

实际知识产权保护、模仿创新与自主创新

代中强^{*}

摘要: 现有文献和统计资料无法有效区分我国研发支出是模仿创新导向还是自主创新导向。本文通过测算省际实际知识产权保护水平,利用中国省际动态面板数据研究表明,近年来我国研发支出主要为模仿创新导向。实证研究还发现,实际知识产权保护的提高将显著降低我国研发支出总量及研发支出占国内生产总值的比重,教育水平的提高对我国研发支出的影响在统计上并不显著;同时,外商直接投资存量的增加将显著提高我国研发支出。同时,我们还惊奇地发现,在大国市场效应作用下,随着我国对外开放程度的加深以及外商直接投资存量的增加,我国研发将可能被锁定在模仿创新模式上。据此,我国要突破模仿创新模式锁定,最终实现模仿创新向自主创新的跨越,须在加强实际知识产权保护的同时着力于知识产权反垄断的制度建设。

关键词: 知识产权 模仿创新 自主创新 研发 锁定

一、引言

自主创新已经成为社会各界热切关注的问题。一方面,只有依靠自主创新,才能使我国的外向型经济健康发展,出口贸易也才能真正突破国外特别是发达国家设置的知识产权壁垒¹;另一方面,只有通过自主创新才能真正提高我国产业层次,优化产业结构,进而彻底解决国内产业所面临的“专利池”(patent pools)问题。^④

创新的重要性毋庸置疑。Schumpeter(1942)认为,商人为追逐利润,经常要将新奇的技术应用到实践中去。著名的Solow剩余被认为是来自技术进步的贡献,而这种技术贡献无法归功于任何一种要素投入的增加。其后以Romer(1990)为代表的新增长理论更是将新技术直接引入到生产函数中去。这些著名经济学家都认识到创新对一国经济成长的重要性。研发对于发展中国家的重要性也被众多学者的实证研究所证实。在实证文献中,创新能力通常由研发投入或专利产出来衡量。Furnan等(2002)实证研究表明,OECD国家中研发能力差异的90%可以由各国研发投入的多少来解释。那么,究竟何种因素影响企业的研发投入或专

* 代中强,集美大学财经学院,邮政编码:361021,电子信箱:daizhongqiang2005@yahoo.com.cn

本文得到国家社会科学基金重点项目“外贸顺差问题研究”(08AJY004)的资助,同时得到集美大学科研基金项目“外部约束、知识产权制度安排与我国自主创新道路研究”(Q200907)的资助。感谢匿名审稿人富有建设性的修改意见,当然,文责自负。

¹ 这是一种新型的非关税壁垒,目前严重影响我国出口贸易。主要依据美国《1930年关税法》第337条进行调查。根据美国国际贸易委员会“337”案件统计数据库资料显示,从1975年美国发起第一起“337”调查以来至2009年12月底,在共696件“337”调查案件中,针对中国的案件数量达到105件,占比15%,这些案件中有90起是2002年以后发起的,占全部对华案件总数的86.7%。

^④ 介绍一个典型的例子。我国虽然已经成为DVD的最大生产国和出口国,但DVD的核心技术和标准全部为国外企业掌握。这些国外企业相继组成了若干“专利池”:包括6C(由东芝、三菱、日立、松下、JVC、时代华纳公司组成,以后IBM也加入该联盟,但仍旧习惯称为6C)、3C(由飞利浦、索尼、先锋组成,LG公司后来加入)、1C(汤姆逊公司)和MPEG-LA(为美国MPEG专利技术管理公司,目前负责25个成员的专利许可收费)等。目前,中国每生产一部DVD就要向6C缴纳4美元专利费,向3C缴纳3.5美元专利费,向1C缴纳2美元专利费,向MPEG-LA缴纳2.5美元专利费。

利产出就成为文献研究的一个重点。国内学者贺京同等 (2007) 利用经典估计贝叶斯平均 (BACE) 方法实证得出, 本地区试验发展支出、人均国内生产总值 (GDP)、贸易依存度、邻近地区试验发展支出对专利产出的解释能力较强。范红忠 (2007) 提出有效需求规模假说, 认为一国 GDP 和人均收入的提高, 会促进一国研发投入和自主创新能力的提高, 而收入差距的扩大, 会降低一国的研发投入。在其另一篇论文 (范红忠等, 2007) 中, 又发现国际贸易通过中间投入品渠道对一国自主创新能力有重要影响。与此同时, 竞争因素也引起大家的关注。平新乔等 (2007) 利用中国制造业的微观面板数据研究表明, 产品市场竞争程度与企业专利水平之间呈现倒“U”型结构。同样地, 吴延兵 (2008) 利用中国四位制造产业数据实证检验发现, 市场集中度与创新强度之间存在倒“U”型关系, 企业规模与创新强度之间呈现出非线性递增关系。

另外一批学者从知识产权制度安排的角度出发, 探讨其对一国创新能力的影响。Varsakelis (2001) 研究发现一国的文化背景、知识产权保护程度以及经济开放程度与 R&D 投资存在相关关系, 知识产权保护程度的提高对 R&D 投资有正的显著性影响。Yang 和 Maskus (2001) 利用动态一般均衡模型来探讨知识产权保护对北方国家创新以及向南方国家技术转移的影响。他们的结论比 Helpman (1993) 以及 Glass 和 Saggi (1995) 乐观, 即强知识产权保护会提高北方国家专利许可方的租金 (南方国家的消费者剩余) 获取, 同时降低技术许可的交易成本, 并激励北方国家向南方国家技术转移, 长期必然会提升南方国家的技术水平。而 Helpman (1993) 认为, 从长期来看, 强知识产权保护一方面会导致南方国家企业模仿成本变得高昂, 另一方面使北方国家的技术在南方国家的适用性大打折扣。Glass 和 Saggi (1995) 认为强知识产权保护会减少北方国家向南方国家的技术转移。Schneider (2005) 利用选定的 47 个发达国家和发展中国家 1970–1990 年间的面板数据实证发现: 知识产权保护水平的提高对于发达国家技术创新的促进效果大于发展中国家。

上述研究对于本文无疑具有重大参考价值, 但是, 也存在两个悬而未决的难题: 其一, 不管是国内学者针对中国的研究还是国外学者针对发展中国家的研究, 都无法有效区分模仿创新和自主创新。国外文献基本上将发展中国家的创新限制在模仿创新, 无疑否定发展中国家自主创新的存在。国内相关实证文献中, 一般是采用研发投入或专利产出作为自主创新指标。显然, 利用研发支出总量作为自主创新的替代变量存在不合理之处, 因为研发支出可能有一部分甚至是相当一部分被用于模仿创新, 如果以专利产出作为自主创新指标相对较为合理。甚至有学者进行跨国研究时利用一国拥有的美国专利商标局 (USPTO) 授权的“国际”专利作为自主创新能力的指标, 并认为该指标似乎更为合理 (如范红忠, 2007)。但当我们考虑单个国家的情况时, 数据样本量可能会变得不足。虽然这是一个很好的自主创新替代变量, 但我们仍然无法判断出一国的研发支出模式, 或者说我们无法判断研发支出对自主创新的绩效。其二, 现有文献在引入知识产权保护水平考察其对创新或研发影响时, 忽略了发展中国家知识产权安排的特点。在发展中国家, 其知识产权制度的安排正是考虑自主创新和模仿创新的权衡 (易先忠等, 2006), 因此, 这样的权衡必然导致发展中国家的知识产权制度安排有其自身的特点。在封闭条件下, 各国进行知识产权保护的动力来自于国内技术研发主体, 他们需要知识产权法律来赋予其一定的垄断期限, 利用其获得的垄断利润补偿研发支出, 此时整个社会承担垄断所导致的社会无谓损失。但是在开放条件下, 对于发展中国家而言, 加强知识产权保护除了给本国研发的技术所有者赋予垄断地位外, 外商直接投资 (FDI) 所带来的外国先进技术同样也受到垄断保护; 而且一般情况下, 后者获得的垄断利益更多。在发展中国家微观主体普遍缺乏自主创新能力的情况下, 强知识产权保护会增加其模仿的成本; 因此, 在发展中国家, 知识产权制度变迁可能缺乏自下而上的力量支持。代中强等 (2009) 针对我国的实证发现, 内外部对于知识产权保护的不同态度使得我国对知识产权保护表现出这样一个特点: 强名义保护与弱实际保护。这样的制度安排特点将使得传统的衡量各国知识产权保护水平的指数无法准确反映发展中国家的实际知识产权保护水平。因为这些传统指数主要是根据各国知识产权法律制度安排进行评分而得, 较少考虑知识产权执法问题。¹ 因此在针对我国的实证研究过程中, 有必要将我国知识产权制度安排的这一特点考虑进来, 并在此基础上研究其对我国模仿创新和自主创新的影响。本文的研究

