DOI: 10.13269/j.cnki.ier.2017.03.003 网络出版时间: 2017-05-19 12:32:43 网络出版地址: http://kns.cnki.net/kcms/detail/32.1683.F.20170519.1232.006.html

煮紫红肿研究(双月刊)

2017年第3期(总第88期)

东道国的专利保护强度如何影响 跨国企业的市场进入方式

尹志锋1,周敏丹2

(1. 中央财经大学 经济学院, 北京 100081;2. 中国社会科学院 人口与劳动经济研究所, 北京 100028)

摘要:经济全球化及知识化的纵深发展,使得以专利保护为核心的制度构建日益成为影响跨国 企业市场进入决策的重要因素。利用跨国数据实证研究了东道国的专利保护强度对跨国企业市场 进入方式(出口、跨国直接投资及许可生产)选择的影响及其差异,得到如下三个主要结论:(1)东道 国专利保护水平的提高会增加跨国企业在其境内的经济活动,即增加对东道国的出口、跨国直接投 资和许可生产:(2)专利保护对跨国企业经济活动的影响随着东道国模仿能力的增强而增大:(3)专 利保护对跨国企业出口、跨国直接投资和许可生产的影响大小依次递增,且这一递增效果可以在很 大程度上由所有权优势、区位布局及内部化三个因素来解释。

关键词:专利保护强度;出口;跨国直接投资;许可生产;市场进入 中图分类号:F062.9 文献标识码:A 文章编号:1671-9301(2017)03-0029-14

一、问题的提出

东道国专利保护对本国福利的影响一直是一个富有争议的话题。从理论上讲,一方面,东道国 加强专利保护会增加本土企业的技术模仿成本,不利于本土企业利用外来技术进行后续创新,因而 使得本国利益受损[1-2];另一方面,东道国加强专利保护提高了对跨国企业(Multinational Enterprises, 简称 MNEs) 研发成果的保护, 能够促使其转移更多的技术到本国来, 让本国受益[3-5]。专利保护对 东道国福利的总体影响就取决于这两种效应孰大孰小,而两者的相对大小关系又受跨国企业进入东 道国的方式的影响,即跨国企业进入东道国市场时选择出口、对外直接投资还是许可生产对东道国 的福利会产生不同影响[1,4,6-9]。据此,研究东道国专利保护对跨国企业市场进入方式的影响成为一 国专利保护福利效应分析的中心环节,也是本研究要探讨的核心问题。

学术界围绕跨国企业市场进入方式选择的问题展开了深入讨论,但聚焦于东道国专利保护水平 如何影响跨国企业市场进入方式选择,以及跨国企业如何依据东道国专利保护强度的变化而策略性 调整市场进入方式的研究还较为少见。本文基于世界发展指标(WDI)数据库 1990—2008 年的跨国 数据,实证检验东道国的专利保护强度对跨国企业市场进入方式选择的影响及其差异,并进一步基 于跨国企业行为理论对差异的来源进行理论解释。在经济全球化向纵深发展、经济知识化深入渗 透、专利制度日益成为吸引跨国经济活动的重要政策性因素的国际背景下,本文对于专利制度影响

收稿日期:2016-11-23;修回日期:2017-03-13

作者简介:尹志锋(1982—),男,湖南邵阳人,经济学博士,中央财经大学经济学院讲师,研究方向为创新经济学、产业经济学; 周敏丹(1986—),女,湖南湘潭人,经济学博士,中国社会科学院人口与劳动经济研究所博士后,研究方向为创新经济学、劳动经

基金项目:中国博士后科学基金面上资助项目(2016M600159);国家自然科学基金面上项目(71573291)

跨国企业市场进入方式作用机制的探讨,有利于为国际专利制度构建、专利保护的全球合作提供经验证据,也有利于从知识产权视角探析跨国企业的市场进入策略。与此同时,30多年的改革开放实践表明,中国在国际贸易、跨国直接投资和技术许可方面均取得了长足进步,尤其近年来,中国企业频频走出国门进行对外投资。从这个角度来说,本研究对于中国企业走出去的战略选择亦有一定的启示意义,即为了保护核心技术,中国企业可以依据东道国的专利保护水平因地制宜地选择市场进入方式。本文余下部分安排如下:第二部分为文献综述;第三部分提出理论假设;第四部分进行模型设定并介绍数据;第五部分对回归结果展开分析;第六部分进行总结。

二、文献综述

学术界围绕专利保护如何影响跨国企业出口、跨国直接投资及技术许可展开了深入研究。就东 道国提高专利保护强度对跨国企业出口的影响而言,有研究发现,东道国提高专利保护强度会促进 跨国企业对该国的出口[10],但也有研究发现二者的关系并不显著[11]。另外,单独考察专利保护强度 与跨国直接投资之间关系的文献也没有对此得出一致结论。具体来讲, Lesser^[10]、Nunnenkamp and Spatz^[12]、刘庆琳和刘洋^[13]认为,东道国提高专利保护强度会增加 FDI 的流入量; Park and Lippoldt^[14]、You and Katayama^[15]、Falvey et al. ^[16]和 Yu^[17]的研究则表明东道国提高专利保护强度对 FDI 的影响并不明显。然而,关于专利保护强度与许可生产之间的关系,相关文献得到的结论都比 较一致 $[^{18-21}]$,它们均认为东道国提高专利保护强度会增加许可生产的流入量 $^{\odot}$ 。虽然这些考察东道 国的专利保护强度变化对某种市场进入方式影响的文献很有意义,但因为跨国企业市场进入策略选择 的关键在于对三种市场进入方式进行权衡,而这三者之间可能存在替代性或互补性,因此采用这种"割 裂式"的研究方法得到的结论有可能不够精准。譬如, Maskus and Penubarti [24] 、Braga and Fink [25] 发现 技术更易被模仿的出口行业对东道国专利保护的敏感度反而不如技术不易被模仿的出口行业,这一结 论与经济学直觉不符,一个重要的原因在于,跨国企业会根据东道国的专利保护水平,在三种市场进入 方式之间进行转换(如由出口转向 FDI 及许可生产)。因此,为了全面反映东道国提高专利保护强度对 跨国企业市场进入方式的影响,需要同时考察东道国提高专利保护强度对三种市场进入方式的绝对影 响和相对影响,以完整刻画跨国企业基于东道国专利保护水平对市场进入方式所进行的策略性调整。

一些研究发现跨国企业会根据东道国专利保护强度的变化而选择不同的市场进入方式。理论 研究方面, Vishwasrao [26] 发现东道国的专利保护强度较弱使得技术被模仿的概率增大, 跨国企业会 更倾向于选择跨国直接投资的市场进入方式。Yang and Maskus^[27]详细分析了跨国企业三种市场进 入方式的成本收益及其决定因素,发现如果东道国具有较高的转移成本和较弱的专利保护水平,跨 国企业倾向于通过出口的方式进入东道国市场;若此时东道国提高专利保护强度则可能使跨国企业 由出口转向许可生产: 当东道国具有较低的转移成本但具有较弱的专利保护时, 跨国企业倾向于通 过跨国直接投资进入东道国, 若此时东道国提高专利保护强度则可能会使跨国企业的市场进入方式 由直接投资转向许可生产。实证研究方面,Park and Lippoldt[19]利用美国的跨国企业数据,结合91 个国家的专利保护数据,考察了这些国家的专利保护水平对样本企业"许可生产/FDI"及"许可生 产/出口"比值的影响。结果表明,东道国专利保护对"许可生产/FDI"比值的影响在各个收入组国 家中都显著为正,且在高收入国家更显著;而专利保护对"许可生产/出口"比值的正向促进作用,只 在低收入国家组才显著。这些发现表明许可生产对跨国直接投资的替代作用主要体现在高收入国 家,而许可生产对出口的替代作用主要体现在低收入国家。McCalman^[28]考察了东道国专利保护强 度与好莱坞的主要制片企业在40个国家的市场进入方式之间的关系,分析这些制片厂是采用直接 投资还是许可生产的方式进入东道国市场。研究表明,当一国的专利保护强度比较低或者比较高 时,这些企业倾向于采取直接投资的方式进入该国;当一国的专利保护强度位于中等水平时,这些企 业主要采取许可生产的方式进入该国。Smith^[29]利用美国的跨国企业在 50 多个国家的经营数据,结 合东道国的专利保护指数,考察了东道国专利保护水平对美国企业进入该国市场策略选择的影响。研究发现:第一,东道国提高专利保护强度对美国企业的出口影响不显著;第二,东道国提高专利保护强度会促进美国企业海外子公司的销售及许可生产,且在一些模仿能力较强的国家效果更加明显;第三,东道国提高专利保护强度会促使跨国企业将知识资产向国外子公司转移,但这种效应只在高技术母公司以及高模仿能力的国家中才显著。该研究比较全面地考察了跨国企业根据东道国的专利保护水平对出口、直接投资、许可生产及资产转移等市场进入方式所进行的策略性调整。

