第 38 卷 第 8 期 财经研究 Vol. 38 No. 8
2012 年 8 月 Journal of Finance and Economics Aug. 2012

知识产权保护的技术创新效应

——基于技术交易市场视角和省级面板数据的实证分析

胡　凯[1],吴　清[2],胡毓敏[3]

(1. 湖北经济学院 财政与公共管理学院,湖北 武汉 430205;2. 南京大学 经济学院,江苏 南京 210093;3. 中南财经政法大学 MBA 学院,湖北 武汉 430073)

摘　要:文章利用 1997—2008 年省级面板数据,以技术市场成交额占当地 GDP 的比重来衡量地区知识产权保护水平,采用系统广义矩估计和门槛回归方法实证分析了知识产权保护对技术创新的影响。研究结果表明,加强知识产权保护能够显著促进技术创新;知识产权保护与研发物质资本和人力资本投入之间分别具有互补性和替代性;我国大部分地区已经跨越了知识产权保护水平的门槛值,加强知识产权保护不会阻碍技术创新。因此,要提高我国的自主创新能力,进一步加强知识产权保护不容懈怠。

关键词:知识产权保护;技术创新;技术市场成交额;系统广义矩估计;门槛回归

中图分类号:F402　**文献标识码**:A　**文章编号**:1001-9952(2012)08-0015-11

一、引　言

改革开放以来,中国采取的"以市场换技术"策略没有取得如期的成功,内资企业的技术水平和核心竞争力没有因市场开放而显著提升,"中国制造"被锁定在全球价值链的低端。为了从根本上改变内资企业对国外核心技术的高度依赖,我国在 2006 年提出了自主创新发展战略,旨在以自主创新来打造自身核心技术,以技术创新来驱动经济增长,并从根本上转变我国的经济发展方式。为什么改革开放以来中国的技术创新不尽如人意?现有研究主要集中在分析影响技术创新的供求因素上,如研发资本和研发人员投入(李平等,2007)、FDI 和进口贸易的溢出效应(王红领等,2006;范承泽等,2008)、市场需求规模(范红忠,2007)等,而对知识产权保护的影响则关注不够。知识产权保护对于技术创

收稿日期:2012-02-21

基金项目:国家社会科学基金重大招标项目(10zd&020);教育部人文社科基金项目(10YJA790108,10YJC630283);湖北省高等学校优秀中青年科技创新团队项目(T200808)

作者简介:胡　凯(1975—),男,湖北天门人,湖北经济学院财政与公共管理学院副教授,经济学博士;
吴　清(1976—),女,江苏淮安人,南京大学经济学院副教授,经济学博士;
胡毓敏(1973—),男,湖北襄阳人,中南财经政法大学 MBA 学院硕士研究生。

新的重要性不言而喻(诺斯和托马斯,1999),以中国的经验事实来加以证明至少需要回答如下几个问题:如何测度知识产权保护水平?中国的知识产权保护对技术创新有什么影响、是否存在门槛效应?这些正是本文要研究的问题。

Ginarte和Park(1997)(GP法)最早提出了一个侧重立法、淡化执法的知识产权保护水平衡量指标。韩玉雄和李怀祖(2005)在GP法的基础上引入了“执法力度”,从社会的法制化程度、法律体系的完备程度、经济发展水平等方面加以刻画。但这些因素并不构成执法要件,而仅会影响社会公众遵守知识产权相关法律的意识。因此,这一度量方法存在较强的主观性。此后,国内学者大多沿袭韩玉雄和李怀祖(2005)的思路来测算中国各地区的知识产权保护水平,如易先忠等(2007)、陈国宏等(2008)等。由于上述研究在度量方法上的局限性,我们有必要采用更科学的方法对知识产权保护水平进行测算,并在此基础上开展相关实证研究。

