

doi:10.11835/j.issn.1008-5831.2015.01.009

开放经济体中知识产权与经济增长关系的实证分析

王亚星, 周方

(中国人民大学商学院, 北京 100872)

摘要:近年来, 新兴国家研发成果已成为全球创新格局中不可忽视的部分; 各国知识产权合作继续加强, 并呈现出向发达国家标准收敛的明显趋势; 同时, 对知识产权在不同经济条件下对一国经济增长作用的争议愈加突出。为厘清包括中国在内的技术跟随国家知识产权与经济增长的关系, 文章针对开放经济环境中技术领先国家和技术跟随国家的创新能力、知识产权保护力度和经济增长状态的关系进行了实证分析。在内生经济增长框架中, 创新地采用专利族信息, 通过对 37 个样本国家 1990-2013 年的面板数据分析, 选用固定效应模型对前述变量间长期均衡关系进行了探讨; 指出技术跟随国家的知识产权保护对技术领先国家有明确的促进作用, 而对本国创新和经济增长的效应则取决于本国具体情况。

关键词:知识产权; 专利族; 面板数据; 经济增长

中图分类号: F204, F240.0

文献标志码: A

文章编号: 1008-5831(2015)01-0061-08

内生经济增长模型的核心观点强调了创新是经济增长的源动力^[1], 制度经济学将知识产权作为新的产权形式和经济中的投入要素, 对知识产权保护制度与经济增长的关系进行了新的诠释。以前, 影响力较大的技术进步基本源于发达国家经济体, 既有研究在将创新、模仿与跨国直接投资作为模型内生变量时, 大多设定只有技术领先国家(北方国家)进行创新, 而技术跟随国家(南方国家)仅进行模仿。而在现今的经济形势和创新格局中, 由于对服务与产品多样化个性化要求的增长和新时代中数据处理和信息传播所造成技术扩散方式的根本变化, 使源于技术跟随国家的研发成果已经成为全球技术进步中不可忽视的新生部分。所以, 在技术领先国家和技术跟随国家都不同程度地参与创新, 创新成果通过跨国直接投资、技术许可和模仿等方式实现扩散的新设定下, 针对各国知识产权保护对本国创新和经济增长的实际效应进行深入探讨就相当必要^{[2]495}。基于诸多新兴发展但观点并不统一的知识产权经济学理论, 相关的实证研究也在新的经济形势下产生了不少分歧。有研究沿着索罗全要素增长率^[3]的思路在新经济增长模型的框架中, 将知识产权作为经济体中的重要投入要素, 来分析知识产权和经济增长的关系。这些研究成果分为在两个方向和层面上的扩展: 一是在单个企业、单个知识产权的层面, 如布鲁特用余值法分析单个或单组知识产权与拥有该知识产权的企业的总体产出的关系, 以测定该知识产权的价值^[4]; 另一是在宏观经济层面, 如单小光用余值法分析知识产权与经济增长的关系, 测算出知识产权对中国近 20 年国民生产总值增长的贡献率为 32.7%, 认为知识产权成为经济增长的重要要素, 加强知识产权保护有利于发展中国家经济增长^[5]。与此同时, 也有研究针对 TRIPs 协定以后的知识产权数据进行实证分析, 认为近年来知识产权保护水平以发达国家的标准为标准, 发展中国家在国际压力下如果采用过强的知识产权保护, 反而削弱了促进经济发展的技术扩散, 对经济增长会产生抑制作用^[6]。既有的实证研究多采用专

修回日期: 2014-11-16

基金项目: 中国人民大学科学研究基金项目“中国对外贸易战略转型研究”

作者简介: 王亚星(1960-), 男, 吉林长春人, 中国人民大学商学院教授, 博士研究生导师, 主要从事产业经济、国际贸易研究; 周方(1974-), 女, 重庆人, 中国人民大学商学院博士研究生, 主要从事产业经济、知识产权研究。

利申请量或专利授权量作为创新成果的衡量指标,构建知识产权保护强度指标(如RR指数、GP指数),利用截面或时间序列数据,将知识产权保护或创新成果作为因变量加入内生经济增长模型进行实证分析^[7]。

