

专利侵权诉讼、审理周期与关键技术创新战略

郭彦彦 吴福象¹

【摘要】: 全面深化改革专利侵权诉讼的审判机制是优化科技创新法治环境的重要内容, 基于沪深 A 股上市企业的司法判例及专利数据, 研究了专利侵权诉讼的审理周期对技术创新的影响及其内在作用机理。研究发现, 较长的审理周期显著抑制原告中小企业关键技术创新, 促进原告大企业非关键技术创新。作用机制分析表明, 研发投入是审理周期抑制关键技术创新的中介变量, 诉讼次数是审理周期促进非关键技术创新的中介变量。从企业生命周期来看, 较长的审理周期主要抑制成长期中小企业的技术创新, 促进成长期大企业的非关键技术创新, 加剧了关键技术创新“规模错配”下的“阶段错配”困境。

【关键词】: 专利侵权诉讼 审理周期 企业生命周期

【中图分类号】: F062.9 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1009-2382(2021)08-0106-09

一、引言

面临世界经济形势动荡及国内经济增长动力不足的双重困境, 创新驱动内涵式增长成为助推中国经济高质量发展的重要抓手(张军扩等, 2019;唐松等, 2020), 而顺利实施创新驱动战略的关键在于有效激发微观企业的技术创新能力。总体上来看, 中国的科技水平获得了巨大提升, 然而, 中国企业的专利创新活动始终存在“量高质低”“专利泡沫”等严重问题, 导致企业关键核心技术面临“卡脖子”困境(黎文靖和郑曼妮, 2016;张杰和郑文平, 2018)。技术创新是一项具有投资专用性及高风险性的活动, 关键技术创新所需要的资产专用性及面临的风险性更强, 因此企业进行关键技术创新的前提是确保拥有对产品关键技术或核心工艺的排他性使用权。这就要求中国的专利制度可以为企业培育公平竞争的创新环境, 而专利侵权诉讼的审判机制是专利制度改革的重点内容。

随着企业专利规模的快速增长, 专利侵权现象呈现频发态势。相关研究表明, 专利侵权诉讼是捍卫企业专利权的最后一道屏障(潘越等, 2016), 其中, 社会公众关注度最高、满意度最低的是专利权诉讼的司法执法效率和判赔额度(王海成和吕铁, 2016)。据北大法宝司法判例数据统计, 中国专利侵权诉讼案件的审理周期普遍较长, 大部分专利诉讼案件的审理周期在 180 天以上, 高于《民事诉讼法》规定的最长 6 个月审判时间。2020 年 11 月 30 日中央政治局第 25 次集中学习的重要内容之一便是“要提高知识产权审判质量和效率, 提升公信力”。一般来说, 较长的审理周期削弱了专利侵权诉讼对创新成果的保障效应, 不利于企业进行技术创新(杨高举和黄先海, 2018)。由此引起本文进一步思考的是, 较长的审理周期对关键技术创新是否存在负向影响? 还是仅不利于非关键技术创新? 为解决上述问题, 本文从专利侵权诉讼的视角切入, 以沪深 A 股上市企业为研究样本, 通过手动搜集司法判例及专利数据, 在理论分析的基础上实证检验了审理周期对技术创新的影响。

本文力争从以下方面体现创新点: 第一, 探究专利侵权诉讼的审理周期对关键技术创新及非关键技术创新的影响, 拓展专利权司法保护与微观企业创新的研究, 并丰富企业实质性创新与中国经济高质量发展的相关研究; 第二, 考察审理周期影响技术创新的内在作用机理, 有助于深入梳理审理周期到企业创新的传导机制; 第三, 从企业异质性的角度, 探究审理周期对不同类型企业技术创新的影响差异, 为研究专利制度与企业创新的联系提供更加微观的基础。

作者简介: 郭彦彦, 南京大学经济学院博士生;

吴福象, 南京大学经济学院教授、博士生导师(南京 210093)。

基金项目: 国家社会科学基金重大项目“中国深度参与全球创新链治理的机制、路径与政策研究”(编号: 20&ZD123);国家自然科学基金面上项目“中国制造业关键核心技术创新突破及实现路径研究”(编号: 72073061)

二、理论分析与研究假说

1. 审理周期与技术创新

本文认为, 较长的审理周期易通过削弱研发投入抑制企业关键技术创新。对于原告来说, 一是较长的审理周期提高企业的维权成本, 不利于企业增加研发投入。在数字经济时代, 顾客需求多样化, 产品更新换代速度快, 市场竞争异常激烈, 较长的审理时间极易导致案件审理未结束而新产品已被淘汰出局的局面(王海成和吕铁, 2016), 而关键技术往往作为诀窍内嵌于新产品之中(Tassey, 2002)。二是较长的审理周期易降低原告胜诉率及诉讼率, 从而削弱企业的研发动机。在司法程序中, 原告存在逆向选择行为(张维迎和柯荣住, 2002)。多次交换证据、质证的时间会延长审理周期, 也会干扰法官及时作出正确的判决, 这将降低原告在专利侵权诉讼案件中的胜诉率, 导致原告不得不放弃需要付出较高维权成本的司法救济。相关研究表明, 专利价值随着专利生命周期的延续而递增(Sherry 和 Teece, 2004), 诉讼率的下降降低原告专利价值及研发投入预期收益。