本文的贡献主要体现在:第一,提出了以技术市场成交额占当地GDP的比重来衡量地区知识产权保护水平的新方法。利用该方法度量的地区知识产权保护水平具有客观性、综合性和结果性等优点。第二,采用了动态面板数据模型来检验知识产权保护的技术创新效应。与现有研究大多采用静态面板数据模型相比,动态面板数据模型充分考虑了变量的内生性和遗漏变量问题,从而估计结果更加有效。第三,采用了门槛回归方法来估计内生的知识产权保护水平的门槛值,支持了知识产权保护与技术创新之间具有非线性关系的判断。

二、知识产权保护水平的测度:技术交易市场的视角

知识产权是技术创新产出的重要体现。它是依照各国法律赋予符合条件的发明者、著作者或成果拥有者在一定期限内享有的独占权,包括工业产权和版权。本文讨论的主要是前者。

由于知识产权属于制度的范畴,对知识产权保护水平的测度必须结合制度来分析。从构成要素来看,制度包括正式制度、非正式制度及其实施机制。正式制度主要包括产权制度和契约制度。毫无疑问,知识产权属于产权制度的范畴,而且是一种特殊的产权,它具有无形性和享有的法定时间性。同时,知识产权还属于契约制度的范畴,本文中与知识产权相关的合同即技术合同。与普通的商品买卖合同相比,技术合同的内容更加复杂,如研发内容有特定的目的性、对研发交易完成的认定有很强的专业性、研发成果有很高的保密性等。因此,这类合同对契约制度环境要求更高,是一种契约密集型合同(Clague等,1999)。知识产权保护的实施机制包括司法和行政执法。前者是指权利人在权利被侵害时向法院提起诉讼,由法院进行裁决;后者是指知识产权管理机构如国家知识产权局及其下属机构对知识产权侵权案件进行查处。

在中国这样一个立法权高度集中的国家,各地区的产权制度和契约制度

是相同的，区别只在于实施机制不同。对于知识产权保护，地区间实施机制的差异体现在司法和行政执法的过程和效率上。在知识产权的司法保护上，目前我国公开出版的统计资料只提供了国家层面的数据，从而难以度量我国各地区的知识产权司法保护水平。在知识产权的行政执法保护上，尽管自2000年以来《中国知识产权年鉴》提供了地区知识产权纠纷立案数和结案数，从而能够计算各地区知识产权纠纷结案率，但以该指标来衡量我国各地区的知识产权保护水平是值得商榷的：一方面，部分地区的结案率很高，高达甚至超过100％，使地区间的结案率无从比较。另一方面，结案率并不能反映知识产权纠纷裁决的质量。在中国，司法地方化或司法地方保护是一个较普遍的现象，知识产权行政执法中的地方保护也不同程度的存在（李善同等，2004）。在这个意义上，结案率指标仅具有数量效应而缺乏质量效应。

现实中，与技术创新密切相关的技术交易市场是一个重要的要素市场。它是实现科技资源市场化配置和技术成果产业化的平台，是协调技术供求的场所。在知识经济时代，其重要性正在超越有形要素市场。由于技术交易的对象是附加在技术之上的知识产权，技术交易的实质是知识产权的转移及其利益分配。技术交易市场能否正常运行，在根本上取决于地区知识产权保护水平的高低。只有当技术交易市场对卖方（买方）的权利保护较好、卖方（买方）能够在市场交易中获得不低于其投入的预期回报时，卖方（买方）才愿意在该市场进行交易。技术交易市场是一个集中体现买卖双方权利界定与保护的市场，交易双方的权利保障依赖于合同的实施机制。实施机制包括双方出于信任的自我实施和发生合同纠纷后的第三方实施如司法裁决等。在非人格化交易为主体的技术交易市场上，第三方实施更为普遍。企业的技术创新成果既可以在本地交易，也可以在外地交易。在外地交易时发生的侵权纠纷能否得到公正裁决，在很大程度上反映了地区（外地）的知识产权保护水平。之所以如此，是因为我国的民事诉讼在地域管辖上实行的是“原告就被告”原则，即当事人一方（原告）认为自己的合法权利被侵害时应在当事人另一方（被告）所在地法院提起诉讼。在司法地方化或司法地方保护背景下，知识产权侵权纠纷能否得到公正裁决会影响一个地区技术交易市场的运行。在本地企业与外地企业的技术交易中，只有当本地企业对外地司法机构保护知识产权的司法诉讼、裁决和执行有信心时，本地企业才愿意与外地企业进行跨地区技术交易。同样，外地企业是否对本地司法的公正性有信心也将影响本地技术交易市场的成交规模。因此，一个地区的技术交易市场成交额能够在一定程度上反映该地区的知识产权保护水平。