在TRIPS协议以后,国际知识产权保护协作进一步加强;全球一体化、网络数字化和各个学科前沿的推进使各国知识产权保护的标准在现实中表现出向技术领先国家标准收敛的趋势。据2014年3月世界知识产权组织公布的统计数据,由于中国等新兴国家专利申请量的大幅增加,2013年度全球专利申请量创新高,国际专利合作申请量(PCT)超过20万件^①。崭新的知识产权发展趋势和经济增长格局使采用新指标作为变量参与实证分析成为可能。专利族数据能更准确地对经济中的创新成果进行计量,很好地降低了专利泡沫和低价值专利对实证分析中创新的测度数据形成的干扰。在计量方法上,运用计量经济学新发展起来的动态分析方法,采用专利族面板数据进行分析,避免了模型中个别变量缺失对因变量参数估计的影响,较大程度上减少了既有实证分析中常采用专利申请量数据、专利授权量数据而易出现的共线性、非平稳性等问题的干扰。

因此,本文在含有知识产权因素的内生经济增长框架中,用面板数据对开放经济环境中新兴国家创新能力、知识产权保护力度和经济增长的关系进行探讨。由于知识产权量化分析涉及较多细节,本文先描述数据处理过程,再讨论模型设定和变量的选取(所选变量见表1),然后基于实证结果给出结论。

一、数据处理

采用世界知识产权组织(WIPO)数据库提供的1990-2013年的知识产权统计数据,用各国的年专利族计数作为对创新成果的衡量,也就是将专利第一申请人的国籍作为创新的源发地,并将相同专利发明在不同国家获取的多个专利授权权利统计为一次创新。同一项技术创新如果在所需的多个国家都进行了知识产权确权,即同时段在多个国家获得了专利授权后,如果要对多个样本国家进行数据分析,当仅采用专利申请量或专利授权量计数,则将造成对相同技术创新的重复计数;并且,就总体而言,有PCT申请需求的专利,其经济价值和创新程度都要大大高于单个国家的发明专利授权。因此,采用专利族计数作为创新成果的衡量,比采用专利申请量、专利授权量对技术创新进行衡量,在统计分析中会得出更为可靠和显著的结果。

另外,选择采用专利族数据还有一个很现实的原因,即政府政策对创新投入和技术进步施以某些激励手段会对所形成的统计数据产生部分扭曲的结果,例如中国近年在政策层面对知识产权保护进行的推动和促进。单就2013年内,中国国家层面的政策文件中就有17项以上的“专利申请量”量化目标,在国家级专利申请量量化指标下,“专利申请量”、“专利授权量”、“每万人发明专利拥有量”等指标都备受关注,这类指标被分解成各级部门目标,并出现将该类指标纳入政绩考核指标成分,或者对年度“专利申请量”目标任务完成突出者进行表彰奖励,发放专利申请企业补贴的例子。政府对创新行为进行引导,特别采取对个别指标具体量化的措施,确实能在一定程度上促进创新投入的增加,也会对技术水平的提升和社会生产力中的创新能力提升起到积极作用,但是,同时会产生市场扭曲和资源效率降低,“专利申请量”和“专利授权量”等被用于量化的特定指标在数据上出现了泡沫。而对于“专利族”数据,由于是各个国家专利授权数据的综合,是针对单项技术创新的多个国家对其发明创新认可且给予专利权利的计数指标,主要受到拥有该项技术创新的企业所面临的国际性市场需求的影响(该创新的潜在国际经济价值),而受单个国家政策的影响相对较小,比较而言,用来反映创新能力更为准确。因此,不同于既有研究,我们在实证分析中将采用“专利族”数据而放弃使用“专利申请量”等传统知识产权分析数据,数据来源于世界知识产权组织专利合作协定数据库和Patstat数据库(the WIPO PCT database & the Patstat database)^①。

本文实证分析选取的样本国家有两类:一是在知识产权保护水平变动最大的中等收入国家中较有代表性的国家,即技术跟随国家;一是技术领先且对知识产权保护要求最高的代表性高收入国家,即技术领先国家。高收入国家和中等收入国家采用世行公布的世界发展指数(WDI)中的划分标准,高收入国家中包括了经合组织成员国家和非经合组织成员国家,中等收入国家包括了中高收入国家和中低收入国家。总的来讲,高收入国家的技术进步水平要远远超出世界其他国家;高收入国家的创新投入占世界创新投入总量的80%以上;高收入国家的创新成果指标占总量指标的75%~90%。少数缺失数据采用外延法补齐。

各国知识产权状况的分析指标采用被广泛引用的GP指数^[8],并依据中国国内知识产权保护详情对该指数的中国数据进行了修订和补充。GP指数自1997年第一次发布以后,经过定期更新,已形成了全球范围的知识

