

然后，采用永续盘存法计算 R&D 经费投入存量，计算公式为：

$$KRD_{it+1}=(1-\delta)KRD_{it}+K_{it+1} \tag{4}$$

$$KRD_{i1}=K_{i1}(1+g_i)/(g_i+\delta) \tag{5}$$

其中，式(5)为基期的 R&D 经费投入存量计算公式，K_{it} 为 R&D 经费投入流量，δ 为折旧率，g_i 为第 i 个行业的年均 R&D 经费投入增长率，由 1996－2010

年的数据计算得出。Bernstein 和 Mamuneas(2006)的研究表明不同产业的 R&D 资本折旧率不同,但由于数据和方法的限制,很难计算出我国各产业的 R&D 资本折旧率,因此本文借鉴已有文献的通常做法,将各高技术产业 R&D 投入的折旧率均设定为 15%。实际上,国内的一些研究(吴延兵,2008;严成樑等,2010)发现不同的折旧率设定对研究结论并无实质性的影响。

3. 解释变量:国外技术引进经费投入(KEPF)和国内技术引进经费投入(KEPD)

国外技术引进经费投入和国内技术引进经费投入这两个指标,参考 R&D 经费投入指标的数据计算方法,利用平价指数和永续存盘法进行计算,唯一的区别在于平减指数不再采用消费物价指数和固定资产投资价格指数的加权平均值,而是直接使用固定资产投资价格指数,原因在于技术引进经费中并不包含劳务支出。

4. 解释变量:R&D 人力投入(L)

考虑到全职和非全职 R&D 活动人员对知识产出的贡献率不同,本文不直接采用 R&D 活动人员人数,而是选择行业 R&D 活动人员折合全时当量作为 R&D 人力投入的指标,数据来源于《中国高技术产业统计年鉴》。

表 1 列出了各变量的指标设定、数据处理方法和数据来源情况。

表 1　变量指标设定及数据来源

变量符号	指标设定	数据处理方法	数据来源
Q	新知识产出	行业专利申请量	《中国高技术产业统计年鉴》
KRD	R&D 经费投入	利用平价指数和永续存盘法计算出的行业 R&D 经费内部支出存量	《中国高技术产业统计年鉴》、《中国统计年鉴》
KEPF	国外技术引进经费投入	利用平价指数和永续存盘法计算出的行业国外技术引进经费存量	《中国高技术产业统计年鉴》、《中国统计年鉴》
KEPF	国内技术引进经费投入	利用平价指数和永续存盘法计算出的行业国内技术引进经费存量	《中国高技术产业统计年鉴》、《中国统计年鉴》
L	R&D 人力投入	行业 R&D 活动人员折合全时当量	《中国高技术产业统计年鉴》

四、实证分析结果

(一)不考虑结构变化的单位根检验

假设式(3)在 1996—2010 年无结构变化,则在对模型进行估计之前,为了避免因序列平稳性较差导致的伪回归,需要对各序列进行单位根检验。这里我们采用综合检验方式,包括相同根单位根检验 LLC 和不同根单位根检验 Fisher-ADF、Fisher-PP3 种方法。我们利用 Eviews6.0 软件进行检验(见结果表 2),表 2 显示只有 lnL 变量有 2 项检验拒绝原假设。继续对各序列的一

阶差分进行检验,结果显示 lnQ、lnKRD、lnKEPD、lnL 四个序列的 3 项检验均在 1% 水平上拒绝原假设,可认为它们的一阶差分序列是平稳的,而 lnKEPF 的一阶差分序列只有 LLC 检验在 1%水平上拒绝原假设,因此可认为该变量一阶差分序列仍然不平稳。

表 2　不考虑结构变化的单位根检验结果

	LLC		Fisher-ADF		Fisher-PP	
	无差分序列	一阶差分序列	无差分序列	一阶差分序列	无差分序列	一阶差分序列
LnQ	−0.10593	−7.54947*	4.68124	35.4155*	4.23141	49.6151*
lnKRD	−1.70248	−7.94996*	12.74038	35.6531*	7.66661	34.5434*
lnKEPF	−0.46765	−2.46052*	8.94159	12.7294	1.17591	9.90782
lnKEPD	1.31904	−5.15674*	1.59693	31.6499*	1.54316	45.7253*
lnL	−1.57215***	−9.30078*	14.50960	49.3485*	20.32640**	63.0610*

