

知识产权保护、创新政策与中国 研发企业生存风险

——一个事件史分析法^{*}

鲍宗客

内容提要:研发企业的生存问题是中国创新驱动发展战略实施的关键,不过鲜有研究关注过这一问题。本文率先系统性地考察知识产权保护对中国研发企业生存风险的影响。研发发现:首先,目前宽松的知识产权保护政策是中国研发企业生存风险偏高的一个重要原因,知识产权保护水平的提高能够降低中国研发企业的生存风险,每增加一个单位的知识产权保护水平可以降低研发企业 22.57% 的生存风险。如果将研发企业生存的行政因素排除在外,那么知识产权保护对研发企业生存的边际效应会提升到 28.33%。其次,研发收益是知识产权保护和生存风险之间的完全中介因子,研发收益率低所造成的研究企业“不愿”创新可能是中国研发企业生存风险高的症结。最后,知识产权保护仅能够对实质性创新企业的生存风险产生影响,而对研发行为扭曲的策略性创新研发企业的生存风险影响程度极低,而且这两者相关关系是不显著的。此外,如果中国执行严厉的知识产权保护政策,那么政府应当首先纠正研发企业在研发行为上的扭曲。

关键词:知识产权保护 生存风险 Cox 模型 事件史分析

作者简介:鲍宗客,浙江财经大学会计学院讲师、博士,310018。

中图分类号:F276 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2017)05-0147-14

一、引言

中共十八大以来,中国政府明确实施创新驱动发展战略,把科技创新摆在国家发展的重要位置,大力推进“大众创业、万众创新”的政策措施。可以说,创新正逐渐成为“新常态”下中国宏观经济实现可持续发展的关键。知识产权保护政策作为一种旨在提高创新激励水平而设立的制度,由于其需要在垄断产生的静态损失和动态收益之间取得合理平衡而引发了许多争论(尹志峰等,2013)。一直以来,中国政府所执行的是较为宽松的知识产权保护政策(张杰等,2015)。在这一政策下,大量的中小制造企业通过向行业中的龙头企业实施技术模仿、知识窃取等方式来获取生产

* 基金项目:教育部人文社会科学研究青年项目“内生沉没成本下创新活动与中国企业生存风险机理、演化路径与测度”(16YJC790001);浙江省自然科学基金青年项目“选择性环境规制行为的执行逻辑与矫正机制研究:以浙江省为例”(LQ16G030007)。

技术。这种技术溢出方式被认为是近些年中国经济高速增长的重要推动力(陈艳莹、鲍宗客,2012)。我们暂且不考虑这一知识产权保护政策能否改善中国的宏观经济效率。

当前,一个更为直接和现实的问题是,这一国家战略实施的微观主体——中国研发企业面临巨大的生存风险。依据鲍宗客(2016)对2000年以来进入市场的研发企业统计显示,中国研发企业的平均生存时间仅为6.32年,将近50%比例的研发企业在进入市场的前四年就选择退出市场,能在市场中存活8年的研发企业不到20%,百年老店中研发企业的比例更是寥寥无几。事实上,正如一些企业家以及政府官员所描述的,中国研发企业的处境极为尴尬,大量研发企业“不愿”进行创新甚至“不敢”进行创新,而这一原因主要被归结于中国知识产权保护制度的缺位。本文旨在回答两个方面的问题:一方面,宽松的知识产权保护政策是否加剧了中国研发企业的生存风险以及其存在怎么样的传导机制;另一方面,在当前的创新政策下,更严厉的知识产权保护政策是否一定能抑制研发企业的生存风险。

目前,已有文献更多关注于知识产权保护与创新激励之间的联系。严厉的知识产权保护政策可以降低创新知识被模仿的风险,增加创新技术的可专有性,有利于企业进行技术创新投入(Cohen,2010;史宇鹏、顾全林,2013;Fu和Yang,2009;尹志峰等,2013)。很少有文献进一步考察知识产权保护如何影响研发企业的生存风险。在仅有的一篇文献中,史宇鹏等(2013)使用2008年规模以上的中国制造企业数据考察了产权保护制度如何影响企业的存续时间,研究发现知识产权保护水平越高,该地区企业的存续时间就越长,同时这一影响结果在不同所有制企业之间存在显著差别。不过这篇文章在回归方程设计上存在一个值得商榷的问题是,其将企业的存续时间直接以年限和月份数来衡量并进行静态的传统参数估计。然而理论文献表明,企业存续问题是一个动态过程,其研究方法也表现出了特殊性,静态研究中传统的参数方法无法有效处理纵贯性数据的生存问题(肖兴志等,2014)。

鉴于此,本文将研发企业的生存问题视为一个风险过程,通过生物领域的事件史分析法来捕捉研发企业的生存数据,通过对样本的截取和“退出”事件的预测基本上覆盖了这些研发企业的全部生存周期。这一过程处理对本文实证考察结论的准确性至关重要。在此基础上,通过构建扩展的时间依存Cox模型检验在当前的创新政策下知识产权保护对中国研发企业生存风险的影响效应及其内在传导机制。

二、文献综述与理论假说

作为一种旨在激励知识生产的制度安排,知识产权保护制度的设计一直是政策制定者和理论界关注的经典问题。早在20世纪60年代,Nordhaus的规范研究就提出了“专利保护制度基本权衡”的思想。他认为一个国家最理想的知识产权保护制度应该是在产权垄断的福利损失和技术溢出的社会收益之间寻找一个均衡点。随后,这一权衡思想得到进一步的扩展并形成了两个重要的研究分支:其一是发达国家和发展中国家各自的最优知识产权保护水平(Allred和Park,2007;郭春野、庄子银,2012;陈凤仙、王琛伟,2015);其二是知识产权保护对企业创新激励的研究(Fu和Yang,2009;刘思明等,2015;Kim等,2012;李春涛等,2015)。这些理论逐渐成为宏观层面上一个国家制定知识产权保护政策的重要依据。

企业在生存过程中所存在的风险问题一直是产业组织领域的核心命题(史宇鹏等,2013;Che,Lu和Tao,2011;于娇等,2015)。对于研发企业生存风险的研究,已有文献并没有得出一致的结

论。一种是基于早期的传统产业组织理论的观点,这一理论将研发活动视为一项投资,认为研发投入往往存在很大的不确定性,产品研发成功固然可以给企业带来超额收益,但是研发失败对企业来说可能就是毁灭性的打击。因此,研发企业的生存风险是较高的。

另一种是基于产业演进的观点,该观点认为创新是行业中的破坏性力量,创新企业能够引领行业的演化方向,而非创新企业由于生产率达不到留在市场所必需的最低生产率水平而逐渐退出市场。相对于非创新企业来说,创新企业的生存时间就更长(Fontana 和 Nesta,2009;Buddelmeyer 等,2010;鲍宗客,2016)。Cefis 和 Marsili(2005)认为研发成功的企业比一般企业存在明显的生存优势,估算结果显示这类企业大约能够延长 11% 的生存寿命。鲍宗客(2016)通过倾向得分匹配方法考察了创新活动对中国企业生存风险的抑制效应,创新活动大约能释放 12% 的生存风险,同时企业内部的差异化特征会改变创新活动抑制生存风险的效果。相类似的文献还有 Buddelmeyer 等(2010)、黄健柏等(2010)、陈阵和王雪(2014)、肖兴志等(2014)等。