^①<http://www.wipo.int/ipstats/en/statistics/pct/>。

产权保护水平评测的指数序列,最近的指标数据中国国家扩充到 122 个,加入了中国和前苏联国家的数据(因体制的不同,对创新成果的激励也存在不同的方式,前苏联国家在 1992 年以后才开始专利制度的具体施行,相应数据也从 1992 年开始)。由于数据的可获得性,GP 指数的旧版本没有涉及中国的数据。

GP 指数包含不加权的五部分分值:知识产权保护体系的执行机制、国际主要知识产权保护协定的成员国身份、发明专利所赋予专利技术受保护的时间长度、特殊情况下对专利权限范围的限制(强制许可)、具有争议的学科领域中创新成果的可专利范围。不仅反映了各国知识产权保护的变动趋势,也反映了如 TRIPs 协定的发展、软件技术和生物技术的发展,以及世界区域性条约(如北美自由贸易协定 NAFTA、欧洲专利条约 EPC、非洲工业产权组织 ARIPO、卡塔基纳协定 Cartagene Agreement)对各国知识产权法规的影响等。

对样本国家的知识产权保护水平指标数据的初步观察可以发现两个明显趋势:所有国家的知识产权保护指数都随着时间的推移逐渐增大,发展中国家和低收入水平国家的知识产权保护水平向发达国家的知识产权保护水平趋近。这反映了全球国家的知识产权保护力度的逐步增强,且国家间知识产权保护水平收敛的趋势。也就是说,随着经济的发展,技术进步和知识创新的重要性在各个国家不同水平的经济增长中都得到了体现;同时也说明,在高收入国家同时也是技术先进国家的压力之下,国际知识产权保护水平以高收入国家保护水平的标准为标准,向发达国家的标准趋近。发达国家的知识产权保护程度虽然随着时间的推移也有一定提升,但总的来说稳定在一定的水平值上。中高收入国家的知识产权保护水平提升较为迅速,是因为除了国际影响,该类国家自身对创新的重视和产业技术转型等内在要求使其知识产权保护水平迅速得以提高,即,经济发展处于中高收入水平的国家,经济体中对于加强知识产权保护的动力最大。而低收入国家知识产权保护力度提升程度较小是因为虽然受国际影响,加入了世界贸易组织,或者参与签署世界贸易相关知识产权保护条约以及其他国际知识产权保护条约,但是制定知识产权保护的法律和具体落实对知识产权保护的实施都需要相应成本(如相关法律法规的制定成本、相关人员的培训成本、专利商标域名植物新品种等各种审核机构的建立成本、被抑制的企业仿制行为的机会成本,等等),限制了低收入国家实施更严格的知识产权保护法规。

本文采用的知识产权保护指数的时间跨度较大,且由于知识产权相关的国际协定签署后,成员国家知识产权法规调整到位需要一定时间;特定国家知识产权机制的改革从规划到落实不可能是一个突变;知识产权保护制度变化经过传导对企业创新投入和技术能力的影响有一个扩散缓冲的过程;公众预期也需要一段时间来完成调试,所以对 GP 指数数据进行了按年度平滑调整。

另外,采用世行数据库提供的 1990 - 2013 年各国 GDP 数据来反映该国该时期的经济基本面状况;数据由 2005 年定值美元计量,数据来源于世行国家账户数据库和经合组织国家账户数据库^②。本节实证分析所使用的各国经济指标数据采用经济学人集团各国经济数据库(EIU, the Economist Intelligence Unit)基于各国国家统计局等官方统计机构所提供的相关信息计算所得出的数据。各国总投资额(fixed plus stockbuilding)按 2005 年常美元计算,汇率按现价本币兑美元 2005 年汇率计算。各国国外直接投资额也是按 2005 年常美元计算。各国劳动力年度数据按每年年末经济活跃人口数计算。

