引用格式：王寅，张明明，贾翠雪，等. 知识产权保护能促进企业数字创新吗？——企业生命周期的视角[J]. 技术经济，2025，44(8)：64-79.

Wang Yin, Zhang Mingming, Jia Cuixue, et al. Can intellectual property protection promote firm digital innovation? A firm life cycle perspective[J]. Journal of Technology Economics, 2025, 44(8): 64-79.

知识产权保护能促进企业数字创新吗？

——企业生命周期的视角

王 寅[1,2]，张明明[2]，贾翠雪[2]，张 璐[3]，王凌靖[4]

（1. 天津财经大学国际工商学院，天津 300221；2. 天津财经大学商学院，天津 300221；3. 内蒙古工业大学经济管理学院，呼和浩特 010051；4. 暨南大学管理学院，广州 510632）

摘 要：在数字经济情境下，知识产权保护成为企业进行自主创新与提高市场竞争能力的重要手段。鉴于此，本文利用2011—2021年沪深A股上市公司和省级面板数据，实证检验知识产权保护对企业数字创新的影响效果及作用机制。研究表明：①从总体上看，知识产权保护能够促进企业数字创新；②分生命周期看，知识产权保护对数字创新的促进作用在成长期企业中更显著；③机制分析表明，知识产权保护可通过减少研发溢出和缓解融资约束两条路径促进企业数字创新；④异质性分析表明，知识产权保护对企业数字创新的促进作用在处于成长期的服务业企业、高科技企业、民营企业中表现更明显。研究拓展了数字创新影响机制研究的视角，为相关管理部门制定和完善知识产权保护政策提供理论参考，同时也为企业数字创新发展提供借鉴。

关键词：知识产权保护；企业数字创新；企业生命周期；研发溢出；融资约束

中图分类号：F124.3 **文献标志码**：A **文章编号**：1002-980X(2025)08-0064-16

DOI：10.12404/j.issn.1002-980X.J24031206

一、引言

在数字技术与经济社会深度融合、传统产业数字化转型的关键时期，数字创新发展逐渐成为我国经济高质量发展的工作重点。“十四五”规划、党的二十大报告等重要文件多次强调要发展数字经济，推进数字产业化与产业数字化，建设具有全球竞争优势的数字化产业集群，为新质生产力发展提供要素条件。数字创新是产业数字化的重要基础，能通过技术迭代和价值共创等方式实现资源高效流动、生产与技术深度融合，有效促进企业数字化转型升级[1]。在此背景下，企业数字创新活动越发频繁，相关知识产权的资产比重逐渐增大，知识产权保护问题变得愈加重要[2-3]。事实上，在企业数字创新过程中，所有权和使用权界定模糊[4]、创新收益难以保障等问题屡见不鲜[1]，这导致企业数字创新活动的积极性与公平性受到严重冲击。幸运的是，市场性、普惠性的知识产权保护形成的制度动能为化解上述问题提供了潜在方案，在一定程度上提高了企业数字创新的动机[5-6]。具体而言，知识产权保护具有明确产权、界定垄断权、规避模仿者侵犯等制度效能[7]，能有效保障数字创新产权归属，合理分配创新利益[8]，提高数字创新回报的可预见性，优化数字创新产品的市场化环境，促进企业数字创新。

近年来，学术界围绕知识产权保护与传统企业创新之间的关系展开了广泛讨论。从作用机制来看，知识产权保护能通过增加研发投入[9]、促进技术成果转化[10]、增加外资持股比例、缓解研发阶段外部融资约

收稿日期：2024-03-12

基金项目：天津市艺术科学规划项目“新型文旅‘剧本杀’产业的治理、跨界协同与知识产权保护机制研究”(B22033)

作者简介：王寅(1986—)，博士，天津财经大学国际工商学院副教授，研究方向：创新创业管理；张明明(2000—)，天津财经大学商学院硕士研究生，研究方向：技术经济及管理；贾翠雪(1998—)，天津财经大学商学院硕士研究生，研究方向：技术经济及管理；张璐(1985—)，博士，内蒙古工业大经济管理学院教授，研究方向：企业管理；王凌靖(2001—)，暨南大学管理学院硕士研究生，研究方向：创新创业管理。

束[11]、削弱外部性问题、降低知识溢出效应[12]等途径影响企业创新。从作用结果来看，知识产权保护对企业创新的影响大致可分为三类：一是积极影响，知识产权保护能通过减少竞争对手模仿、约束竞争者对创新成果的复制和传播等途径保障创新收益，促进企业创新活动[13]；二是消极影响，知识产权保护水平过高不利于知识流动与创新扩散，破坏创新连续性，从而阻碍企业合作创新与异质性创新[14-15]；三是非线性关系，即利于创新的最优知识产权保护水平是对创新收益的保护作用与对创新连续性的破坏作用之间的权衡[16]。从情境因素来看，现有理论发现经济发展水平、营商环境、行业类型等方面的差异会造成知识产权保护对企业创新的不同影响[17]。可见，目前学界关于知识产权保护对企业创新影响的研究框架已较为完善。然而，相较于传统创新，数字创新具有其独特特征，导致知识产权保护对其影响在效果、机制等方面存在一定差异。具体而言，一方面，数字创新具有成本高、回报不稳定、门槛高等特征，需要更多研发投入和技术积累，导致企业面临更大融资约束与财务风险[3]；另一方面，由于数字创新迭代速度较快，企业急需通过技术扩散和知识共享将数字创新成果转化为实际经济效益[18]，导致研发溢出风险陡增。因此，在数字创新全过程中，知识产权保护能否通过缓解融资约束、降低研发溢出损失等路径，提升数字创新动能与绩效成为亟待探讨的理论问题。

与此同时，现有理论多聚焦于数字创新的影响因素研究，如从数字技术组成元素（数字组件、数字平台、数字基础设施等）、企业资源、动态能力、战略认知等方面探究其对数字创新的影响机制[1,19-20]。然而，鲜有研究基于制度基础观探究知识产权保护对企业数字创新的影响，导致知识产权保护能否、如何促进企业数字创新等问题缺乏理论解释。此外，有研究表明企业所处生命周期会对管理者进行创新战略决策产生显著影响[21]，但目前知识产权保护是否对不同生命周期企业的数字创新产生差异化影响仍是理论“黑箱”。同样的，上述影响在不同情境或异质化样本情境下是否存在差异更是不得而知。

鉴于此，本文基于企业生命周期视角，结合制度基础观、外部性理论与信息不对称理论，选取 2011—2021 年沪深 A 股上市公司和省级数据，通过构建面板回归模型，实证检验知识产权保护对企业数字创新的影响效果及作用机制，归纳研究结论并提出相应建议。

研究的潜在贡献如下：第一，以知识产权保护为切入点，探讨其对企业数字创新的影响，拓宽数字创新的研究视角。此外，基于生命周期理论对上述影响机制进行探讨，细化并拓展知识产权保护影响企业数字创新的适用情境，完善数字创新理论框架。第二，以研发溢出与融资约束作为中介变量，揭示知识产权保护影响企业数字创新的内在机制，进一步深化该领域研究。此外，考察知识存量在研发溢出与企业数字创新之间的调节作用，基于情境变量提升实验严谨性与理论稳健性。第三，在行业属性、技术水平和股权属性三个维度下，分别考察知识产权保护对制造业和服务业、高技术企业和传统企业、民营企业和国有企业等三组不同分类方式下企业数字创新影响的异质性，为差异化制定知识产权保护政策、优化企业数字创新战略等提供决策思路。