虽然上述实证文献有利于捕捉跨国企业基于东道国专利保护水平的变化及东道国的特征对不同市场进入方式进行的策略性调整,但这些研究使用的数据主要源自美国企业,不具有广泛的代表性。而一些研究表明,来自美国、日本与欧洲的跨国企业在经营策略方面存在较大的差异,这其中就包括市场进入策略^[30-31]。因此,这些研究得到的结论是否能够推广到其它国家值得讨论。进一步,相关研究需要对跨国企业依据东道国专利保护水平对市场进入方式进行调整的行为进行自洽的理论解释,并进行实证检验。既有文献在这一方面亦存在改进空间。基于此,本研究尝试在以下两方面丰富既有文献:第一,利用 1990—2008 年东道国的进口量、FDI 流入量及许可费支付数据来近似地替代跨国企业对该国的出口、直接投资及许可生产量,结合东道国的专利保护强度数据,考察专利保护对三种跨国经济活动的绝对影响与相对影响。由于采用跨国数据,得到的结论具有一定的可推广性。第二,在考察专利保护强度的变化对跨国企业三种市场进入方式的相对影响及其差异后,进一步解释差异产生的根源,即结合跨国企业行为理论,解释为何在其它因素不变的情况下,许可生产对专利保护最为敏感,其次为直接投资,再次为出口水平。本文基于更具代表性的样本验证,丰富了Smith^[29]的实证结论,并依据跨国企业行为理论解释专利保护对跨国企业市场进入方式影响的差异及其来源,增强了结论的国际延展性。

三、专利保护影响跨国企业市场进入策略的机制:理论假说

跨国企业在选择通过出口、直接投资和许可生产中的哪种方式进入国外市场时,会综合考虑所有权优势、区位布局和内部化三个因素^[31],东道国专利保护强度的变化通过改变跨国企业技术被模仿的概率、经由这三个因素影响跨国企业市场进入方式的选择^[29]。

所有权优势指跨国企业拥有的某些有形资产(如先进机器设备)或无形资产(如先进技术),使其能够在国外市场竞争中获得技术上的优势。东道国加强专利保护通常会强化跨国企业的所有权优势。这是因为东道国专利保护水平提高后,其本土企业模仿跨国企业先进技术、获取跨国企业技术外溢的成本加大,这有利于降低跨国企业在防止技术外溢上支付的成本,提高跨国企业技术资产的回报率,强化跨国企业的市场势力。但是,跨国企业更强的所有权优势对其跨国经济活动规模的影响却是不确定的。更强的专利保护对跨国企业的跨国经济活动具有市场扩张和市场垄断两种效应。市场扩张效应指更强的专利保护使得东道国的市场更具吸引力,会促进跨国企业对其展开经济活动[32]。市场垄断效应指更强的专利保护增加了跨国企业的市场势力,使其利润最大化的最优产出下降,跨国经济活动随之下降[32]。因此,东道国专利保护强度的提高通过所有权优势这一因素对跨国企业市场进入方式的影响取决于上述两种效应孰大孰小,且对出口、跨国直接投资和许可生产的影响大致相同。

区位布局指跨国企业将技术保留在母国还是东道国。通常,跨国企业的技术位于东道国时更容易被东道国的本土企业模仿^[27]。在三种市场进入方式中,当跨国企业选择出口时,技术被保留在母国,因而被模仿的可能性相对较小;当跨国企业选择许可生产与跨国直接投资时,技术被带到了东道国,被模仿的可能性相对较大。因此,从区位布局来看,东道国加强专利保护对跨国企业出口的促进效应小于对直接投资和许可生产的促进效应。

内部化指跨国企业将技术保留在企业内部,对应于将技术扩散到企业外部。通常,跨国企业的

技术位于企业外部时更容易被东道国的本土企业模仿^[29]。出口和跨国直接投资都将技术保留在企业内部,而许可生产则将技术转移到了企业外部。因此,从内部化因素来看,东道国加强专利保护对跨国企业出口和跨国直接投资的促进效应小于对许可生产的促进效应。

基于上述讨论,我们提出如下三个假说。

假说 1: 在控制其他因素的影响后, 东道国专利保护强度提高对跨国企业的出口、跨国直接投资和许可生产均有正向的促进作用。

东道国提高专利保护强度,有利于增强跨国企业技术资产的所有权优势,因而有利于增加跨国企业在其境内的经济活动。其机制在于:第一,东道国专利保护强度提高有助于降低为防止技术被模仿而进行的生产或研发投入^[24,33],也有助于降低因专利侵权而设定的防范性关税,从而有利于贸易量的增加^[34];第二,东道国专利保护强度提高会减少 FDI 产生的技术外溢(如通过限制技术工人的流动),减少上下游企业的垂直性技术外溢,或增加当地企业的模仿成本,从而使 FDI 获利空间增大,进而促进跨国企业跨国直接投资的增加^[35];第三,东道国专利保护强度提高会降低许可生产合约的执行成本、增强合约执行效率,同时会提高许可方在联合利润中的分成比例^[3,6,27],使许可生产变得有利可图,进而促使跨国企业在东道国进行更大规模的许可生产。

假说2:在控制其他因素的影响后,专利保护强度提高对跨国企业出口、FDI和许可生产的促进作用随着东道国模仿能力的增强而增大。

东道国专利保护通过改变跨国企业技术被模仿的可能性、经由所有权优势影响跨国企业的市场进入方式选择。作为一种极端情形,如果东道国的模仿能力足够弱,那么无论专利保护水平高低,跨国企业的技术都很难被模仿,因而专利保护水平的变化对跨国企业市场进入方式的选择没有影响^[36]。相反,如果一国企业的模仿能力很强,弱专利保护将导致大量模仿生产,跨国企业的市场份额将被当地企业占据。此时,加强专利保护将有利于限制、打击模仿侵权,巩固跨国企业的市场份额,促进跨国企业的市场进入。基于此,给定东道国的专利保护水平,跨国企业的技术被模仿的可能性随着东道国模仿能力的增强而增大,因此专利保护对技术的保护作用在模仿能力越强的国家也越大,故对跨国企业出口、跨国直接投资和许可生产的促进作用在模仿能力越强的国家也越大。