二、数据分析和实证检验

(一)模型设定

在开放的经济环境中,如果技术跟随国家(南方国家)除了承接技术领先国家(北方国家)企业为降低自身的生产成本而进行的跨国生产以外,同时注重发展自身的创新能力,积极参与创新,那么在长期看,具备一定条件的南方国家对创新投入能够获得长期可持续的回报,技术总体水平的提高也对促进本国经济增长有积极意义。如果将南方国家参与创新作为新变量加入到南方国家进行模仿、北方国家参与创新并进行跨国投资(FDI)都作为内生变量的模型中,那么,在这些设定和变量条件下,基于包含有知识产权保护变量的内生经济增长模型就可推导出以下的结论:当南方国家知识产权保护加强,南方国家的创新率有所增加,北方创新率也会得以增加。模型中知识产权保护和创新率相互作用的过程为:当南方国家知识产权机制在国际压力和本国自身创新需求的影响下发生演进时,知识产权保护得以强化,造成在南方国家经济中占比较大的模仿生产活动的成本有所增加,模仿生产活动对经济的贡献因此减少;北方国家新产品的被模仿率降低,使新稳态时的北方国家企业向南方国家的生产转移率上升;更多的转移生产使在北方进行生产的产品减少,北方国家本来投入生产的这

^②<http://databank.worldbank.org/data/databases.aspx>。

部分资源得到释放,并重新投入到新产品的研发和生产中,产生更高的创新率和经济增长率。模仿的减少使南方企业生产仿制品的比例降低,但增加的研发投入和跨国企业生产吸收了这部分劳动力,南方国家自主创新增加,相应新产品的生产活动也要求有资源的投入,南方国家创新率提升,如果条件合宜,就有可能使本国在世界生产供应链上的位置发生向上移动,产业结构得到调整,消耗资源和劳动力密集的产业比例相应降低。

值得注意的是,在理论上,技术创新对经济增长的效用存在阈值,即技术跟随国家的技术水平过低,则无法具备自主研发能力,该国进行开放经济环境下技术创新的可能性极小;因此在选择技术跟随国家的样本国家时,在中高收入国家和经济总量人口总量较大的中低收入国家中进行选择,以确保所选样本国家都在“参与自主创新的阈值”以上,以便于分析当技术跟随国家在接受技术扩散的同时,也参与技术创新的情况下,其国家的知识产权保护、该国创新能力、流入该国的外国直接投资等因素对经济增长可能形成的影响。

由此可建立如下模型,用以表述知识产权保护、创新成果、FDI、投资、劳动和经济增长的关系。

$$gdp_{it} = \beta_0 + \beta_1 K_{it} + \beta_2 L_{it} + \beta_3 patentfamily_{it} + \beta_5 FDI_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

在式(1)中,各数据序列的对数值都具有经济意义,如果在模型中采用对数形式,能在不改变数据序列特征的同时减少变量间非线性关系的影响,所以,实证分析时采用了对数形式的变量模型,即:

$$\ln gdp_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln K_{it} + \beta_2 \ln L_{it} + \beta_3 \ln patentfamily_{it} + \beta_4 \ln ippindex_{it} + \beta_5 \ln FDI_{it} \quad (2)$$

其中, gdp_{it} 为国家 i 在第 t 年国内生产总值,经通胀调整以 2005 年定值美元计, L_{it} 单位为 10 亿美元; L_{it} 为国家 i 在第 t 年的资本投入总量,2005 年定值美元,单位为 10 亿美元; L_{it} 为国家 i 在第 t 年的劳动投入总量,单位为万人; $patentfamily_{it}$ 为国家 i 在第 t 年通过 PCT 获得的专利族授权总量,单位为百件; $ippindex_{it}$ 为国家 i 在第 t 年的知识产权保护指数(GP) * 100; FDI_{it} 为第 t 年内流入国家 i 的国外直接投资,以 2005 年定值美元计,汇率按 2005 年年末本币现值兑换率。

后续实证分析所采用的面板数据基本描述见表 1。

表 1 1990 - 2013 年 37 个国家的变量基本概况表

变量	平均值	标准差	最小值	最大值	样本数	
专利族	总体	16 404.91	47 619.95	0	294 000	851
	组间		45 627.42	23.565 22	252 792.7	37
	组内		15 481.65	-197 971.7	120 064.2	24
知识产权指数	总体	3.769 589	0.909 130 7	0	4.88	851
	组间		0.615 283 1	2.243 478	4.783 478	37
	组内		0.676 567 6	0.505 240 9	5.296 98	24
国外直接投资	总体	19.882 38	41.332 37	-30.829	331.591 7	851
	组间		28.719 53	1.479 435	144.769 7	37
	组内		30.081 58	-105.065 3	259.767 6	24
资本投入	总体	218.229 6	383.730 7	7.5	2 582.6	851
	组间		365.459 3	17.365 22	1 920.326	37
	组内		130.941 2	-597.596 5	1 558.547	24
劳动力投入量	总体	53.988 7	136.252 4	0.250 79	798.489	851
	组间		136.051 9	0.336 568 7	743.157 8	37
	组内		23.102 04	-30.665 52	627.821 4	24