在以技术交易市场成交额来度量地区知识产权保护水平时，我们不需要知道技术交易合同的细节，因为技术交易市场成交额本身就包含了与知识产权保护有关的所有信息，如该技术是否物有所值、买卖双方能否有效维护自身的合法权益、买卖双方对地区司法裁决质量的信任度等。这类似于哈耶克

(2003)所说的“市场中的价格包含了与供求有关的所有信息”。因此,以该指标来度量知识产权保护水平的优点是显而易见的:(1)它是一个客观性指标,解决了主观度量指标因人而异的问题;(2)它是一个综合性指标,包含了技术交易双方偏好、效用评价、地区技术交易市场环境等多方面的信息;(3)它是一个结果性指标,使我们可以不必追溯影响知识产权保护水平的广泛且难以度量的因素。这一度量方法与 Ang 等(2008)在研究中国高新技术企业的投融资环境时是一致的。同时,为了便于比较,本文以地区技术交易成交额占当地 GDP 的比重来度量各地区的知识产权保护水平,数据来源于历年《中国科技统计年鉴》和《中国统计年鉴》。

三、模型、估计方法与描述性统计

(一)模型设定与变量说明

除了知识产权保护,影响技术创新的因素还包括研发物质资本投入、研发人力资本投入等基本的创新要素(李平等,2007)。同时考虑到技术创新具有传承性、累积性和集聚性(董雪兵和史晋川,2006),即以前的创新能够为未来的创新奠定技术基础,本文将技术创新产出的滞后一期也作为解释变量。因此,本文的基本计量模型设定为:

$$y_{it}=\alpha_i+\gamma y_{it-1}+\beta_1 ipp_{it}+\beta_2 rd_{it}+\beta_3 hum_{it}+\varepsilon_{it} \tag{1}$$

其中,i 和 t 分别表示省份(省、自治区、直辖市,下同)和年份,y_{it} 表示创新产出,ipp_{it} 为知识产权保护水平,rd_{it} 为研发物质资本投入,hum_{it} 为研发人员投入,α_i 代表时间上不变、未观测到的省份特征因素,如各省的地理位置、资源禀赋、创新文化等,ε_{it} 为随机扰动项。

知识产权保护可以通过激励企业增加研发物质资本投入和科技人员投入影响技术创新。这意味着知识产权保护不仅具有直接效应,还具有间接效应。为此,我们在(1)式的基础上引入了知识产权保护与研发物质资本投入、研发人力资本投入的交叉项。

$$\begin{aligned} y_{it}=&\alpha_i+\gamma y_{it-1}+\beta_1 ipp_{it}+\beta_2 rd_{it}+\beta_3 hum_{it}+\beta_4 ipp_{it}\times rd_{it}\\ &+\beta_5 ipp_{it}\times hum_{it}+\varepsilon_{it} \end{aligned} \tag{2}$$

主要变量的定义和数据来源如下:(1)y_{it} 为技术创新产出。技术创新产出有多种度量方式,如专利申请量、专利授权量、新产品销售比重、高新技术产品出口比重等。其中,由于从专利申请到专利授权的时间间隔较长且专利授权存在较大的不确定性,专利授权量并不是一个度量创新产出的有效指标。地区新技术产品或高新技术产品销售比重数据通常难以完全获得。而企业或个人在申请专利时需要支付专利申请费,专利申请费支出在一定程度上具有创新甄别效应,即只有当专利申请有可能被批准时,专利申请人才愿意支出该项必要的费用。因此,本文采用专利申请量来刻画创新产出,数据来源于历年