二、理论分析与研究假设

随着数字技术迅猛发展，数字创新理论内涵和外延逐渐丰富。现有研究在数字创新的定义上各有侧重，主要分为过程论、结果论和整体论。具体来看，数字创新过程论将数字创新视为企业在创新活动中利用数字技术，改善创新流程、提高创新效率的过程[22]。而以 Yoo 等[23]，Jahanmir 和 Cavadas[24]等为代表的学者则关注数字创新的结果，指出数字创新是数字技术赋能的新产品、新服务或新商业模式。综合上述两种观点，另有研究支持数字创新整体论，认为数字创新是在创新过程中利用数字技术，带来新产品、组织模式变革、生产过程改进及商业模式改变的全过程[1]。综上，考虑到数字创新的收敛性与创新模式的非线性，以及数字创新过程与结果边界的模糊性[25]，本文选择从整体论角度探究数字创新的影响机制。

（一）企业数字创新与传统创新的区别

数字创新与传统创新在创新过程与创新结果方面存在明显区别[1]。因此，有必要先进行比较分析，再进一步挖掘数字创新的影响机制。与传统创新相比，数字创新具备以下异质性特征：首先，基于知识溢出角度，数字技术的运用可突破传统知识生产过程中的沟通与信息壁垒、提高知识生产与知识传播的速度，能极

大程度降低知识的查找、复制、传播成本[18]，加快自我更迭速度[26]，但同时也加剧了知识外部性对企业数字创新的负向影响[3]。其次，基于创新模式与参与主体角度，相较于传统创新集中式、单主体的创新模式，数字创新呈现分散式、多主体的特点，如供应链上下游商业伙伴、顾客、竞争对手等外部市场主体逐渐参与到数字创新中，突破了传统创新中时间与空间的限制，提升了创新效能，但也使部门边界、企业边界甚至产业边界变得模糊[25]，导致成果被侵权风险进一步升高。再次，基于创新资本角度，相较于传统创新，企业进行数字创新需要的初始资本与维护成本更高，面临的融资约束与资金风险更大[27]，这使得企业更加关注数字创新收益，从而导致创新收益对创新积极性影响更显著。最后，基于产品边界角度，数字创新的动态性和自生长性使数字产品能在整个生命周期持续迭代和循环，提高了产品边界的未知性与不确定性，增加了产品生产的机会主义风险，使数字创新更难以控制和预测。因此，对外部创新环境中的制度保护依赖性更高。

上述分析表明，数字创新与传统创新在知识溢出、创新模式、资金投入与产品边界等方面存在显著差异，这导致知识产权对二者的影响效果和作用机制存在差距，具备研究价值。

（二）知识产权保护与企业数字创新

知识产权保护能对企业数字创新成果进行所有权与使用权的界定，降低知识产权认定成本，规避侵权信息成本，为企业数字创新提供制度保障[28]。具体而言，知识产权保护可以通过降低研发溢出和缓解融资约束两条路径促进企业数字创新。

一是，知识产权保护可通过降低研发溢出促进企业数字创新。研发溢出是指企业创新成果被其他主体使用而没有得到足够补偿的知识产权外部性问题[29]，数字创新的可扩展性使数字创新成果能以近乎零成本被查找、复制和传输[18]，企业很难阻止其他主体对自主创新成果进行模仿。基于产权理论，知识产权保护可通过“经济功能”效应抵制其他主体对创新主体的利益侵犯，改善数字创新过程中的研发溢出问题，从而对企业数字创新产生积极影响[30]。一方面，知识产权保护可为降低企业研发溢出提供制度保障。例如，知识产权保护可通过专利授权或专利垄断等方式将知识外部性内部化[31-32]，降低创新过程中研发溢出水平，从而提高数字创新成果的独占性收益，进而激励企业数字创新活动。此外，知识产权保护可通过提高侵权成本与名誉成本[33]，降低研发溢出发生的可能性，从而维护企业数字创新收益。另一方面，知识产权保护促使企业间的研发溢出向知识共享转化，为多元化数字创新主体提供创新环境。具体而言，知识产权保护可通过对价交换，实现相似技术类别企业间知识产品创造者与使用者的利益平衡，并基于数字专利授权或版权许可等方式进行知识共享与知识转移，使技术与资源在创新主体间实现良性互动耦合，进而有效提升企业数字创新绩效。

二是，知识产权保护可通过缓解融资约束促进企业数字创新。企业内源现金流不足且外源融资成本高是融资约束形成的原因。与传统创新相比，数字创新具有初始投入大、研发周期长、创新结果不可预见性高及成本与收益不确定性等特征，对外部融资依赖度较高[1]。基于信息不对称理论，知识产权保护可通过降低企业与利益相关者间的信息不对称拓宽融资渠道，缓解融资约束[30]，为数字创新活动提供保障。首先，从内部现金流角度，知识产权保护能够有效明晰原有技术与新技术之间的法律界限，并通过其信息披露功能降低侵权认定成本[3]、规避侵权信息成本，减少知识产权纠纷中的资金占用，降低中断风险，提升数字创新成功率。其次，从债权融资角度来看，知识产权保护能促进知识产权质押融资服务的发展，提升数字创新成果在信贷投资市场的认同度和关注度，从而降低企业融资难度，为数字创新提供资金支持。最后，从股权融资角度来看，知识产权保护通过降低外部性侵扰，使企业对特定技术研发进展、成果特征等信息的披露意愿和质量得到提升，为投资者识别企业数字技术与标准体系的契合程度提供信息来源[34]，从而增强投资者意愿，为数字创新资金保障。因此，知识产权保护可以通过缓解企业融资约束，进而促进数字创新投入。

基于上述讨论，本文提出假设：

知识产权保护促进企业数字创新（H1）；

知识产权保护通过减少研发溢出从而促进企业数字创新（H1a）；

知识产权保护通过缓解融资约束从而促进企业数字创新（H1b）。

（三）知识产权保护、生命周期与企业数字创新

生命周期理论认为处于不同成长阶段的企业在资本流量、资本存量、创新研发意愿及科研成果转化率等方面存在较大差异[35]，因此，其数字创新活动受知识产权保护的作用效果也会存在显著差异。

首先，知识产权保护对成长期企业数字创新活动促进效果更显著。一方面，成长期企业面临现金循环周期长、净营运资本比率高等问题，通常流动性资金不足，导致数字创新活动受限。然而，知识产权保护能减少企业数字创新活动涉及的知识产权纠纷及知识产权侵权案件中的资金占用，提高资金流入数字创新研发的可能性。另一方面，成长期企业存在对消费者需求感知不清、对市场发展方向认知模糊、研发经验不足和研发人才不够等问题，导致数字创新成功率较低。在外部环境不确定性较大的数字经济时代，知识产权保护制度使成长期企业在制度保护的框架下拓宽知识、技术等创新资源的获取渠道，合法地通过技术交易市场购买专利技术，使其在进入全新市场或实现技术跨越时，能利用外部知识与技术降低自身数字研发风险与投入，提升数字创新成功率与积极性[2]。此外，成长期企业需不断通过技术升级和新产品开发应对日益激烈的竞争[36]，数字创新需求和意愿更强[37]，这使得成长期企业更关注相关政策动向，从而更好地利用知识产权保护制度降低研发溢出，保障数字创新收益。

其次，企业进入成熟期后，市场占有率高，盈利能力趋于稳定，现金流充裕，融资约束缓解[36]。较成长期企业而言，成熟期企业市场份额提升的趋势放缓[38]，核心任务已变为维持已有数字产品和技术的市场占有率、收回研发投入，数字创新意愿降低[39]。因此，知识产权保护对成熟期企业数字创新的提高属于“锦上添花”而不是“雪中送炭”，产生的边际激励效应较小。

最后，衰退期企业处于新旧技术碰撞、技术轨道升级的重要转折期，严重的路径依赖增加了数字技术研发的难度[40]。同时，落后的技术设备和严重的人才流失也增加了数字创新成果转化失败的风险。因此，知识产权保护制度创造的公平竞争环境对提升衰退期企业数字创新水平作用微弱。此外，衰退期企业为避免退市或被收购的风险，不愿将大量资金投入风险高、不确定性强的数字研发活动[37]，其风险规避的态度也决定了知识产权保护难以促使其进行风险高、周期长的数字创新活动。