假说 3: 在控制其他因素的影响后, 东道国专利保护强度提高对跨国企业出口、跨国直接投资和 许可生产的促进作用依次增大。

假定更强的专利保护产生的市场扩张效应大于市场垄断效应,东道国专利保护强度提高会增加跨国企业的出口、跨国直接投资和许可生产。在此前提下,更强的专利保护还通过区位布局因素促进跨国企业的跨国直接投资和许可生产。原因在于,跨国直接投资及许可生产将技术置于母国以外,相较于出口(技术仍留在母国)对专利保护的依赖程度更高,故东道国专利保护强度提高对跨国企业直接投资和许可生产的促进作用比对出口的促进作用更大。进一步,更强的专利保护还可通过内部化因素促进跨国企业的许可生产。原因在于,许可生产由于将技术置于企业外部,相较于跨国直接投资及出口(二者均将技术置于企业内部),它对专利保护的依赖程度更高,因而专利保护强度提高对许可生产的促进作用大于对跨国直接投资和出口的促进作用。总结起来,东道国加强专利保护对出口、跨国直接投资和许可生产的促进作用依次增大。

上述三个假说都需要控制其他相关变量的影响。这些变量可以分为两类:第一类是系统变量,即对三种跨国活动的作用方向一致的变量,主要指东道国的市场规模。东道国市场规模越大,跨国企业对其出口、跨国直接投资和许可生产的规模就越大。第二类是非系统变量,即对三种跨国活动影响不一样的变量,包括东道国的关税率、商业进入率和合约执行效率等。关税率对出口的影响一般为负,但对跨国直接投资与许可生产的影响相对较小,甚至可能为正,因为跨国直接投资在很大程度上是为了避开关税[37];一国的商业进入率越高,表明对企业进入的限制越少,越有利于吸引跨国

企业的直接投资及许可生产;与跨国直接投资和出口相比,许可生产更受一国合约执行效率的影响, 因此,东道国的合约执行效率对许可生产的影响大于跨国直接投资和出口^②。

四、模型设定与数据

(一) 计量模型设定

综上所述,我们在重力模型框架³内设定实证模型。初始的重力模型为:

$$y_i = e^{a_{i0}} \times e^{a_{i1} \cdot IPP} \times PGDP^{a_{i2}} \times POP^{a_{i3}} \times e^{a_{i4} \cdot TAX} \times TIME^{a_{i5}} \times e^{a_{i6} \times ENTRY} \times e^{\tau_i}$$
(1)

其中, y_i (i=1,2,3)表示跨国企业的某种跨国经济活动。 y_1 、 y_2 、 y_3 分别表示出口、跨国直接投资和许可生产。变量 IPP、PGDP、POP、TAX、TIME、ENTRY 和 $^{\tau}$ 分别表示东道国的专利保护强度指数、人均 GDP、人口总数、关税率、合约执行时间、商业进入率及误差项。人均 GDP 和人口总数度量东道国的市场规模;合约执行时间度量东道国的合约执行效率;考虑到专利保护强度提高对跨国企业跨国经济活动的促进作用在模仿能力不同的国家有差异,我们对式(1) 做如下扩展:

$$y_i = e^{b_{i0}} \times e^{b_{i1} \cdot IPP} \times e^{b_{i2} \cdot IPP \times IMT} \times e^{b_{i3} \cdot IMT} \times POP^{b_{i4}} \times e^{b_{i5} \cdot TAX} \times TIME^{b_{i6}} \times e^{b_{i7} \cdot ENTRY} \times e^{\varepsilon_i}$$
 (2)

其中,IMT 表示东道国的模仿能力^⑤。其他变量定义同式(1)。对式(1)和式(2)左右两边同时取自然对数,分别得到式(3)与式(4)。

$$\ln y_{i} = a_{i0} + a_{i1} \times IPP + a_{i2} \ln PGDP + a_{i3} \ln POP + a_{i4} \times TAX + a_{i5} \ln TIME + a_{i6} \times ENTRY + \tau_{i}$$
(3)

$$\ln y_{i} = b_{i0} + b_{i1} \times IPP + b_{i2} \times IPP \times IMT + b_{i3} \times IMT + b_{i4} \ln POP + b_{i5} \times TAX$$

$$+ b_{i6} \times \ln TIME + b_{i7} \times ENTRY + \varepsilon_{i}$$
(4)

如果 a_{i1} (i=1,2,3) 的估计值显著大于 0,那么意味着专利保护强度提高对跨国企业的出口、跨国直接投资和许可生产具有正的促进作用,假说 1 得证;如果 b_{i2} (i=1,2,3) 的估计值显著大于 0,那么意味着专利保护强度提高对跨国企业出口、跨国直接投资和许可生产的促进作用随着东道国模仿能力的增强而增大,假说 2 得证;如果 a_{i1} (i=1,2,3) 的估计值显著大于 0,且 a_{11} < a_{21} < a_{31} ,那么意味着东道国专利保护强度提高对跨国企业出口、跨国直接投资和许可生产的促进作用依次增大,假说 3 得证。

由于式(3)和式(4)假定跨国企业在三种市场进入方式之间的选择是相对独立的,即选择一种市场进入方式如跨国直接投资时,独立于选择出口、许可生产的决策。考虑到跨国企业在选择各种市场进入方式时可能具有的关联性,需要采用似不相关回归方法(SUR)进行估计。该方法假定三个决定方程(即出口、FDI 及许可生产的决定方程)中的随机项服从某种联立分布。在这种情况下,SUR 能得到更有效的估计量[42-43]。但这一方法也存在一些局限性:首先,它不能对每个方程的异方差进行修正;其次,它要求各个回归方程具有相同数量的观测值。如果采用这种方法,会损失一定数量的样本。尽管有些研究认为可以克服这一困难,但程序较为烦琐,并可能带来一些新的噪音[®]。综合以上考虑,我们主要采用最小二乘法进行模型估计、SUR 回归方法进行稳健性检验。

为了从计量上更严格地考察专利保护强度提高对跨国企业三种市场进入方式的相对影响,并阐释其作用机制,我们使用混同回归方法来进行估算,即把跨国企业的三种市场进入方式的数据混同起来,同时为样本设定对应的虚拟变量(Dum)来估算。虚拟变量的设定规则如下:当考察区位布局因素的影响时,令跨国直接投资及许可生产的样本为1,其余为0;当考察内部化因素的影响时,令许可生产样本为1,其余为0;当同时考察内部化与区位布局的影响时,令跨国直接投资的样本为1,其余为0。相应的回归方程为式(5):

$$\begin{aligned} & \ln y_i = c_{i0} + c_{i1} \times IPP + c_{i2} \ln PGDP + c_{i3} \ln POP + c_{i4} \times TAX + c_{i5} \ln TIME + c_{i6} \times ENTRY \\ & + c_{i7} \times Dum \times IPP + c_{i8} \times Dum \times \ln PGDP + c_{i9} \times Dum \times \ln POP + c_{10} \times Dum \\ & \times TAX + c_{i11} \times Dum \times \ln TIME + c_{i12} \times Dum \times ENTRY + \varepsilon_i \end{aligned} \tag{5}$$

其中,回归系数 c_{π} 与第三个假说紧密相关:当考察区位布局因素的影响时, c_{π} 的符号预期显著

为正,表明相较于出口,专利保护强度提高对跨国直接投资与许可生产的作用效果相对较大;当考察内部化因素的影响时, c_n 的符号预期显著为正,表明相较于出口与跨国直接投资,专利保护强度提高对许可生产的作用效果更大;当同时考察内部化与区位布局时, c_n 的符号预期大于零但不显著,表明专利保护强度提高对跨国直接投资的作用效果介于出口和许可生产之间。

(二) 数据与变量

本文的被解释变量为跨国企业三种跨国经济活动的规模。从东道国角度,它们分别为产品及服务进口量(IMP)、FDI流入量(FDI)、许可生产费用支付(ROY)。这些数据均来自世界发展指标(WDI)数据库^①。

我们采用实证研究中经常用到的 G-P 指数(记为 IPP)来度 量一国的专利保护的来度 度。该指数由五个别 度。该指数由五个别 专利保护的覆盖际 专利保护的覆盖际 表别组织、专利权丧执 保护的可能性、执 等。 (G-P 指数的取值范围