《中国科技统计年鉴》。(2)rd_{it}表示研发物质资本。根据新经济增长理论，知识商品可以反复使用且具有累积性，这意味着研发物质资本应该是一个存量而非流量，从而简单地以当年研发支出来度量地区研发物质资本是不准确的。因此，本文借鉴资本存量测算中广泛采用的永续盘存法来测算研发物质资本，相关数据来源于历年《中国科技统计年鉴》、《中国统计年鉴》和《中国固定资产投资统计年鉴》。(3)hum_{it}表示研发人力资本。本文以各地区研发人员全时当量来衡量。研发人员全时当量为全时人员数与非全时人员按实际工时折算的全时人员数之和。该指标比采用研发人员数来度量研发人力资本更具有客观性，数据来源于《中国科技统计年鉴》。

由于《中国科技统计年鉴》只提供了计算研发物质资本存量所需的1997—2008年的数据，而且西藏的数据缺失较多，本文最终选取的是1997—2008年除西藏以外其余30个省份的面板数据。此外，由于《中国科技统计年鉴》只提供了1998—2008年的研发人员全时当量数据，该数据样本期为1998—2008年。

(二)估计方法

1. 广义矩方法(GMM)。(1)式和(2)式中包含了被解释变量的滞后项，而且知识产权保护、研发物质资本投入和研发人员投入等也可能是内生的，原因在于它们可能受到技术创新的影响。此时，采用固定效应方法的估计结果会有偏差。而广义矩方法(GMM)尤其适用于变量具有内生性且截面较宽而时间序列较短的数据。

Arellano和Bond(1991)提出了以一阶差分变换来消除固定效应影响、以解释变量的水平滞后项作为差分项工具变量的一阶差分广义矩估计方法(DIF-GMM)。该方法的优点是不需要寻找另外的工具变量，而缺点是只对差分方程进行估计会损失样本信息及由此带来的弱工具变量问题。而系统广义矩估计方法(Blundell和Bond，1998，SYS-GMM)则有效弥补了这些不足。除了运用DIF-GMM的工具变量外，SYS-GMM还以差分变量的滞后项作为水平方程相应变量的工具变量，从而能够提高工具变量的有效性。因此，本文采用SYS-GMM进行估计。

GMM具有严格的适用条件，其中关键的是工具变量及其滞后阶数的选取，这需要基于经济模型的逻辑和利用统计规则。本文将被解释变量的滞后项设定为前定变量，知识产权保护水平、研发物质资本和研发人员投入等设定为内生变量，年份虚拟变量设定为外生变量，以作为模型的工具变量。而对于滞后阶数，则从最近的滞后项开始逐步试错，从以下四个方面进行检验以保证GMM估计结果的有效性，最终以包含最近滞后项的估计结果为准：一是工具变量整体有效性检验，利用Sargan检验来判断选取的工具变量是否存在过度识别约束，其原假设为选取的工具变量与误差项不相关；二是模型的误差项是否存在一阶和二阶序列相关(AR(1)和AR(2))，其原假设为模型的随机误差项不存在一阶和

二阶序列相关；三是工具变量个数选取的拇指法则(Roodman,2009)，即工具变量数不超过截面数；四是滞后项的系数应介于相应的混合回归和固定效应回归的估计值之间，因为这两种估计方法会导致向上偏和向下偏的滞后项系数。

2. 门槛回归(threshold regression)。由于知识产权保护与技术创新之间可能具有U型门槛效应(Braga和Fink,2000；余长林和王瑞芳,2009)，本文进一步采用门槛回归方法来估计知识产权保护水平的门槛值或临界值，进而考察不同组别变量间的拟合关系。