在数据整理的基础上,本节先对面板数据的平稳性进行检验,然后在检验结果的基础上,对面板数据模型结构进行选择,建立表述面板数据变量间关系的适宜的效应模型。

(二)数据的平稳性检验

当面板数据序列不具有平稳性时,如果直接对其进行回归就会形成虚假回归,无法对经济变量关系进行说明,其分析结果也不具有实际意义,因此,首先对面板数据进行平稳性检验十分重要。如果某数据序列均值不

随时间变化、方差有限且不随时间产生系统变化,即序列剔除了均值、时间趋势后,剩余的是白噪声,形成零均值同方差,则可认为其平稳。如序列经过 n 次差分达到平稳,同时在 $n-1$ 次差分时序序列不平稳,该序列则为 n 阶单整 $I(n)$ 。检验数据平稳性多采用单位根检验。通常,对于面板数据有以下五种单位根检验方式:LLC 检验法、IPS 检验法、布雷顿检验法、Fisher-ADF 费雪检验法和 Fisher-PP 费雪检验法^③。为简化检验过程,通常可采用两到三种不同检验方式,将检验结果相互印证;如果三种检验方式都得出拒绝原假设的结果(H_0 :存在单位根),则可认为序列是平稳的。

在面板数据进行平稳性检验时,LLC 方式可以允许序列有不同趋势、不同截距,也允许存在高阶自相关和异方差,中等维度的面板数据较为适用(时序从 25 期到 250 期、个体数从 10 到 250)。对于本节所使用的共计 37 个国家 24 年期面板数据集来说,是适宜的,所以先采用 LLC 方式进行检验。但 LLC 要求平衡数据,在本节各变量的对数值中,有三组无法满足 LLC 方式检验要求,因此仍采用数据原值的模型形式。

LLC 检验原假设为面板数据存在单位根,此处设定含有截距项,不含有时间趋势,由水平值开始,针对面板数据中各序列的水平值和差分值依次进行检验,检验结果见表 2。

表 2 LLC 检验输出值表

变量	经调整 t 值	p 值	结论(在 5% 水平上)
<i>gdp</i>	10.532 6	1.000 0	不平稳
d. <i>gdp</i>	-5.496 2	0.000 0	平稳
<i>FDI</i>	-1.985 8	0.023 5	平稳
d. <i>FDI</i>	-15.061 6	0.000 0	平稳
<i>K</i>	2.253 2	0.987 9	不平稳
d. <i>K</i>	-11.639 2	0.000 0	平稳
<i>L</i>	0.358 6	0.640 0	不平稳
d. <i>L</i>	-7.961 0	0.000 0	平稳
<i>ippindex</i>	-6.836 8	0.000 0	平稳
<i>patentfamily</i>	-0.972 4	0.165 4	不平稳
d. <i>patentfamily</i>	-1.967 8	0.026 4	平稳

费雪型单位根检验采用了费雪卡方统计量,其中之一是基于增广迪基福勒方法(Augment Dikey Fuller Method)进行的,分别对不包含常数项和趋势项、包含常数项但不包含趋势项以及同时包含常数项和趋势项的方程进行检验,见下式:

$$\Delta x_t = \alpha + \theta_t + \vartheta x_{t-1} + \sum_{i=1}^r \gamma_i \Delta x_{t-i} + \rho \varepsilon_t \quad (3)$$

其中, α 为截距项, θ_t 为趋势项, ε_t 为白噪声, r 为滞后期。检验参数 θ_t 用 Mackinnon 临界值进行判断。此处是基于所有面板数据都存在单位根的零假设,设定为含有面板均值项,不含有漂移项,不含有时间趋势项;从水平值开始,针对各序列数据的水平值和差分值依次进行检验,检验结果见表 3。