虽然现有文献还没有考察知识产权保护与研发企业生存风险之间的联系,但综合上述两方面的文献不难发现,知识产权保护与研发企业的生存风险存在一定的逻辑关系。一般来说,研发企业的生存风险主要表现在两个方面:研发企业的研发活动能否顺利转化为研发成果以及研发企业的研发成果能否得到合理的回报。知识产权保护水平的提高,将提高创新技术的独占性,降低创新技术被其他企业剽窃和侵权的可能性,或者在发生了剽窃事件后能够获得相应的赔偿。这种独占性可以给研发企业带来长期的垄断收益,增加研发企业的回报率。进一步地,研发回报率的增加也会反过来提高企业创新的事前激励,能够促进企业投入更多的创新资金,企业的研发过程就不会半途而废,研发活动转换为研发成果的概率也会增加。一旦研发成果能够顺利转化以及能够得到合理回报,研发企业的生存风险就会明显低于一般企业。这一影响机理可以作为解释知识产权保护与研发企业生存风险之间的总体逻辑关系。

自 2003 年以来,中国产业政策对微观经济主体的干预逐渐加强(黎文靖、郑曼妮,2016;江飞涛、李晓萍,2010)。特别是近 10 年来,中国颁布了一系列的法律法规来引导和扶持企业进行研发活动和技术创新(安同良等,2009)。目前,政府在激励微观实体进行研发活动上主要有两种政策:研发补贴和税收优惠。这两种政策主要在生产环节一端实施,以研发投入量的一个当量系数进行补贴或者以研发投入量超倍数加计成本支出。这种事后扶持政策加大了政府识别企业研发行为的难度,政府和研发企业之间会产生严重的信息不对称,研发企业会向政府发送虚假的创新信号以获取政策扶持,甚至经济中会充满寻租活动(安同良等,2009)。毛其淋、许家云(2015)指出,中国的研发补贴政策很可能导致企业存在“寻补贴”行为或者寻求非生产性资源。黎文靖、郑曼妮(2016)认为政府的扶持性政策不能真正激发企业进行实质性创新,而会诱导企业俘获政府,通过片面追求创新数量的方式以获取更多的政府补助,存在“寻扶持”行为。

也就是说,当前中国的研发激励政策很可能使部分研发企业的研发行为出现扭曲,这种扭曲从根本上改变了研发企业从事研发活动的真正目的。企业进行研发活动并不是真正出于产品创新的目的而进行实质性创新,而是以寻求政府资源、关系资源等进行策略性创新。显然,知识产权保护制度对这两类研发企业的影响程度是不一样的。对于实质性创新企业来说,正如前文所论述的,知识产权保护会通过研发回报率和研发激励来降低研发企业的生存风险。对处于宽松知识产权保护政策下的中国研发企业而言,由于创新的溢价率普遍偏低,基于实质性创新而投入的研发普遍被认为是不明智的,正如张其佐在博鳌亚洲论坛 2014 年年会上所描述的,中国研发企业“不愿”甚至“不敢”进行创新。研发企业普遍将这类成本作为一种沉没成本,企业在这类研发中投

入的资金越多,企业的负担就会越大,研发企业的生存风险就会加剧。对于策略性创新的研发企业来说,它们最关心的不是研发成果能否给企业带来超额利润,而是获得政府的回报或者一种政治关系,企业研发回报率和研发激励程度更多的是受到扶持政策因素的驱动。知识产权保护政策对策略性创新研发企业的影响相对有限。

综合上面的分析,我们有理由形成如下假说:第一,中国现有的知识产权保护政策会加剧中国研发企业的生存风险,严厉的知识产权保护水平会降低研发企业的生存风险,其内在的传导机制是通过研发收益的传导来降低生存风险。第二,相对于策略性创新研发企业来说,知识产权保护水平对实质性创新企业的生存风险影响效应更大。

总的来说,本文在以下两个方面可能有新的贡献:第一,结合中国创新政策的实际背景,将研发扭曲特征这一事实引入研发企业生存风险的研究中,深入剖析知识产权保护对实质性创新和策略性创新企业生存风险的影响差异,从而为中国当前的知识产权保护政策和研发政策提供参考性的建议。第二,科学处理企业的生存数据,企业生存数据的最大问题在于研究期间未能涵盖企业的全部生存周期而产生的归并问题,我们通过引入事件史分析法和特定时点的样本截取来克服归并问题,这一处理可以尽可能地使研究结论更加准确。

三、方法、样本与典型统计事实

(一) 研究方法和样本数据

目前,事件史分析方法已经成为生存研究领域较为推崇的方法(Manjon 和 Arauzo-Carod, 2008; 肖兴志等, 2014)。相对于传统的参数估计方法,事件史分析法存在两个方面的优势:一方面,可以较好地处理数据的归并问题。显而易见,企业生存研究中通常都存在数据归并问题,我们无法捕获全部观测值的生存数据,一般要以某个时间点对观测值的数据进行截取。传统参数估计方法一般采用虚拟变量法或赋值法,这可能会造成截取数据的缺失导致参数估计出现偏误。而事件史分析方法在处理截取数据时,通过个体信息的生存数据模拟未截取数据的风险概率,而不是直接对截取数据模糊处理,从而得到有效的估计结果。另一方面,事件史分析方法将个体在市场中的生存视为一个风险事件,将企业的退出与风险概率联系起来,风险概率则受到企业具体特征以及所处行业环境的影响,而传统的参数方法将企业退出视为静态的孤立问题。鉴于此,我们同样使用事件史分析方法来探讨知识产权保护与中国研发企业生存风险之间的关系。

本文的数据来源于国家统计局的工业企业数据库,时间跨度为 2000—2007 年。对于数据库中样本的缺失或统计错误,我们参考鲍宗客(2016)的方法进行了初步筛选。一般来说,工业企业数据库对每个企业都赋予一个永远不变的法人代码,因此,我们可以通过法人代码来识别企业在市场中的生存时间。需要说明的是,由于企业发生收购、合并以及改制等会使得法人代码出现变动,我们参考聂辉华等(2012)的方法将法人代码进行了调整。为得到本文事件史分析的数据,我们对数据库进行了进一步筛选:

第一,筛选本文研究的研发企业样本。需要指出的是,目前并没有相关文献和政策文件专门讨论过研发企业的界定问题。在仅有的一篇可参考文献中,逯宇铎等(2014)将新产品产值大于零的企业归类为研发企业。我们通过两个标准来判断一个企业是否属于研发企业。一方面,通过数据库中企业所归属的二位码产业,如果企业属于技术密集型行业,则参考王德文等(2004)的分类方法,技术密集型行业包括医药制造业、通信设备计算机及其他电子设备制造业、仪器仪表及文化