表 1	主要变量的描述统计	(±	是 十 十	=72.	
1X I	工女又里的细处纵机	1 11-	+44=	- 14	

- 本目力	& W	고 나 H	- veav	目上法	目 1.法
变量名_	含义	平均值	标准差	最小值	最大值
IMP	商品及服务进口(美元)	1.21E + 11	2.90E +11	1.68E+09	1.91E + 12
FDI	国外直接投资(美元)	1.65E + 10	3.55E + 10	5.00E + 07	2.38E + 11
ROY	专营权及专利使用费(美元)	1.63E + 09	3.97E + 09	1 214 869	2.49E + 10
IPP	专利保护(G-P指数)	3.766 667	0.775 089	1.87	4.88
PGDP	人均 GDP(美元)	11 206.82	11 818.6	243.2	41 581
POP	总人口(人)	6.85E + 07	1.82E + 08	287 128.8	1.12E + 09
ENTRY	商业进入率(%)	8.979 399	3. 196 451	3	16.5
TIME	合约执行时间(小时)	597.871 5	314.503 4	210	1 442
TAX	关税率(%)	5.365 046	8.477 965	0	34.4

注:采用主回归中均未缺失的样本统计得到;FDI、ROY及IMP均采用2000年的不变美元表示。FDI被定义为企业经营者在所在国之外的经济体进行投资,并拥有企业的永续经营权(拥有10%或10%以上的投票权股票),计入额为股本的总和、再投资收益及其他长期资本和短期资本;ENTRY为当年新注册的经济体(企业)占总经济体的比例。

为 0~5,取值越大,表示专利保护程度越高。该指数的时间跨度为 1960—2005 年,每五年统计一次^{[45-46]®}。

解释变量中,系统变量包括人均 GDP(PGDP) 与人口总量 $(POP)^{\circ}$;非系统变量中,我们用新注册的企业比例来表示商业进入率(ENTRY),它可以反映一国的市场活跃程度或市场进入壁垒;关税水平(TAX) 预期会对贸易产生负向影响,同时可以用来检验跨国直接投资及许可生产是否具有避关税性质;合约实施所需要的时间(TIME) 可以反映一国的合约执行效率,时间越短,执行效率越高,越有利于吸引跨国企业的许可生产及跨国直接投资。

我们用一国的收入水平(INC)来刻画一国的模仿能力。通常而言,收入较高的国家模仿(创新)能力也较强^[41]。回归中,我们以样本国家人均 GDP 的中位数为界,将高于中位数的国家定义为模仿能力强(IMT=1)的国家。这些变量信息均来自 WDI 数据库。

由于专利保护指数每五年统计一次,其它变量每年统计一次,我们需要对后一组变量进行处理。本文的处理方式为:对非专利保护变量取专利保护指数当年及其后四年的平均值,如对于 1995 年的专利保护指数,非专利保护变量取 1995—1999 年的平均值。这样可以得到专利保护对跨国企业市场进入方式的平均影响,同时也可以在一定程度上避免双向因果关系。经过处理后,我们得到 4 个时期,即 1990—1994 年、1995—1999 年、2000—2004 年及 2005—2008 年的非平衡面板数据。

通过对异常值进行排查,我们发现各变量的取值均落在合理的区间内,主要变量的描述性统计信息总结于表1。

五、实证结果

(一) 相关系数分析

我们首先利用相关系数来初步考察专利保护与各类跨国活动(出口、FDI、许可生产)的相关性(见表2)。根据 WDI 的国家分类方法,我们将样本国家分为高收入、中等收入(包括中高收入与中

低收入)和低收入国家。从总体样本的相关系数来看,专利保护指数与三种跨国活动正相关,表明当其它情况不变时,专利保护增加所带来的市场扩大效应大于垄断效应。进一步比较相关系数的大小可以发现,专利保护与许可生产的正相关程度最高。三种跨国活动均两两正相关,表明两两之间没有显著的替代关系。

高收入国家组的相关系数表明专利保护指数与各种跨国经济活动的正向关联存在差异,许可生产与专利保护指数正相关程度,许可生产相关程度,由,FDI紧随其后,出口的相关系数最低。中等收入

所有国家					高卓	女 人国家	
	IMP	FDI	ROY		IMP	FDI	ROY
FDI	0.8176*	1		FDI	0.780 6*	1	
ROY	0.8907*	0.6895*	1	ROY	0.8718*	0.6309*	1
IPP	0.440 2 *	0.429 2*	0. 446 8 *	IPP	0.4180*	0.4329*	0.445 2*
	中等	收入国家			低山	女人国家	
	IMP	FDI	ROY		IMP	FDI	ROY
FDI	0.822 2*	1		FDI	0. 903 8 *	1	
ROY	0.7046*	0.741 3 *	1	ROY	0. 279 0 *	-0.02	1
IPP	0.3017*	0.3003*	0. 296 1 *	IPP	0. 223 9 *	0. 251 4 *	0.175

注:*表示在0.1的水平上显著。

国家组中,专利保护指数与各种跨国经济活动的正相关程度发生了变化,相关系数从大到小依次为出口、FDI、许可生产。同时,各种跨国经济活动之间存在正相关性。低收入国家组出现了许可生产与 FDI 之间的相互替代,但不显著。同时,专利保护指数与许可生产的正相关性变得不显著。

由此表明,对于不同收入水平的国家组,专利保护对跨国经济活动的作用效果不一致,它会明显 地作用于高收入及中等收入国家,而对低收入国家的影响相对较小。在各个国家组中,各种跨国经 济活动基本上正相关,表明可能存在一些系统性因素,如经济增长、需求拉动,使三种跨国活动同时 增加。从相关系数分析中,我们并不能发现各种跨国经济活动基于专利保护水平变化会存在相互替

代关系;要解析可能存在的替代关系,需要控制住一 些系统性因素,在此基础上考察专利保护强度提高对 三种跨国经济活动的相对影响。

(二)专利保护对各种市场进入方式的绝对影响现在我们检验第一个假说,即专利保护强度提高会促进每一类跨国活动(表3)。从模型(1)~模型(3)可以看出:第一,专利保护强度提高对三种跨国经济活动的影响都为正;当被解释变量为许可生产及FDI时,专利保护变量的回归系数显著,但专利保护对出口的影响不显著。这说明相较于出口,许可生产与FDI对专利保护更为敏感;从专利保护变量的回归系数来看,专利保护对许可生产的边际作用最大,达到0.75,其次为FDI(0.431),最后为出口(0.166)。第二,一些系统变量,如人均GDP及人口总量与各种跨国经济活动正相关;跨国企业的三种市场进入方式受到不同因素的影响,如FDI与商业进入率具有正的相关性,许可生产与合约执行效率具有正的相关性。

表 3 专利保护对跨国企业 各种市场进入方式的绝对影响

	(1)	(2)	(3)
	IMP 对数	FDI 对数	ROY对数
IPP	0. 166	0. 431 **	0. 750 **
IPP	(0.137)	(0.182)	(0.368)
PGDP 的对数	0.836 ***	0. 774 ***	0. 938 ***
FGDF 的对数	(0.0575)	(0.108)	(0.141)
DOD 65寸米を	0.804 ***	0. 751 ***	0. 979 ***
POP 的对数	(0.0372)	(0.0520)	(0.126)
TAX	-0.007 20	-0.023 2	0.002 39
IAA	(0.0112)	(0.0169)	(0.0241)
ENTRY	-0.0109	0.0418	-0.0434
LNIKI	(0.0140)	(0.0295)	(0.0370)
TIME 657+*b	-0.122	0.0502	-0.891 **
TIME 的对数	(0.0994)	(0.227)	(0.350)
学料 7万	4. 106 ***	1. 184	-1.683
常数项	(1.009)	(2.190)	(3.104)
年份控制	是	是	是
R^2	0. 936	0.853	0.806
样本量	76	80	76