表 3 ADF 检验输出值表

变量	调整反卡方值	滞后期数	p 值	结论(在 5% 水平上)
<i>gdp</i>	-5.843 4	1	1.000 0	不平稳
d. <i>gdp</i>	-3.276 0	1	0.000 0	平稳
<i>FDI</i>	1.769 4	1	0.038 4	平稳
d. <i>FDI</i>	41.073 2	1	0.000 0	平稳
<i>K</i>	-1.237 3	1	0.892 0	不平稳
d. <i>K</i>	25.524 9	1	0.000 0	平稳
<i>L</i>	-3.388 8	1	0.999 6	不平稳
d. <i>L</i>	14.041 3	1	0.000 0	平稳
<i>ippindex</i>	19.297 1	1	0.000 0	平稳
<i>patentfamily</i>	5.277 8	3	0.000 0	平稳

IPS 检验原假设为所有面板数据存在单位根,此处设定含有截距项,不含有时间趋势,序列连续,其中的增

^③Jack Johnston, John Dinardo 著,唐齐鸣等译,《计量经济学方法》,2009 年版第 251 页。

广迪基福勒回归没有包含滞后,由水平值开始,针对面板数据中各序列的水平值和差分值依次进行检验,检验结果见表4。

表4 IPS 检验输出值表

变量	t 值	固定临界值			修正 z 值	p 值	结论 (在 5% 水平上)
		1%	5%	10%			
<i>gdp</i>	2.352 2	-1.820	-1.730	-1.690	23.995 0	1.000 0	不平稳
<i>d.gdp</i>	-3.008 7	-1.820	-1.730	-1.690	-8.102 2	0.000 0	平稳
<i>FDI</i>	-2.299 7	-1.820	-1.730	-1.690	-3.817 2	0.000 1	平稳
<i>K</i>	-0.481 7	-1.820	-1.730	-1.690	6.947 5	1.000 0	不平稳
<i>d.K</i>	-4.078 9	-1.820	-1.730	-1.690	-12.317 2	0.000 0	平稳
<i>L</i>	-0.050 8	-1.820	-1.730	-1.690	10.879 7	1.000 0	不平稳
<i>d.L</i>	-3.481 4	-1.820	-1.730	-1.690	-9.555 0	0.000 0	平稳
<i>ippindex</i>	-7.605 3	-1.820	-1.730	-1.690	-16.019 5	0.000 0	平稳
<i>patentfamily</i>	-1.142 6	-1.820	-1.730	-1.690	2.337 0	0.990 3	不平稳
<i>d.patentfamily</i>	-2.795 5	-1.820	-1.730	-1.690	-6.366 0	0.000 0	平稳

综合 LLC、IPS 和 Fisher - ADF 检验方法的结果,即由表 3、表 4、表 5 可见,各国国外直接投资数据序列和各国专利族数据序列为平稳序列;其余诸序列在 5% 的显著性水平上都不能拒绝原假设,序列中都存在单位根,为非平稳序列;一阶差分后,各数据序列判定值都能在 5% 的水平上显著,可以认为其余各序列均为一阶单整。

(三) 面板数据模型选择与估计

对于面板数据模型的估计,分为三种类型,即混合回归模型、固定效应回归模型和随机效应回归模型。当各观察个体在各时间点不存在明显的结构变异时,可以直接将面板数据堆叠在一起用普通最小二乘法进行估计。当存在具有明显差异的个体效应时,固定效应模型将存在的个体效应处理为观察个体的固定性因素,不随时间改变;随机效应模型则处理为随机因素,假设面板数据中的全部个体都具有相同截距项,个体差异也包含在随机干扰项中。

对于 37 个样本国家 24 年中的 888 个有效值,不同国家可能具有特定截距项,不同国家在不同时间点,由于知识产权政策变化,也有可能存在随机因素。对于如何在混合模型、固定效应模型和随机效应模型中选择,采用以下检验方法。

先对随机效应模型进行回归,回归结果见表 5。

表5 面板数据随机效应回归输出值表

变量	系数	标准差	z 值	p 值	95% 置信区间	
$\ln K$	0.507 173 8	0.024 057 6	21.08	0.000	0.460 021 8	0.554 325 8
$\ln L$	0.318 914 6	0.021 741 6	14.67	0.000	0.276 301 8	0.361 527 4
$\ln FDI$	0.047 191 0	0.006 569 9	7.18	0.000	0.034 314 3	0.060 067 7
$\ln patentfamily$	0.056 144 6	0.009 951 3	5.64	0.000	0.036 640 4	0.075 648 9
$\ln ippindex$	0.462 475 7	0.035 564 3	13.00	0.000	0.392 770 9	0.532 180 4
_cons	0.176 633 2	0.210 718 7	0.84	0.402	-0.236 367 9	0.589 634 3