办公用机械制造业、专用设备制造业、通用设备制造业、交通运输设备制造业,将属于技术密集型的企业认定为研发企业;另一方面,与逯宇铎等(2014)的思路一致,通过数据库中企业的新产品产值来判断,将新产品产值大于零的企业认定为研发企业。只要满足以上两个标准中的一个,我们均将其认定为是本文所研究的研发企业。需要指出的是,我们这一筛选的不足之处在于无法将由于技术溢出、技术购买获得新技术而生产新产品的企业分离出来。

第二,构建久期的数据结构。事件史分析的生存数据结构是一种久期数据。这一数据结构需满足两个方面的信息:一方面,个体企业在开始进入市场的时间,如果在本文研究的样本期间,部分个体企业已经进入市场,那么,久期数据可能会产生左归并问题。为解决这一问题,我们剔除在研究期间开始时已经存在于市场的企业,仅以研究基期(2000年)进入市场的研发企业作为研究样本。由此,我们确定出具有相同事件史追踪起始点的2418家研发企业。另一方面,事件史所需要的个体企业发生“事件”的信息。我们将“事件”定义为个体企业在研究期间退出市场的行为。如果当研究结束时,部分企业并未发生退出事件,久期数据可能会存在右归并问题。我们通过个体信息的生存数据模拟未截取数据的风险概率。

此外,为进一步提高个体企业识别的准确性,我们还根据企业名称、电话号码和邮政编码等信息予以匹配,将确实属于相同企业的观测样本赋予相同的代码。有一点值得特别注意,少部分在研究期间内可能出现重复事件,也即企业在某些年份消失后过几年又出现的情形,事件史分析初始假定在研究期间不存在重复事件,由此,我们剔除掉样本中存在重复事件的86个企业,最终得到样本的观测数为2332家研发企业。

(二)中国研发企业生存风险的统计事实

一般来说,个体某一时刻的生存函数 $S(t)$ 是个体存活时间超过 t 时期的可能性。一组样本的生存函数 $S(t)$ 则为存活时间超过 t 时期可能性的累积。不过由于生存数据存在特殊的归并问题,与陈勇兵等(2012)、于娇等(2015)类似,我们通过 Kaplan-Meier 估计量这一非参数估计方法来统计研发企业生存时间的分布特征。在存在归并问题的情况下,Kaplan-Meier 估计量仍然是生存函数 $S(t)$ 的一致估计量。令研发企业的生存时间为 T ,在观测期内数值为 1,2,3,4,5,6,7,8,研发企业生存函数 $S(t)$ 则为存活时间超过 t 时期的可能性,可以表示为:

$$S(t) = \Pr(T > t) = \sum_{t_i > t} p(t_i) \quad (1)$$

依据 Kaplan-Meier 估计量规则,将个体退出市场的时间点依次进行排序: $t_1 < t_2 < \dots < t_j < \dots < t_8$ 。记样本中在区间 $[t_{j-1}, t_j)$ 仍然存活而面临危险的企业数为 n_j 。到了时间 t_j ,这些企业数的命运分为三种,即存活、死亡或者归并。记在时间 t_j 死亡的企业数量为 m_j ,因此,Kaplan-Meier 的非参数估计可以表示为:

$$\hat{S}(t) = \prod_{j|t_j \leq t} \left(\frac{n_j - m_j}{n_j} \right) \quad (2)$$

生存函数是指企业在 $t-1$ 时期存活而在 t 时期退出市场的概率。如果定义 t 为企业 i 在风险路径 j 下退出市场以前所经历的一段时间,那么,企业 i 的累积风险比率可以表示为:

$$\lambda(t_i) = \sum_{j=1}^n \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T \leq t + \Delta t, J = j | T \geq t)}{\Delta t} \quad (3)$$

基于上述的 Kaplan-Meier 的估计方法,我们对 2000 年进入市场的研发企业生存状况进行了估计。表 1 汇总了研究期间的研发企业生存函数估计结果。为了更好地进行比较,我们同样计算了这一期间非研发企业的生存特征分布。我们可以发现:第一,在观测的 8 年时间中,绝大多数研发企业选择退出市场。在 2332 家进入市场的研发企业中:运营 1 年就退出市场的企业有 289 家,退出率为 12.39%;到了第八年之后累计 2115 家研发企业选择退出市场,仍然在市场中运营的研发企业仅有 217 家,存活率仅有 13.54%。第二,研发企业的退出率基本呈现逐年增加的态势,从第一年的退出率 12.39%,到第五年的退出率 15.16%,再到最后一年的退出率 40.71%。而这其中仅有第四年的退出率比第三年稍微下降,这可能是由第三年的退出率增加较多导致的。第三,将研发和非研发企业进行比较来看,研发企业的生存状况要比非研发企业稍微好一些。研发企业的平均生存时间为 4.76 年,稍微大于非研发企业的平均生存时间 4.59 年。同时,在绝大多数年份里,研发企业生存率高于非研发企业,如第一年研发企业的生存率为 87.62%,非研发企业的生存率为 82.46%;第八年研发企业的生存率为 13.54%,非研发企业的生存率为 11.67%。

表 1 研究期间的研发企业生存函数估计

| 研发企业(2332) | | | | | 非研发企业(6154) | | | | |
|------------|------|-----|---------|---------|-------------|------|------|---------|---------|
| 生存时间 | 企业数 | 退出数 | 生存率 (%) | 退出率 (%) | 生存时间 | 企业数 | 退出数 | 生存率 (%) | 退出率 (%) |
| 1 | 2043 | 289 | 87.62 | 12.39 | 1 | 5075 | 1079 | 82.46 | 17.53 |
| 2 | 1786 | 258 | 76.57 | 12.63 | 2 | 4440 | 634 | 72.15 | 12.49 |
| 3 | 1451 | 335 | 62.21 | 18.76 | 3 | 3731 | 710 | 60.62 | 15.99 |
| 4 | 1231 | 220 | 52.78 | 15.16 | 4 | 3078 | 653 | 50.01 | 17.50 |
| 5 | 982 | 249 | 42.11 | 20.23 | 5 | 2513 | 565 | 40.83 | 18.36 |
| 6 | 730 | 252 | 31.29 | 25.66 | 6 | 1943 | 570 | 31.57 | 22.68 |
| 7 | 533 | 197 | 22.86 | 26.99 | 7 | 1307 | 636 | 21.24 | 32.73 |
| 8 | 316 | 217 | 13.54 | 40.71 | 8 | 718 | 589 | 11.67 | 45.07 |
| 平均生存时间 | 4.76 | | | 平均生存时间 | 4.59 | | | | |

注:由于样本观测期的局限,生存时间超过 8 年的企业按 8 年统计。

(三)知识产权保护与中国研发企业生存风险的统计事实

接下来,我们用统计数据来初步揭示知识产权保护与中国研发企业生存风险之间的关系。我们先以樊纲等(2011)的知识产权保护指数来反映每个地区的知识产权保护程度。我们将 2001—2010 年共 10 年的省、市、自治区的知识产权保护指数取平均值,以中位数地区(河北省)知识产权保护指数(1.54)为临界点进行分组,指数大于 1.54 的为高知识产权保护指数分组(High-Property),指数小于 1.54 的为低知识产权保护指数分组(Low-Property)。基于 Kaplan-Meier 生存函数,我们初步统计了两组研发企业样本的生存函数和风险函数。下图(左)列出了高知识产权保护指数和低知识产权保护指数分组的生存函数。