注:括号中为稳健标准误; *p < 0.1, **p < 0.05, ***p < 0.01 表示显著水平。

(三) 专利保护在模仿能力不同国家中的作用效果

我们以一国人均收入水平为依据来区分模仿能力的高低。表 4 的回归结果表明,专利保护与模仿水平的交乘项系数为正,且在出口与许可生产的情形中在 5% 的显著性水平上显著。这表明对于

出口和许可生产这两种市场进入方式,专利保护的作用效果在模仿能力较强的国家更为明显。

进一步,为了考察专利保护的作用效果在模仿能力不同的国家是否具有系统性的差异,我们分别对中高收入及中低收入国家的样本依回归式(3)进行回归^⑩,回归结果总结于表5。表5的模型(1)~(3)表明,专利保护对跨国企业市场进入方式的影响主要体现在中高收入国家组;专利保护对各种跨国经济活动的边际影响与表3的结论是一致的:许可生产模型的系数高达0.983,明显大于FDI及出口(分别为0.584及0.22)。

模型(4)~(6)表明,专利保护对各种跨国经济活动的影响在中低收入国家组有所降低。除在10%的显著性水平上对FDI起作用,其对进口及许可生产的影响均不显著。其经济解释为:由于这些国家的模仿能力较弱,跨国企业技术被模仿的概率较小;同时发达经济体向它们转移的通常是一些标准化技术,即使技术被模仿,其损失也并不大。由此导致跨国企业在这些国家的跨国经济活动对IPP的变化不敏感。

与表 3 的结果类似,无论是对于中高收入国家还是中低收入国家,较高的人均 GDP 及较大的人口规模均是吸引效果企业的数国经济活动的重要因素。体

表 4 专利保护在模仿能力不同 的国家中的作用效果

H3 H3 (1 H3 (1 7 3 7 4 7 4 7 4 7 4 7 4 7 4 7 4 7 4 7 4					
	(1)	(2)	(3)		
	IMP 对数	FDI 对数	ROY对数		
IPP	-0.013 2 (0.339)	0. 431 (0. 385)	0. 291 (0. 537)		
$IPP \times IMT$	0. 836 ** (0. 321)	0. 530 (0. 354)	1. 189 ** (0. 538)		
IMT	-1.619 (1.271)	-0.472 (1.371)	-2.565 (2.130)		
POP 的对数	0. 703 *** (0. 052 2)	0. 676 *** (0. 064 7)	0. 882 *** (0. 120)		
TAX	-0.048 0 ** (0.018 8)	-0.052 5 ** (0.023 8)	-0.047 3 (0.028 6)		
ENTRY	0. 025 0 (0. 030 8)	0. 071 3 * (0. 036 2)	-0.004 64 (0.052 8)		
TIME 的对数	-0.315 (0.210)	-0. 141 (0. 256)	-1.138** (0.445)		
常数项	13. 32 *** (2. 240)	8. 821 *** (2. 732)	9. 364 ** (3. 611)		
年份控制	是	是	是		
R^2	0.818	0.793	0.763		
样本量	76	80	76		

是中低收入国家, 较高的人均 GDF 及较入的人口规 注:括号中为稳健标准误; *p < 0.1, **p < 模均是吸引跨国企业的跨国经济活动的重要因素, 体 0.05, ***p < 0.01 表示显著水平。

现了需求拉动的重要 作用。其它的变量如 关税水平的作用不显 著,表明跨国直接投资 及许可生产不存在基 于关税水平变化的出 口替代。需要注意的 是,表5的回归中,中 低收入国家样本数量 较少,一个重要的原因 在于,大多数中低收入 国家在商业进入率、合 约执行时间这两个变 量上存在比较多的缺 失值。由于样本量较 少,结论的稳健性需要 重点考察。基于此,本

文进行了如下稳健性

表 5 不同收入水平国家 IPP 对各种市场进入方式的影响

	中高收入国家			中低收入国家		
	IMP 对数	FDI 对数	ROY 对数	IMP 对数	FDI 对数	ROY 对数
IPP	0. 220 (0. 187)	0. 584 ** (0. 244)	0. 983 ** (0. 482)	0. 260 (0. 208)	0. 580 * (0. 269)	0. 394 (0. 653)
PGDP 的对数	0. 726 *** (0. 066 8)	0. 553 *** (0. 146)	0. 741 *** (0. 208)	1. 199 *** (0. 163)	1. 455 *** (0. 374)	1. 393 ** (0. 457)
POP 的对数	0. 773 *** (0. 054 1)	0. 689 *** (0. 060 4)	0. 933 *** (0. 177)	0. 877 *** (0. 074 4)	0. 774 *** (0. 160)	1. 076 *** (0. 171)
TAX	-0.019 2 (0.034 5)	-0.005 71 (0.025 9)	-0.005 85 (0.029 8)	0. 023 0 (0. 014 3)	0.011 7 (0.032 7)	0. 028 7 (0. 043 7)
ENTRY	-0.013 6 (0.016 7)	0. 028 4 (0. 031 0)	-0.007 22 (0.040 3)	-0.036 9 (0.033 1)	0. 041 7 (0. 074 7)	-0. 273 ** (0. 091 8)
TIME 的对数	-0.167 (0.129)	-0.131 (0.238)	-0.708 (0.454)	-0.370 (0.284)	0. 232 (0. 543)	-2. 169 ** (0. 645)
常数项	5. 771 *** (1. 292)	4. 843 * (2. 452)	-1.465 (4.299)	1. 459 (1. 335)	-5.717 (4.851)	3. 977 (3. 696)
年份控制	是	是	是	是	是	是
R^2	0.908	0.811	0.769	0. 968	0.846	0.852
样本量	56	60	57	20	20	19

注:括号中为稳健标准误; *p < 0.1, **p < 0.05, ***p < 0.01 表示显著水平。

检验,即在回归方程中仅控制 *IPP*、人均 GDP 对数、人口总量对数及年份固定效应(回归样本量均超过 100 个),将这个结果与表 5 的中低收入国家的结果进行对比分析。结果显示,是否控制关税水平、商业进入率、合约执行时间,对于本研究的核心结论并没有实质影响。结果一致表明,对于中低

收入国家,专利保护水平对于跨国经济活动的影响有限;需求规模变量,如人口规模、人均 GDP 等构成这些国家吸引跨国企业跨国经济活动的核心因素。

(四) 稳健性检验:SUR 回归结果

我们利用似不相关(SUR)方法对回归式(3)~ (4)重新进行估算,并与上文回归结果进行对比。其 中,回归式(3)的估计结果列示于表 6。表 6 的模型 (1)~(3)表明,专利保护对 FDI 及许可生产的影响 显著为正;对出口的影响为正,但不显著。从回归系 数大小来看,专利保护对于许可生产的影响最大,其 次为 FDI 及出口, 系数分别为 0.884、0.464 和 0.125。在许可生产与 FDI 的 SUR 回归方程中,其回 归系数要大于相应的 OLS 回归值。对以上三个模型 中 IPP 回归值进行 Wald 检验可以发现,许可生产与 FDI 回归模型的 Wald 值为 2.46, 在 11.64% 的水平 上显著;许可生产与出口回归模型的 Wald 值为 11.32,且在1%的水平上显著,表明专利保护对许可 生产的影响明显超过对出口的影响;FDI与出口回 归模型的 Wald 值为 4.80,且在 5% 的水平上显著, 表明专利保护对 FDI 的影响要大于对出口的影响。

与此同时,规模变量(如人口总量及人均 GDP) 对三种跨国活动均具有显著的正向促进作用,且回归系数与 OLS 回归结果基本一致。与表 3 的结果类似,合约执行效率提升会显著地促进许可生产方式的采用。因而,从整体上来看,两种方法的回归结果基本一致,且相对于其它变量,专利保护变量对各种跨国经济活动的影响更为稳健。