本文采用Hansen(1999)发展的门槛面板数据模型，根据数据本身的特点内生确定知识产权保护水平的门槛值，进而分析不同区间内知识产权保护对技术创新的影响差异。以(1)式为基础的单一门槛面板数据模型为：

$$y_{it}=\begin{cases}\alpha_i+\gamma_1 y_{it-1}+\beta_{11}ipp_{it}+\beta_{12}rd_{it}+\beta_{13}hum_{it}+\varepsilon_{it} & g_{it}\leqslant\lambda\\ \alpha_i+\gamma_2 y_{it-1}+\beta_{21}ipp_{it}+\beta_{22}rd_{it}+\beta_{23}hum_{it}+\varepsilon_{it} & g_{it}>\lambda\end{cases}\tag{3}$$

其中，g_{it}为门槛变量，本文中为知识产权保护水平(ipp_{it})，λ为门槛值。由于Hansen(1999)提出的门槛面板数据估计方法仅适用于非动态面板，而(3)式为动态面板数据模型，本文采用Ho(2006)提出的门槛动态面板数据估计方法来确定门槛值。具体来说，首先通过最小化残差平方和获得λ的估计值，然后对门槛值进行显著性和渐进性检验以判断估计值的可靠性。对于显著性检验，本文采用Hansen(1999)提出的通过自抽样(bootstrap)检验获得统计量的p值，以确定无门槛值的零假设是否成立。对于渐进性检验，本文则通过构造似然比统计量确定门槛值的置信区间，以检验门槛值等于真实值的零假设是否成立。

(三)描述性统计

表1给出了各变量的描述性统计。为了降低异方差，本文分别对y_{it}、ipp_{it}、rd_{it}和hum_{it}取对数，所以描述性统计均为取对数后的结果。

表1 变量描述性统计

变量	含义	观察值	均值	标准差	最小值	最大值
y	创新产出	360	8.2194	1.3509	4.8203	11.7598
ipp	知识产权保护水平	360	−5.5792	1.1073	−9.8043	−2.3104
rd	研发物质资本存量	360	4.9020	1.3727	0.9080	7.8192
hum	研发人员全时当量	330	10.0761	1.1688	−6.4594	5.4958

四、估计结果与分析

(一)基本估计结果与分析

(1)式和(2)式的估计结果分别见表2列(1)和列(2)。列(1)的估计结果显示，知识产权保护水平(ipp)与技术创新在1%的水平上显著正相关，即加大知识产权保护力度有利于技术创新。研发物质资本存量(rd)对技术创新也具有显著的正向影响。而研发人力资本投入(hum)对技术创新的影响则为

负，即增加研发人员投入并不会促进技术创新，研发人员投入的边际创新产出为负。其原因可能在于我国的研发人力资本主要集中在国有企业和科研院所，尽管它们已经进行了改制，但对员工的工作激励并没有发生本质变化，加之国有部门缺乏竞争，导致人力资本投入产出比低下。

列(2)的估计结果显示，知识产权保护水平(ipp)和研发物质资本存量(rd)对技术创新的影响仍显著为正，而研发人力资本投入(hum)的影响则仍为负。此外，知识产权保护与研发物质资本存量的交叉项(ipp×rd)系数显著为正，说明在知识产权保护水平一定时，增加研发物质资本投入有助于进一步促进技术创新，知识产权保护与研发物质资本存量之间存在互补关系。而知识产权保护与研发人力资本投入的交叉项(ipp×hum)系数则显著为负，说明在知识产权保护水平一定时，增加研发人力资本投入并不会促进技术创新，知识产权保护与研发人力资本投入之间可能具有替代性。ipp×rd 和 ipp×hum 的系数符号分别与 rd 和 hum 是一致的，进一步说明增加研发物质资本投入更有意义。其原因可能在于研发物质资本存量是扣除劳务费后的研发实际支出，这部分支出能够真正作用于技术创新；研发人力资本投入则只反映了研发人员投入的数量，不能反映其质量，而正是由于以国有企业和科研院所为主要来源的研发人员投入的质量较低，创新产出较少。