基于上述讨论，本文提出假设：

知识产权保护对不同生命周期阶段企业数字创新的影响存在差异（H2）；

知识产权保护对于成长期企业数字创新的促进作用相对较强（H2a）；

知识产权保护对于成熟期企业数字创新的促进作用相对较弱（H2b）；

知识产权保护对于衰退期企业数字创新的促进作用相对较弱（H2c）。

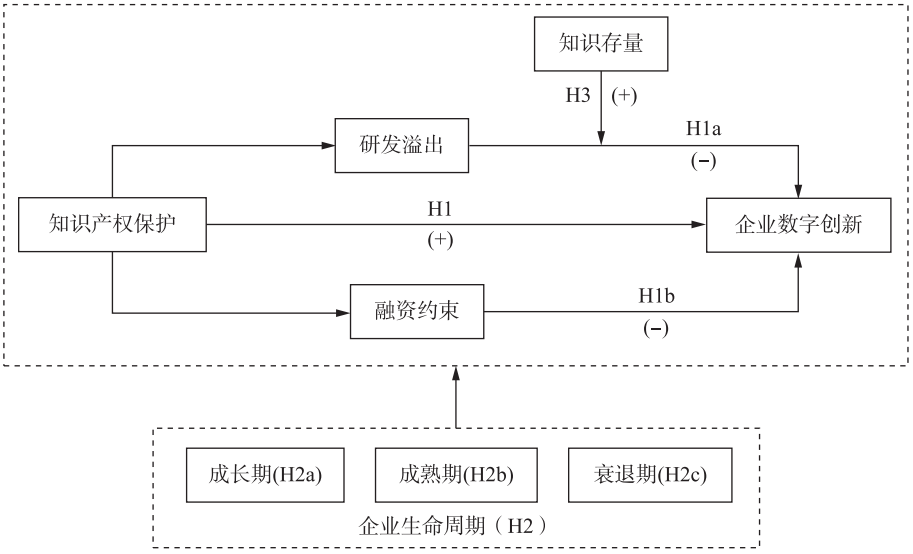
（四）知识存量在研发溢出与企业数字创新中的调节作用

知识存量是企业知识禀赋与外部获取知识流的总和[41]，描述了企业在原有知识积累基础上，结合学习建立起的知识资产，显著影响研发溢出与数字创新间的关系。一是，基于动态能力理论，现有研究发现知识存量高的企业更擅长进行知识管理，拥有更高的知识动态能力[42]，因而能迅速获取、整合和创造知识以适应数字创新的不确定性与机会主义风险。例如，与知识存量较低的企业相比，知识存量较高的企业通常具备更完善的知识产权管理系统，拥有更具专业化、多元化的管理人员，能更快发现研发溢出现象，进而更快地缓解研发溢出对数字创新的负面影响。二是，知识存量高的企业拥有更多的多元化和异质性知识、更强的知识编排能力与知识链韧性[43]。一方面，企业的知识编排能力容易使异质性知识发生碰撞，激发数字创新知识重组思路，进而突破原有技术轨道和研发路径[40]。因此，当研发溢出产生时，企业能够利用充裕的异质性、多元化知识及时做出调整，以应对研发溢出对数字创新的负面影响。另一方面，拥有更高知识存量的企业所形成的知识链往往更具韧性，能根据外部环境变化不断进行重塑、升级，在受到研发溢出的冲击时及时调整，能更敏捷地应对风险、降低损失，削弱研发溢出对数字创新的抑制作用[2]。

基于上述讨论，本文提出假设：

研发溢出对企业数字创新的抑制作用受知识存量的调节。与知识存量较低的企业相比，在较高知识存量的企业中，研发溢出对数字创新的负向影响更弱（H3）。

理论框架如图 1 所示。



“+”表示促进，“-”表示抑制

图 1　理论框架

三、研究设计

（一）数据来源

以 2011—2021 年的上市公司数据为初始样本，对原始数据做如下处理：①剔除金融类企业样本；②剔除关键变量存在严重缺失的样本；③剔除在样本期间内出现 ST（special treatment）、* ST 标记的样本及在研究期间终止上市的样本；④对缺失年份、缺失数据采用线性插值法补齐；⑤为减少极端值对回归结果的影响，对连续型变量进行 1%缩尾处理，最终得到 25300 个“企业-年份”有效观测值。其中，专利数据来自中国研究数据服务平台（Chinese Research Data Services Platform，CNRDS）数据库；专利侵权纠纷案件数据来自《中国知识产权年鉴》；省份数据来自《中国统计年鉴》；其他数据来自国泰安数据库。

（二）变量定义

1. 解释变量

知识产权保护水平（*IPP*）。参考吴超鹏和唐葯[32]的做法，从行政执法、司法保护、技术交易比例、知识产权意识、经济发展水平 5 个方面选取评价指标，并利用主成分分析法①得到的综合系数衡量知识产权保护水平。

2. 被解释变量

企业数字创新（*DI*）。参考黄勃等[18]的做法，对沪深 A 股上市公司所有发明专利与实用新型专利的申请文件的摘要、说明书和权利要求书进行关键词文本分析，以确定各项专利是否为数字专利，其中关键词库参考吴非等[44]研究中的数字化关键词。此外，本文将数字专利数量加 1 取对数，作为企业数字创新的代理指标。

3. 分组变量

企业生命周期（*LifeCycle*）。借鉴谢佩洪和汪春霞[45]提出的现金流模式法对企业生命周期进行划分（表 1），根据企业经营、投资、筹资三类活动现金流净额的正负将生命周期划分为成长期、成熟期和衰退期。

① 主成分分析中，*KMO* 值为 0.701，Bartlett 的球形度检验结果显著，前两个主成分的特征值分别为 3.353、0.950，累计方差贡献率 86.08%，能解释大部分信息，因此，本文选取前两个主成分按照各自方差贡献率加权构造 *IPP*。

表 1　企业生命周期划分

活动类型	成长期		成熟期		衰退期			
	初创期	成长期	成熟期	动荡期	动荡期	动荡期	衰退期	衰退期
经营活动现金流符号	−	+	+	−	+	+	−	−
投资活动现金流符号	−	−	−	−	+	+	+	+
筹资活动现金流符号	+	+	−	−	+	−	+	−

注：正负号为现金流符号，现金流为正就为“+”，现金流为负就为“−”。

4. 中介变量

（1）研发溢出（*Spill*）。参照谢海娟等[46]的衡量方式，本文认为研发溢出与企业 R&D 投入相关，同时考虑到不同企业在市场中占比不同，因此，以本年度同行业内各企业的营业收入占该行业内所有企业总营业收入的比重（*W*）作为各企业研发溢出水平的权重，利用加权求和的方式计算研发溢出（*Spill*）指标。具体公式如式（1）所示。

$$Spill_{i,s,t} = \ln\left[1 + \sum (W_{j,s,t} \times S_{j,s,t})\right] \tag{1}$$

其中：$S_{j,s,t}$ 为 s 行业中除了 i 公司以外的其他公司在 t 年度的研发投入；j 为除之以外的其他企业；$W_{j,s,t}$ 为市场权重，用同年度 j 公司营业收入与同行业内所有企业总营业收入的比值表示；$Spill_{i,s,t}$ 为企业研发溢出。

（2）融资约束（*FC*）。参考顾雷雷等[47]的做法，采用 *FC* 指数衡量融资约束。

5. 调节变量

知识存量（*KS*）。借鉴池仁勇[48]的做法，本文采用企业无形资产总额的自然对数衡量企业知识存量。

6. 控制变量

参考吴超鹏和唐苅[32]的做法，选取公司规模（*Size*）、公司年龄（*Age*）、资产负债率（*Lev*）、营收增长率（*Growth*）、托宾 *Q* 值（Tobin*Q*）、净资产收益率（*Roe*）、两职分离率（*Dual*）作为企业层面控制变量。选取各省金融发展水平（*Fin*）作为省份层面控制变量，同时控制企业变量、时间变量。变量信息如表 2 所示。