利用 SUR 方法对回归式(4)进行回归的结果列于表 7。结果显示:对于出口与许可生产,IPP × IMT 的符号显著为正,表明对于模仿能力强的国家,专利保护水平的提高对这两类跨国企业经济活动的促进效果更为明显。进一步,我们用 SUR 方法重新估计了中高收入与中低收入国家组专利保护对跨国企业各种市场进入方式的影响,得到的结果基本相似,故不再赘述。

(五)专利保护对各种市场进入方式的相对影响及其差异来源

综合相关系数分析及回归式(3)、回归式(4)的 实证结果,我们实际上也找到了部分支持假说3的 证据,如专利保护与许可生产的相关系数要大于其 与 FDI、出口的对应值;回归式(3)与回归式(4)的估

表 6 专利保护对跨国企业 各种市场进入方式的绝对影响(SUR 回归)

	IMP 对数	FDI 对数	ROY 对数
IPP	0. 125 (0. 107)	0. 464 ** (0. 192)	0. 884 *** (0. 265)
PGDP 的对数	0. 841 *** (0. 055)	0. 752 *** (0. 099)	0. 915 *** (0. 136)
POP 的对数	0. 814 *** (0. 037)	0. 765 *** (0. 066)	0. 978 *** (0. 091)
TAX	-0.011 (0.009)	-0.026 (0.016)	0.003 (0.022)
ENTRY	-0.008 (0.018)	0. 046 (0. 032)	-0.060 (0.043)
TIME 的对数	-0.112 (0.122)	0, 212 (0, 220)	-0.533* (0.304)
常数项	3. 981 *** (1. 137)	_	-4. 137 (2. 821)
年份控制	是	是	是
R^2		0. 934	
对数似然值		- 180. 18	
样本量		72	

注: 采用似不相关回归方法; 括号中为标准误; *p < 0.1, **p < 0.05, ***p < 0.01 表示显著水平。

表 7 专利保护在模仿能力不同的 国家中的作用效果(SUR 回归)

		•	
	IMP 对数	FDI 对数	ROY对数
IPP	-0.013 (0.290)	0. 568 (0. 370)	0. 521 (0. 490)
$IPP \times IMT$	0. 751 ** (0. 297)	0. 336 (0. 379)	1. 050 ** (0. 501)
IMT	-1.280 (1.079)	0. 226 (1. 378)	-2.109 (1.824)
POP 的对数	0. 721 *** (0. 059)	0. 695 *** (0. 076)	0. 882 *** (0. 100)
TAX	-0. 049 *** (0. 016)	-0.048 ** (0.021)	-0.043 (0.028)
ENTRY	0. 024 (0. 029)	0. 066 * (0. 037)	-0.024 (0.049)
TIME 的对数	-0.318 (0.205)	0. 011 (0. 261)	-0.777 ** (0.346)
常数项	13. 054 *** (1. 933)		6. 422 ** (3. 266)
年份控制	是	是	是
R^2		0.820	
对数似然值		-215.700	
样本量		72	
	1 .1 1 . 1		0.05

注:括号中为标准误; *p < 0.1, **p < 0.05, ***p < 0.01 表示显著水平。

计结果也表明,当被解释变量为许可生产时,专利保护变量的回归系数要大于当被解释变量为 FDI 及出口时的情形。我们接下来进一步采用混同回归方法来揭示专利保护对出口、FDI 和许可生产的影响差异及其作用机理。

在使用混同回归时,我们将许可生产、FDI及出口数据混同起来,即用三种跨国经济活动数据对相同的解释变量进行回归。由此,回归的样本为原来的 3 倍。在混同回归中,我们建立虚拟变量 DUM,利用对 DUM 的不同赋值考察区位布局、内部化因素对跨国企业市场进入方式的影响。当我们考察区位布局因素对跨国企业市场进入方式的影响时,由于出口是将技术保留在跨国企业母国进行生产,而 FDI 和许可生产是将技术转移到东道国进行生产,据此对 DUM 进行赋值,令 DUM = 0 表示出口,DUM = 1 表示 FDI 或许可生产;当我们考察内部化因素对跨国企业市场进入方式的影响时,由于出口和 FDI 是将技术保留在跨国企业内部进行生产,而许可生产是将技术转移到跨国企业外进行生产,据此对 DUM 进行赋值,令 DUM = 0 表示出口或 DUM = 1 表示许可生产;当我们同时考察区

位布局和内部化因素的影响时,由于 FDI 既将技术转移到了东道国、又将技术保留在跨国企业内部进行生产,据此对 DUM 进行赋值,令 DUM = 0表示出口或许可生产, DUM = 1表示 FDI。

我们将回归结果总结于 表 8。模型(1)为基准模型, 旨在考察各个解释变量对各 种跨国活动的平均影响。专 利保护变量的回归系数为正 且显著,表明专利保护增强所 带来的市场扩大效应大于垄 断效应。具体而言,给定其他 因素不变,专利保护水平每提 高一个单位可以使跨国活动 平均增加44个百分点。东道 国人均 GDP 及人口的增加会 有力地促进跨国经济活动的 增加, 其弹性系数分别为 0.846 和 0.849,表现出强劲 的市场拉动作用;关税的作用 并不明显,结合表3的估计结 果,我们没有发现关税调整引 起许可生产及 FDI 对出口的 替代:商业进入率在整体上没 有对跨国经济活动产生影响, 但从模型(4)可以看出,高的 商业进入率会促进 FDI 流入

表 8 专利保护对各种市场进入方式的相对影响及差异来源

₩	וו דר בו ניי נואוני	}/_/_	\longrightarrow	
	(1) 基准	(2) 区位布局	(3) 内部化	(4) 区位布局 & 内部化
IPP	0. 440 *** (0. 128)	0. 149 (0. 216)	0. 302 ** (0. 147)	0. 434 *** (0. 157)
PGDP 的对数	0. 846 *** (0. 067)	0. 849 *** (0. 112)	0. 802 *** (0. 077)	0. 892 *** (0. 082)
POP 的对数	0. 849 *** (0. 044)	0. 799 *** (0. 075)	0. 780 *** (0. 051)	0. 894 *** (0. 054)
TAX	-0.010 (0.011)	-0.005 (0.018)	-0.016 (0.012)	-0.001 (0.013)
ENTRY	-0.001 (0.021)	-0.020 (0.036)	0. 020 (0. 024)	-0.029 (0.026)
TIME 的对数	-0. 338 ** (0. 145)	-0. 165 (0. 256)	-0.032 (0.169)	-0. 572 *** (0. 178)
FDI_CODE	-2. 151 *** (0. 134)	-3.695 (2.816)	-2. 148 *** (0. 126)	-3.684 (2.779)
ROY_CODE	-4. 901 *** (0. 135)	-6. 446 ** (2. 816)	-5.065 * (2.670)	-4. 903 *** (0. 134)
$DUM \times IPP$		0. 438 * (0. 264)	0. 433 * (0. 259)	0. 024 (0. 267)
DUM×(PGDP 的对数)	-0.001 (0.137)	0. 145 (0. 135)	-0.138 (0.139)
DUM×(POP 的对数)		0. 071 (0. 092)	0. 198 ** (0. 089)	-0.137 (0.092)
$DUM \times TAX$		-0.008 (0.022)	0. 019 (0. 022)	-0.025 (0.022)
$DUM \times ENTRY$		0. 024 (0. 043)	-0.067 (0.041)	0. 084 * (0. 043)
DUM×(TIME 的对数)		-0.233 (0.306)	-0.880 *** (0.286)	0. 686 ** (0. 299)
常数项	3. 256 ** (1. 343)	4. 225 * (2. 338)	3. 230 ** (1. 558)	3. 817 ** (1. 646)
年份控制	是	是	是	是
R^2	0. 912	0. 918	0. 923	0.916
样本量	232	232	232	232