¹ 比较具有代表性且引用率较高的是 Ginarte 和 Park (1997) 创设的知识产权保护强度测评指标, 该指标以各国专利保护的法律和法规为依据, 设定专利覆盖范围、参加知识产权国际条约的情况、侵害专利的限制、执法措施以及保护期限五大指标; 共含有 17 个子指标, 通过各子指标的得分得到大指标的得分, 然后将各大指标相加得到各国相关年份的知识产权保护指数。

目的就是要辨析出中国目前的研发支出是模仿创新导向的还是自主创新导向的。后面内容安排如下: 第二部分为本文的理论基础和模型假定; 第三部分为数据来源和统计性描述, 并根据第二部分理论分析进行计量模型设定; 第四部分利用动态面板数据的差分估计和系统 GMM 估计进行实证分析, 并对模型假说进行验证; 第五部分为本文的结论和启示。

二、理论分析与模型假定

(一) 理论模型

假定本国为发展中国家, 为简化起见, 该国某一行业中存在一个本土自主创新企业 M 和本土模仿企业 H, 两个企业生产的产品相同且对消费者而言不存在任何差异。本土模仿企业的技术来源于对本土创新企业或者国外公司同类产品的“反向工程”实验。¹ 很明显, 这种技术进步的获取成本明显低于自主研发的成本。同时假定本国个体消费者对产品的需求函数为:

$$p = a - bq \tag{1}$$

由于该发展中国家消费者数量为 n , 根据个体消费者函数加总求得该国对该产品的需求函数为:

$$p = a - \frac{b}{n}Q \tag{2}$$

1 对知识产权的完全充分保护

假设该发展中国家对知识产权实施完全保护, 即市场上国内其他厂商一旦模仿 M 公司专利技术将受到严惩。因此, 本土自主创新 M 公司将完全垄断本国市场。同时, 我们假定 M 公司的边际成本为 q_M , 为保持模型可解, 要求 $a > q_M$ 。则 M 公司利润函数为:

$$\pi_M = (p_M - q_M)Q_M = (a - \frac{b}{n}Q_M - q_M)Q_M \tag{3}$$

由 (3) 式知, 利润函数最大化的一阶条件为:

$$\frac{\partial \pi_M}{\partial Q_M} = a - q_M - \frac{2b}{n}Q_M = 0 \tag{4}$$

则完全知识产权保护情况下 M 公司的垄断均衡产量和价格分别为:

$$Q_M = \frac{n(a - q_M)}{2b} \tag{5}$$

$$p_M = \frac{a + q_M}{2} \tag{6}$$

将 (5) 式和 (6) 式代入 (3) 式得该厂商的垄断利润为:

$$\pi_M = \frac{n(a - q_M)^2}{4b} \tag{7}$$

2 本国对知识产权实施不完全保护

如果本国对知识产权实施不完全保护, 意味着该国本土模仿企业可以进行成本相对较低的模仿。一国知识产权保护水平越低, 模仿企业被查处侵权的概率也越低, 因此其模仿成本越低。据此, 我们将知识产权保护内化到本土企业的生产成本中。假定本国自主创新厂商 M 和模仿厂商 H 的边际生产成本分别为 $q_M(\varepsilon)$ 和 $q_H(\varepsilon)$, ε 为本国知识产权保护程度。随着知识产权保护水平的提高, 惩罚概率的提高将增加国内模仿企业 H 的边际生产成本, 同时完善的知识产权保护将降低自主创新 M 公司打假等相关成本, 从而降低其边际成本。因此, $\frac{\partial q_H(\varepsilon)}{\partial \varepsilon} > 0$ $\frac{\partial q_M(\varepsilon)}{\partial \varepsilon} < 0$ 同时为保持模型可解, 要求 $a > q_M(\varepsilon)$ 且 $a > q_H(\varepsilon)$ 。

由于本土创新公司是一个行业中技术领先的公司, 在本国市场中具有领导者的特征, 因此本文利用厂商领导模型——斯塔克博格 (Stackelberg) 模型进行分析。拥有先进专利技术的 M 公司首先宣布产量计划, 成为产量博弈中的领导者, 而随后跟进的国内模仿竞争厂商 H 进行产量决策, 其为追随者。领导厂商制定产

¹ 类似 Wang 等 (2004), 许多文献从市场结构角度出发探讨最优专利许可合同对企业创新、福利的影响。本文出于简化的目的, 并没有考虑专利许可问题。

量计划时会考虑到自己做出产量计划后所产生的追随者企业的产量反应函数,这就要求领导型企业是在估计到追随型企业的反应函数的基础上做出有利于自身利益最大化的产量决策。

假定领导厂商 M 公司和跟随厂商 H 公司的产量为 Q'_M 和 Q_H , H 的利润函数为:

$$\pi_H = (p' - q_H(\varepsilon))Q_H = [a - \frac{b}{n}(Q'_M + Q_H) - q_H(\varepsilon)]Q_H \tag{8}$$

由利润最大化的一阶条件求得 H 厂商的反应函数为:

$$Q_H = \frac{an - nq_H(\varepsilon) - bQ'_M}{2b} \tag{9}$$

则 M 公司的利润函数为:

$$\pi'_M = (p' - q_M(\varepsilon))Q'_M = [a - \frac{b}{n}(Q'_M + Q_H) - q_M(\varepsilon)]Q'_M \tag{10}$$

将 (9) 式代入 (10) 式, 根据利润最大化的条件求得 M 公司的产量为:

$$Q'_M = \frac{a(2 - n) + nq_H(\varepsilon) - 2nq_M(\varepsilon)}{2b} \tag{11}$$

因此, 模仿厂商 H 的产量为:

$$Q_H = \frac{(3n - 2)a + 2nq_M(\varepsilon) - 3nq_H(\varepsilon)}{4b} \tag{12}$$