注:*、** 和 *** 分别代表在 1%、5%和 10%的水平上拒绝原假设,下表同。

(二)Chow 检验

单位根检验结果表明,lnKEPF 的序列平稳性最差,观察 1996—2010 年我国高技术产业国外技术引进支出,我们发现 2004 年后增长缓慢甚至有的分行业出现负增长。回顾历年的高技术产业政策,2004 年是一个转折点,当年 4 月国务院多部委联合发布了《当前优先发展的高技术产业化重点领域指南(2004 年度)》,目的是引导社会投资,促进高技术产业加快发展,此后,我国高技术产业自主研发投入保持高速增长,而国外技术引进投入则相对降低。

我们假设这次政策突变对高技术产业知识生产机制造成较大冲击,导致模型发生结构变化,因此设定 2004 年为分割点,对 5 个分行业的时间序列多元回归模型分别进行 Chow 检验。我们使用了 F 统计量、LR 统计量和 Wald 统计量进行联合检验,只要有两个以上的统计量拒绝原假设,就可认为该分行业回归模型存在结构变化。检验结果见表 3。

表 3　Chow 检验结果

	F	Prob	LR	Prob	Wald	Prob
医药制造	1.362618	0.3374	8.63773**	0.0708	5.45047	0.2441
航空航天器	2.900866	0.1040	14.66156*	0.0055	11.60346**	0.0206
电子及通信设备	11.370420*	0.0035	30.21831*	0	45.48169*	0
计算机及办公设备	130.251400*	0	64.84796*	0	521.00570*	0
医疗设备及仪器仪表	3.202417***	0.0856	15.60390**	0.0036	12.80967**	0.0122

从表 3 检验结果可知,除了医药制造业只有 LR 统计量在 5%水平上拒绝原假设外,其他四个分行业都有两个或三个统计量拒绝原假设,基于“少数服从多数”原则,我们认为式(3)在 2004 年后发生结构变化的概率较高。

(三)分段回归

1. 单位根检验和协整检验

确定了分割点为 2004 年之后,我们分别对 1996－2003 年和 2004－2010 年的样本进行面板回归分析。首先,为了避免伪回归,我们采用前文所述的方法对分段样本再次进行单位根检验,结果表明各序列均为一阶差分平稳。然后,我们对面板数据进行协整检验。目前常用的面板协整检验方法有 Kao 检验、Pedroni 检验、Jonhansen 检验,在 t 较短、n 不大的情况下 Kao 检验比 Pedroni 检验和 Jonhansen 检验更加有效(Gutierrez,2003),因此,本文采用 Kao 检验进行面板协整分析,结果见表 4。显然,面板数据存在协整关系,可以对模型进行回归分析。

表 4　Kao 面板协整检验结果

	ADF	Prob	结果
1996－2003 年样本	－4.105317	0	拒绝原假设
2004－2010 年样本	－4.133387	0	拒绝原假设

2. 分段线性回归

由于样本的横截面较少,自由度不足以支持随机效应模型,而且本文研究的侧重点是估计和比较模型的参数,所以选择使用固定效应模型较为合适。考虑到可能存在的截面异方差和同期相关,我们采用似不相关回归(SUR)对式(3)进行广义最小二乘法(GLS)估计,分段线性回归结果见表 5。

表 5　式(3)固定效应模型分段回归估计结果

λ	lnKRD	lnKEPF	lnKEPD	lnL	R^2	$\overline{R}^2$	F	D-W
1996－2003 年样本								
－11.38* (－18.30)	1.18* (27.91)	0.45* (5.56)	0.06 (1.51)	－0.44* (－4.00)	0.998	0.997	1 919.76	2.13
2004－2010 年样本								
－9.62* (－10.48)	1.88* (38.66)	－0.37* (－4.00)	0.38* (4.66)	－0.87* (－8.73)	0.998	0.998	2 151.25	2.30

从 R^2、$\overline{R}^2$、F 和 D-W 等统计值可以看出,两时间段样本回归模型的拟合度都非常好,且无序列相关。从表 5 可以看出,模型解释变量的系数发生了明显的变化,具体分析如下:

在 1%的显著性水平上 R&D 经费投入的弹性系数在所有投入要素中是最高的。而且,2004－2010 年的产出弹性(1.88)远高于 1996－2003 年时间段的产出弹性(1.18),我们认为这是因为 2004 年出台新的产业政策后,企业加大了自主研发投入的结果。

1996－2003 年,国外技术引进经费投入在 1%的显著性水平上对知识产出具有较大的促进作用(弹性系数为 0.45),而 2004－2010 年其产出弹性转变为负值(－0.37)。我们对此的解释是在前一个时间段内,我国高技术产业尚处在较低的技术发展水平上,其知识生产在一定程度上依赖于国外先进技