对于被告来说, 专利侵权诉讼案件如果长时间未解决, 被告的市场声誉及品牌形象会受到严重的负面影响, 企业可能会降低刚性的研发支出以缓解创新成果不被市场认可的风险。此外, 品牌形象受损可能会增强企业的融资约束, 尤其可能将外商直接投资排斥出门外, 而外商直接投资是获得关键核心技术的关键途径(吴延兵, 2008)。另一方面, 较长的审理周期降低了被告的侵权成本。侵权与诉讼是一个重复博弈过程, 原告发起诉讼概率的降低意味着被告面临的诉讼风险降低。诉讼风险越小, 被告的侵权成本越低, 此时被告倾向于通过专利侵权获取市场现有的创新成果, 且自主创新动机下降。据此, 提出假说:

假说 1: 专利诉讼案件的审理周期越长, 企业关键技术创新能力越弱。

在专利侵权诉讼过程中可能存在的一个现象是较长的审理周期提升最终的判赔额度(毛昊等, 2017)。比如较长的审理周期给予了原告充分的机会搜集证据, 利用证据原告能够证明自己的被侵权损失或者被告的侵权收益, 这能够提升原告胜诉及获得非法定赔偿的概率, 对于原告来说是一种创新能力的肯定。与法定赔偿额相比, 非法定赔偿额能够在覆盖创新成本的同时更大幅度缓解企业的资金约束, 这对于融资能力差的企业来说诱惑也是极大的。另外与关键技术创新相比, 非关键技术创新所需时间较短、研发投入较低, 因此非法定赔偿更加贴近非关键技术的诉讼收益预期, 使得审理周期越长, 原告进行非关键技术创新的动机越强。另外, 判赔额度的增加也会提升原告通过多次诉讼获得较高赔偿的动机。相关研究表明, 专利的储备结构与专利诉讼结构具有高度耦合性(尹志峰, 2018), 而企业往往拥有更高份额的非关键技术专利, 因此较长的审理周期会提升非关键技术专利的诉讼次数, 从而促进原告的非关键技术创新。

对于被告来说, 如果较长的审理周期提升了判赔额度, 对被告也起到了更强的震慑和警示作用, 有利于提升被告对技术创新的重视度, 激励被告通过储备专利增强自身竞争力。然而面临激烈的市场竞争, 考虑到关键技术创新的高风险性, 被告更加倾向于加强非关键技术创新, 从而可以快速向市场释放自身竞争能力强、经营状况好的虚假信号, 进而弥补较长审理周期对企业声誉及融资约束带来的负面影响。据此, 提出假说:

假说 2: 专利诉讼案件的审理周期越长, 企业非关键技术创新能力越强。

2. 审理周期与技术创新: 诉讼地位差异

中国的司法诉讼体系秉持“谁主张, 谁举证”的原则, 因此在专利侵权诉讼程序中, 原告需要提供相应的证据。由于被控产品销售渠道的特殊性或自身取证能力等因素的限制, 原告有时无法获取被控侵权产品的实物, 即使通过摄影摄像等途径也无法完全展示出被控侵权技术方案。除此之外, 与被控产品侵权行为的其余大部分证据均掌握在被告手中, 以最大化利益为原则的大部分被告态度比较消极, 既不能提出有力的反驳理由也不肯积极参与新的鉴定程序, 目的在于提高自己在专利侵权诉讼程序中的主动权。由此发现, 由于在专利侵权诉讼的举证环节被告享有更充分的自我保护权利, 如果审理周期较长, 将激励原告

进行非关键技术创新。

在山特维克知识产权股份有限公司诉浙江美安普矿山机械股份有限公司侵害发明专利权纠纷案中，法院采信了单方鉴定意见的司法标准，这一标准纳入了原告方技术调查官、技术咨询专家等成员的建议。这种举证方式通过缩短审理周期提高审判效率，反而有利于激励原告进行技术创新。反之，较长的审理周期提升原告在专利侵权诉讼程序中的不利地位，从而扩张原告的关键技术创新动力不足缺口。据此，提出假说：

假说 3: 审理周期对原告关键技术创新的抑制作用及非关键技术创新的促进作用更强。

3. 审理周期与技术创新：企业规模差异

依据企业规模可以将企业划分为大企业和中小企业，相比于大企业，中小企业具备较低的专利保护意识，专利储备较少。因此，较长的审理周期会增强中小企业创新的不确定性风险，使中小企业的品牌价值及未来收益受损，现金流趋于紧张。再加上中小企业的专利布局及管理能力较弱，没有专业的专利创新及成果转化机构，为避免被市场淘汰，中小企业的目标更加专注于缩减刚性支出改善盈利状况，可能并不特别注重技术创新。反之，大企业有更强能力缴纳专利费、购买专利池，即使延长专利侵权诉讼的审理周期，大企业也可以利用专利池分散风险，因此大企业的关键技术创新战略对审理周期的敏感度低于中小企业。