根据 $\frac{\partial q_H(\varepsilon)}{\partial \varepsilon} > 0$ $\frac{\partial q_M(\varepsilon)}{\partial \varepsilon} < 0$ 由 (11) 式和 (12) 式求 Q 关于 ε 的导数可得:

$$\frac{\partial Q'_M}{\partial \varepsilon} = \frac{n\frac{\partial q_H(\varepsilon)}{\partial \varepsilon} - 2n\frac{\partial q_M(\varepsilon)}{\partial \varepsilon}}{2b} > 0 \tag{13}$$

$$\frac{\partial Q_H}{\partial \varepsilon} = \frac{2n\frac{\partial q_M(\varepsilon)}{\partial \varepsilon} - 3n\frac{\partial q_H(\varepsilon)}{\partial \varepsilon}}{4b} < 0 \tag{14}$$

即本国自主创新企业 M 的产量将随知识产权保护水平的提高而提高, 而本国模仿创新企业 H 的产量将随知识产权保护水平的提高而减少。

将 (11)、(12) 式代入 (2) 式可得国内市场价格为:

$$p' = \frac{a(3n - 2) + nq_H(\varepsilon) + 2nq_M(\varepsilon)}{4n} \tag{15}$$

$$\frac{\partial p'}{\partial \varepsilon} = \frac{q'_H(\varepsilon) + 2q'_M(\varepsilon)}{4} \tag{16}$$

由于 $\frac{\partial q_H(\varepsilon)}{\partial \varepsilon} > 0$ 而 $\frac{\partial q_M(\varepsilon)}{\partial \varepsilon} < 0$ 一般情况下, 知识产权保护水平提高将导致模仿企业 H 边际成本上升, 并且其上升幅度将远远高于自主创新企业 M 的边际成本下降幅度。这是因为, 由知识产权保护的加强而伴随的强大的惩罚机制将大幅增加模仿企业的成本, 但对于创新企业而言, 只是相对减少较少的打假成本。因此, 存在 $\frac{\partial q_H(\varepsilon)}{\partial \varepsilon} \gg \left| \frac{\partial q_M(\varepsilon)}{\partial \varepsilon} \right|$, 据此可以判断本国的市场价格随着知识产权保护水平的提高而上升。

将 (11)、(12) 式代入 (8) 式和 (10) 式得到自主创新 M 公司和模仿创新 H 公司所获利润分别为:

$$\pi'_M = \left[\frac{(3n - 2)a + nq_H(\varepsilon) - 2nq_M(\varepsilon)}{4n} \right] \left[\frac{(2 - n)a + nq_H(\varepsilon) - 2nq_M(\varepsilon)}{2b} \right] \tag{17}$$

$$\pi_H = \frac{[(3n - 2)a + 2nq_M(\varepsilon) - 3nq_H(\varepsilon)]^2}{4n} \tag{18}$$

同样地, 由于 $\frac{\partial q_H(\varepsilon)}{\partial \varepsilon} \gg \left| \frac{\partial q_M(\varepsilon)}{\partial \varepsilon} \right|$, 且 $\frac{\partial q_H(\varepsilon)}{\partial \varepsilon} > 0$ $\frac{\partial q_M(\varepsilon)}{\partial \varepsilon} < 0$ 所以当知识产权保护水平提高时, 本土自主创新的利润额 π'_M 增加, 而模仿企业利润额 π_H 减少; 反之, 若知识产权保护水平弱化, 则本土自主创新企业的利润减少, 而模仿企业的利润增加。因此, 弱知识产权保护将降低自主创新企业研发的动力, 提高企业

的模仿创新动力。

(二)模型假定

前面理论分析表明,加强知识产权保护将提高通过“反向工程”方法模仿创新被惩罚的概率,其实质是提高了模仿创新的成本,从而将降低企业模仿创新的动机。另一方面,实际知识产权保护加强将提高侵权惩罚概率和力度,因此自主创新的未来预期收益将大大提高,这样能够较快地回收研发成本。据此,加强知识产权保护将推动该国企业的自主创新。

假定 1 如果一国的研发支出偏向于模仿创新,则实际知识产权保护的加强会对模仿创新研发产生负面影响;而如果一国的研发支出偏向于自主创新,则实际知识产权保护的加强会对自主创新产生正面影响。

许多文献都指出人力资本对于一国研发的重要性,但这些文献并没有区分人力资本对模仿创新和自主创新的影响。人力资本一般由教育水平或人口中接受高等教育的比重来衡量。对于发展中国家而言,人口中接受高等教育的比例越高,则该国人力资本拥有量越高,该国吸收技术的能力也就越强。但对于模仿创新而言,一些中低端技术只需要具有基本教育水平的人就可掌握,熟练工人是模仿创新的主体。而一些高端技术,跨国公司一般会采取相关措施对其进行保护,其外溢的可能性较小,故模仿成功的可能性也较低。当然,发展中国家要实现从模仿创新向自主创新的转变,高质量的人力资本是必要条件。

假定 2 如果一国的研发支出偏向于模仿创新,则人力资本拥有量超过较低的临界点后,人力资本拥有量的进一步提高将对模仿创新的支出不产生影响;如果一国的研发支出偏向于自主创新,则越高的人力资本拥有量将增加该国自主创新研发支出。

发展中国家在吸引外商直接投资促进经济发展的同时,也通过示范与模仿效应、产业关联效应以及培训人力资本效应促进了内资企业的技术进步。这也为众多国内学者的实证研究所证实,如何洁(2000)、沈坤荣等(2001)、蒋殿春等(2005)、赖明勇等(2005)。实际上,这种技术进步有可能是内资企业通过投入一定的研发资源模仿创新而获得的。当然理论上我们并不排除内资企业在外资企业强大竞争的基础上寻求自主创新;还有部分外资配套的内资厂商由于产业关联作用,在严格的技术要求下可能会寻求自主创新。就外商直接投资本身而言,其技术外溢作用可以促进内资企业的模仿创新,也由于其竞争效应和产业关联效应促进内资企业的自主创新。

假定 3 发展中国家外商直接投资存量的增加将显著提高该国研发支出,不管该国的研发是偏向模仿创新还是偏向自主创新。

改革开放以来,我国对外进出口贸易快速增长。进出口贸易总额从改革开放之初 1978 年的 206.4 亿美元激增至 2008 年的 25612 亿美元,30 年间增长约 123 倍。Chen 和 Puttitanun(2005)认为,更多的进出口贸易意味着一个国家更有可能接触先进的国外技术,进口到发达国家的内含先进技术的产品,发展中国家企业可以进行“反向工程”研发,破解其中的部分或全部技术以提升其技术水平。当然,大量的出口贸易也意味着我们面临着强大的国际竞争,竞争压力也会迫使企业不断提升技术水平。例如 Blacock 和 Gertler(2004)利用印度尼西亚制造业层面的公司数据研究发现通过出口学习也会发生技术溢出,而国内公司更有可能从模仿中提高其技术水平,因此出口可以不同程度地提高劳动生产率。

假定 4 进出口贸易可以通过进口的“反向工程”和出口竞争引致企业开展研发活动。因此我们假定,进出口贸易的扩张可以有效地促进一国研发支出增加。

一些学者支持创新活动的需求拉动说,如范红忠(2007)认为,一国的需求规模通过产业分工与协作、市场结构、产业集群的微观创新环境对创新活动产生长期的影响。很明显,当一国经济规模越大时,其国民收入自然也越高,居民对高质量、高技术含量的产品需求欲望也越高,新产品也就有了固定的市场,这样企业开发这些新产品所耗费的研发支出才能够较快收回。对于中国而言,改革开放以来,其 GDP 已经由 1978 年的 3645.2 亿元增加到 2008 年的 302853.4 亿元,人均 GDP 已经达到 3268 美元¹,整体进入中等发展中国家水平,而且我国经济相对发达的长三角、珠三角和环渤海经济圈的人均 GDP 更高。