术的输入,而且当时的产业政策鼓励企业通过技术引进提升技术水平。在后一个时间段内,产业政策转向为侧重自主研发,而且产业技术水平与国外的技术差距缩小,甚至某些产业(如航空航天器制造)已经处于世界先进行列,此时国外技术引进的作用明显降低,甚至起到负作用,与自主知识生产之间形成替代效应。

国内技术引进经费支出在1996—2003年的产出弹性极小(0.06),而且显著性水平较低(t统计量1.51),这与吴延兵(2008)和刘小鲁(2011)的研究结论类似。不过,2004—2010年国内技术引进经费支出在1%的显著性水平上具有0.38的产出弹性,明显不同于上个时间段。本文认为,这是因为我国高技术产业经过多年发展已经具有较高的技术水平,而2004年产业新政的出台和之后国家自主创新战略的提出刺激了国内高技术企业间的研发合作和知识扩散,相互之间的技术转让促进了企业的知识生产。

R&D人力投入在两个时间段内在1%的显著性水平上对于知识产出都没有促进作用,而且表现为负产出弹性,这与目前的大多数研究结论不同。可能的解释是高技术产业属于资金密集型而非劳动密集型产业,对于资金的需求远大于人力资本的需求,而且,随着产业技术水平的提升,人力资本的产出弹性进一步降低。另一种解释是R&D资金投入中包含了人员劳务费用,与R&D人力投入之间可能有重复计量的问题,从而导致计量结果与实际结果之间存在差异。剔除资金投入中的劳务费用可以解决这个问题,但是1996—2007年的统计数据中缺少R&D内部支出中劳务费部分,所以剔除法难以实施,该解释有待今后进一步的研究来证实。

五、结论与启示

本文以我国高技术产业5个分行业1996—2010年的数据为样本,利用分段回归的计量方法分析了2004年产业政策突变在产业知识生产机制演化中的作用,主要得到以下几点结论:

(1)Chow检验结果提供了知识生产模型2004年发生了结构变化的证据,我们认为该年颁布的产业新政是结构变化的外生因素。将样本分为1996—2003年和2004—2010年两个时段并进行分段回归,我们发现结构变化表现为模型解释变量的参数值发生了较大变化,即意味着各知识生产投入要素的产出弹性降低或升高。

(2)自主研发的资金投入是我国高技术产业知识产出的主要投入要素,其贡献率在2004年后得到进一步的提升。在高技术产业新政和国家自主创新战略的指导下,自主研发将发挥越来越大的效能。

(3)国外技术引进经费支出从正产出效应转变为负产出效应,而国内技术引进经费支出的产出效应则得到了较大提升,这与我国高技术产业技术水平

提升、与国外差距缩小是密不可分的,政策因素将进一步促进产业内技术合作。

本文的研究启示在于:

(1)对于政府而言,我国高技术产业的知识生产和技术发展在很大程度上依赖于政策的变化。因此,必须坚定高技术产业自主创新的决心,今后的产业政策应当具有持续性和科学性,防止知识生产机制因为不明智的政策变化对结构变化产生负面影响。

(2)对于高技术企业而言,应当坚持以自主创新为主、技术引进为辅的技术发展道路,通过掌握产业核心技术和前沿技术来占领产业链的高附加值环节。

注释:

①本文采用《中国高技术产业统计年鉴》中的行业划分方式,将我国高技术产业分为医药制造业、航空航天器制造业、电子及通信设备制造业、电子计算机及办公设备制造业、医疗设备及仪器仪表制造业等五大类。

②不同专利类型从申请到通过审批被正式授权需要不等的时间,在我国发明专利一般需要1年半至3年左右,实用新型专利一般需要6至12个月,外观设计专利一般需要3至6个月。

主要参考文献:

[1]邓明,钱争鸣.我国省际知识存量、知识生产与知识的空间溢出[J].数量经济技术经济研究,2009,(5):42-53.

[2]蒋殿春,夏良科.外商直接投资对中国高技术产业技术创新作用的经验分析[J].世界经济,2005,(8):3-10.

[3]刘小鲁.我国创新能力积累的主要途径:R&D,技术引进,还是FDI[J].经济评论,2011,(3):88-96.

[4]潘文卿,李子奈,刘强.中国产业间的技术溢出效应:基于35个工业部门的经验研究[J].经济研究,2011,(7):18-29.

[5]王锐淇,张宗益.区域创新能力影响因素的空间面板数据分析[J].科研管理,2010,(3):17-26.

[6]王玲,Szirmai.高技术产业技术投入和生产率增长之间关系的研究[J].经济学(季刊),2008,7(3):913-932.

[7]魏守华,姜宁,吴贵生.本土技术溢出与国际技术溢出效应——来自中国高技术产业创新的检验[J].财经研究,2010,(1):54-65.