另外，政治关联可以作为法律保护的替代机制来保护企业利益(Bai 等，2006;吴超鹏和唐药，2016)。与中小企业相比，大企业的社会关系更加复杂，能够通过“寻租”活动在诉讼过程中获得更高的侵权赔偿额，这将激励大企业通过提升非关键技术创新能力向外界释放竞争能力强的虚假信号。反之，中小企业的社会关系相对匮乏，融资约束更强，专利侵权诉讼可能是中小企业维护技术创新成果的最后根“救命稻草”。如果专利诉讼案件的审理周期较长，可能会彻底击垮中小企业通过创新申请专利的动机。据此，提出假说：

假说 4: 审理周期对中小企业关键技术创新的抑制作用更强，对大企业非关键技术创新的促进作用更强。

三、研究设计

1. 样本选择

本文以沪深两市 A 股上市企业为研究对象，构建 2010 年至 2018 年的数据集，实证检验审理周期对技术创新的影响。在进行实证检验之前，本文对数据作了以下处理：剔除 ST 类及*ST 类样本；剔除金融及房地产行业企业的样本；剔除数据存在空缺的样本；对数据进行 1%和 99%分位的 Winsorize 缩尾处理。最终得到包含 11836 个观测值的面板数据。

2. 模型构建

$$pt_{it} = \beta + \beta_1 time_{it} + \beta_2 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

模型(1)中， pt_{it} 表示 t 年企业 i 的技术创新能力，本文将其细分为关键技术创新(ipt)及非关键技术创新($nipt$)。 $time$ 表示专利侵权诉讼的审理周期， X 为系列控制变量， ε 为扰动项。系数 β_1 代表审理周期影响技术创新的总效应。另外，基于理论分析，本文为进行影响机制分析，在模型(1)的基础上，构建了以下中介效应模型：

$$\begin{aligned} mediator_i &= \alpha + \alpha_1 time_i + \alpha_2 X_i + \varepsilon_i & (1) \\ pt_i &= \gamma + \gamma_1 time_i + \gamma_2 mediator_i + \gamma_3 X_i + \varepsilon_i & (2) \end{aligned}$$

其中, $mediator$ 代表中介变量, $\alpha_1 \times \gamma_2$ 表示审理周期通过中介变量影响技术创新的中介效应。在回归过程中, 上述模型均采取了年份、行业和省份固定效应。

3. 变量选择

(1) 被解释变量。

专利在度量创新水平方面更有含金量(Aghion 等, 2005), 本文借鉴相关研究(唐松等, 2020; 黎文靖和郑曼妮, 2016), 以有效授权的发明专利规模作为关键技术创新的代理变量, 以有效授权的实用新型专利规模作为企业非关键技术创新的代理变量。具体原因在于, 与实用新型专利相比, 国家知识产权局对发明专利的创造性和非显而易见性审查要求较高(张陈宇等, 2020)。在创新实践中, 与实用新型专利相比, 创新发明专利也需要更高的研发投入及研发周期, 并具有更高的经济效益(李兵等, 2016)。由此可认为, 在表征关键技术与非关键技术创新能力方面分别选取发明专利与实用新型专利具有一定的合理性。

专利的具体数据来源于国家知识产权局, 本文从其中的专利检索系统手动搜集了上市企业及其子公司、合营联营企业的发明专利和实用新型专利有效授权数据。其中, 上市企业的子公司及其合营联营公司名单来源于 CSMAR 和 CNRDS 数据库。为尽可能减少上市企业子公司及合营联营公司数目的缺失, 本文依照上海和深圳证券交易所所有上市企业合并报表中的“长期股权投资”类目对所属公司名单进行了补充。考虑到部分企业不存在创新活动, 本文对专利数据加 1 取对数。

(2) 核心解释变量。

借鉴吴超鹏和唐菡(2016), 本文采用法院受理专利侵权诉讼案件的时间到审结案件的间隔天数作为审理周期($time$)的代理变量。数据来源于北大法宝司法判例数据库, 按照上市企业及其子公司、合营联营公司名单, 本文从中筛选了上市企业诉讼案由为侵害发明专利权纠纷或侵害实用新型专利权纠纷的民事一审判决书。在这过程中, 手动记录每件专利侵权诉讼判例的实际受理时间与结案时间, 并进一步计算从受理案件到审结案件所用的天数。若企业在同一年份涉及多个判例, 则以企业为单位计算所有案件审理天数的平均值作为审理周期的代理变量。由于部分企业在 2010 年到 2018 年间不涉及专利侵权诉讼, 本文对审理周期指标加 1 取对数。

(3) 控制变量。

考察审理周期对技术创新的影响时可能遇到的问题是部分专利侵权诉讼案件审理时间较长是因为案情较复杂, 而不是诉讼程序的不必要耽搁。此外, 上市企业的市场规模及盈利能力较强, 与法定赔偿额度相比, 其创新决策受判赔额度是否达到非法定赔偿的影响较大。因此, 本文按照判赔额度是否大于 100 万元构造了是否非法定赔偿的虚拟变量($money$)作为控制变量加入了模型。