假定 5 一国或地区的经济规模越大,高质量和高技术含量的产品越有市场,可预期的收益将刺激当地企业的研发投入。因此我们假定,一国或地区的人均 GDP 将对其研发支出产生正的影响。

¹ 根据《中国统计年鉴》(2009)数据核算而得。

三、数据与模型设定

本文的被解释变量为研发支出 rd 和研发支出占 GDP 的比重 rdi , 研发支出数据来源于各相关年度《中国科技统计年鉴》, 所有数据均经过 GDP 平减指数处理, 基期为 2000 年。本文采用两个被解释变量基于两点考虑: 其一, 模型的稳健性。如果两个指标的回归方程中, 各相关系数的符号和显著性没有太大变化, 则可以说明模型是稳健的。其二, 许多文献利用研发支出比例作为被解释变量, 因此无法得知需求对研发支出的影响, 如果将其直接放入回归方程中又会引起共线性的问题。如果直接利用研发支出作为被解释变量, 可以得到这一变量的影响系数。

接下来, 需要对实际知识产权水平进行测算。考虑数据的可得性, 为有效测度我国实际知识产权保护程度, 我们利用 2001–2007 年度《中国知识产权年鉴》中专利执法、专利申请和专利授权的数据, 构建了两个指标来测算知识产权实际保护程度: 分别是以专利侵权案件占专利申请比重衡量的知识产权实际保护指数和以专利侵权数量占专利授权比重衡量的知识产权实际保护指数。¹ 其计算公式为:

$$apindex = \frac{\frac{crime_{it}}{apcountry_t}}{\max \frac{crime_{it}}{apcountry_t}} \quad (19)$$

$$adindex = \frac{\frac{crime_{it}}{adcountry_t}}{\max \frac{crime_{it}}{adcountry_t}} \quad (20)$$

公式 (19)、(20) 中, $apindex$ 和 $adindex$ 分别代表以专利侵权案件占专利申请量比重和以专利侵权案件占专利授权比重来衡量的知识产权实际保护指数。脚标 i 、 t 分别代表省份和年度, 本文中省份包括除港、澳、台及西藏以外的全国其他 30 个省(市、自治区), 年份区间为 2001–2007 年。 $crime_{it}$ 代表各地区各年度专利侵权案件数量的总和, 包括专利侵权纠纷、冒充专利、假冒专利和其他专利纠纷。 $apcountry_t$ 和 $adcountry_t$ 分别代表各年度中国的专利申请和专利授权数量。 $\max \frac{crime_{it}}{apcountry_t}$ 代表各年度各地区中专利侵权

数量与当年全国专利申请量比值的最大值, $\max \frac{crime_{it}}{adcountry_t}$ 代表各年度各地区中专利侵权数量与当年全国专利授权数量比值的最大值。之所以在分母采用全国的申请或授权数量, 是因为我们假定当年申请或授权的专利被侵权的概率是等同的, 而且理论上这些专利可以在任何一个省份被侵权, 但是实际知识产权保护严格的省份, 其侵权案件占专利申请或专利授权的比重就低; 反之, 其比重就高。

教育变量 edu , 由各省各年度大专以上文化程度人口占当年该地区总人口的百分比代表。实际人均国内生产总值 $realpergdp$ 以 GDP 平减指数 (2000 年为基期) 对各省份名义 GDP 进行平减处理而得。实际外商直接投资存量 $refdistock$ 以美国消费品价格指数 (2000 年为基期) 进行平减处理而得, 考虑到针对外资企业的技术模仿和技术创新时滞效应, 本文利用外商直接投资存量滞后 1 期: $lagrefdistock$ 。实际进出口贸易量 $realtrade$ 以美国消费品价格指数 (2000 年为基期) 进行平减处理而得。上面四个变量的数据来源于各相关年度《中国统计年鉴》。

根据前面理论分析, 本文的实证模型设定如下:

$$Y_{it} = \sum \beta_k X_{kit} + \sum r_j year_j + a_i + \varepsilon_{it} \quad (21)$$

(21) 式中, 下标 k 代表模型中解释变量个数, 下标 i 和 t 分别代表省份和时间。如果被解释变量为研发

¹ 中国知识产权保护具有“强名义保护, 弱实际保护”的特点。在这样的背景下, 中国各省份的知识产权保护普遍存在着执法不严的情况, 大量侵权现象和执法相对不严的现象并存。在侵权现象比较普遍的情况下, 若某个省份加强执法, 则被查处专利侵权案件数量增加, 知识产权实际保护得分就高; 而弱化执法, 被处处的专利侵权案件数量减少, 相应的知识产权实际保护得分就低。感谢匿名审稿人的宝贵意见。

支出, 则解释变量为滞后 1 期的研发支出、实际知识产权保护水平、滞后 1 期的人均实际 GDP¹、实际进出口贸易额、滞后 1 期的外商直接投资存量^④、教育水平以及各年度虚拟变量。该模型中除知识产权保护水平以及年度虚拟变量外, 其他变量均采用对数形式。如果被解释变量为研发支出比例, 则解释变量为滞后 1 期的研发支出比例、实际知识产权保护水平、实际进出口贸易额、滞后 1 期的外商直接投资存量、教育水平以及各年度虚拟变量。该模型中除研发支出比例、知识产权保护水平以及年度虚拟变量外, 其他变量均采用对数形式。 a_i 代表与各省份相关的、时间上恒定的未观测因素, ε_{it} 代表模型的随机扰动项。模型中都包含有被解释变量的滞后 1 期, 其原因在于: 由于政府非常重视创新, 一些地方政府甚至在官员考核中列入各年度科技研发投入总量和增长率指标, 地方政府也因此采取各种措施来增加本地研发的投入。为反映这种政策制度效应, 模型中引入了被解释变量的滞后 1 期。

各变量的描述性统计如表 1 所示; 根据模型假设, 各变量的回归预期符号如表 2 所示。

表 1 变量的描述性统计

变量		均值	标准差	最小值	最大值
nl	overall	71. 5692	91 7745	0 85	505 387
	between		81 1816	1 6646	326 3939
	within		44 9589	- 83 6546	270 3153
nli	overall	1 0583	0 9807	0 1557	6 0151
	between		0 9816	0 1971	5 4116
	within		0 1609	0 6342	1 6618
apindex	overall	0 0822	0 1394	0	1
	between		0 1089	0 0024	0 4947
	within		0 0899	- 0 3954	0 5875
adindex	overall	0 0882	0 1456	0	1
	between		0 1156	0 0026	0 5253
	within		0 0907	- 0 4208	0 5629
lnrealtrade	overall	13 6667	1 687	9 8708	17 8706
	between		1 6485	10 4913	17 2805
	within		0 4542	12 6315	14 649
lnedu	overall	1 7173	0 5061	0 6034	3 4054
	between		0 4624	1 026	3 1502
	within		0 2201	1 1164	2 2134
lnrealpergdp	overall	9 2817	0 5905	7 9707	10 9105
	between		0 5503	8 2275	10 7095
	within		0 2234	8 8349	9 87
lnlagreflistock	overall	4 9593	1 4191	1 7811	7 9547
	between		1 4069	2 082	7 7874
	within		0 3022	4 032	5 9191