随机效应模型回归的 wald 卡方值为 4 657.41,组内 R 方为 83.11%,组间 R 方为 93.62%,总体 R 方为 92.48%。继而采用 Breusch & Pagan 的拉格朗日乘子检验,针对随机效应和混合效应模型进行选择,得出此处选用随机效应模型较混合模型更优的结论。

然后采用固定效应模型进行回归,并进行豪斯曼检验(hausman)判断选用的回归模型形式。固定效应模型回归结果见表 6。

表6 面板数据固定效应回归输出值表

变量	系数	标准差	z 值	p 值	95% 置信区间	
lnK	0.509 832 7	0.025 998 5	19.61	0.000	0.458 797 4	0.560 868 1
lnL	0.209 255 3	0.039 982 5	5.23	0.000	0.130 769 2	0.287 741 4
lnFDI	0.044 947 5	0.006 524 8	6.89	0.000	0.032 139 4	0.057 755 7
lnpatentfamily	0.085 929 4	0.010 852 6	7.92	0.000	0.064 625 6	0.107 233 2
lnippindex	0.466 711 9	0.037 696 5	12.38	0.000	0.392 713 2	0.540 710 6
_cons	0.367 686 6	0.208 966 2	1.76	0.079	-0.042 516	0.777 889 3

固定效应模型回归的 F 值为 782.40, 回归极为显著, 组内 R 方为 83.38%, 组间 R 方为 89.15%, 总体 R 方为 88.62%。固定效应模型中个体效应的方差估计值为 0.374 5, 随机干扰项的方差估计值为 0.163 4, 其间相关关系为 84%; 对于固定效应, F(36, 780) 值为 47.25, 固定效应显著。

(四) 豪斯曼检验

Hausman 检验可对随机效应模型和固定效应模型进行选择。在随机效应模型中, 扰动项中包含着个体效应; 因此, 通过对解释变量是否和个体效应相关的情况进行判断, 就能够选择出符合实际数据特征的适当模型。豪斯曼统计量服从卡方分布, 当统计量在所定显著性水平上大于临界值时, 选择固定效应模型。由豪斯曼检验的卡方值为 68.18, 大大超出临界值, 可以认为, 豪斯曼检验值在 1% 的显著性水平上显著, 可拒绝原假设, 固定效应模型与随机效应模型之间存在显著的系统差异。在这种情形下, 选用固定效应模型更优, 以固定效应模型进行的参数估计更能贴切地反映变量间存在的长期稳定关系。

通过以上检验, 得出

$$\ln gdp_{it} = 0.37\beta_0 + 0.51\ln k_{it} + 0.21\ln L_{it} + 0.09\ln patentfamily_{it} + 0.47\ln ippindex_{it} + 0.04\ln FDI_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

(0.209) * (0.026) *** (0.039) *** (0.11) *** (0.038) *** (0.007) ***

括号中注明了标准差, “***”表示在 1% 水平上显著, “*”表示在 10% 水平上显著。从式(4)可以得出, 除了常数项在 10% 水平上显著以外, 其余变量都在 1% 水平上显著, 且都为正。这说明技术创新变量和知识产权保护变量如同资本、劳动、国外直接投资一样都成为影响现今经济增长的主要因素。

三、结论与建议

由前述实证结果可推知: 不论处在技术领先位置的北方国家, 或是作为技术跟随国的南方国家, 当这些国家均进行研发投入参与自主创新时, 只要该国经济发展已超过特定阈值, 该国知识产权保护的加强对本国经济基本面的影响是显著正向的。南方国家的知识产权保护水平的提升, 虽然通过北方企业的跨国直接投资或许可认证等渠道会造成对北方创新者的激励, 从而提高北方国家的创新产出, 对北方国家经济存在正向促进, 但更重要的是对本国创新的激励效应; 在南方知识产权保护程度变化的影响下, 南方经济中单纯从事模仿的产值占比将会缩减, 在短期中, 有可能对南方经济造成冲击, 但由于在激励创新方面和吸引国际生产转移方面的多重效应, 由实证分析的结果看, 长期中南方各国的知识产权机制的优化对其本国经济增长的效应也是显著正向的。