我们可以发现:一方面,处在不同知识产权保护程度地区研发企业的生存风险存在明显的差异。在知识产权保护程度高的地区,研发企业的生存概率较大,退出市场的概率较小;另一方面,两组样本的生存概率在观测期间逐渐扩大并趋于稳定,特别是在研发企业进入的第 6 年,知识产权保护程度对研发企业生存概率的作用最为突出。下图(右)列出了高知识产权保护指数和低知

识产权保护指数分组的风险函数。我们发现了和下图(左)相类似的结论,即大体上来说,在知识产权保护程度低的地区,研发企业累积的风险率较高;而在知识产权保护程度高的地区,研发企业累积的风险率较低,两组样本累积风险比率的差异较为稳定,差值大约为10%。这一统计事实初步表明,知识产权保护程度能够对研发企业的生存风险产生明显的影响。

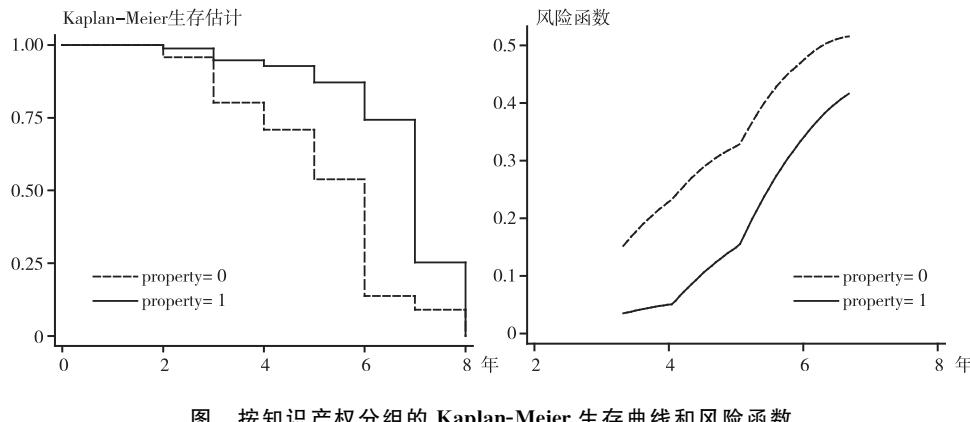


图 按知识产权分组的 Kaplan-Meier 生存曲线和风险函数

注:property=1 表示高知识产权保护指数分组,反之为低知识产权保护指数分组。

四、研究设计:事件史分析方法

接下来,我们要对知识产权保护与研发企业生存风险之间的关系进行严密的事件史分析,重点关注知识产权保护水平的变化如何使得研发企业风险集聚而发生“退出”事件。为准确描绘研发企业在市场中经历的“退出”事件,我们使用 Cox 风险模型来进行分析。Cox 模型假定企业在市场中面临的生存风险都可能导致“退出”事件,模型的基本表达式为:

$$\lambda(t, X) = \lambda_0(t) e^{(\beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_n X_n)} = \lambda_0(t) e^{\sum_{i=1}^n \beta_i X_i} \quad (4)$$

其中, $\lambda(t, X)$ 为研发企业的风险函数, X 是影响研发企业生存的各种风险因素, $X = (X_1, X_2, \dots, X_n)$ 是 X_i 的协变量集合; $\lambda_0(t)$ 为基准风险函数, 基准风险函数是外部环境对企业生存的整体影响, 应独立于个体研发企业, 可以将其认为是在特定时期下的一种常态。方程(4)所隐含的经济含义是, 每增加一单位的 X , 导致企业发生“退出”事件的概率就增加 $e^\beta - 1$ 。

将方程(4)两边取对数,可以得到:

$$\ln \lambda(t, X) = \ln \lambda_0(t) + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_n X_n \quad (5)$$

具体到本文的研究中,研发企业所在地区的知识产权保护水平是本文的核心协变量。此外,为使本文的估计结果更加准确,我们参考于娇等(2015)和鲍宗容(2016)的做法,选取两大类指标作为相关协变量。由此,我们把计量模型具体化为如下的形式:

$$\ln \lambda(t, X) = \ln \lambda_0(t) + \alpha_1 Property_i + \sum Covariant \beta \quad (6)$$

其中, $Property$ 表示知识产权保护水平。现有研究在知识产权保护水平的衡量上形成了两种

不同的思路：一种是在跨国的样本研究中，通过构建 G-P 指数来测度一个国家的知识产权保护水平（尹志峰等，2013；刘思明等，2015）。G-P 指数从产权保护范围、保护年限、侵权赔偿的程度、侵权执行的速度和是否为国际专利组织成员五个指标来测度一个国家的知识产权保护水平。G-P 指数值为这五个指标得分之和，大小为区间 $[0,5]$ ，得分越高则意味着国家的知识产权保护水平越高。在 G-P 指数的基础之上，韩玉雄、李怀祖（2005）和刘思明等（2015）引入执法力度指标将 G-P 指数进行进一步修正，执法力度指标由社会法制化程度、法律体系完备程度、经济发展水平以及国际社会的监督与制衡四个方面构成。另外一种是使用已有类似指标作为替代变量，如使用樊纲、王小鲁（2011）的知识产权保护指数（张杰等，2015；毛其淋、许家云，2015），或者使用专利侵权数据（史宇鹏、顾全林，2013）等。这种衡量方式的优点是数据取得方便，基本上不用进行二次计算可以直接使用，不过也可能造成衡量时存在偏差导致估计结果出现问题。鉴于此，我们借鉴刘思明等（2015）方法构建修正的 G-P 指数来衡量知识产权保护程度。

Covariant 表示相关协变量集合。为提高生存估计的准确性，参考毛其淋和许家云（2015）、于娇等（2015）、张杰等（2015）、鲍宗客（2016）等的方法，我们引入以下两种类型指标作为相关协变量。企业内部因素指标包括：（1）企业融资状况（*Finance*）。企业融资成本以及融资及时性是一个研发企业能否对研发项目进行持续性投入的关键。逯宇铎等（2014）认为融资能力越强的研发企业，其生存寿命也会越长。借鉴 Chen 和 Guariglia（2013）的做法，以企业的净营运资本占总资产的比例来衡量研发企业的融资状况。（2）企业规模（*Size*）。一般来说规模大的企业，其各职能部门都比较完善，风险控制的能力也比较强，企业在市场中的生存风险较低。我们以企业全部从业人员数量的对数来衡量。（3）全要素生产率（*TFP*）。Pakes 和 Ericson（1998）指出，在产业演化的过程中，企业通过生产率的高低对停留在市场还是退出市场进行自选择，企业退出市场选择是异质生产率之间的挤出效应。参考鲍宗客（2016）和毛其淋、盛斌（2013）等的做法，采用 Olley 和 Pakes（1996）的方法估算全要素生产率。（4）企业出口状况（*Export*）。于娇等（2015）发现虽然出口行为可以延长企业的存续时间，但过度依赖出口同样也会造成负面的影响，企业的生存时间反而会出现下降。鉴于此，本文引入研发企业出口强度以及出口强度平方项来反映这一问题，以企业出口金额占销售量的比例来衡量出口强度。