表 2 各变量预期符号

变量	预期符号	变量	预期符号
apindex	模仿创新 (-) 自主创新 (+)	adindex	模仿创新 (-) 自主创新 (+)
lnedu	模仿创新 (没有影响) 自主创新 (+)	lnrealpergdp	(+)
lnnl	+	lnrealtrade	+
lnnli	+	lnlagreflistock	+

注: l nln、l nli、l lnrealpergdp 分别代表对数研发支出滞后 1 期、研发支出比例滞后 1 期、对数人均 GDP 滞后 1 期。

四、实证结果讨论

(一) 面板数据单位根检验

为避免面板数据伪回归的问题, 我们需要对各变量进行单位根检验。考虑到本文的时间跨度比较短, 检

¹ 之所以选择人均 GDP 的 1 期滞后而不是当期值作解释变量, 是考虑到当期研发支出经费安排主要来自于上期的积累。如果上期经济增长快, 积累多, 则当期研发经费支出就可能并有能力安排得更多。

^④ 学习模仿外资带来的先进技术需要时间, 因此, 我们利用外资存量的滞后 1 期作为解释变量。

验同时采取了目前常用的 4 种方法: LLC 检验、IPS 检验、Fisher- ADF 检验和 Fisher- PP 检验。这些常用方法的工作原理如下:

设定面板数据的一阶自回归方程为:

$$Y_{it} = \rho_i Y_{it-1} + \alpha_i X_{it} + v_{it}$$

(22)

(22)式中, 下标 *i*和 *t*分别代表面板的个体和时间, *X_{it}*为模型的外生变量, *v_{it}*为随机误差, ρ_i 为自回归系数, 它是判断变量是否平稳的依据。若 $|\rho_i| < 1$ 则说明变量 *Y*是平稳的, 反之, 如果 $|\rho_i| = 1$ 则 *Y*非平稳, 说明其含有单位根。各面板数据变量的单位根检验结果如表 3 所示。

表 3 各变量单位根检验的结果

变量	LLC 检验	IPS 检验	Fisher- ADF 检验	Fisher- pp 检验
lnrd	- 69.03 (0.0000)	- 9.728 (0.0000)	431.1581 (0.0000)	228.0691 (0.0000)
lnli	- 6.982 (0.0000)	- 10.181 (0.0000)	324.0354 (0.0000)	169.331 (0.0000)
apindex	- 40.144 (0.0000)	- 3.417 (0.0000)	90.2999 (0.0000)	436.5543 (0.0000)
adindex	- 39.21 (0.0000)	- 2.872 (0.001)	149.3048 (0.0000)	242.9428 (0.0000)
lnrealtrade	- 58.918 (0.0000)	- 10.002 (0.0000)	331.5739 (0.0000)	177.2791 (0.0000)
lnlagreflistock	- 17.948 (0.0000)	- 2.469 (0.0000)	130.1767 (0.0000)	179.4915 (0.0000)
lnedu	- 31.007 (0.0000)	- 4.223 (0.0000)	252.6106 (0.0000)	294.1839 (0.0000)
lnrealpergdp	- 56.181 (0.0000)	- 2.561 (0.039)	137.0568 (0.0000)	467.7498 (0.0000)

注: 零假设是变量有单位根, 括号中的数值为接受零假设的概率。

表 3 检验结果显示, 各变量单位根检验结果都拒绝存在单位根的原假设。因此, 我们认为这些变量都是平稳的, 自然就不存在伪回归问题。

(二) 计量方法选择

本文采用的面板数据模型中包含被解释变量的滞后 1 期, 属于动态面板模型。由于无法消除滞后被解释变量与误差项之间的相关性, 故固定效应和随机效应的估计是有偏的。为了解决由于宏观数据所带来的内生性问题, 而且要控制动态模型中的随机干扰性的序列相关性问题, 我们采用了广义矩估计 (GMM) 方法。本文汇报了一阶差分 GMM (DIF - GMM) 和系统 GMM (SYS - GMM) 估计结果。一阶差分 GMM 估计由 Arellano 和 Bond (1991) 提出, 可以用来消除面板数据的个体效应, 但同时也去掉了不随时间变化的解释变量, 而且由于差分样本量的数量会减少, 在小样本情况下, 这个估计的有效性将值得怀疑。Arellano 和 Bover (1995) 针对这一情况进一步提出了系统 GMM 估计方法, 以包含变量水平值的原估计方程与进行了一阶差分后的方程同时进行估计, 与仅以一阶差分方程为基础的 GMM 估计结果相比, 系统 GMM 估计的结果在统计上更加有效。回归结果中报告了过度工具识别检验 —— Sargan 检验和残差的时间序列检验, 以保证 GMM 方法在统计意义上的一致性。所有一阶差分 GMM 和系统 GMM 估计都采用 two - step 回归法。Sargan 检验表明本文工具变量的选择是合理的; 同时残差的时间序列检验结果表明残差均不存在二阶自相关。另外, 本文还给出了固定效应的估计结果。根据以上估计结果, 下面作进一步说明。

(三) 回归结果分析与比较

表 4 和表 5 的回归都是把研发支出经费作为被解释变量, 不同的是表 4 (表 6 也如此) 中的知识产权实际保护是利用专利侵权案件占专利申请比重来核算的, 而表 5 (表 7 也如此) 的知识产权实际保护是利用专利侵权案件占专利授权比重来计算的。出于模型稳健性考虑, 表 6 和表 7 将研发支出比例设定为被解释变量, 同时考虑到可能存在的多重共线性问题, 将实际人均 GDP 排除在解释变量之外。我们发现, 表 6 表 7 的回归系数符号基本与表 4 表 5 的一致, 说明模型的稳健性良好。为简单起见, 采用以专利侵权案件占专利申请比例测算实际知识产权保护程度的表 4 和表 6 进行说明, 并以含有虚拟变量的 SYS - GMM 估计结果进行分析。

表 4 基于研发支出经费的回归结果 (一)

	FE	DIF- GMM	SYS- GMM	DIF- GMM	SYS- GMM
<i>l lnrd</i>	0 4165** (6 52)	0 4253** (7 31)	0 233** (6 93)	0 2307** (3 06)	0 4236** (9 19)
<i>apindex</i>	- 0 143 (- 1 58)	- 0 1837** (- 13 90)	- 0 1902* (- 1 68)	- 0 1822*** (- 4 30)	- 0 2605** (- 2 82)
<i>l lnrealpergdp</i>	0 4955** (4 78)	0 5448*** (7 95)	0 8087** (9 74)	0 4712*** (3 83)	0 4658** (4 79)
<i>lnrealtrade</i>	0 2491** (4 70)	0 2294*** (9 36)	0 2491*** (10 90)	0 2084** (3 63)	0 1883** (3 65)
<i>lnlagrefdist</i>	0 1033** (2 70)	0 0742** (4 91)	0 1432** (2 94)	0 1038** (6 20)	0 167** (2 11)
<i>lnedu</i>	- 0 0492 (- 1 06)	- 0 0447** (- 2 85)	- 0 0501** (- 3 12)	- 0 0294* (- 2 04)	- 0 0332 (- 1 26)
<i>year</i> 2003				0 0492* (2 11)	- 0 0184* (- 1 73)
<i>year</i> 2004				0 1013*** (2 57)	0 0009 (0 06)
<i>year</i> 2005				0 1608** (2 84)	0 006 (0 73)
<i>year</i> 2006				0 2187** (2 95)	0 0136 (1 53)
<i>year</i> 2007				0 255** (2 76)	
constant	- 6 235*** (- 7 72)	- 6 2636*** (- 8 44)	- 8 6724*** (- 14 26)	- 4 959*** (- 4 97)	- 5 4482*** (- 8 21)
wald/F	489 07	60206 59	20475 44	14676 31	23858 04
<i>n</i>	180	150	180	150	180
am1		- 2 3788 (0 0174)	- 2 3335 (0 0196)	- 2 0229 (0 0431)	- 2 4501 (0 0143)
am2		1 3136 (0 189)	0 9197 (0 3577)	1 3274 (0 1844)	1 5228 (0 1278)
sargan test		22 3715 (0 937)	24 2176 (0 8364)	23 8928 (0 9016)	23 3371 (0 8937)