表 2　知识产权保护对技术创新的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
y_{it-1}	0.9138***	0.9145***	0.5823***	0.7024***
	(0.1881)	(0.0733)	(0.2015)	(0.0986)
ipp_{it}	0.1327***	0.3515**	−0.6753*	0.1821**
	(0.0377)	(0.1430)	(0.8341)	(0.0923)
rd_{it}	0.3779**	0.3956*	0.6024***	0.6381***
	(0.4635)	(0.2001)	(0.1862)	(0.1325)
hum_{it}	−0.1591*	−0.3721**	0.0435	0.4612
	(0.1484)	(0.1743)	(0.1823)	(0.0958)
$ipp_{it} \times rd_{it}$		0.0459*		
		(0.0228)		
$ipp_{it} \times hum_{it}$		−0.0607**		
		(0.0258)		
year dummies	控制	控制	控制	控制
AR(1)	0.0100	0.0000	0.0420	0.0060
AR(2)	0.1750	0.2900	0.9540	0.6930
Sargan 检验	0.7610	0.4230	0.6760	0.4230
工具变量滞后阶数	[4 5]	[3 4]	[1 2]	[2 3]
工具变量数	18	23	20	20
样本截面数	30	30	30	30
观察值	300	300	60	183

注：圆括号内为估计系数的标准差，***、** 和 * 分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著；误差项一阶和二阶序列相关性检验(AR(1)和 AR(2))及工具变量过度识别约束检验(Sargan 检验)报告的均是 p 值；由于模型中涉及被解释变量的滞后一期，估计时观察值小于相应的样本数。表 4 同。

下面运用门槛回归方法进行门槛效应检验。由于本文关心的是知识产权保护对技术创新的影响,我们将门槛变量仅设定为 ipp。我们分别在不存在门槛值和仅一个门槛值的零假设下采用自抽样方法进行检验,结果拒绝了不存在门槛值的零假设,而且显示有唯一的门槛值−5.9803(见表3)。

表3　门槛效应自抽样检验和门槛值

零假设	F统计值	Bootstrap p值	检验结果	门槛值(λ)
不存在门槛值	28.4538	0.0040	拒绝零假设	−5.9803
仅一个门槛值	5.7356	0.1710	接受零假设	

注:采用自抽样方法反复抽样300次得到p值。

我们依据知识产权保护水平的门槛值将样本分为低于门槛值和高于门槛值的两个子样本,分别有107个和253个观察值,占样本总量的29.72%和70.28%,前者主要集中在西部地区部分省份如广西、贵州、甘肃等。我们采用SYS-GMM分别对两个子样本进行估计,结果见表2列(3)和列(4)。列(3)中ipp对技术创新的影响在10%的水平上显著为负,意味着在知识产权保护水平较低时,加强知识产权保护并不能有效促进技术创新。其原因可能在于此时大部分企业尚处于模仿创新或技术积累阶段,加强知识产权保护会加大企业的创新成本,增加技术创新的风险,反而不利于创新。而列(4)中ipp对技术创新的影响在5%的水平上显著为正,说明在知识产权保护水平较高时,加强知识产权保护能够有效促进技术创新。

需要指出的是,对于低于门槛值的子样本,随着统一市场建设进程的加快和知识产权保护一体化的推进,知识产权保护洼地难以长期存在,因此西部地区要从根本上促进技术创新,必须依靠知识产权保护;而对于高于门槛值的子样本,需要进一步提高知识产权保护水平,以充分发挥其技术创新激励效应。同时还应看到,由于大多数地区(70.28%的样本)已经跨越了知识产权保护水平的门槛值,加强知识产权保护符合大多数地区的利益。