表 2　变量定义表

变量	变量符号	变量名称	变量定义
被解释变量	*DI*	企业数字创新	ln（数字专利数量+1）
解释变量	*IPP*	知识产权保护水平	知识产权保护水平综合指标体系主成分分析降维
分组变量	$LifeCycle_1$	成长期	根据经营活动、投资活动、筹资活动现金流的不同组合划分
	$LifeCycle_2$	成熟期	
	$LifeCycle_3$	衰退期	
中介变量	*Spill*	研发溢出	ln（企业研发投入加权求和+1）
	FC	融资约束	*FC* 指数
调节变量	*KS*	知识存量	ln（无形资产期末总额）
控制变量	*Size*	公司规模	企业资产总额取对数
	Age	公司年龄	ln（所在年份−企业成立年份+1）
	Lev	资产负债率	企业负债总额除以资产总额
	Growth	营收增长率	当期主营业务收入增长率除以上期主营业务收入
	Tobin*Q*	托宾 *Q* 值	（股票市值+净债务）/有形资产现行价值
	Roe	净资产收益率	净利润/股东权益余额
	Dual	两职分离率	实际控制人拥有上市公司控制权与所有权之差
	Fin	金融发展水平	金融机构存贷款余额/地区生产总值

（三）模型设定

结合理论分析、研究假设和变量设定，构建计量模型验证知识产权保护对企业数字创新的影响，公式如式（2）所示。

$$DI_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 IPP_{p,t} + \beta_2 Control_{i,t} + \beta_3 Control_{p,t} + \theta_i + \theta_t + \varepsilon_{i,t} \tag{2}$$

其中：i 为企业；t 为年份；p 为省份或直辖市；$DI_{i,t}$ 为企业 i 在第 t 年的数字创新；$IPP_{p,t}$ 为省份或直辖市 p 在第 t 年的知识产权保护水平；$Control_{i,t}$ 为企业层面控制变量；$Control_{p,t}$ 为省级层面控制变量；θ_i 和 θ_t 分别为

个体和时间固定效应；$\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项。此外，在所有回归模型估计中，对模型标准误进行公司观测值的异方差、自相关调整，以获得较准确的 t 统计量。

四、实证结果分析

（一）分生命周期阶段描述性统计

分生命周期阶段的变量描述性统计结果见表3。从数字创新水平来看，呈现出成长期、成熟期、衰退期企业依次减弱的特点，这表明成长期企业在国家战略引导、政策支持下具有较强的创新意愿，而成熟期、衰退期企业在数字创新方面的创新意愿有待加强，验证了前文理论分析；同时，成长期企业数字创新的标准差大于成熟期、衰退期，表明成长期企业数字创新差距较大。

表3　分生命周期阶段的变量描述性统计

变量	全样本		成长期		成熟期		衰退期	
	平均值	标准差	平均值	标准差	平均值	标准差	平均值	标准差
DI	0.820	1.260	0.880	1.300	0.820	1.270	0.650	1.140
IPP	0.520	1.020	0.450	0.970	0.560	1.070	0.640	1.010
Size	22.22	1.280	22.36	1.250	22.19	1.320	21.94	1.190
Age	2.900	0.320	2.870	0.330	2.900	0.330	2.980	0.290
Lev	0.420	0.200	0.470	0.190	0.380	0.200	0.410	0.230
Growth	0.370	0.960	0.380	0.960	0.310	0.850	0.480	1.200
Tobin*Q*	2.070	1.340	1.990	1.230	2.080	1.360	2.220	1.550
Roe	0.060	0.140	0.050	0.120	0.070	0.130	0.030	0.180
Daul	4.500	7.280	4.350	7.160	4.690	7.440	4.410	7.180
Fin	3.780	1.380	3.710	1.350	3.800	1.410	3.880	1.340
N	25300		10509		10853		3938	

（二）基准回归结果

表4报告了基准回归的双向固定效应回归结果。表4的（1）列中省级知识产权保护水平（*IPP*）的回归系数在5%水平上显著为正，说明知识产权保护水平越高，企业数字创新水平越高，与假设H1一致，即知识产权保护能促进企业数字创新。分阶段来看，根据（2）列~（4）列呈现的结果，知识产权保护水平（*IPP*）对成长期企业数字创新（*DI*）的回归系数在5%水平上显著为正，表明知识产权保护能显著促进成长期企业数字创新，假设H2a得到验证；知识产权保护水平（*IPP*）对成熟期和衰退期企业数字创新（*DI*）的回归系数不显著，表明知识产权保护对成熟期、衰退期企业的数字创新影响不显著，假设H2、假设H2b、假设H2c得到验证。

表4　知识产权保护与企业数字创新：基准回归结果

变量	*DI*			
	（1）	（2）	（3）	（4）
	全样本	成长期	成熟期	衰退期
IPP	0.0518**	0.0919**	0.0459	−0.0002
	（2.48）	（2.09）	（1.30）	（−0.00）
Constant	−1.8714***	−1.1519	−1.0674*	−3.7750***
	（−5.26）	（−1.61）	（−1.70）	（−3.39）
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes
个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	24924	9929	10098	3038
F	9.3413	2.2397	2.4829	2.9199
adj_R^2	0.7987	0.7899	0.8099	0.8195

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平下显著；括号内为 t 值。

（三）稳健性检验

1. 解释变量滞后一期

在实证过程中，考虑到知识产权保护水平影响企业数字创新需要一定时间，因此，在稳健性检验部分，本文对知识产权保护水平进行滞后一期处理，同时也能减轻双向因果导致的内生性问题[15,32]。解释变量滞后一期的回归结果见5。结果表明，关键变量的回归系数及显著性与上文一致，研究结论稳健。

表5　稳健性检验：解释变量滞后一期

变量	*DI*			
	（1）	（2）	（3）	（4）
	全样本	成长期	成熟期	衰退期
IPP	0.0458* （1.84）	0.1022** （1.99）	0.0169 （0.43）	0.0639 （1.10）
Constant	−1.9696*** （−4.89）	−1.1215 （−1.43）	−1.3146* （−1.83）	−3.0575** （−2.46）
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	21796	8681	8663	2616
F	7.3588	2.1537	1.9587	2.0857
adj_R^2	0.8029	0.7952	0.8155	0.8212

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平下显著；括号内为*t*值。

2. 更换生命周期划分方法

为验证上文知识产权保护对不同生命周期企业数字创新影响的稳健性，尝试使用其他方法划分企业生命周期。参考梁上坤等[49]的综合指标法，选取营业收入增长率、资本支出比率、留存收益比率、公司年龄4个指标重新划分企业生命周期。更换生命周期划分方式后，回归结果见表6，关键变量的回归系数及显著性与上文一致，结论稳健。

表6　稳健性检验：更换生命周期划分方法

变量	*DI*			
	（1）	（2）	（3）	（4）
	全样本	成长期	成熟期	衰退期
IPP	0.0471* （1.89）	0.1907** （2.37）	0.0655 （1.59）	0.0831 （1.61）
Constant	−1.5174*** （−3.69）	−0.9535 （−0.77）	−0.8946 （−1.24）	−1.8167 （−1.53）
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	21803	4417	10591	4972
F	5.3379	2.8477	1.6442	1.2616
adj_R^2	0.8038	0.8107	0.8100	0.8178