注: (1)此处被解释变量为对数当期研发支出; (2)*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著; (3)wald/F值是指对于 FE 模型而言是 F值,而对于 DIF- GMM 和 DIF- GMM 而言是 Wald值; (4)am1和 am2为一阶和二阶序列相关检验,括号内的值为相伴概率。

表 5 基于研发支出经费的回归结果 (二)

	FE	DIF- GMM	SYS- GMM	DIF- GMM	SYS- GMM
<i>l lnrd</i>	0 418** (6 55)	0 4326** (7 75)	0 2348** (7 68)	0 2961*** (4 31)	0 4226*** (9 41)
<i>adindex</i>	- 0 1305 (- 1 47)	- 0 1806** (- 11 08)	- 0 1392** (- 1 96)	- 0 1461*** (- 3 54)	- 0 3135** (- 3 40)
<i>l lnrealpergdp</i>	0 497** (4 79)	0 5595*** (8 08)	0 8301** (10 23)	0 4989** (4 84)	0 5128** (4 57)
<i>lnrealtrade</i>	0 2494** (4 69)	0 2221*** (8 87)	0 2525** (9 55)	0 1297** (2 69)	0 1691*** (3 19)
<i>lnlagrefdist</i>	0 1035** (2 70)	0 0722** (5 12)	0 1337** (2 97)	0 0845** (5 78)	0 1587* (2 37)
<i>lnedu</i>	- 0 0519 (- 1 12)	- 0 0517** (- 3 48)	- 0 0634** (- 3 33)	- 0 0074 (- 0 43)	- 0 0257 (- 1 01)
<i>year</i> 2003				0 0477* (2 25)	- 0 0049 (- 0 32)
<i>year</i> 2004				0 0961** (2 52)	0 0058 (0 36)
<i>year</i> 2005				0 1681*** (3 09)	0 02 (1 90)
<i>year</i> 2006				0 223** (3 07)	0 0166** (1 96)
<i>year</i> 2007				0 2609** (2 87)	
constant	- 6 2542*** (- 7 74)	- 6 3241*** (- 8 79)	- 8 8569*** (- 15 78)	- 4 2884*** (- 3 95)	- 5 5778** (- 8 17)
wald /F	487 96	28388 51	14219 14	23356 68	37964 20
<i>n</i>	180	150	180	150	180

续表 5

基于研发支出经费的回归结果 (二)

	FE	DIF- GMM	SYS- GMM	DIF- GMM	SYS- GMM
am1		- 2.4006 (0.0164)	- 2.359 (0.0183)	- 2.0597 (0.0394)	- 2.2829 (0.0224)
am2		1.2972 (0.1946)	0.9427 (0.3458)	1.4039 (0.1604)	1.3378 (0.181)
sargan test		22.4109 (0.9362)	24.0044 (0.8443)	19.5888 (0.9772)	21.5541 (0.9371)

注: 同表 4

表 6

基于研发支出比例的回归结果 (一)

	FE	DIF- GMM	SYS- GMM	DIF- GMM	SYS- GMM
<i>lrdi</i>	0.4921** (8.33)	0.2215*** (16.57)	0.3986*** (6.43)	0.4408** (16.91)	0.5971*** (5.21)
<i>apindex</i>	- 0.1221 (- 1.30)	- 0.1977** (- 5.58)	- 0.2016** (- 3.22)	- 0.3517* (- 2.44)	- 0.2851** (- 7.32)
<i>hrealtrade</i>	0.085** (2.71)	0.0795** (3.66)	0.0778** (3.95)	0.1233** (4.03)	0.0249 (1.25)
<i>hlogrefdist</i>	0.0236 (0.60)	0.1114* (2.36)	0.0793* (2.44)	0.0502* (1.69)	0.0456 (0.90)
<i>hedu</i>	- 0.0077 (- 0.16)	0.0889** (4.46)	- 0.0425** (- 2.37)	0.0174 (0.51)	- 0.0354 (- 1.06)
<i>year2003</i>				- 0.0304* (- 1.95)	0.0002 (0.02)
<i>year2004</i>				- 0.0378 (- 1.57)	0.0028 (0.42)
<i>year2005</i>				- 0.0269 (- 0.83)	0.021*** (3.91)
<i>year2006</i>				- 0.0407 (- 0.97)	0.0248** (3.77)
<i>year2007</i>				- 0.0758 (- 1.60)	
constant	- 0.6948** (- 2.25)	- 0.9522*** (- 7.02)	- 0.7433*** (- 4.42)	- 1.3371*** (- 3.51)	- 0.073 (- 0.52)
wald/F	40.36	1884.43	1823.80	1670.83	8307.04
<i>n</i>	180	150	180	150	180
am1		- 1.0591 (0.2895)	- 1.6218 (0.1049)	- 1.8406 (0.0657)	- 2.2867 (0.0222)
am2		0.98 (0.3271)	1.1409 (0.2539)	1.1249 (0.2606)	1.1127 (0.2658)
sargan test		28.2654 (0.9971)	22.6715 (0.9691)	17.4191 (1.0000)	19.9491 (0.9901)

注: (1) 此处被解释变量为当期研发支出比例; (2)*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平下显著; (3) wald/F 值是指对于 FE 模型而言是 F 值, 而对于 DIF- GMM 和 SYS- GMM 而言是 Wald 值; (4) am1 和 am2 为一阶和二阶序列相关检验, 括号内的值为相伴概率。

表 7

基于研发支出比例的回归结果 (二)

	FE	DIF- GMM	SYS- GMM	DIF- GMM	SYS- GMM
<i>lrdi</i>	0.4923** (8.33)	0.2302*** (18.24)	0.2437** (18.86)	0.489*** (13.25)	0.4848*** (23.53)
<i>adindex</i>	- 0.1087 (- 1.18)	- 0.217** (- 2.85)	- 0.1953*** (- 2.32)	- 0.4362*** (- 3.05)	- 0.3762** (- 2.79)
<i>hrealtrade</i>	0.0869** (2.79)	0.0966** (4.72)	0.1099** (5.34)	0.112* (2.41)	0.0315 (1.49)
<i>hlogrefdist</i>	0.0243 (0.62)	0.0794* (1.86)	0.069** (2.40)	0.1132** (2.18)	0.0606*** (3.17)
<i>hedu</i>	- 0.0099 (- 0.20)	0.0813*** (3.54)	0.0346 (0.89)	0.0423 (1.04)	- 0.011 (- 0.60)
<i>year2003</i>				- 0.0328* (- 2.03)	- 0.0157* (- 1.80)
<i>year2004</i>				- 0.0553* (- 1.82)	0.0065 (1.02)
<i>year2005</i>				- 0.0399 (- 1.09)	0.0234*** (2.78)
<i>year2006</i>				- 0.0742 (- 1.54)	0.018*** (3.77)