因此, 虽然知识产权机制的建立健全主要是由技术领先的发达国家力主推进的, 即本质上是在发达国家自身利益的驱动之下进行的, 但如果技术跟随国保有一定程度的自主创新能力, 知识产权机制将对其本国经济中以仿制为主的产业有抑制效应, 对技术许可和国外直接投资的生产转移有吸引作用, 对创新和研发投入有引导作用。在长期中, 各技术跟随国的经济增长总的来说还是受到知识产权保护促进的。而对于经济基本面较弱、创新能力较差(低于阈值)的南方国家, 其本国经济会受到知识产权保护加强的负面影响。

在前述实证所建立的固定效应模型中, 知识产权保护指数、创新率和经济增长的长期均衡系数较好地诠释了我国知识产权机制建立与完善的同时, 自主创新能力切实提高和创新成果收获丰厚。我国知识产权政策持续强调加强和完善知识产权保护, 虽然抑制了以模仿为主要形式的技术扩散, 会引致以模仿为主的生产需求降低, 但较高的知识产权保护力度除了会刺激国际环境中的跨国直接投资的提升, 更为重要的是培育了我国国内的自主创新力量, 在长期中对经济增长起到提振作用。我国知识产权政策优化及保护机制调整的成效显现需要一定的传导时间, 同时也会受经济基本面的影响。知识产权保护和创新率、经济增长变量之间在模型中的正

向关系,进一步肯定了加强知识产权保护执法力度和完善知识产权保护机制对实现中国产业转型,并在未来时期中继续保持经济稳定增长的重要意义。

在目前的国际环境中,建立健全知识产权法规的外来压力比刚加入 TRIPs 时有所减少。有观点认为如果继续加强知识产权保护将会抑制中国作为世界“加工大国”的技术扩散,但由前述分析可见,从中国自身发展的内在要求出发,知识产权保护机制仍需进一步加强。中国作为已经具有相当自主创新能力的发展中国家,为了在长期中取得经济的健康发展,不能仅仅简单迎合要求加强知识产权保护的国际压力,也不能仅仅被动接受通过各种世界知识产权合作协议传递过来的基于技术领先国家的知识产权保护标准,否则在长期中将造成中国在世界经济产业链中位置固化,不利于中国产业转型、资源效率提升和经济长足增长。中国的知识产权建设需要在借鉴技术领先国家促进本国技术进步的知识产权制度经验的基础上,和世界各国良好协作,从提升中国各产业技术水平出发,以促进中国自主创新能力为核心目标,为中国自主创新成果的知识产权作为经济发展中的重要投入要素搭建起良好的市场平台,为实现经济长期健康发展、中国产业在国际产业链中的位置提升起到促进作用。

参考文献:

- [1] GROSSMAN G, HELPMAN E. Innovation and growth in the global economy[M]. Cambridge, MA: The MIT press, 1991.
- [2] 庄子银. 创新、模仿、知识产权和全球经济增长[M]. 武汉: 武汉大学出版社, 2010.
- [3] SOLOW. A contribution to the theory of economic growth[J]. Quarterly Journal of Economics, 1956, 22: 82 - 88.
- [4] NATHON B. Apportionment of intellectual property value: Where economic theory meets legal practice[J]. Federal Bar Association, 2013, 20: 46 - 56.
- [5] 单小光. 知识产权与经济增长: 机制·实证·优化[M]. 北京: 知识产权出版社, 2009.
- [6] AMY G, KAMAL S. Intellectual property rights and foreign direct investment[J]. Journal of International Economics, 2002, 56: 387 - 410.
- [7] 许春明. 知识产权制度与经济增长关系的实证研究[M]. 北京: 知识产权出版社, 2009.
- [8] PARK W G. International patent protection: 1960 - 2008[J]. Research Policy, 2008, 37: 761 - 766.

Empirical Analysis of Intellectual Property and the Economic Growth in the Globe Scope

WANG Yaxing, ZHOU Fang

(School of Business, Renming University of China, Beijing 100872, P. R. China)

Abstract: Focusing on the relationship of Intellectual Property Protection and the economic growth in the technological leading countries and the tech-following countries, this article constructs the long run model on the IP data and economic data from 1990 to 2013. Following the endogenous economic growth theory which is including the IP factor, taking the FDI, innovation and imitation as endogenous factor, and using the recent patent family data which is published by WIPO, the article analyzes the panel data from multiple countries which are grouped as tech-leader and tech-follower. The results of these analyses give explanation about the recent trend of globe Intellectual Property protection in reality, at the same time, some suggestions on Intellectual Property policy especially for China are presented.

Key words: intellectual property; patent family; panel data; economic growth

(责任编辑 傅旭东)