[8]吴延兵.自主研发、技术引进与生产率——基于中国地区工业的实证研究[J].经济研究,2008,(8):51-64.

[9]吴玉鸣,何建坤.研究型大学研发与首都区域专利产出的动态计量经济分析[J].科研管理,2007,(2):93-98.

[10]吴玉鸣,何建坤.研发溢出、区域创新集群的空间计量经济分析[J].管理科学学报,2008,(4):59-66.

[11]严成樑,周铭山,龚六堂.知识生产、创新与研发投资回报[J].经济学(季刊),2010,9

(3):1051—1070.

[12]张倩肖,冯根福.三种 R&D 溢出与本地企业技术创新——基于我国高技术产业的经验分析[J].中国工业经济,2007,(11):64—72.

[13]Griliches Z.Issues in assessing the contribution of research and development to productivity growth [J].Bell Journal of Economics,1979,10:92—116.

[14]Jaffe A B.Real effects of academic research [J].American Economic Review,1989,79:957—970.

[15]Romer P.Endogenous technological change[J].Journal of Political Economy,1990,98:71—102.

[16]Jones C.R&D-based models of economic growth[J].Journal of Political Economy ,1995,103:759—784.

[17]Fischer M,Varga A.Spatial knowledge spillovers and university research:Evidence from Austria [J].Annals of Regional Saence,2003,37:303—322.

[18]Fischer M,Scherngell T,Jansenberger E.Geographic localisation of knowledge spillovers:Evidence from high-tech patent citations in Europe [J].Annals of Regional Science,2009,43:839—858.

[19]Greunz L.Industrial structure and innovation evidence from European regions[J].Journal of Evolutionary Economics,2004,14:563—592.

[20]Heshmati A.A generalized knowledge production function[J].IFCAI Journal of Industrial Economics,2009,6(1):7—39.

[21]Piergiuseppe M,Carmelo P,Giuseppina T.Research,knowledge spillovers and innovation:Evidence from the Italian manufacturing sector[R].Department of Economics,Mathematics and Statistics,Birkbeck,University of London,No.0713,2007.

[22]Kinoshita Y.R&D and absorptive capacity technology spillovers Via FDI:Innovation and Absorptive Copoacity[R].William Davidson Institute Working Paper,No.349,2000.

[23]Nietoa M,Quevedo P.Absorptive capacity,technological opportunity,knowledge spillovers,and innovative effort[J].Technovation,2005,25:1141—1157.

[24]Chang C,Robin S.Doing R&D and/or importing technologies:The critical importance of firm size in Taiwan's manufacturing industries [J].Review of Industrial Organization,2006,29:253—278.

[25]Lee J.Technology imports and R&D efforts of Korean manufacturing firms[J].Journal of Development Economics,1996,50:197—210.

[26]Liu X H,Buck T.Innovation performance and channels for international technology spillovers:Evidence from Chinese high-tech industries[J].Research Policy,2007,36(3):355—366.

[27]Pessoa A.Ideas driven growth:The OECD evidence[J].Portuguese Economic Journal,2005,4(1):46—67.

[28]de Groot H L F.Nijkamp P,Acs Z.Knowledge spill-overs,innovation and regional development [J].Papers in Regional Science,2001,80(3):249—253.

[29]Nadiri M I.Innovations and technological spillovers[R].NBER Working Papers,No.4423,1993.

[30]Bernstein J I,Mamuneas T P.R&D depreciation,stocks,user costs and productivity

growth for US R&D intensive industries[J]. Structural Change and Economic Dynamics, 2006, 17(1): 70-98.

[31]Gutierrez L. On the power of panel cointegration tests: A Monte Carlo comparison [J]. Economics Letters, 2003, 80: 105-111.

Sudden Policy Changes and the Evolution of Knowledge Production Mechanism in High-tech Industry: Evidence from Industry Panel Data

LAN Hong, NIE Ming

(*School of Management, Huazhong University of Science & Technology, Wuhan* 430079, *China*)

Abstract: This paper divides the industrial policy changes into gradual and sudden changes, and uses the data of five high-tech sub-industries from 1996 to 2010 to analyze the role of the sudden industrial policy changes in 2004 in the evolution of industry knowledge production mechanism through subsection regression method. It indicates that the output elasticity of input factors has made great changes; R&D funding has the highest output elasticity and its contribution rate has further improved since 2004; the introduction of foreign technology has shifted from positive to negative output effect, while the output effect of the domestic technology introduction has been raised largely.

Key words: high-tech industry; knowledge production; sudden policy change

（责任编辑　周一叶）