企业外部因素指标包括：（1）产业特征（*Industrial*）。一方面，中国政府的研发扶持政策在不同行业存在较大的差异，对新兴战略产业的扶持政策无疑是最突出的（张杰等，2015）；另一方面，产业的技术特征不同，不同企业的研发激励也存在很大的差异。这两方面的差异都会对研发企业的生存造成一定的影响。鉴于此，我们引入行业技术密集度（*Capital*）来控制研发行业间所存在的产业技术特征差异，以行业本科以上学历从业人员占总从业人员的比例来衡量。（2）地区虚拟变量（*Region*）。用以控制各个地方市场需求的差异和地方政府对研发企业扶持程度的不同而导致的研发企业生存风险的差异。引入两个虚拟变量——中部地区（*Middle*）和东部地区（*East*）来衡量这一地区差异。将中国 31 个省市自治区划分为东部、中部和西部三个区域：东部地区包括上海、浙江、江苏、北京、辽宁、吉林、黑龙江、山东、江苏、福建、天津和广东共 12 个地区；中部地区包括河北、河南、江西、湖北、湖南、海南、重庆、四川、山西共 9 个地区；西部地区包括内蒙古、青海、甘肃、广西、云南、贵州、西藏、新疆、陕西和宁夏共 10 个地区。

对于 Cox 风险模型，理论上一般采用偏似然估计进行求解（Fontana 和 Nesta, 2009）。为得到准确的偏似然回归，我们在采用 Cox 风险模型时需要注意两个方面的问题：一方面，Cox 风险模型需要处理好“捆绑”事件。Cox 风险模型与样本中个体事件发生的次序相关，如果在同一年份中多

个个体均发生“退出”事件,Cox 风险模型在模拟生存风险概率时可能会发生偏差。与已有文献类似,我们的处理逻辑是弱化“捆绑”事件发生顺序的作用。我们通过模糊离散过程构建总体样本的时间风险曲线,由此近似模拟某一时间段“退出”事件发生的可能性大小。另一方面,Cox 风险模型比例风险假设是否正确,也即协变量对研发企业生存风险的影响不随时间的变化而变化。一旦比例风险假设得不到满足,Cox 风险模型的设定形式则需要进一步调整。我们使用 PH 假设检验来验证 Cox 风险模型设定,我们发现,变量融资状况和企业规模的舍恩菲尔德残差与秩次变量之间的相关系数分别为 0.3732 和 0.1305,P 值分别为 0.0013 和 0.0456,表明融资状况和企业规模不符合比例风险假设。其他变量的检验结果为符合比例风险假设。

如果相关协变量的比例风险假设不成立,那么 Cox 风险模型的设定就需要进行适当的修正。我们在 Cox 风险模型的基础之上构建了非比例风险的 Cox 模型。在非比例风险的前提下,协变量的估计系数是样本研究期间的加权平均值。目前,非比例风险的 Cox 模型主要有两种形式,分层控制模型和时间依存变量模型。分层控制模型是将不满足比例风险假设的协变量进行分组,将非比例风险转换为阶段的比例风险从而实现修正,分层控制模型最大的缺点在于需要将不满足比例风险假设的协变量剔除出待估计的模型中。在本文的研究中,存在两个相关协变量不满足比例风险假设,若按照两个变量进行分层,将会出现四个分组,这会给模型的估计带来额外的负担。由此,我们摈弃分层控制模型而选择时间依存变量模型。时间依存变量模型假定模型中存在依时间变化的协变量,为反映这一特征,我们将模型中不满足比例风险假设的协变量与时间趋势项进行交互,将每一年协变量的估计系数进行加权平均,得到协变量影响生存风险的平均强度。那么当运用时间依存变量模型时,我们的计量模型就在方程(6)的基础上修改为如下的形式:

$$\begin{aligned} \ln\lambda(t, X) = & \ln\lambda_0(t) + \alpha_1 Property_i + \beta_2 Finance_i \times time + \beta_3 Size \times time + \beta_4 TFP \\ & + \beta_5 Export + \beta_6 Capital + \beta_7 East + \beta_8 Middle \end{aligned} \quad (7)$$

五、实证结果及进一步讨论

(一)知识产权保护程度与中国研发企业生存风险估计结果

表 2 汇总了知识产权保护与研发企业生存风险的时间依存 Cox 模型估计结果。需要说明的是,表 2 中估计系数所反映的是每变化一个单位的协变量,对研发企业生存风险的影响为系数的自然对数个单位。表 2 中风险比率则是 e 的估计系数次方,反映的是每变化一个单位的协变量,研发企业生存风险与变化前的比值。风险比率大于 1 意味着协变量会增加研发企业的生存风险,风险比率小于 1 则意味着协变量会降低研发企业的生存风险。

表 2 第(1)和(2)列的估计结果显示,知识产权保护水平与中国研发企业的生存风险显著负相关,显著性水平为 5%。平均而言,每增加一个单位的知识产权保护水平可以降低研发企业 22.57% 的生存风险。与这一结论具有可比性的是,史宇鹏等(2013)认为严厉的产权保护能够延长企业的生存时间。对企业进行产权保护的核心作用在于降低企业被他人或政府掠夺的风险,能够激励企业从长期利益最大化的角度制定经营策略,进而延长其存续时间。对于研发企业来说,研发技术是研发企业的核心资源,产权保护的直接目的是保护研发技术的独占性,其他企业想要低成本地获取研发技术就会变得困难。这一过程会逐渐地增加研发企业的研发收益,抑制研发企业在市场中的生存风险。因此,严厉的知识产权保护制度可以降低研发企业的生存风险。我们通

过一个中介效应模型来验证这一传导机制,将研发收益定义为企业销售利润率中新产品收入所占的比值($PProfit$),计算公式为销售利润率×新产品收入/营业收入,销售利润率为营业利润与销售收入的比值。第(1)、(3)和(4)列的估计结果验证了这一潜在传导机制的存在。第(3)列的估计结果表明知识产权保护水平能够导致研发企业研发收益的增加。而将研发收益作为协变量添加到方程(7)的模型中,如第(4)列所示,知识产权保护水平的估计系数由5%的显著性水平变得不显著,再结合第(1)列的估计结果,我们可以认为,在研发企业中,研发收益是知识产权保护水平和生存风险之间的完全中介因子,知识产权保护对研发企业生存风险的影响机制是由知识产权保护所带来的研发企业的收益所主导的,研发收益率低所造成的研究企业“不愿”创新可能是中国研发企业生存风险高的症结所在。

目前从中国的实际情况来说,国有研发企业占据了很大一部分比例,而国有研发企业的退出机制还较不完善,企业退出选择不是基于市场的原因,而更多的是受到行政力量的支配。因此,我们可以看到在市场中,部分连年亏损的僵尸企业仍然存活者。也就是说,这些僵尸企业的存在可能会对我们的经验估计产生一定程度的干扰。由此,我们剔除掉238个在样本观测期间连续亏损的僵尸企业,然后进行重新估计,估计结果如表2第(5)和(6)列所示。对比总体的估计结果可以发现,在剔除了行政因素对研发企业生存的干扰之后,无论是边际效应还是显著性水平都出现了一定幅度的增加,每降低一个单位的知识产权保护水平可以增加研发企业28.33%的生存风险,而且通过了1%水平上的显著性检验。这一影响效应排在所有协变量的第三位,仅次于企业规模和全要素生产率对研发企业生存风险的影响。这一结论说明,中国宽松的知识产权保护政策是当前研发企业生存风险较高的重要因素。