注:模型(1) 为基准回归, FDI_CODE 、 ROY_CODE 分别代表 FDI、许可生产的虚拟变量。括号中为标准误; * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01 表示显著水平。

 $(DUM \times ENTRY)$ 的系数显著为正);两个虚拟变量 FDI_CODE 与 ROY_CODE 分别表示 FDI、许可生产,其系数均为负值且显著,表明跨国企业对三种市场进入方式的选择在决定机制上存在显著的差异。

模型(2)~(4)可帮助我们探寻这种差异的内部结构。模型(2)刻画的是区位布局因素对跨国企业市场进入方式的影响。DUM×IPP 变量的回归系数为正且显著,说明一国专利保护强度提高,会促使跨国企业将技术带到东道国,更多地采取跨国直接投资或许可生产的进入方式。可能的原因是,相较于通过出口的方式进入东道国,跨国直接投资及许可生产需要跨国企业将技术转移到东道国,企业面临较大的被模仿风险,因此对东道国专利保护要求相对更高。与之相应,东道国提高专利保护对于跨国企业许可生产及跨国直接投资的影响要大于对出口的影响。模型(3)考察的是内部化因素对跨国企业市场进入方式的影响。DUM×IPP变量的回归系数显著为正,表明相较于出口与跨国直接投资,东道国专利保护增强对跨国企业的许可生产作用效果更大。这一结论与 Falvey et al. [16]、Yu^[17]以及 Park and Lippoldt^[19]的研究是一致的。可能的解释是,由于许可生产需要将技术转移到技术来源国以及企业外部,其对东道国的专利保护要求高于出口及跨国直接投资。因此,东道国的专利保护调整对于跨国企业的许可生产具有更大的边际效果。模型(4)刻画了区位因素与内部化因素的共同作用对跨国企业市场进入方式的影响。DUM×IPP变量的回归系数为正,但不显著,这与理论预期相符,即与许可生产、出口方式相比,专利保护对跨国直接投资方式的影响程度介于这两者之间。回归结果同时表明,东道国较高的商业进入率(ENTRY 值较大)会显著地促进 FDI 的流入;更高的合约执行效率(TIME 的对数值较小)会显著地促进许可生产的流入。

六、结论

本文利用 1990—2008 年的跨国数据,考察了东道国增强专利保护对跨国企业的三种市场进入方式(出口、跨国直接投资和许可生产)的影响及其差异,并进一步分析了这种差异产生的原因。

本文得到如下研究结论:第一,专利保护对各种跨国经济活动的影响均为正,表明强化专利保护有利于增强跨国企业的所有权优势,且带来的市场扩大效应大于市场垄断效应;第二,专利保护对跨国企业经济活动的影响在模仿能力较强的国家具有更明显的效果,表明专利保护所带来的所有权优势主要体现在一些模仿能力较强的国家;在模仿能力较弱的国家,或由于转移的技术趋于标准化,或由于当地企业较弱的技术吸收能力,专利保护促使跨国经济活动增加的重要性还没有凸显出来;第三,专利保护强度提高对许可生产的边际效果最大,其次为FDI,对出口的影响相对最小;这种递减效应可以在很大程度上由所有权优势、区位布局及内部化三个因素来解释;第四,各类跨国经济活动的影响因素各不相同,如许可生产对合约执行效率较为敏感,FDI对商业进入率比较敏感;关税水平对跨国活动的作用不显著,同时也没有表现出基于关税调整而产生的许可生产及FDI对出口的替代。第五,专利保护在不同收入水平的国家中具有不同的作用效果,其促使跨国企业各种跨国经济活动增加的作用效果主要体现在中高收入国家。在目前阶段,规模需求变量,如人口、人均 GDP等构成中低收入国家吸引跨国企业跨国经济活动的主要因素。

本文的政策含义在于,随着一国经济发展水平的提升,专利保护将成为一国吸引更多进口、FDI及许可生产的重要因素。对于发展中国家,人均 GDP 的提升及人口规模的扩大是吸引各种跨国经济活动最重要的因素。但从长期看,一国提高专利保护强度,将有利于增强跨国企业与该国的合作动力,尤其是会增加跨国企业对东道国的许可生产及 FDI^[48]。与此同时,改善一国的商业环境,如降低市场进入壁垒,会有利于 FDI 的流入;提升合约执行效率,亦能有力地促使跨国企业对东道国进行许可生产。随着中国更加深入地融入全球经济,本文的结论亦为中国对外经济政策的制定及实施提供了理论支撑及经验证据。一方面,目前阶段中国巨大的市场规模与市场潜力是吸引跨国经济活动的核心优势;但从长期看,为了吸引处于创新前沿的企业与技术,中国需要强化专利保护,以促进技

术扩散进而提升创新发展层级;另一方面,随着"一带一路"发展战略的实施,中国企业的国际化程度不断提升,"走出去"企业及其核心技术不断增多,因此需要进行积极布局,并依据东道国的专利保护水平及技术模仿能力选择适宜的市场进入方式,以收获稳定、持续的创新收益。

注释:

- ①Hassan et al. [22] 及 Hu and Jaffe [23] 对此做了较为详细的文献综述,此处仅简单介绍。
- ②Grossman and Helpman^[38]对影响跨国企业选择 FDI 或许可生产决策的非专利保护因素进行了梳理。
- ③重力模型通过一系列的理论整合(如 Deardorff^[39]、Markusen and Venables^[40]),可以将贸易、FDI 及许可生产置于同一个分析框架中进行讨论^[29]。
- ④为表述方便,在回归式中省去了下标 t。
- ⑤参照 Chen and Puttitanun^[41],我们以样本国家人均收入中位数为界,将高于中位数的国家定义为模仿能力高(*IMT* =1)的国家。由于在回归方程中人均收入与 *IMT* 变量高度相关,我们在该方程中不控制 PGDP。
- ⑥如 McDowell^[44]提供的方法。
- ⑦在后文中,如不做特别说明,我们主要从跨国企业角度来进行讨论,如用跨国企业的出口来表示东道国的进口,用 跨国企业的对外投资来表示东道国的 FDI 流入量;用跨国企业的许可生产来表示东道国的许可生产费支付。
- ⑧该指数口径统一、数据相对完整,且覆盖范围广泛,在与知识产权有关的实证研究中经常使用。
- ⑨根据这两个变量可以将一国依人口多少区分为大国与小国,依人均收入高低区分为穷国与富国。Auriol and Biancini^[47]的研究表明一国市场大小与富裕程度会影响专利保护政策的选择。因而,控制这些变量有利于减少专利保护强度的内生性。
- ⑩以人均 GDP 的中位数为界将高于中位数的国家定义为中高收入国家:将低于中位数的国家定义为中低收入国家。

参考文献:

- [1] HELPMAN E. Innovation, imitation and intellectual property rights [J]. Econometrica, 1993, 61(6): 1247 1280.
- [2] LAI E L C, QIU L D. The north's intellectual property rights standard for the south? [J]. Journal of international economics, 2003, 59(1): 183-209.
- [3] GALLINI N T, WRIGHT B D. Technology transfer under asymmetric information [J]. RAND journal of economics, 1990, 21(1): 147-160.
- [4] LAI E L C. International intellectual property rights protection and the rate of product innovation [J]. Journal of development economics, 1998, 55(1): 133 153.
- [5]罗德明,周嫣然,史晋川. 南北技术转移、专利保护与经济增长[J]. 经济研究,2015(6):46-58.
- [6] YANG G F, MASKUS K E. Intellectual property rights, licensing, and innovation in an endogenous product-cycle model [J]. Journal of international economics, 2001, 53(1): 169 187.
- [7] GLASS A J, WU X D. Intellectual property rights and quality improvement [J]. Journal of development economics, 2007, 82(2): 393-415.
- [8] PARELLO C P. A north-south model of intellectual property rights protection and skill accumulation [J]. Journal of development economics, 2008, 85(1/2): 253 281.
- [9] ODAGIRI H, GOTO A, SUNAMI A, et al. Intellectual property rights, development and catch-up, an international comparative study [M]. New York: Oxford University Press, 2010.
- [10] LESSER W. The effects of TRIPS-mandated intellectual property rights on economic activities in developing countries [R]. Prepared for WIPO special service agreements, WIPO, 2001.
- [11] FINK C, MASKUS K E. Intellectual property and development: lessons from recent economic research [M]. Washington, DC: World Bank, 2005.
- [12] NUNNENKAMP P, SPATZ J. Intellectual property rights and foreign direct investment: a disaggregated analysis [J]. Review of world economics, 2004, 140(3): 393-414.