续表 7

基于研发支出比例的回归结果 (二)

	FE	DIF - GMM	SYS - GMM	DIF - GMM	SYS - GMM
year 2007				- 0.1263 ^{**} (- 2.12)	
constant	- 0.7207 ^{**} (- 2.36)	- 1.0216 ^{***} (- 8.52)	- 1.1234 ^{***} (- 7.26)	- 1.6016 ^{***} (2.91)	- 0.1684 (- 0.58)
wald/F	40.22	1760.85	3818.91	1848.71	4364.69
n	180	150	180	150	180
am1		- 1.1031 (0.27)	- 1.0461 (0.2955)	- 1.8971 (0.0578)	- 2.0436 (0.041)
am2		0.8341 (0.4042)	0.9589 (0.3376)	1.1251 (0.2606)	1.1919 (0.2333)
sargan test		27.0348 (0.9984)	24.1444 (0.9999)	16.2084 (1.0000)	17.1011 (1.0000)

注: 同表 6。

1 表 4 的实证结果显示, 前期研发支出有效地促进了后期的研发行为, 这与我们的预期一致。前期研发支出平均每增加 1 个百分点, 将使后期研发支出增加 0.4236 个百分点。由于中央政府一直希望通过扩大研发支出来实现我国自主创新的突破, 因此研发支出数量及比重在官员政绩考核中的重要性不言而喻, 为保障后期的研发支出超过前期的研发支出, 各级政府都相继出台一些科技研发投入的激励政策。¹ 同样地, 表 6 的结果显示, 某地区前期研发支出比例提高 1 个百分点, 可以促进该地后期研发支出比例增加 0.5971 个百分点。

2 由表 4 可得, 一个地区实际知识产权保护的加强对该地区的研发支出产生负的显著性影响。SYS-GMM 回归结果显示, 实际知识产权保护程度每提高 1 个单位, 则导致研发支出减少约 30%。^④ 如前面我们分析指出的那样, 知识产权实际保护的加强弱化研发支出的结论表明, 中国的研发支出基本上是模仿创新导向的。由于是模仿创新, 当实际知识产权保护水平提高时, 其模仿创新被认定侵权并被查处的概率也将增加, 理性的厂商将选择减少研发支出。同样地, 表 6 的结果显示, 知识产权实际保护程度的提高显著地降低了当地的研发支出比例。实际知识产权保护程度每提高 1 个单位, 研发支出比例降低 0.2851 个百分点, 这再一次验证了我国研发支出主要为模仿创新导向的假说, 一旦知识产权保护加强, 这种模仿创新的成本将大幅增加, 所以此类研发支出也将出现下降。

3 人均实际 GDP 的增加将增加当地研发支出, 这与模型预期一致。表 4 的回归结果显示, 当地滞后 1 期的人均实际 GDP 每提升 1 个百分点, 将促进研发支出增长 0.4658 个百分点。这些年中国经济的快速生长的确为新产品提供了广阔的需求空间, 企业也非常有动力去尝试进行一些创新 (哪怕是模仿创新), 这可以通过每年增长的新产品销售收入上看出端倪。

4 进出口贸易的增加显著地提高当地的研发支出增加, 同样与模型的预期一致。表 4 的回归结果显示, 进出口贸易额每增加 1 个百分点, 将促进研发支出增加 0.1883 个百分点。这个结果说明, 对外贸易的确起着一种技术传递介质的作用, 相关学者的实证研究也表明进出口贸易对于中国的技术进步起着重要的作用, 当然这些技术进步的获得也需要内资企业投入相应的研发资金。由表 6 也可以看出, 进出口贸易的提高也促进了研发支出比例的提高。含有年份虚拟变量的系统 GMM 估计的回归结果显示, 进出口贸易每增加 1 个百分点, 可以显著地促进研发支出比例上升 0.000249 个百分点。虽然这个影响数值看起来比较小, 似乎经济显著性并不明显。但样本资料告诉我们, 2001-2007 年全国平均的研发支出比例仅为 1.058 个百分点, 最高的北京市才达到 6 个百分点, 而最低的海南仅为 0.156 个百分点。

5 当地外商直接投资存量的增加显著地提高了该地区的研发支出。表 4 的回归结果与模型预期一致, 外商直接投资存量每增加 1 个百分点, 将促进当地研发支出增加 0.167 个百分点。外商投资所带来的先进技术以及竞争效应诱使内资企业进行模仿创新, 本文的实证结果很好地说明了这一点。表 6 的结果显示, 前

¹ 例如中国税务总局发布的《企业研究开发费用税前扣除管理办法》规定, 研发费用允许加计 50% 于税前扣除, 研发费用形成无形资产的, 加计 50% 在税前扣除。在《关于加强和改善对高新技术企业保险服务有关问题的通知》中, 国家还采取科技保险的政策对高科技行业进行扶持, 其保费支出纳入企业技术开发费用, 享受国家规定的优惠政策。

^④ 由于是对数线性模型, 故知识产权保护水平对研发支出影响的计算公式为 $100 \times [-(e^{0.205} - 1)]$ 。

期外商投资存量的提高同样促进了研发支出比例的提高, 回归结果显示前期的外商投资存量每提升 1 个百分点将影响当期的研发支出比例上升 0.000456 个百分点。

6 统计结果显示, 教育水平对研发支出的影响系数为负值, 但在统计上不显著。表 4 和表 5 的所有一阶差分系统和 GMM 估计结果都表明: 教育水平对研发支出的影响系数基本都为负, 且部分回归结果在统计上不显著。同样地, 表 6 和表 7 的结果也显示, 教育水平提高对研发支出比例的影响在统计上并不显著, 而且系数大多为负值。随着国家科教兴国战略的实施, 高校的大量扩招, 大专以上人口比重不断增加, 我国的人力资源素质越来越高。但可惜的是这些高素质的人力资本并不能为模仿创新所吸纳, 模仿创新可能需要更多的价格低廉的熟练劳动力。这也为我国大学生就业难提供了一个理论视角, 即由于我国企业自主创新研发投入太少而无法吸纳这些高学历的人口就业。

根据以上分析, 我们发现, 一旦知识产权实际保护水平导致模仿企业的生产成本低于自主创新企业, 则模仿创新企业就有强大的动机。由于中国已经是世界上重要的经济体, 其国内市场巨大, 这些模仿产品在国内市场的销售空间自然也大, 而且企业可以实现内部规模经济。垄断利润的存在将吸引大量的模仿企业进入该市场, 最终导致国内市场饱和。此刻, 要消化这些产能必须依靠国外市场, 特别是购买力强大的发达国家市场。但由于这些产品本身有“先天缺陷”, 出口后遭到发达国家知识产权贸易壁垒的围追堵截, 造成巨大的损失。但只要世界的技术进步不停止, 企业总能找到新的模仿点, 从而进入下一轮的模仿循环。这样, 现有的知识产权制度安排与“大国市场陷阱”结合将使得我国的研发被长期锁定在模仿创新模式上。