此外, 借鉴相关研究(Nagaoka 等, 2010; 余明桂等, 2016), 本文还加入了企业的自身特征变量以排除其他因素的干扰, 主要有研发投入强度(rdi)、负债能力($leverage$)、年龄(age)、资金约束(roa)、行业竞争程度(hhi)、固定资产规模(ppe)、全要素生产率(tfp)及企业产权性质($state$)。所有控制变量均取对数并进行滞后一期处理, 相关数据来源于 CSMAR 及 CCER 数据库。其中, 研发投入数据在 2006 年之前存在大量缺失, 因此本文从 Wind 数据库搜索了 2006 年之后的研发投入数据, 并按照存量公式 $k_t = \sigma k_{t-1} + \Delta k_t$ 计算了研发投入存量, 折旧率 σ 为 15%。另外, 为避免同时性偏差与样本选择偏差可能导致的内生性问题, 对于

全要素生产率本文采用半参数 OP 法测算(鲁晓东和连玉君, 2012; Olley 和 Pakes, 1996), 主营业务收入和固定资产净值指标分别通过工业品出厂价格指数和固定资产价格指数进行了平减。

在进行基准回归之前, 本文以是否经历过专利侵权诉讼划分样本, 对审理周期的经济影响进行组间差异检验, 主要对比不同组别企业发明及实用新型专利水平的均值及组别均值差异的显著性。由表 1 可看出, 对于原告及被告来说, 未发生诉讼企业的发明专利水平均没有显著高于存在审理周期的企业, 与假说 1 不符。另外, 未发生诉讼企业的实用新型专利水平均显著低于拥有审理周期的企业, 与假说 2 相符。

表 1 主要变量的均值差异检验结果

变量	经历诉讼的 原告	未发生诉讼 的企业	均值检验	经历诉讼的 被告	未发生诉讼 的企业	均值检验
ipt	2.315	2.261	0.5967	2.831	2.260	0.9747
nipt	3.007	2.349	0.0009	3.470	2.349	0.0000

四、实证检验

1. 基准回归

基准回归结果如表 2 所示, 其中表 2 列(1)、(3)是审理周期对原被告关键技术创新影响的回归结果, 列(2)、(4)是审理周期对原告非关键技术创新影响的回归结果。结果显示, 审理周期对原告关键技术创新的影响系数为正但不显著, 对非关键技术创新的影响系数均在 5%的水平上显著为正。这一发现与假说 1 不符, 与假说 2 相符, 并与均值差异检验的结论一致。进一步, 对比原被告审理周期对非关键技术创新的影响系数, 发现审理周期对被告非关键技术创新的促进作用显著大于原告, 这与假说 3 也不符。至此发现, 较长的审理周期对涉诉企业的关键技术创新不存在明显影响, 同时显著激励了企业进行非关键技术创新。对于涉诉企业而言, 较长的审理周期没有为企业及时营造公平竞争的营商环境, 理应至少会对原告企业的创新决策产生负面影响。依据假说 4, 企业规模是决定审理周期对技术创新影响效应的重要因素。因此, 本文按照国家统计局企业规模的划分标准, 同时参考营业收入、员工人数及总资产三项指标将企业划分为大企业及中小企业, 进行了分样本回归。

表 2 审理周期对技术创新影响的基准回归结果

变量	原告		被告	
	(1) ipt	(2) nipt	(3) ipt	(4) nipt
time	0.1140	0.1206**	0.1229	0.1758**
	(0.0948)	(0.0598)	(0.0780)	(0.0683)
money	0.5404**	0.5700**	0.5200	0.2750
	(0.2538)	(0.2359)	(0.3605)	(0.4222)
rdi	0.1849***	0.0676***	0.1849***	0.0682***

	(0.0256)	(0.0250)	(0.0236)	(0.0250)
roa	1.0466***	0.9476***	0.9213***	0.9514***
	(0.1739)	(0.1451)	(0.1579)	(0.1455)
age	-0.1020	-0.1752*	-0.2503***	-0.1763*
	(0.0984)	(0.0902)	(0.0903)	(0.0902)

(续表)

变量	原告		被告	
	(1)ipt	(2)nipt	(3)ipt	(4)nipt
hhi	0.4765***	0.1685**	1.9043***	0.1693**
	(0.0829)	(0.0798)	(0.0826)	(0.0798)
leverage	-0.4618***	-0.5221***	-0.4799***	-0.5201***
	(0.0454)	(0.0414)	(0.0454)	(0.0411)
ppe	0.0281	0.0928**	0.0666	0.0910**
	(0.0416)	(0.0370)	(0.0419)	(0.0372)
tfp	1.2649*** (0.3442)	0.9859*** (0.3116)	0.7928** (0.3402)	0.9935*** (0.3120)
state	0.5543***	0.2947***	0.5726***	0.2978***
	(0.0745)	(0.0653)	(0.0749)	(0.0654)
cons	-2.6645***	0.2580	-11.5092***	0.2342
	(0.9484)	(0.9080)	(1.0444)	(0.9078)
年份	Y	Y	Y	Y
行业	Y	Y	Y	Y
省份	Y	Y	Y	Y
N	11211	11211	11211	11211
R ²	0.3441	0.3877	0.2349	0.3870