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平下显著；括号内为*t*值。

3. 倾向得分匹配

处于不同知识产权保护水平下的企业在个体特征等方面可能存在差异，从而会对回归结果产生影响。因此，使用倾向得分匹配法缩小样本差异[30,50]，进一步验证结论稳健性。具体如下：首先，根据企业所在省份的知识产权保护水平与平均水平的高低来定义知识产权保护虚拟变量（IPP_{01}），当企业所在省份知识产权保护水平大于平均水平时取1，否则为0。其次，选择所有控制变量作为匹配变量，利用卡尺范围内最近邻匹配法（卡尺范围0.01），按照不放回1∶1进行匹配。最后，进行平衡性检验以确认匹配后结果的有效性。匹配后回归结果见表7，知识产权保护水平（*IPP*）的系数在全样本、成长期企业中显著为正，研究结论依然稳健。

表7　稳健性检验:倾向得分匹配后的回归结果

变量	*DI*			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	全样本	成长期	成熟期	衰退期
IPP	0.0733***	0.0915*	0.0725	0.0624
	(2.74)	(1.73)	(1.53)	(0.99)
Constant	−1.6639***	−1.5365**	−0.5251	−3.7375***
	(−4.31)	(−2.01)	(−0.76)	(−3.02)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	21641	8595	8634	2618
F	7.3620	2.5860	2.1777	2.7642
adj_R^2	0.8014	0.7955	0.8100	0.8193

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平下显著;括号内为*t*值。

4.内生性问题

内生性偏误可能有两个来源:一是双向因果,即知识产权保护促进企业数字创新的同时,企业数字创新也可能通过改善信息披露的方式,促进知识产权保护的完善,从而导致总体回归系数估计存在偏差,将知识产权保护水平滞后一期可适当减轻该问题[15,32]。二是遗漏变量,省份的宏观环境、区域文化等非量化因素可能会同时影响知识产权保护水平与企业数字创新,从而造成遗漏变量导致的内生性问题。

为缓解上述内生性问题,参考吴超鹏和唐苟等[32]的思路,本文将1933年以前各省存在的教会大学数量作为本文的工具变量,使用Heckman两步法验证研究结论的稳健性。工具变量选取原因:一是,教会在宣扬文化和价值观方面起重要作用,如基督教义中包括尊重个人财产等内容,一定程度上能影响省份知识产权保护水平。二是,教会大学数量与企业数字创新并无直接联系。

回归结果如表8所示,(1)列~(4)列为第一阶段结果,(5)列~(8)列为两阶段结果。表8中Kleibergen-Paap Wald rk LM统计量的*P*值均小于0.1,显著拒绝不可识别假设,说明工具变量是可识别的。Cragg-Donald Wald *F*检验显著拒绝了弱工具变量的假设,说明工具变量与解释变量之间有较强的相关性,即工具变量的选取合理。两阶段回归结果显示知识产权保护水平对全样本和成长期企业数字创新依然有显著促进作用,表明在解决内生性问题后,研究结论依然稳健。

表8　稳健性检验:工具变量两阶段最小二乘法

变量	*IPP*				*DI*			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	全样本	成长期	成熟期	衰退期	全样本	成长期	成熟期	衰退期
IPP					0.2495**	0.5422**	0.2267	−0.3388
					(2.15)	(2.51)	(1.05)	(−0.63)
IV	0.6721***	0.6280***	0.8085***	0.2448**				
	(8.16)	(4.15)	(3.49)	(2.16)				
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Kleibergen-Paap rk LM statistic					59.474	17.931	11.331	5.919
					(0.0000)	(0.0000)	(0.0008)	(0.0150)
Cragg-Donald Wald *F* statistic					478.664	155.093	161.919	12.843
Hansen *J*(*P*值)					0.000	0.000	0.000	0.000
N	24564	9793	9893	2998	24564	9793	9893	2998
F	71.9750	30.5169	18.3612	15.6291	10.3048	3.4445	2.4287	2.6040
adj_R^2	0.9545	0.9562	0.9565	0.9564	−0.1509	−0.3418	−0.3237	−0.5297

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平下显著;括号内为*t*值。

（四）机制分析

本文在理论分析部分指出知识产权保护可以通过减少研发溢出、缓解融资约束两条路径激励企业数字创新。上文回归结果验证了知识产权保护可以显著提升企业数字创新，且该影响在成长期企业中显著，在成熟期和衰退期企业中不显著，下文将验证研发溢出、融资约束的中介作用。

1. 减少研发溢出

前文理论分析表明，知识产权保护能减少研发溢出，进而有助于企业通过获取合法化数字创新收益，增强创新动力。为了检验研发溢出机制的影响，参考温忠麟和叶宝娟[51]的研究建立起中介效应模型，如式（3）和式（4）所示。

$$Spill_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 IPP_{p,t} + \alpha_2 Control_{i,t} + \alpha_3 Control_{p,t} + \theta_i + \theta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$DI_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 IPP_{p,t} + \beta_2 Spill_{i,t} + \beta_3 Control_{i,t} + \beta_4 Control_{p,t} + \theta_i + \theta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中：$Spill_{i,t}$ 为企业 i 第 t 年的研发溢出。

研发溢出机制检验结果见表 9。表 9 的（1）列中知识产权保护水平（*IPP*）的系数在 1%水平上显著为负，同时（2）列中研发溢出（*Spill*）的系数也在 1%水平上显著为负，表明知识产权保护能够通过降低研发溢出提升数字创新，假设 H1a 得到验证。同理，从表 9 的（3）列和（4）列可看出，研发溢出在知识产权保护对成长期企业数字创新的影响中也起到中介作用。

2. 缓解融资约束

结合前文理论分析，知识产权保护降低了企业与投资者之间的信息不对称程度，企业可通过及时向投资者披露数字创新进程获取资金支持。为检验融资约束在全样本和成长期企业中的中介效应，构建中介效应模型，如式（5）和式（6）所示。

$$FC_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 IPP_{p,t} + \alpha_2 Control_{i,t} + \alpha_3 Control_{p,t} + \theta_i + \theta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$DI_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 IPP_{p,t} + \beta_2 FC_{i,t} + \beta_3 Control_{i,t} + \beta_4 Control_{p,t} + \theta_i + \theta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

其中：$FC_{i,t}$ 为企业 i 第 t 年的融资约束。

表 9 报告了融资约束中介机制检验的回归结果，（5）列中知识产权保护水平（*IPP*）的系数在 1%水平上显著为负，同时（6）列中的融资约束（*FC*）回归系数显著为负，这表明融资约束在知识产权保护和企业数字创新之间起到中介作用，假设 H1b 得到验证。同理（7）列和（8）列表明融资约束在知识产权保护对成长期企业的数字创新的影响中起到中介作用。

表 9　知识产权保护对企业数字创新的影响机制分析

变量	全样本：研发溢出中介		成长期：研发溢出中介		全样本：融资约束中介		成长期：融资约束中介	
	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）	（7）	（8）
	Spill	*DI*	*Spill*	*DI*	*FC*	*DI*	*FC*	*DI*
IPP	−0.0468**	0.0801***	−0.1782***	0.1056*	−0.0120***	0.0524**	−0.0105**	0.0878*
	（−2.09）	（3.15）	（−2.84）	（1.86）	（−4.08）	（2.43）	（−2.11）	（1.96）
Spill/FC		−0.2339***		−0.2400***		−0.0803**		−0.3036***
		（−27.25）		（−13.91）		（−2.07）		（−3.39）
Constant	26.2647***	5.0399***	25.9840***	6.0491***	5.1253***	−1.2902***	5.1501***	0.4363
	（93.83）	（11.40）	（51.97）	（6.85）	（78.54）	（−3.04）	（50.14）	（0.49）
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	21029	21029	8094	8094	24459	24459	9814	9814
F	1.3152	81.3576	1.4123	22.4271	1440.91	8.2444	571.5099	3.1139
adj_R^2	0.4906	0.7631	0.5256	0.7477	0.8980	0.7991	0.9215	0.7900

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平下显著；括号内为 t 值；（2）列~（4）列中介变量为 *Spill*，（6）列~（8）列中介变量为 *Fc*。