五、结论与启示

本文利用动态面板数据常用的一阶差分系统和 GMM 估计方法, 有效地克服了引入滞后 1 期被解释变量可能导致的内生性问题。利用研发支出和研发支出比例作为被解释变量, 发现各变量的符号相同, 说明模型的稳健性良好。实证研究表明, 中国目前的研发支出主要是模仿创新导向型的, 而且在大国市场效应作用下, 伴随着中国对外开放的进一步深化和外资存量的持续增加, 这种创新模式有可能得到进一步强化, 并可能使中国长期锁定在模仿创新模式中。当然, 知识产权制度安排有它背后的逻辑机制, 所以我们不能说这种安排本身不合理; 必须承认, 这种安排在改革开放伊始有效地降低了本土企业的技术创新成本, 尽管是模仿创新, 其对于本土企业技术水平的提升还是起着重要的作用。但不断加入的模仿企业必然使得本国市场出现饱和, 此时必须依靠外部市场才能消化这些产品; 一旦出口到国外, 本国模仿创新企业将面临着“专利密丛”和严峻的知识产权壁垒。因此, 中国应当也必须寻求自主创新, 这不仅仅是中国的问题, 也是全世界所有发展中国家面临的共同难题。

根据本文的实证结果, 我们认为, 中国要实现由模仿创新向自主创新的转变, 可能不能简单地通过加强实际知识产权保护这种知识产权制度重新安排的办法来解决。因为, 这样会导致两个结果: 其一, 内资企业的模仿创新研发将受到极大影响, 而现有的激励制度安排可能不足以刺激企业的自主研发。其二, 由于中国已经完全融入国际化, 实际知识产权保护的加强会使拥有自主知识产权的外资企业的垄断力量增强, 技术外溢的可能性降低, 更有利于其垄断利润的获取; 更可怕的是, 跨国公司会利用知识产权制度安排来限制中国内资企业的自主研发。因此, 需要在加强实际知识产权保护的同时, 对于知识产权可能导致的垄断问题保持高度关注, 而后者则是我们明显薄弱的环节。知识产权反垄断必须要先行, 与加强实际知识产权保护一起促进我国的创新从模仿创新向自主创新转变。

在大力提倡自主创新实现经济转型的今天, 如何破解中国目前的模仿创新锁定现象已是当务之急。后续的研究方向将沿着下面的路线展开: 其一, 建立一个完整的理论模型将自主创新、模仿创新、名义知识产权保护、实际知识产权保护、开放因素等纳入, 找出后进国家从模仿创新向自主创新转变的临界点及条件。其二, 从后进国家特别是新兴工业化国家技术创新历史中找出模仿创新向自主创新突破的关键因素, 以检验理论模型的有效性, 并供我国决策部门参考。

参考文献:

1. 代中强、梁俊伟、王中华, 2009:《内生知识产权保护与知识产权制度变迁: 来自中国的经验》,《世界经济研究》第 3 期。
2. 范红忠, 2007:《有效需求规模假说、研发投入与国家自主创新能力》,《经济研究》第 3 期。

- 3 范红忠、侯晓辉, 2007:《国际贸易对一国研发投入及自主创新能力影响的实证研究》,《国际贸易问题》第 2 期。
- 4 贺京同、李峰, 2007:《影响自主创新的因素——基于 BACE 方法对中国省际数据的分析》,《南开经济研究》第 3 期。
- 5 何洁, 2000:《外商直接投资对中国工业部门外溢效应的进一步精确量化》,《世界经济》第 12 期。
- 6 蒋殿春、夏良科, 2005:《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》,《世界经济》第 8 期。
- 7 赖明勇、包群、彭水军、张新, 2005:《外商直接投资与技术外溢:基于吸收能力的研究》,《经济研究》第 8 期。
- 8 平新乔、周艺艺, 2007:《产品市场竞争对企业研发的影响——基于中国制造业的实证分析》,《产业经济研究》第 5 期。
- 9 沈坤荣、耿强, 2001:《外商直接投资、技术外溢与内生经济增长——中国数据的计量检验与实证分析》,《中国社会科学》第 5 期。
- 10 吴延兵, 2008:《创新的决定因素——基于中国制造业的实证研究》,《世界经济文汇》第 2 期。
- 11 易先忠、张亚斌, 2006:《技术差距、知识产权保护与后发国技术进步》,《数量经济技术经济研究》第 10 期。
- 12 Arellano M., and S. Bond 1991. "Some Tests of Specification for Panel Data Monte Carlo Evidence and An Application to Employment Equations" *Review of Economic Studies* 58(2): 277-297
- 13 Arellano M., and O. Bover 1995. "Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-components Models" *Journal of Econometrics* 68(1): 29-51.
- 14 Black G., and P. J. Gertler 2004. "Learning from Exporting Revisited in a Less Developed Setting" *Journal of Development Economics* 75(2): 397-416
- 15 Fuman, J. L., and M. E. Porter 2002. "The Determinates of National Innovative Capacity." *Research Policy*, 31(6): 899-933
- 16 Ginarte, J. C., and W. G. Park 1997. "Determinants of Patent Rights: A Cross-national Study." *Research Policy*, 26(3): 283-301.
- 17 Glass, A. J., and K. Saggi 1995. "Intellectual Property Rights, Foreign Direct Investment and Innovation." Ohio State University Working Paper 95-06
- 18 Helpman, E. Hanan 1993. "Innovation, Imitation, and Intellectual Property." *The American Economic Review*, 61(6): 1247-1280
- 19 Romer, P. M. 1990. "Endogenous Technological Change." *Journal of Political Economy*, 94(5): 71-102
- 20 Schneider, P. H. 2005. "International Trade, Economic Growth and Intellectual Property Rights: A Panel Data Study of Developed and Developing Countries." *Journal of Development Economics*, 78(2): 529-547.
- 21 Schumpeter, Joseph A. 1942. *Capitalism, Socialism and Democracy*. New York: Harper, 1975. originally published 1942
- 22 Solow, R. M. 1957. "Technical Change and the Aggregate Production Function." *Review of Economics and Statistics* 39(3): 312-320
- 23 Varsakelis, N. C. 2001. "The Impact of Patent Protection, Economy Openness and National Culture on R&D Investment: A Cross-country Empirical Investigation." *Research Policy*, 30(7): 1059-1068
- 24 Wang, H. X., and B. Z. Yang 2004. "On Technology Licensing in a Stackelberg Duopoly." *Australian Economic Papers* 43(4): 448-458
- 25 Yang, G., and K. E. Maskus 2001. "Intellectual Property Rights, Licensing and Innovation in an Endogenous Product Cycle Model." *Journal of International Economics* 53(1): 169-187.
- 26 Chen, Yongmin, and Puittitun Thitina 2005. "Intellectual Property Rights and Innovations in Developing Countries." *Journal of Development Economics* 78(2): 474-493.

Real Intellectual Property, Imitative Innovation and Independent Innovation

Dai Zhongqiang

(Finance and Economics College of Jinmei University)

Abstract Existing literatures and statistical data can't effectively distinguish that R&D spending in China is of imitative innovation pattern or of independent innovation pattern. Using the provincial panel data and the level of real intellectual property protection, our research indicates that most of current R&D expenditures in China are imitative innovation. This paper shows that property protection decreases remarkably total R&D and the increase of FDI stock promotes our country's R&D. But the level of education has no impact on R&D. From the above, Moreover, under the big market effect along with the enhancement of China's opening level and the increase of FDI stock, this innovative pattern is likely to be locked-in. Accordingly, in order to break the lock-in of imitative innovation pattern and to ultimately bring about a span from imitative innovation pattern to independent innovation pattern, we should strengthen the level of real intellectual property protection and focus on building a system of intellectual property antitrust.

Key Words Intellectual Property; Imitative Innovation; Independent Innovation; Research and Development; Lock-in

JEL Classification O31, O34

(责任编辑: 孙永平、陈永清)