回归结果如表 3 和表 4 所示。其中，表 3 是按照企业规模分类检验审理周期对关键技术创新影响的回归结果，表 4 是按照

企业规模分类检验审理周期对非关键技术创新影响的回归结果。首先，表 3 回归结果显示，在原告及被告企业中，审理周期对原告大企业关键技术创新的影响系数均不显著，对原告中小企业关键技术创新的影响系数-0.0366 在 10%水平上显著为负，这表明较长的审理周期的确会抑制关键技术创新，与假说 1 相符，只不过对原告中小企业的抑制作用更强，部分验证假说 3 及假说 4。另外，观察表 4 回归结果发现，审理周期对原告大企业非关键技术创新的影响系数 0.1926 在 1%水平上显著为正，对被告大企业非关键技术创新的影响系数 0.1395 在 5%水平上显著为正，这表明审理周期越长，对原告大企业非关键技术创新的促进作用更强，与假说 3 及假说 4 部分相符，至此假说 3 与假说 4 得到全部验证。综上发现，较长的审理周期主要抑制原告中小企业的创新，促进原告大企业的非关键技术创新，从而导致了关键技术创新的“规模错配”问题，不利于技术创新的结构优化及产业升级。

表 3 审理周期对关键技术创新的影响——按照企业规模分类的回归结果

变量	原告		被告	
	大企业	中小企业	大企业	中小企业
time	0.1425	-0.0366*	0.0981	-0.0683
	(0.1095)	(0.0861)	(0.0801)	(0.0472)
money	0.5777**	0.0020	0.4598	-0.3302**
	(0.2640)	(0.5025)	(0.3860)	(0.1500)
rdi	0.1967***	0.1341***	0.1984***	0.1341***
	(0.0278)	(0.0493)	(0.0256)	(0.0492)
roa	1.1936***	0.3127	1.0210***	0.3128
	(0.2197)	(0.1988)	(0.1919)	(0.1990)
age	-0.1576	-0.0571	-0.3114***	-0.0562
	(0.1108)	(0.1376)	(0.1014)	(0.1376)
hhi	0.4881***	0.2750	1.9717***	0.2718
	(0.0975)	(0.1767)	(0.0948)	(0.1770)
leverage	-0.4646***	-0.0326	-0.5031***	-0.0325
	(0.0559)	(0.0568)	(0.0559)	(0.0574)
ppe	-0.0037	-0.0051	0.0173	-0.0057
	(0.0523)	(0.0469)	(0.0522)	(0.0469)
tfp	1.7307***	0.4078	1.1912***	0.4036
	(0.4122)	(0.4858)	(0.4053)	(0.4876)
state	0.4994***	0.3572**	0.5280***	0.3575**

	(0.0779)	(0.1579)	(0.0782)	(0.1578)
--	----------	----------	----------	----------

(续表)

变量	原告		被告	
	大企业	中小企业	大企业	中小企业
cons	-3.4109***	-1.5050	-12.5337***	-1.4769
	(1.1134)	(1.6306)	(1.2070)	(1.6350)
年份	Y	Y	Y	Y
行业	Y	Y	Y	Y
省份	Y	Y	Y	Y
N	9094	2117	9094	2117
R ²	0.3626	0.3958	0.2450	0.3958

表4 审理周期对非关键技术创新的影响——按照企业规模分类的回归结果

变量	原告		被告	
	大企业	中小企业	大企业	中小企业
time	0.1926***	-0.1857***	0.1395**	0.0655
	(0.0630)	(0.0646)	(0.0691)	(0.0722)
money	0.6612***	-0.3365	0.1978	-0.5898
	(0.1945)	(0.4197)	(0.4492)	(0.7347)
rdi	0.0800***	-0.0040	0.0813***	-0.0009
	(0.0273)	(0.0460)	(0.0274)	(0.0460)
roa	1.0536***	0.2458*	1.0642***	0.2463*
	(0.2032)	(0.1476)	(0.2049)	(0.1481)
age	-0.1941*	-0.2696**	-0.1975*	-0.2683**
	(0.1015)	(0.1244)	(0.1015)	(0.1242)
hhi	0.1284	0.0504	0.1293	0.0481

	(0.0879)	(0.1740)	(0.0878)	(0.1744)
leverage	-0.5200***	-0.1559***	-0.5174***	-0.1586***
	(0.0506)	(0.0533)	(0.0507)	(0.0544)
ppe	0.0642	0.0552	0.0589	0.0519
	(0.0456)	(0.0469)	(0.0458)	(0.0466)
tfp	1.4690***	0.0637	1.4662***	0.0288
	(0.3711)	(0.3898)	(0.3725)	(0.3938)
state	0.2544***	0.0379	0.2604***	0.0425
	(0.0687)	(0.1424)	(0.0688)	(0.1421)
cons	-0.2433	1.2969	-0.2512	1.3878
	(1.0348)	(1.4511)	(1.0349)	(1.4572)
年份	Y	Y	Y	Y
省份	Y	Y	Y	Y
行业	Y	Y	Y	Y
N	9094	2117	9094	2117
R ²	0.4061	0.3981	0.4042	0.3966