（五）知识存量在研发溢出与企业数字创新中的调节作用

鉴于上述结论，知识产权保护能够通过减少研发溢出，进而激励企业进行数字创新活动。值得注意的是，研发溢出对数字创新产生的负面影响会受到企业知识存量的调节。具体而言，知识存量较高的企业通

常具备更完善的知识产权管理系统、更专业化和多元化的管理人员，拥有更高的知识动态能力和更具韧性的知识链，更善于进行知识编排，能在受到研发溢出冲击时及时调整，以更好、更迅速地应对风险、降低损失，从而减弱研发溢出对数字创新产生的抑制作用。

为验证上述有调节的中介效应，将研发溢出、知识存量以及研发溢出与知识存量的交互项进行标准化，如式(7)~式(10)所示。

$$DI_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 IPP_{p,t} + \beta_2 KS_{i,t} + \beta_3 X + \theta_i + \theta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

$$Spill_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 IPP_{p,t} + \beta_2 KS_{i,t} + \beta_3 X + \theta_i + \theta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

$$DI_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 IPP_{p,t} + \beta_2 KS_{i,t} + \beta_3 Spill_{i,t} + \beta_4 X + \theta_i + \theta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

$$DI_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 IPP_{p,t} + \beta_2 KS_{i,t} + \beta_3 Spill_{i,t} + \beta_4 Spill_{i,t} \times KS_{i,t} + \beta_5 X + \theta_i + \theta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

其中：$KS_{i,t}$ 为企业 i 第 t 年的知识存量；X 为全部控制变量。

表 10 的(1)列~(4)列显示，解释变量知识产权保护水平(*IPP*)对被解释变量数字创新(*DI*)的回归系数显著为正，知识产权保护水平(*IPP*)对中介变量研发溢出(*Spill*)的回归系数显著为负，研发溢出(*Spill*)对数字创新(*DI*)的回归系数显著为负，研发溢出(*Spill*)与知识存量(*KS*)的交互项系数显著为正，这表明知识存量正向调节研发溢出对企业数字创新的影响，假设 H3 得到验证。进一步分样本来看，知识存量对研发溢出与数字创新的调节效应在成长期企业中依旧成立。

表 10　知识存量对研发溢出与企业数字创新的调节

变量	全样本				成长期			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	DI	*Spill*	*DI*	*DI*	*DI*	*Spill*	*DI*	*DI*
IPP	0.0960***	−0.0556***	0.0829***	0.0489***	0.1746***	−0.1631***	0.1350***	0.0608**
	(4.99)	(−3.02)	(4.50)	(3.02)	(5.33)	(−3.48)	(4.30)	(2.13)
KS	0.0133	−0.0092	0.0112	0.0312***	0.0083	−0.0117	0.0055	0.0391***
	(1.60)	(−1.28)	(1.35)	(4.08)	(0.54)	(−0.85)	(0.35)	(2.79)
Spill			−0.2363***	−0.1418***			−0.2427***	−0.1220***
			(−27.14)	(−16.88)			(−13.60)	(−7.51)
Spill×*KS*				0.0041***				0.0043***
				(56.20)				(34.19)
Constant	−1.0889***	26.2753***	5.1204***	−0.1178	−0.1338	26.1724***	6.2192***	−0.0215
	(−2.87)	(94.37)	(11.48)	(−0.28)	(−0.17)	(53.45)	(6.94)	(−0.03)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	20945	20945	20945	20945	8029	8029	8029	8029
F	7.0158	2.0178	74.4396	353.9708	3.8429	1.5739	21.2223	122.7852
R^2	0.7519	0.4903	0.7625	0.8050	0.7385	0.5263	0.7484	0.7979

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%水平下显著；括号内为 t 值。

五、异质性分析

前文分析了知识产权保护对不同生命周期企业数字创新的一般效应，回归结果仅能反映基于全样本的平均效应，但在不同企业个体之间可能存在差异。一方面，不同行业的企业拥有的数字创新资源在质与量方面存在区别[50]；另一方面，产权性质不同的企业获得的政策性资源不同，从而导致知识产权保护对其数字创新的影响存在异质性[30,50]。因此，本文将从行业属性、行业技术水平、企业产权性质三个方面，采用分组回归方法，探讨不同情境下知识产权保护对企业数字创新影响的异质性。

(一)行业属性异质性

近年来，受到全球经济形势影响，制造业企业市场需求不稳定、经营环境遭到冲击，严峻的生存形势极大程度上降低了其研发创新意愿。相比之下，在国家产业升级政策的号召下，以信息服务、研发服务等为代表的现代服务业企业研发投入更大、创新意识更强。那么，知识产权保护对企业数字创新的影响是否会因

其所处行业不同而存在差异？

根据证监会《上市公司行业分类指引（2012 年版）》，将样本企业划分为制造业企业和服务业企业。表 11 报告了分组回归结果。由表 11 的（1）列和（5）列可知，知识产权保护显著提高了服务业企业数字创新，但对制造业企业则无显著影响。分生命周期来看，知识产权保护的促进作用主要体现在成长期服务业企业中，对其余生命周期企业无显著影响。潜在原因如下：一是，在数字技术背景下，制造业企业对生产性服务需求升级，促使生产性服务业企业持续开展数字创新以提升自身效益与专业化水平，因此生产性服务业企业更受益于知识产权保护对数字创新的激励作用。二是，服务业企业间的研发溢出效应强于制造业企业，是由于知识产权保护对研发溢出的抑制作用能更大程度上激励其进行数字创新。同时，由于成长期的服务业企业面临着更严峻的融资约束和市场竞争，更需要通过数字创新来获得持续竞争优势[52]。

综上，相比制造业企业，知识产权保护对服务业企业的数字创新具有显著促进作用，尤其是对处在成长期服务业企业的促进作用更为显著。

表 11　知识产权保护对企业数字创新影响的异质性分析：服务业和制造业

变量	服务业				制造业			
	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）	（7）	（8）
	全样本	成长期	成熟期	衰退期	全样本	成长期	成熟期	衰退期
	DI							
IPP	0.0939***	0.1994***	0.0610	0.0711	0.0060	−0.0046	0.0476	−0.1461
	（3.35）	（3.24）	（1.25）	（1.29）	（0.18）	（−0.07）	（0.93）	（−1.56）
Constant	−2.5475***	−4.3266***	−0.0764	−4.5276***	−1.9931***	−0.2620	−2.0370**	−3.0964*
	（−4.42）	（−3.64）	（−0.07）	（−2.81）	（−3.92）	（−0.27）	（−2.25）	（−1.78）
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	8409	3170	3255	1210	16351	6624	6686	1686
F	4.8492	3.9956	0.7879	2.8111	7.4471	0.8597	2.5305	1.9964
adj_R^2	0.7632	0.7401	0.7808	0.7628	0.8035	0.7954	0.8162	0.8263

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%水平下显著；括号内为 *t* 值。

（二）技术水平异质性

高科技企业与传统企业在研发溢出效应、竞争程度、技术创新依赖性、融资约束程度[35]等方面存在显著差异。因此，为比较知识产权保护对不同技术水平企业进行数字创新的差异化影响，本文将软件和信息技术服务业、计算机、通信和其他电子设备制造业等行业中的企业划分为高科技企业，其余划分为传统企业，分组回归结果见表 12。

表 12　知识产权保护对企业数字创新影响的异质性分析：高科技企业与传统企业

变量	高科技企业				传统企业			
	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）	（7）	（8）
	全样本	成长期	成熟期	衰退期	全样本	成长期	成熟期	衰退期
	DI							
IPP	0.1176***	0.1538*	0.0766	−0.0388	0.0127	0.0504	0.0297	0.0134
	（2.72）	（1.79）	（1.03）	（−0.31）	（0.58）	（1.09）	（0.79）	（0.29）
Constant	−3.6217***	−3.1286**	−2.3261	−5.3851*	−0.9879***	0.0348	−0.4615	−2.9938**
	（−4.67）	（−2.17）	（−1.63）	（−1.94）	（−2.66）	（0.05）	（−0.71）	（−2.56）
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	7786	3146	3131	864	17138	6783	6967	2174
F	7.8430	2.3116	1.4516	1.5763	4.3534	1.7758	2.3693	1.3849
adj_R^2	0.7943	0.7903	0.7982	0.8073	0.7766	0.7589	0.8004	0.8020