表2 知识产权保护与研发企业生存风险的时间依存Cox模型估计结果

| 解释变量 | 全部样本 | | 研发收益 | 生存风险 | 剔除僵尸企业样本 | |
|---------------------|--------------------------------|--------|----------------------|----------------------|----------------------|--------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| | 系数 | 风险比率 | 系数 | 风险比率 | 系数 | 风险比率 |
| Property | -0.256 [*] (0.133) | 0.7743 | 0.107*** (0.030) | -0.138 (0.054) | -0.333*** (0.029) | 0.7167 |
| PProfit | | | | 0.053** (0.003) | | |
| Finance × time | -0.065** (0.032) | 0.9368 | 1.362*** (0.164) | -0.060** (0.030) | -0.064** (0.030) | 0.9384 |
| Size × time | -0.384*** (0.095) | 0.6814 | 0.453*** (0.038) | -0.282** (0.096) | -0.394*** (0.096) | 0.6742 |
| TFP | -0.347*** (0.183) | 0.7069 | 0.143 (0.024) | -0.272*** (0.195) | -0.375*** (0.195) | 0.6875 |
| Export | 0.061 (0.074) | 1.0628 | 0.324*** (0.285) | 0.088 (0.088) | 0.081 (0.088) | 1.0846 |
| Export ² | -0.025 (0.028) | 0.9756 | 0.826* (0.019) | -0.023 (0.028) | -0.023 (0.028) | 0.9771 |
| Capital | 0.037 (0.107) | 1.0375 | 0.536*** (0.100) | 0.039 (0.107) | 0.037 (0.107) | 1.0382 |
| C | -0.054*** (0.099) | 0.9471 | 11.432*** (0.192) | -0.065*** (0.087) | -0.070*** (0.087) | 0.9327 |

续表 2

| 解释变量 | 全部样本 | | 研发收益 | 生存风险 | 剔除僵尸企业样本 | |
|---------------|--------------------------------|--------|-------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|--------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| | 系数 | 风险比率 | 系数 | 风险比率 | 系数 | 风险比率 |
| East | -0.054 [*] (0.058) | 0.9473 | 0.078 (0.061) | -0.051 [*] (0.058) | -0.044 [*] (0.053) | 0.9572 |
| Middle | -0.033 [*] (0.073) | 0.9676 | 0.057 [*] (0.024) | -0.032 [*] (0.073) | -0.037 [*] (0.071) | 0.9634 |
| LogLikelihood | -750.32 | | | -735.89 | -714.73 | |
| N | 2332 | 2332 | 2332 | 2332 | 2094 | 2094 |

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著,括号内为标准误;第(2)和(6)列是风险比率;N表示企业数量。

我们简要梳理一下协变量的估计结果,在所有协变量中,变量 *Size* 的风险比率最低,意味着企业规模是影响研发企业生存风险的最关键因素,规模越大研发企业的生存风险越低,其边际弹性达到31.86%。变量 *TFP* 的风险比率排在第二位,边际弹性为29.31%。生产率越高的研发企业则生存风险越低,这符合一般的逻辑。企业融资状况的风险比率同样小于1而且通过了5%的显著性检验,表明市场给研发企业提供融资便利能够降低研发企业的生存风险。需要注意的是,出口行为并没有和研发企业生存风险存在显著的线性关系,也没有与生存风险呈现倒“U”型的关系,这与已有文献的结论存在差异(Tsvetkova, Thill 和 Strumsky, 2014)。行业的技术密集度与研发企业生存风险的关系同样不显著,这可能与研发企业存在“寻补贴”相关。从不同地区来说,东部地区研发企业的生存风险是最低的,其次是中部,最后是西部。

(二)实质性创新企业和策略性创新企业的分类估计

前文的研究表明,目前中国较为宽松的知识产权保护政策增加了研发企业在市场中的生存风险,而其中的关键在于知识产权保护引起的研发收益率难以满足研发企业的预期。接下来我们将进一步探讨,在中国的创新政策下,一旦研发企业的研发行为出现扭曲,知识产权保护对研发企业的生存风险将如何变化。

由于研发周期的差异,在理论上要想确定一个研发企业的研发投入是属于实质性创新研发还是策略性创新研发存在较大的难度。大多数文献还仅限于停留在测度中国研发企业的整体研发效率上,这些文献均支持中国研发企业的研发效率较低(史欣向、梁彤缨,2013;刘和东,2011;傅晓霞,2011)。少部分文献讨论了研发企业的研发行为存在“寻补贴”以及“寻租”的动机(毛其淋、许家云,2015),在仅有的一篇文献中,黎文靖、郑曼妮(2016)将中国企业的创新类型划分为实质性创新和策略性创新,他们在实证研究中将发明专利和非发明专利的申请数量分别作为企业实质性创新和策略性创新的替代变量。

由于使用样本观测值的不同,我们的做法与黎文靖、郑曼妮(2016)稍有差别。事实上,实质性创新研发是以企业的产品创新为目的,目的是将研发投入转换为企业的新产品,而策略性创新是以获取其他利益或者竞争优势为目的,这类企业的研发目的更多的是将研发投入转化为技术秘密或者专利产品。因此,我们将实质性创新研发界定为研发企业的研发投入转化为新产品的能力。将策略性创新研发界定为研发企业的研发投入转化为专利产品,并没有形成企业的创新产品,这种研发可以归属为非效率研发。由于工业企业数据库并没有列出每一个企业获得专利的数据,我

们对2000年进入市场的2332家研发企业申请专利的数据通过国家专利局专利数据库进行手动搜集,以研发企业的中文名字进行匹配。考虑到研发投入数据和专利数据会存在一定的滞后期,我们将研发企业的专利数据延后至2010年。研发企业的研发数据和新产品产值数据可以通过工业企业数据库获得。由此,我们得到实质性创新研发企业1327个,策略性创新研发企业326个。这里需要说明的是,我们忽略了一种情形,即研发企业的研发投入既没有形成专利产品也没有转化为新产品的情形,我们对这类研发企业的679个数据予以剔除。