2. 稳健性检验

考虑到部分企业不存在创新活动，导致专利数据出现零值累积的数据特征，为避免回归结果可能存在的样本选择性偏误，本文采用 Tobit 模型进行了稳健性检验，回归结果如表 5 和表 6 所示。其中，表 5 为审理周期影响关键技术创新的回归结果，表 6 为审理周期影响非关键技术创新的回归结果。

表 5 回归结果显示，与基准回归结果不同的是，审理周期对原被告中小企业关键技术创新的影响系数均显著为负，这表明回归结果确实受数据分布特征的影响。但对比系数发现，审理周期越长，越不利于原告中小企业进行关键技术创新，这与基准回归的结论一致。另外，表 6 的回归结果表明，审理周期对原被告非关键技术创新的影响系数均显著为正，并且从企业规模来看，较长的审理周期更加显著地促进了原告大企业的非关键技术创新，这与基准回归的结论也一致。由此发现，在考虑到专利数据特征的影响后，本文的基准回归结论具有稳健性。

表 5 审理周期对关键技术创新影响的 Tobit 模型回归结果

变量	全部样本		原告		被告	
	原告	被告	大企业	中小企业	大企业	中小企业

time	0.1650 (0.1232)	0.1405 (0.0901)	0.1948 (0.1323)	-0.1813*** (0.1149)	0.1096 (0.0925)	-0.1147*** (0.0406)
controls	all	all	all	all	all	all
cons	-3.0958*** (1.1886)	-15.365*** (1.2643)	-3.5964*** (1.3590)	-2.8644 (2.2229)	-15.946*** (1.4248)	-2.7783 (2.2295)
年份	Y	Y	Y	Y	Y	Y
省份	Y	Y	Y	Y	Y	Y
行业	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	11211	11211	9094	2117	9094	2117
Pseudo R ²	0.1105	0.0658	0.1171	0.1383	0.0690	0.1380

表 6 审理周期对非关键技术创新影响的 Tobit 模型回归结果

变量	全部样本		原告		被告	
	原告	被告	大企业	中小企业	大企业	中小企业
time	0.1197* (0.0643)	0.1774*** (0.0688)	0.1982*** (0.0696)	-0.2244** (0.1011)	0.1401** (0.0698)	0.0815 (0.0770)
controls	all	all	all	all	all	all
cons	-0.4504 (1.0185)	-0.4779 (1.0185)	-0.9116 (1.1418)	0.2831 (1.7805)	-0.9233 (1.1422)	0.4038 (1.7877)
年份	Y	Y	Y	Y	Y	Y
省份	Y	Y	Y	Y	Y	Y
行业	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	11211	11211	9094	2117	9094	2117
Pseudo R ²	0.1269	0.1266	0.1337	0.1412	0.1329	0.1405

五、进一步分析

1. 影响机制分析

前文仅刻画了审理周期对企业技术创新的影响效应，具体的作用机制黑箱仍未打开，对影响渠道的分析也有助于验证理论分析的合理性。本文理论分析认为，较长的审理周期通过削弱研发投入抑制企业的关键技术创新，通过多次诉讼或提升判赔额

度促进非关键技术创新。由于判赔额度是基准回归模型的重要控制变量，为此本文另外选取研发人员投入(rde)、诉讼次数(count)等相关因素作为中介变量，采用中介效应模型研究了审理周期对技术创新的影响机制，回归结果如表 7 所示。

其中，列(1)–(4)是诉讼次数作为审理周期影响原告及原告大企业非关键技术创新中介变量的回归结果，列(5)、(6)是研发人员投入作为审理周期影响原告中小企业关键技术创新中介变量的回归结果。结果显示，列(1)、(3)中审理周期对诉讼次数的影响系数 0.1179 和 0.1341 均显著为正。进一步观察列(2)、(4)发现，审理周期对非关键技术创新的影响系数 0.0278 和 0.0983 为正但不显著，并且诉讼次数对非关键技术创新的影响系数 0.3025 和 0.2735 均在 5%水平上显著为正，结合列(1)、(3)的回归结果，发现诉讼次数是审理周期促进原告及原告大企业非关键技术创新的中介变量，其中中介效应占总效应的比例分别为 29.57% 和 19.04%。对于关键技术创新而言，列(5)中审理周期对研发人员投入的影响系数-0.1366 在 1%水平上显著为负，此外列(6)中研发人员投入对关键技术创新的影响系数 0.1144 在 1%水平上显著为正，并且审理周期对关键技术创新的影响系数-0.0102 不显著，表明研发人员投入是审理周期抑制关键技术创新的中介变量，其中中介效应占总效应的比例为 42.7%。因此从影响机制分析来看，较长的审理周期通过提升诉讼次数促进原告大企业非关键技术创新，通过削弱研发人员投入抑制原告中小企业的技术创新，所以本文的理论分析具有合理性，并且本部分影响机制的分析再次验证了基准回归结果的稳健性。