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%水平下显著；括号内为 *t* 值。

总体上看,知识产权保护对高科技企业促进作用显著,对传统企业不显著。这与预期相符:相较于传统企业,高科技企业的竞争环境更激烈、创新活动更活跃,更需利用知识产权保护来维护研发成果,帮助企业减少研发溢出及缓解融资约束,进而对数字创新起到激励作用[53]。分生命周期来看,成长期高科技企业知识产权保护水平(*IPP*)的回归系数在5%水平上显著,而在其余生命周期中该系数均不显著。对此现象可能的解释是:成长期高科技企业数字创新需求和数字创新意愿比成熟期、衰退期高科技企业更强烈,因此,知识产权保护水平对成长期高科技企业的数字创新影响更明显。

(三)股权属性异质性

国有企业在政府补助、税收减免等方面具有更多优势,资金压力较小。因而,国有企业对外界知识产权保护水平等环境变化的敏感程度较低。而民营企业面临的竞争压力更大,知识产权保护产生的"经济功能"效应对其数字创新的激励作用更强[30]。基于上述原因,本文将样本划分为国有企业和民营企业两组进行分析。

表13结果显示,知识产权保护水平可以显著提升民营企业的数字创新,但对国有企业无显著影响。区分不同生命周期阶段可以发现,知识产权保护对民营企业数字创新的促进作用主要集中在成长期,而对其余生命周期阶段无显著影响。具体原因如下:一方面,国有企业较民营企业而言,承担更多社会责任[54],对数字创新资源配置产生挤出效应,导致其受到知识产权保护的创新激励效应较小;另一方面,相较于民营企业,国有企业凭借其国资背景和垄断优势可以获得充裕资金[51],因此知识产权保护对其数字创新的激励作用收效甚微。此外,处于成长期的民营企业,数字创新意愿更强烈且研发溢出问题凸显,因而受知识产权保护的激励作用更显著。

表13　知识产权保护对企业数字创新影响的异质性分析:民营企业与国有企业

变量	民营企业				国有企业			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	全样本	成长期	成熟期	衰退期	全样本	成长期	成熟期	衰退期
	DI							
IPP	0.0868***	0.1146*	0.0818	0.0314	0.0068	0.0677	0.0004	−0.0824
	(2.78)	(1.71)	(1.58)	(0.41)	(0.23)	(1.08)	(0.01)	(−1.23)
Constant	−2.2558***	−0.9061	−1.9070**	−5.1135***	−2.0074***	−2.8267*	−0.8933	−2.2448
	(−4.89)	(−0.98)	(−2.23)	(−3.68)	(−3.07)	(−1.92)	(−0.84)	(−1.06)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	15754	6460	6011	1793	9104	3382	3982	1173
F	9.4961	1.9363	2.2689	3.7515	3.6507	1.7429	1.2155	1.4375
adj_R^2	0.7841	0.7909	0.7799	0.7984	0.8242	0.7869	0.8479	0.8494

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平下显著;括号内为*t*值。

六、结论与启示

数字经济时代,如何保障数字创新收益是激励企业持续自主创新的重要话题。本文基于制度基础观,运用2011—2021年上市公司和省级面板数据实证考察知识产权保护对企业数字创新的影响效果和作用机制。研究发现:第一,从总体上看,知识产权保护显著促进企业数字创新。第二,从企业生命周期来看,知识产权保护对企业数字创新的促进作用主要表现在成长期。第三,从作用机制来看,知识产权保护通过降低研发溢出和缓解融资约束进而促进企业数字创新。此外,知识存量正向调节研发溢出在知识产权保护与企业数字创新之间的中介效应,具体表现为企业知识存量水平越高,研发溢出对企业数字创新的负向影响程度越低,且该效应同样存在于成长期企业。第四,进一步研究发现,知识产权保护对企业数字创新的作用效果表现出较强的个体异质性,具体体现在:知识产权保护显著激励了处在成长期的服务业企业、高科技企业和民营企业的数字创新,但无论从整体还是分企业生命周期来看,知识产权保护对企业数字创新的促进作用在制造业企业、传统企业和国有企业中并不明显。

基于上述探讨，本文得到如下启示：

在宏观政策方面，一是加快推进知识产权保护进程，完善知识产权金融工具，为企业营造良好的数字创新环境。相关管理部门应进一步加强对数字经济时代知识传播渠道和专利布局的优化，增加知识产权质押融资等金融服务供给，打造有利于数字创新知识积累、技术引进和资金流通的创新生态，引导知识产权保护制度深度融入企业数字创新全过程。二是考虑所辖企业生命周期与个体特征，制定更具灵活性与针对性的知识产权保护制度，推动数字创新多赛道并进。相关管理部门在推进知识产权保护工作时不应简单采用“一刀切”方式，需对数字创新潜力较强且受融资约束较大的企业予以更多政策支持，以维护其数字创新合法权益和创新活力。同时，将知识产权保护制度与市场机制有机结合，考虑不同行业的技术溢出情况，根据行业制定差异化知识产权政策。

在企业管理方面，企业应结合知识产权保护制度的逐步完善制定灵活的创新战略。一是企业除通过传统知识产权审查、申请数字专利与版权等手段外，还可通过基于区块链的知识产权管理平台及时对数字创新阶段性成果进行知识产权管理，减少数字创新侵权的资金占用，降低研发溢出水平，保障自身创新收益。二是企业在制定数字创新战略时，需关注自身发展阶段与知识产权保护程度的适配性。具体的，管理者应在知识产权保护框架下规范数字创新行为，降低违规成本，保障自身在技术扩散、知识共享以及数字创新成果转化过程中的权益，最大程度上获取政策红利。三是企业在创新过程中应重视知识积累，通过加入行业协会、技术创新联盟等方式，降低研发溢出对数字创新成果产生的消极作用。

参考文献

[1] 刘洋，董久钰，魏江. 数字创新管理：理论框架与未来研究[J]. 管理世界，2020，36(7)：198-217.

[2] BOUDREAU K J，JEPPESEN L B，MIRIC M. Profiting from digital innovation：Patents，copyright and performance[J]. Research Policy，2022，51(5)：104477.

[3] 郑攀攀，庄子银. 知识产权司法保护专门化与企业数字创新[J]. 系统工程理论与实践，2024，44(5)：1-32.

[4] TEECE D J. Profiting from innovation in the digital economy：Enabling technologies，standards，and licensing models in the wireless world [J]. Research Policy：A Journal Devoted to Research Policy，2018，47(8)：1367-1387.

[5] 甄红线，王玺，方红星. 知识产权行政保护与企业数字化转型[J]. 经济研究，2023，58(11)：62-79.

[6] 王黎萤，楼源，赵春苗，等. 标准与知识产权推进数字产业创新理论与展望[J]. 科学学研究，2022，40(4)：632-641.

[7] 戚聿东，杜博，叶胜然. 知识产权与技术标准协同驱动数字产业创新：机理与路径[J]. 中国工业经济，2022(8)：5-24.

[8] 丁文君，庄子银. 南方最优知识产权保护水平与南方企业自主创新[J]. 技术经济，2014，33(4)：33-43.

[9] 龙小宁，易巍，林志帆. 知识产权保护的价值有多大？——来自中国上市公司专利数据的经验证据[J]. 金融研究，2018(8)：120-136.

[10] 何丽敏，刘海波，张亚峰. 知识产权保护与经济水平对技术创新的作用机制研究[J]. 科技进步与对策，2019，36(24)：136-142.