表3汇总了知识产权保护对这两类研发企业生存风险的时间依存Cox模型估计结果。第(1)和(2)列列出了实质性创新研发企业的估计结果。可以发现对于实质性创新研发企业来说,知识产权保护变量的风险比率显著小于1,知识产权保护水平可以降低实质性创新企业的生存风险。需要指出的是,相对于总体估计结果来说,实质性创新企业生存风险无论是风险比率还是在显著性水平上都要优于总体样本和排除行政因素样本的估计结果。这说明知识产权保护水平对实质性创新企业生存风险的影响效果是最强的。而从策略性创新研发企业的估计结果来说,如第(3)和(4)列所示。虽然知识产权保护变量的风险比率小于1,但是没有通过显著性检验。这说明知识产权保护对无效率创新企业生存风险的影响程度很低。这其中所隐含的潜在逻辑是,虽然知识产权保护政策保护了研发企业产品专利的独占权,让研发企业享受研发的收益,但是研发企业为了获取更多收入补贴、政治关系或者专利战的工具,而盲目地追求这种“研发博弈”。同时,这种研发行为的扭曲对企业的现金流是一个不小的冲击,一旦企业短期内融资成本上升,企业的生存风险就会增加。也就是说,一方面,知识产权保护通过专利独占性在降低这类研发企业的生存风险;另一方面,这类研发企业专利的军备竞赛使企业的生存风险增加。这两个相反的作用可能是策略性创新研发企业的生存风险对知识产权保护制度反应不敏感的原因。

总的来说,由创新政策所导致的研发扭曲问题,严厉的知识产权保护政策不是总能抑制研发企业的生存风险。知识产权保护对实质性创新企业生存风险的影响效应要明显大于策略性创新企业。中国创新政策的初衷应是引导研发企业将更多的研发资金投入到产品创新当中,而不是鼓励研发企业扭曲研发行为,将研发资金作为专利战争的工具,更不是将企业的研发活动作为寻求国家补贴、税收优惠甚至是寻租的手段。不可否认,中国研发企业研发行为扭曲的比例并不小,这类研发企业的存在会严重地干扰中国执行严厉知识产权保护政策的效果。

表3 实质性创新和策略性创新的时间依存Cox模型估计结果

| 解释变量 | 实质性创新 | | 策略性创新 | |
|--------------|----------------------|--------|----------------------|--------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| | 系数 | 风险比率 | 系数 | 风险比率 |
| Property | -0.404*** (0.105) | 0.6679 | -0.121 (0.131) | 0.8863 |
| Finance×time | -0.064** (0.058) | 0.9381 | -0.068** (0.051) | 0.9343 |
| Size×time | -0.433*** (0.134) | 0.6484 | -0.375*** (0.138) | 0.6873 |
| TFP | -0.378*** (0.157) | 0.6852 | -0.384*** (0.119) | 0.6812 |

续表 3

| 解释变量 | 实质性创新 | | 策略性创新 | |
|---------------------|----------------------|--------|----------------------|--------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| | 系数 | 风险比率 | 系数 | 风险比率 |
| Export | 0.041 (0.008) | 1.0418 | 0.065 (0.013) | 1.0674 |
| Export ² | -0.026 * (0.093) | 0.9747 | -0.022 * (0.091) | 0.9785 |
| Capital | 0.037 (0.101) | 1.0382 | 0.022 (0.103) | 1.0218 |
| C | -0.074*** (0.057) | 0.9286 | -0.061*** (0.064) | 0.941 |
| East | -0.086 * (0.051) | 0.9174 | -0.063 * (0.043) | 0.9389 |
| Middle | -0.042 * (0.068) | 0.9586 | -0.023 (0.070) | 0.9775 |
| LogLikelihood | -836.51 | | -721.87 | |
| N | 1327 | 1327 | 326 | 326 |

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著,括号内为标准误;第(2)和(4)列是风险比率;N表示企业数量。

六、结论及建议

研发企业是中国创新驱动战略实施的主体,其生存问题是这一战略能否有效执行的关键。目前中国研发企业的生存风险不容忽视,生存时间普遍低于欧美国家。本文从中国知识产权保护的视角来剖析其对研发企业生存风险的影响效应。具体来说,利用中国专利局专利数据库和中国工业企业数据库的合并数据,通过事件史分析方法动态追踪了2332家2000年进入市场的研发企业生存风险的演化态势,检验了知识产权保护对研发企业生存风险的影响程度及其内在的影响机制。研究发现:第一,中国研发企业的生存风险较高,生存时间仅为4.76年,在市场上存活八年以上的研发企业仅为13.54%,中国宽松的知识产权保护政策是中国研发企业生存风险偏高的一个重要原因。第二,知识产权保护水平能够降低中国研发企业的生存风险,每降低一个单位的知识产权保护水平可以增加研发企业22.57%的生存风险。如果将研发企业生存的行政因素排除在外,那么,知识产权保护程度对研发企业生存的边际效应会提升到28.33%。第三,研发收益是知识产权和生存风险之间的完全中介因子,研发收益率低所造成的研究企业“不愿”创新可能是中国研发企业生存风险高的症结所在。第四,由于创新政策所导致的研发行为扭曲问题,使知识产权保护仅能够对实质性创新企业的生存风险产生影响,而对研发行为扭曲的无效率研发企业的生存风险影响程度极低,而且这两者相关关系是不显著的。

基于以上发现,本文的政策建议为:第一,政府应当适当加大知识产权保护力度。根据研究结论,知识产权保护程度的提高可以降低研发企业的生存风险,宽松的知识产权保护制度是当前研发企业生存风险较高的重要因素。因此,政府应当适当加大知识产权保护力度,实施严厉的知识产权保护政策,来保护研发企业研发技术的独占性,增加研发企业研发收益率。第二,纠正研发企

业在研发行为上的扭曲。研究结论表明,严厉的知识产权保护政策在执行过程中对研发行为扭曲的企业没有显著影响。因此,政府在执行严厉的知识产权保护政策的同时,应当首先纠正创新政策导致的研发行为扭曲。一方面,将目前生产侧的补贴模式向产品侧转移,通过创新的程度来决定补贴的力度;另一方面,将目前政策执行过程中的“事后”环节的监督转变为全过程的监督,全面介入研发创新的事前、事中和事后环节。第三,完善研发企业的退出机制。本文的研究表明行政力量对研发企业退出选择的影响会增加总体研发企业的生存风险。目前,中国还存在着一定数量的僵尸研发企业,这些企业借助于行政的力量挤占了本该属于其他研发企业的生存资源。因此,应当完善僵尸研发企业的退出机制,对持续亏损、依靠政府输血等生存风险大的研发企业让市场对其“出清”。

参考文献:

1. 安同良、周绍东、皮建才:《R&D 补贴对中国企业自主创新的激励效应》,《经济研究》2009 年第 10 期。
2. 鲍宗客:《创新行为与中国企业生存风险:一个经验研究》,《财贸经济》2016 年第 2 期。
3. 陈凤仙、王琛伟:《从模仿到创新——中国创新性国家建设中的最优知识产权保护》,《财贸经济》2015 年第 1 期。
4. 陈勇兵、李燕、周世民:《中国企业出口持续时间及其决定因素》,《经济研究》2012 年第 7 期。
5. 陈艳莹、鲍宗客:《干中学与中国制造业的市场结构:内生性沉没成本的视角》,《中国工业经济》2012 年第 8 期。
6. 陈阵、王雪:《创新行为、沉没成本与企业生存》,《科学学与科学技术研究》2014 年第 10 期。
7. 傅晓霞:《企业研发效率测度与比较——以中国各地区大中型工业企业数据库为例》,《管理工程学报》2011 年第 10 期。
8. 黄健柏、白冰、曹裕:《企业和行业特征对湖南企业生存年限影响的实证研究》,《系统工程理论与实践》2010 年第 5 期。
9. 韩玉雄、李怀祖:《关于中国知识产权保护水平的定量分析》,《科学学研究》2005 年第 6 期。
10. 樊纲、王小鲁:《中国市场化指数报告 2011 版》,经济科学出版社 2011 年版。
11. 郭春野、庄子银:《知识产权保护与“南方”国家的自主创新激励》,《经济研究》2012 年第 9 期。
12. 李春涛、郭培培、张璇:《知识产权保护、融资途径与企业创新——基于跨国微观数据的分析》,《经济评论》2015 年第 1 期。
13. 黎文靖、郑曼妮:《实质性创新还是策略性创新?——宏观产业政策对微观企业创新的影响》,《经济研究》2016 年第 4 期。
14. 刘思明、侯鹏、赵彦云:《知识产权保护与中国工业创新能力——来自省级大中型工业企业面板数据的实证研究》,《数量经济技术研究》2015 年第 3 期。
15. 谌宇铎、戴美虹、刘海洋:《融资约束降低了中国研发企业的生存概率吗?》,《科学学研究》2014 年第 10 期。
16. 刘和东:《中国区域研发效率及其影响因素研究——基于随机前沿函数的实证分析》,《科学学研究》2011 年第 4 期。
17. 毛其淋、许家云:《政府补贴对企业新产品创新的影响——基于补贴强度“适度区间”的视角》,《中国工业经济》2015 年第 6 期。
18. 毛其淋、盛斌:《中国制造业企业的进入退出与生产率动态演化》,《经济研究》2013 年第 4 期。
19. 聂辉华、江艇、杨汝岱:《中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题》,《世界经济》2012 年第 5 期。
20. 江飞涛、李晓萍:《直接干预市场与限制竞争:中国产业政策的取向与根本缺陷》,《中国工业经济》2010 年第 9 期。
21. 史宇鹏、顾全林:《知识产权保护、异质性企业与创新:来自中国制造业的证据》,《金融研究》2013 年第 8 期。
22. 史欣向、梁彤缨:《社会资本影响了研发效率——基于中国省际面板数据的经验研究》,《科研管理》2013 年第 5 期。
23. 史宇鹏、和昂达、陈永伟:《产权保护与企业存续:来自制造业的证据》,《管理世界》2013 年第 8 期。
24. 王德文、王美艳、陈兰:《中国工业的结构调整、效率与劳动配置》,《经济研究》2004 年第 4 期。
25. 肖兴志、何文韬、郭晓丹:《能力积累、扩张行为与企业持续生存时间》,《管理世界》2014 年第 2 期。
26. 于娇、谌宇铎、刘海洋:《出口行为与企业生存概率:一个经验研究》,《世界经济》2015 年第 4 期。
27. 尹志峰、叶静怡、黄阳华、秦雪征:《知识产权保护与企业创新:传导机制及其检验》,《世界经济》2013 年第 12 期。
28. 张杰、陈志远、杨连星、新夫:《中国创新补贴政策的绩效评估:理论与证据》,《经济研究》2015 年第 10 期。
29. Allred, B. B., & Park, W. G., Patent Rights and Innovative Activity: Evidence From National and Firm Level Data. *Journal of International Business Studies*, Vol. 38, No. 6, 2007, pp. 878—900.
30. Buddelmeyer, H., Jensen, P. H., & Webster, E., Innovation and the Determinants of Company Survival. *Oxford Economic Papers*, No. 62, 2009, pp. 261—285.
31. Cefis, E., & Marsili, O., A Matter of Life and Death: Innovation and Firm Survival. *Industrial and Corporate Change*,

Vol. 14, No. 6, 2005, pp. 1—26.

32. Che, Y. , Lu, Y. , & Tao, Z. , Institutional Quality and Firm Survival, Working Paper, 2011.

33. Chen, M. , & Guariglia, A. , Internal Financial Constraints and Firm Productivity in China: Do Liquidity and Export Behavior Make a Difference. *Journal of Comparative Economics*, Vol. 41, No. 4, 2013, pp. 1123—1140.

34. Cohen, W. , Fifty Years of Empirical Studies of Innovative Activity and Performance. *Handbook of the Economics of Innovation*, Vol. 1, 2010, pp. 129—213.

35. Fu, X. , & Yang, Q. , Exploring the Cross-Country Gap in Patenting: A Stochastic Frontier Approach, *Research Policy*, Vol. 38, No. 7, 2009, pp. 1203—1213.

36. Fontana, R. , & Nesta, L. , Product Innovation and Survival in a High-Tech Industry. *Review of Industrial Organization*, Vol. 34, 2009, pp. 287—306.

37. Kim, Y. K. , Lee, K. , Park, W. G. , & Choo, K. , Appropriate Intellectual Property Protection and Economic Growth in Countries at Different Levels of Development. *Research Policy*, Vol. 41, No. 2, 2012, pp. 358—375.

38. Manjon, M. C. , & Araujo-Carod, J. M. , Firm Survival: Methods and Evidence. *Empirica*, Vol. 35, No. 1, 2008, pp. 1—24.

39. Olley, S. , & Pakes, A. , The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry. *Econometrica*, Vol. 64, No. 6, 1996, pp. 1263—1297.

40. Pakes, A. , & Ericson, R. Empirical Implications of Alternative Models of Firm Dynamics. *Journal of Economic Theory*, Vol. 79, No. 1, 1998, pp. 1—45.

41. Tsvetkova, A. , Thill, J. C. , & Strumsky, D. , External Effects of Metropolitan Innovation on Firm Survival: Non-Parametric Evidence from Computer and Electronic Product Manufacturing, and Healthcare, in K. Kourtit, P. Nijkamp and R. Stimson, R. (eds.), *Applied Regional Growth and Innovation Models*. Berlin Heidelberg: Springer Verlag, 2014, pp. 83—106.

Intellectual Property Protection, Innovation Policy and Survival Risk in the Chinese RD Firms

——An Event History Analysis Method

BAO Zongke (Zhejiang University of Finance and Economic, 310018)

Abstract: The RD firm's survival is the key issue for the implementation of innovation driving strategy in China, but few studies focus on this problem. The paper investigates systematically the effect intellectual property rights protection system to the RD firm's survival risk. Specifically, we use event history analysis to track 2332 firm which entered market in 2000 and employ time dependent Cox model to measure it. We find that, first of all, China's lax intellectual property protection system is an important factor to explain the high side of the RD firm's survival risk. An additional unit of the intellectual property protection level can reduce the survival risk of RD firms about 22. 57%. If we exclude administrative factor, the marginal effect is up to 28. 33%. Second, the RD earnings is the complete intermediary factor between survival risk and intellectual property protection system. Finally, intellectual property protection system can only affect the substantial innovation enterprise's survival risk, which almost cannot impact strategic innovation RD firm. Therefore, the government should establish a mechanism to reverse the distortion behavior of RD firm to improve the system of intellectual property rights protection.

Keywords: Intellectual Property Protection, Survival Risk, Cox Model, Event History Analysis

JEL: D21, L25, L60

责任编辑:老牛