- [13]刘庆琳,刘洋. 专利保护对我国外商直接投资的影响分析[J]. 财贸经济,2010(1):90-96.
- [14] PARK W G, LIPPOLDT D. The impact of trade-related intellectual property rights on trade and foreign direct investment in developing countries [J]. OECD papers, 2003, 3(11): 4-40.
- [15] YOU K, KATAYAMA S. Intellectual property rights protection and imitation: an empirical examination of Japanese FDI in China [J]. Pacific economic review, 2005, 10(4): 591 604.
- [16] FALVEY R, FOSTER N, GREENAWAY D. Intellectual property rights and economic growth [J]. Review of development economics, 2006, 10(4): 700 719.
- [17] YU P K. Intellectual property, foreign direct investment and the China exception [Z/OL]. Working paper, 2007[2016 -11-01]. http://fordhamipconference.com/wp-content/uploads/2010/08/PeterYu.pdf? origin = publication_detail
- [18] BOSWORTH D, YANG D L. Intellectual property law, technology flow and licensing opportunities in the People's Republic of China [J]. International business review, 2000, 9(4): 453 477.
- [19] PARK W G, LIPPOLDT D C. International licensing and the strengthening of intellectual property rights in developing countries during the 1990s [Z]. OECD trade policy papers, 2004, No. 10.
- [20] BRANSTETTER L G, FISMAN R, FOLEY C F. Do stronger intellectual property rights increase international knowledge transfer? Empirical evidence from U. S. firm-level panel data [J]. Quarterly journal of economics, 2006, 121(1): 321-349.
- [21]黄劲松,李金昌. 专利保护、补充性资产与创新企业技术许可选择[J]. 经济学家,2007(6):79-85.
- [22] HASSAN E, YAQUB O, DIEPEVEEN S. Intellectual property and developing countries: a review of the literature [R/OL]. RAND Europe report prepared for the UK Intellectual Property Office and the UK Department for International Development, 2010[2016-11-01]. http://www19. iadb. org/intal/intalcdi/PE/2010/04746. pdf
- [23] HU A G Z, JAFFE A B. International harmonization of IPR protection: lessons from the economics literature [Z]. Working paper, 2007.
- [24] MASKUS K E, PENUBARTI M. How trade-related are intellectual property rights? [J]. Journal of international economics, 1995, 39(3/4): 227-248.
- [25] FINK C, BRAGA C A P. How stronger protection of intellectual property rights affects international trade flows [Z/OL]. World Bank policy research working papers, 1999[2016 11 01]. http://dx.doi.org/10.1596/1813 9450 2051.
- [26] VISHWASRAO S. Intellectual property rights and the mode of technology transfer [J]. Journal of development economics, 1994, 44(2): 381 402.
- [27] YANG L, MASKUS K E. Intellectual property rights, technology transfer and exports in developing countries [J]. Journal of development economics, 2009, 90(2): 231 236.
- [28] MCCALMAN P. Foreign direct investment and intellectual property rights: evidence from Hollywood's global distribution of movies and videos [J]. Journal of international economics, 2004, 62(1); 107 123.
- [29] SMITH P J. How do foreign patent rights affect U. S. exports, affiliate sales, and licenses? [J]. Journal of international economics, 2001, 55(2): 411-439.
- [30] EGELHOFF W G. Patterns of control in US, UK, and European multinational corporations [J]. Journal of international business studies, 1984, 15(2); 73 83.
- [31] DUNNING J H, LUNDAN S M. Multinational enterprises and the global economy [M]. 2nd edition. Cheltenham, UK: Edward Elgar, 2008.
- [32] HELPMAN E, KRUGMAN P R. Market structure and foreign trade [M]. Cambridge, MA: MIT Press, 1985.
- [33] TAYLOR S M. TRIPS, trade, and technology transfer [J]. Canadian journal of economics, 1993, 26(3): 625-637.
- [34] BRAGA C A P, FINK C. Economic justification for the grant of intellectual property rights: patterns of convergence and conflict [J]. Chicago-Kent law review, 1997, 72(2): 439 462.
- [35] JAVORCIK B S. The composition of foreign direct investment and protection of intellectual property rights: evidence from transition economies [J]. European economic review, 2004, 48(1): 39-62.
- [36] SMITH P J. Are weak patent rights a barrier to U.S. exports? [J]. Journal of international economics, 1999, 48(1):

151 - 177.

- [37] HORSTMANN I J. Endogenous market structure in international trade [J]. Journal of international economics, 1992, 32(1/2): 109 129.
- [38] GROSSMAN G M, HELPMAN E. Technology and trade [Z]. NBER working paper, 1994, No. 4926.
- [39] DEARDORFF A V. Determinants of bilateral trade: does gravity work in the neoclassical world [Z]. NBER working paper, 1998, No. w5377.
- [40] MARKUSEN J R, VENABLES A J. Multinational firms and the new trade theory [J]. Journal of international economics, 1998, 46(2): 183 203.
- [41] CHEN Y M, PUTTITANUN T. Intellectual property rights and innovation in developing countries [J]. Journal of development economics, 2005, 78(2): 474 493.
- [42] ZELLNER A. An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias [J]. Journal of the American statistical association, 1962, 57(298); 348 368.
- [43] ZELLNER A. Estimators for seemingly unrelated regression equations; some exact finite sample results [J]. Journal of the American statistical association, 1963, 58(304); 977 992.
- [44] MCDOWELL A. From the help desk: seemingly unrelated regression with unbalanced equations [J]. Stata journal, 2004, 4(4): 442-448.
- [45] GINARTE J C, PARK W G. Determinants of patent rights: a cross-national study [J]. Research policy, 1997, 26(3): 283-301.
- [46] PARK W G. International patent protection: 1960—2005 [J]. Research policy, 2008, 37(4): 761-766.
- [47] AURIOL E, BIANCINI S. Intellectual property rights adoption in developing countries [Z]. TSE working paper series, 2009, No. 09 094.
- [48]顾振华,沈瑶. 知识产权保护、技术创新与技术转移——基于发展中国家的视角[J]. 产业经济研究,2015(3): 64-73.

(责任编辑:雨 珊)

How does the host country's patent protection affect multinational enterprises' market access strategies?

YIN Zhifeng¹, ZHOU Mindan²

- (1. School of Economics, Central University of Finance and Economics, Beijing 100081, China;
- 2. Institute of Population and Labor Economics, The Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100028, China)

Abstract: With the development of economic globalization and intellectualization in depth, the patent protection as the core of the system construction has increasingly become an important factor affecting multinational enterprises' (MNEs) market access strategies. Using cross-country data, we explore the effects of host country's patent protection strength on MNEs' choice of market access strategies (export, FDI or licensed production), and obtain three main conclusions as follows: (1) If the host country strengthens its patent protection, MNEs will increase economic activity in its territory, including export, FDI and licensed production; (2) The impact of strengthening patent protection is higher for countries with higher imitation ability; (3) The impact of patent protection on MMEs' export, FDI and licensed production is increasing in turn, and this incremental effect can be explained to a large extent by ownership advantage, location distribution and internalization.

Key words: patent protection strength; export; FDI; licensed production; market entry