表 7 审理周期对技术创新的影响机制回归结果

变量	(1)count	(2)nipt	(3)count	(4)nipt	(5)rde	(6)ipt
time	0.1179** (0.046)	0.0278 (0.0663)	0.1341*** (0.0496)	0.0983 (0.0692)	-0.1366*** (0.035)	-0.0102 (0.0858)
count		0.3025** (0.128)		0.2735** (0.124)		
rde						0.1144*** (0.0374)
controls	all	all	all	all	all	all
cons	-0.0685 (0.0535)	-0.1443 (0.8860)	0.0545 (0.0518)	-0.4855 (1.0018)	0.9005 (1.4682)	-1.5576 (1.6869)
年份	Y	Y	Y	Y	Y	Y
省份	Y	Y	Y	Y	Y	Y
行业	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	11211	11211	9094	9094	2117	2117
R ²	0.6989	0.3740	0.7458	0.3888	0.8828	0.3667
中介效应	0.0357		0.0367		-0.0156	
中介效应占比	29.57%		19.04%		42.7%	

2. 企业生命周期分析

与技术生命周期相似，企业也存在从出生到衰退的生命周期特征。企业生命周期理论认为，不同发展阶段的企业在投资战略、研发创新意图、市场前景等方面差别迥异。相关研究表明，衰退期企业存在制度保守、科层繁冗或管理层激励不足等问题，且研发投入水平较低，进行关键技术创新的资源储备不足，而成长期和成熟期企业发展前景宽广，拥有着更强烈的创新动能，并且与成熟期企业相比，成长期企业面临的内源式及外源式融资约束更强(李云鹤等，2011;刘诗源等，2020)。因此从企业生命周期来看，应加快释放成长期及成熟期企业的创新潜力。基于上述考虑，为考察较长的审理周期是否甄别处于生命周期不同发展阶段的企业，本文按照现金流组合法，从成长期、成熟期及衰退期划分企业，对审理周期与技术创新的联系进行了进一步的分样本回归，具体回归结果如表 8 和表 9 所示。

从审理周期与关键技术创新来看，表 8 结果显示，审理周期对原被告成长期中小企业关键技术创新的影响系数显著为负，这表明较长的审理周期主要抑制成长期中小企业的关键技术创新。另外，对于审理周期与非关键技术创新而言，表 9 结果显示，从生命周期来看，审理周期对非关键技术创新的影响系数大部分显著为正，但审理周期对原告成长期大企业非关键技术创新的影响系数更高，这表明较长的审理周期主要促进成长期大企业的非关键技术创新。至此发现，专利侵权诉讼的审理周期越长，成长期中小企业的关键技术创新能力越弱，同时成长期大企业的非关键技术创新能力越强。因此，从企业生命周期来看，较长的审理周期加剧了关键技术创新“规模错配”下的“阶段错配”困境。

表 8 审理周期对中小企业关键技术创新的影响——企业生命周期分类的回归结果

变量	原告			被告		
	成长期	成熟期	衰退期	成长期	成熟期	衰退期
time	-0.1089*	-0.0666	0.8833***	-0.2898***	-0.0003	0.001
	(0.0752)	(0.0741)	(0.1451)	(0.0369)	(0.038)	(0.000)
controls	all	all	all	all	all	all
cons	-1.5712	-1.6030	1.2213	-1.5119	-8.566***	3.152
	(2.5914)	(2.3103)	(3.6312)	(2.5928)	(2.998)	(5.314)
年份	Y	Y	Y	Y	Y	Y
省份	Y	Y	Y	Y	Y	Y
行业	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	789	854	474	789	854	474
R ²	0.4406	0.4733	0.4461	0.4414	0.4724	0.1892

表 9 审理周期对大企业非关键技术创新的影响——企业生命周期分类的回归结果

变量	原告			被告		
	成长期	成熟期	衰退期	成长期	成熟期	衰退期

time	0.2532***	0.1503**	0.1977**	0.3887***	0.0393	0.1959**
	(0.0827)	(0.0732)	(0.0908)	(0.0382)	(0.0877)	(0.0854)
controls	all	all	all	all	all	all
cons	-0.2932	-1.1921	-0.9752	-0.9238	-2.383	0.2122
	(1.3363)	(1.5817)	(2.0732)	(0.0141)	(1.714)	(1.3294)
年份	Y	Y	Y	Y	Y	Y
省份	Y	Y	Y	Y	Y	Y
行业	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	4465	3250	1379	4465	3250	1379
R ²	0.4089	0.4308	0.4654	0.4636	0.4305	0.4084