(二)稳健性检验

这里我们进一步对上述估计结果进行稳健性检验。上述分析中我们以各地区专利申请量来度量技术创新产出。根据创新程度的不同,专利包括发明专利、实用新型专利和外观设计专利三种类型。因此,有必要以创新性为权重,将创新程度不同的三种专利整合为一个更能客观反映各地区创新能力的加权专利申请量指标。近年来各地区为鼓励辖区内企业申请专利而颁布的专利资助和奖励办法为我们提供了有益的参考。一般来说,创新程度越高,地方政府对专利申请的资助力度越大。因此,我们可以用地方政府对专利申请的资助力度来反映申请专利的创新程度。本文选取较早颁布专利申请资助办法的上海市作为参考标准。2005年上海市颁布的《上海市专利费资助办法》规定,发明专利、实用新型专利和外观设计专利申请资助分别为人民币2 000元/

件、1 000元/件和 500 元/件。由此,这三种类型专利的创新程度之比可以设定为 1∶0.5∶0.25。按照这一比率,本文计算了各地区的加权专利申请量,并重新对(1)式和(2)式进行估计,结果见表 4。

表 4　知识产权保护影响技术创新的稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
y_{it-1}	0.9193***	0.9081***	0.6523***	0.6452***
	(0.0447)	(0.0655)	(0.2531)	(0.1076)
ipp_{it}	0.0711**	0.4763***	−0.3014*	0.3659*
	(0.0316)	(0.1504)	(0.1543)	(0.2178)
rd_{it}	0.1620***	0.5228**	0.4289**	0.4532***
	(0.0444)	(0.1627)	(0.1686)	(0.1232)
hum_{it}	−0.1583**	−0.5335***	−0.0738	0.0198
	(0.0574)	(0.1895)	(0.1034)	(0.0781)
$ipp_{it}\times rd_{it}$		0.0548***		
		(0.0185)		
$ipp_{it}\times hum_{it}$		−0.0766***		
		(0.0234)		
year dummies	控制	控制	控制	控制
AR(1)	0.0070	0.0010	0.0020	0.0020
AR(2)	0.1880	0.1710	0.5870	0.3760
Sargan 检验	0.2410	0.1170	0.2340	0.4820
工具变量滞后阶数	[4 5]	[3 4]	[2 3]	[2 3]
工具变量数	23	23	18	18
样本截面数	30	30	30	30
观察值	300	300	82	211

表 4 列(1)的估计结果显示,知识产权保护水平(ipp)和研发物质资本存量(rd)对技术创新的影响仍显著为正,研发人员投入(hum)的影响仍显著为负。列(2)中交叉项 ipp×rd 和 ipp×hum 的系数也通过了显著性检验,其系数符号仍表明知识产权保护水平分别与研发物质资本存量和研发人力资本投入之间具有互补性和替代性。在知识产权保护与技术创新非线性关系检验中,我们同样采用门槛回归方法,得到知识产权保护水平的单一门槛值也为−5.9803。我们进一步将样本分为低于门槛值和高于门槛值的两个子样本进行估计,结果显示知识产权保护水平(ipp)的系数分别显著为负和正,同样证实了上述判断:当知识产权保护水平低于门槛值时,其不利于技术创新,反之则有助于技术创新。

五、结　论

本文利用 1997−2008 年省级面板数据,以地区技术市场成交额占当地 GDP 的比重来度量地区知识产权保护水平,采用 SYS-GMM 实证分析了知识产权保护对技术创新的影响。技术市场成交额包含了与知识产权保护有关的

重要信息,用它来度量地区知识产权保护水平具有客观性、综合性和结果性等优点。本文的估计结果表明,加强知识产权保护能够显著促进技术创新;知识产权保护与研发物质资本和人力资本投入之间分别具有互补性和替代性;我国大部分地区已经跨越了知识产权保护水平的门槛值,加强知识产权保护不会阻碍技术创新。因此,要提高我国的自主创新能力,进一步加强知识产权保护不容懈怠。

具体来说,加强地区知识产权保护可以从以下三个方面展开:一是加强知识产权的司法保护。要适应经济发展和技术创新需求,拓宽知识产权司法保护的领域,从传统的专利权保护拓展到基因专利、集成电路布图设计等全新领域;同时要在提高知识产权案件立案率和结案率的基础上,增强司法审判的公正性,努力营造公正的地方司法环境。二是加强知识产权的行政执法保护。要根据地区现有的知识产权政策法规体系,有针对性地加强政策短板建设,制定一些保护知识产权的政策法规;此外,在提高知识产权行政执法案件结案率和执行率的同时,还应切实保证行政执法的公正性,维护知识产权主体的合法权益。三是加强技术交易市场建设。技术交易市场的发展需要政府的规范和扶持。在政府规范上,各级科技行政管理部门要对技术交易市场实施有效的监督管理,完善技术合同登记制度,建立技术交易市场的社会信用体系和科技中介服务机构的信誉评价体系;在政策扶持上,要大力培育和发展各类科技中介服务机构,引导其向专业化、规模化和规范化方向发展,并支持区域性、专业性技术交易市场的发展和服务体系的建设等。

参考文献:

[1]董雪兵,史晋川.累积创新框架下的知识产权保护研究[J].经济研究,2006,(5):97-105.

[2]范承泽,胡一帆,郑红亮.FDI对国内企业技术创新影响的理论与实证研究[J].经济研究,2008,(1):89-102.

[3]樊纲,王小鲁,朱恒鹏.中国市场化指数——各地区市场化相对进程2009年报告[M].北京:经济科学出版社,2010.

[4]韩玉雄,李怀祖.关于中国知识产权保护水平的定量分析[J].科学学研究,2005,(3):377-382.

[5]李善同,侯永志,刘云中,等.中国国内地方保护问题的调查与分析[J].经济研究,2004,(11):78-84.

[6]易先忠,张亚斌,刘智勇.自主创新、国外模仿与后发国知识产权保护[J].世界经济,2007,(3):31-40.

[7]Ang J,Cheng Y,Wu C. Does enforcement of intellectual property rights matter? Evidence from financing and investment choices in the high tech industry[R/OL]. http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm? abstract_id=1357045.

[8]Ginarte J C, Park W G. Determinants of patent rights: A cross-national study[J]. Research Policy, 1997, 26(3): 283－301.
[9]Hansen B E. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing and inference [J]. Journal of Econometrics, 1999, 93(2): 345－368.
[10]Roodman D. How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata[J]. Stata Journal, 2009, 9(1): 86－136.

The Effects of Intellectual Property Rights Protection on Technology Innovation: Empirical Analysis Based on Technology Trading Market and Provincial Panel Data in China

HU Kai[1], WU Qing[2], HU Yu-min[3]

(1. *School of Public Finance & Administration, Hubei University of Economics, Wuhan* 430205, *China*; 2. *School of Economics, Nanjing University, Nanjing* 210093, *China*; 3. *MBA School, Zhongnan University of Economics & Law, Wuhan* 430073, *China*)

Abstract: Using provincial panel data from 1997 to 2008, this paper regards the proportion of technology market turnover to local GDP as regional intellectual property rights protection level and employs system GMM estimation and threshold regression to empirically analyze the effect of intellectual property rights protection on technology innovation. The results show that the enhancement of intellectual property rights protection obviously promotes technology innovation; there is a complementary relationship between intellectual property rights protection and R&D physical capital input and a substitutive relationship between intellectual property rights protection and R&D human capital input; the levels of intellectual property rights protection in most of China have exceeded the threshold value and the enhancement of intellectual property rights protection cannot obstruct technology innovation. Therefore, China should enhance intellectual property rights protection to improve its indigenous innovation capacity.

Key words: intellectual property rights protection; technology innovation; technology market turnover; system GMM estimation; threshold regression

（责任编辑　康　健）