六、结论与政策启示

本文从专利侵权诉讼的司法实践出发，研究了审理周期对技术创新的影响，并进一步分析了其内在的作用机制及企业异质性，主要得到以下结论。第一，专利侵权诉讼的审理周期越长，原告中小企业的关健技术创新能力越弱，同时原告大企业的非关健技术创新能力越强。第二，影响机制分析表明，较长的审理周期通过削弱研发人员投入抑制关健技术创新，并通过提升诉讼次数促进非关健技术创新。第三，企业生命周期的分样本分析表明，较长的审理周期对成长期中小企业的关健技术创新抑制作用更强，对成长期大企业的非关健技术创新促进作用更强。这表明在专利侵权诉讼司法实践中，审理周期对于企业生命周期内不同阶段的技术创新类型具有重要的指向功能，较长的审理周期会加剧关健技术创新“规模错配”下的“阶段错配”困境，不利于技术结构的优化。

本文的研究结论具有以下重要的政策启示。第一，深化改革司法审判机制，提升审判效率。简化不必要且繁冗的专利侵权诉讼程序，通过缩短审理周期降低诉讼成本、提升审判质效。除此之外，应加快健全多元化技术审判机制，并进一步利用数字经济优化案件“简案快审、繁案精审”的繁简分流程序，有效提高审判资源配置效率。第二，加强专利权保护。专利制度是产权制度建设的短板，同时是创新的动力。通过全面司法链条保护专利权，降低创新成果被侵犯的概率，并重点加强对融资能力差或者创新潜能高企业的专利权保护，提升专利制度在提高国家核心竞争力中的基础性作用。第三，确保政府的中立立场。避免司法机构滥用审判权，确保政府在完善法律法规的过程中保持中立，明晰其与市场的边界，保证市场机制的有效运行，以促进专利权保护高效运用。

参考文献：

- [1]. Aghion, P., N. Bloom, R. Blundell, R. Griffith, and P. Howitt. Competition and Innovation: An Inverted-U Relationship. *The Quarterly Journal of Economics*, 2005, 120(2): 701-728.
- [2]. Bai, C. E., J. Lu, and Z. Tao. Property Rights Protection and Access to Bank Loans. *Economics of Transition*, 2006, 14(4): 611- 628.

-
- [3]. Nagaoka, S., K. Motohashi, and A. Goto. Patent Statistics as an Innovation Indicator. *Handbook of the Economics of Innovation*, 2010, 2:1083-1127.
- [4]. Olley, G. S., and A. Pakes. The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry. *Econometrica*, 1996, 64(6):1263-1297.
- [5]. Sherry, E. F., and D. J. Teece. Royalties, Evolving Patent Rights and the Value of Innovation. *Research Policy*, 2004, 33(2):179-191.
- [6]. 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。
- [7]. 李兵、岳云嵩、陈婷：《出口与企业自主技术创新：来自企业专利数据的经验研究》，《世界经济》2016年第12期。
- [8]. 鲁晓东、连玉君：《中国工业企业全要素生产率估计：1999-2007》，《经济学(季刊)》2012年第2期。
- [9]. 李云鹤、李湛、唐松莲：《企业生命周期、公司治理与公司资本配置效率》，《南开管理评论》2011年第3期。
- [10]. 刘诗源、林志帆、冷志鹏：《税收激励提高企业创新水平了吗？——基于企业生命周期理论的检验》，《经济研究》2020年第6期。
- [11]. 毛昊、尹志锋、张锦：《策略性专利诉讼模式：基于非专利实施体多次诉讼的研究》，《中国工业经济》2017年第2期。
- [12]. 潘越、潘健平、戴亦一：《专利侵权诉讼与企业创新》，《金融研究》2016年第8期。
- [13]. [美]乔治·泰奇著，苏竣、柏杰译：《研究与开发政策的经济学》，清华大学出版社2002年版。
- [14]. 唐松、伍旭川、祝佳：《数字金融与企业技术创新——结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异》，《管理世界》2020年第5期。
- [15]. 王海成、吕铁：《知识产权司法保护与企业创新——基于广东省知识产权案件“三审合一”的准自然试验》，《管理世界》2016年第10期。
- [16]. 吴延兵：《自主研发、技术引进与生产率——基于中国地区工业的实证研究》，《经济研究》2008年第8期。
- [17]. 吴超鹏、唐荭：《知识产权保护执法力度、技术创新与企业绩效——来自中国上市公司的证据》，《经济研究》2016年第11期。
- [18]. 杨高举、黄先海：《知识产权保护促进战略性新兴产业技术创新的实证分析》，《浙江学刊》2018年第2期。
- [19]. 尹志锋：《专利诉讼经历与企业技术创新战略》，《世界经济》2018年第10期。
- [20]. 余明桂、范蕊、钟慧洁：《中国产业政策与企业技术创新》，《中国工业经济》2016年第12期。

[21]. 张军扩、侯永志、刘培林、何建武、卓贤：《高质量发展的目标要求和战略路径》，《管理世界》2019 年第 7 期。

[22]. 张杰、郑文平：《创新追赶战略抑制了中国专利质量么？》，《经济研究》2018 年第 5 期。

[23]. 张维迎、柯荣住：《诉讼过程中的逆向选择及其解释——以契约纠纷的基层法院判决书为例的经验研究》，《中国社会科学》2002 年第 2 期。

[24]. 张陈宇、孙浦阳、谢娟娟：《生产链位置是否影响创新模式选择——基于微观角度的理论与实证》，《管理世界》2020 年第 1 期。