[11] 魏浩，巫俊. 知识产权保护、进口贸易与创新型领军企业创新[J]. 金融研究，2018(9)：91-106.

[12] 周泰云. 创新政策与企业研发投入——来自中国上市公司的证据[J]. 技术经济，2020，39(9)：170-180.

[13] 黎文靖，彭远怀，谭有超. 知识产权司法保护与企业创新——兼论中国企业创新结构的变迁[J]. 经济研究，2021，56(5)：144-161.

[14] FANG J，HE H，LI N. China's rising IQ (innovation quotient) and growth：Firm-level evidence[J]. Journal of Development Economics，2020，147：10256.

[15] 庄子银，贾红静，李汛. 知识产权保护对企业创新的影响研究——基于企业异质性视角[J]. 南开管理评论，2023，26(5)：61-73.

[16] 胡善成，靳来群. 知识产权保护对创新产出的影响与检验[J]. 统计与决策，2019，35(23)：172-176.

[17] 王钰，胡海青，张琅. 知识产权保护、社会网络及新创企业创新绩效[J]. 管理评论，2021，33(3)：129-137.

[18] 黄勃，李海彤，刘俊岐，等. 数字技术创新与中国企业高质量发展——来自企业数字专利的证据[J]. 经济研究，2023，58(3)：97-115.

[19] 闫俊周，姬婉莹，熊壮. 数字创新研究综述与展望[J]. 科研管理，2021，42(4)：11-20.

[20] 谢卫红，林培望，李忠顺，等. 数字化创新：内涵特征，价值创造与展望[J]. 外国经济与管理，2020，42(9)：19-31.

[21] 郑明贵，尤碧莹，郑雯芳. 商业信用融资能否提高全要素生产率——基于企业生命周期理论的视角[J]. 技术经济，2022，41(9)：50-59.

[22] EMMANUELLE A，SARA B，RODRIGO P. Intellectual property rights protection and trade：An empirical analysis[J]. World Development，2023，162：102810.

[23] YOO Y，BOLAND R J，LYYTINEN K，et al. Organizing for innovation in the digitized world [J]. Organization Science，2012，23(5)：1398-1408.

[24] JAHANMIR S F, CAVADAS J. Factors affecting late adoption of digital innovations[J]. Journal of Business Research, 2018, 88(7): 337-343.
[25] NAMBISAN S, LYYTINEN K J, MAJCHRZAK A, et al. Digital innovation management: Reinventing innovation management research in a digital world[J]. MIS Quarterly, 2017, 41(1): 223-238.
[26] 胡增玺, 马述忠. 市场一体化对企业数字创新的影响——兼论数字创新衡量方法[J]. 经济研究, 2023, 58(6): 155-172.
[27] GRECO M, GRIMALDI M, CRICELLI L. Interorganizational collaboration strategies and innovation abandonment: The more the merrier?[J]. Industrial Marketing Management, 2020, 90: 679-692.
[28] 王寅, 贾翠雪, 张明明, 等. 如何实现区域创新生态系统高水平双元创新？——基于战略三角的组态分析[J]. 外国经济与管理, 2024, 46(2): 87-102.
[29] RENE B J, MARTIN C. Do RD investments in weak IPR countries destroy market value? The role of internal linkages[J]. Strategic Management Journal, 2021, 42(8): 1401-1431.
[30] 鲍宗客, 施玉洁, 钟章奇. 国家知识产权战略与创新激励——“保护创新”还是“伤害创新”?[J]. 科学学研究, 2020(5): 843-851.
[31] CARBO-VALVERDE S, RODRIGUEZ-FERNANDEZ F, UDELL G F. Trade credit, the financial crisis and SME access to finance[J]. Journal of Money Credit and Banking, 2016, 48(1): 113-143.
[32] 吴超鹏, 唐苟. 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[J]. 经济研究, 2016, 51(11): 125-139.
[33] 尹志锋, 杨椿, 闫琪琼, 等. 知识产权司法保护能否促进企业自主创新？[J]. 科学学研究, 2023, 41(1): 156-167.
[34] 王海花, 李烨, 王莹, 等. 标准联盟网络位置与数字创新: 一个有调节的中介模型[J]. 系统管理学报, 2023, 32(3): 538-548.
[35] 康卫国, 李梓峻. 数字普惠金融与技术创新——来自企业生命周期的新视角[J]. 宏观经济研究, 2022(12): 21-42.
[36] 寇明婷, 潘孝全, 王红霞, 等. 企业创新激励政策加剧创新无效性吗？——来自企业生命周期视角下的经验证据[J]. 科学学与科学技术管理, 2023, 44(4): 38-59.
[37] 张旭娜, 南士敬, 卢山冰. 数字经济与制造业企业创新——基于企业生命周期理论的检验[J]. 商业研究, 2023(2): 81-89.
[38] YANG C, HYA Y, HUA Z. RD investment along the firm life-cycle: New evidence from high-tech industries[J]. International Journal of Technology Management, 2022, 88(2-4): 353-388.
[39] 余典范, 王佳希. 政府补贴对不同生命周期企业创新的影响研究[J]. 财经研究, 2022, 48(1): 19-33.
[40] 李文鹏, 吴思远, 修勤绪, 等. 企业生命周期视角下创新开放度与探索式创新[J]. 科学学研究, 2023, 42(2): 1-12.
[41] 杜静, 魏江. 知识存量的增长机理分析[J]. 科学学与科学技术管理, 2004(1): 24-27.
[42] 黄先海, 王瀚迪. 数字产品进口、知识存量与企业数字创新[J]. 浙江大学学报(人文社会科学版), 2022, 52(2): 28-43.
[43] 张泰梓, 唐玲玲. R&D 内外部支出与创新绩效——基于知识存量的门槛回归[J]. 科技管理研究, 2022, 42(5): 153-161.
[44] 吴非, 胡慧芷, 林慧妍, 等. 企业数字化转型与资本市场表现——来自股票流动性的经验证据[J]. 管理世界, 2021, 37(7): 130-144.
[45] 谢佩洪, 汪春霞. 管理层权力、企业生命周期与投资效率——基于中国制造业上市公司的经验研究[J]. 南开管理评论, 2017, 20(1): 57-66.
[46] 谢海娟, 王成龙, 王江烜, 等. 行业内技术溢出效应与企业 R&D 投入[J]. 科学管理研究, 2023, 41(6): 115-122.
[47] 顾雷雷, 郭建鸾, 王鸿宇. 企业社会责任、融资约束与企业金融化[J]. 金融研究, 2020(2): 109-127.
[48] 池仁勇, 於珺, 阮鸿鹏. 企业规模、研发投入对创新绩效的影响研究——基于信用环境与知识存量视角[J]. 华东经济管理, 2020, 34(9): 43-54.
[49] 梁上坤, 张宇, 王彦超. 内部薪酬差距与公司价值——基于生命周期理论的新探索[J]. 金融研究, 2019(4): 188-206.
[50] 陈永昌, 孙鹏博, 王宏鸣. 知识产权保护政策能否推动企业开放式创新？——以国家知识产权示范城市政策为准实验的经验研究[J]. 经济与管理研究, 2023, 44(4): 90-107.
[51] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014, 22(5): 731-745.
[52] 宣烨, 彭婕. 创新型城市建设、知识产权保护与服务业企业绩效[J]. 科学学与科学技术管理, 2023, 44(12): 17-36.
[53] SHAHZADI A, LI S, SAHIBZADA F U, et al. The dynamic relationship of knowledge management processes and project success: Modeling the mediating role of knowledge worker satisfaction[J]. Business Process Management Journal, 2021, 27(6): 1657-1676.
[54] 廖冠民, 沈红波. 国有企业的政策性负担: 动因、后果及治理[J]. 中国工业经济, 2014(6): 96-108.

Can Intellectual Property Protection Promote Firm Digital Innovation? A Firm Life Cycle Perspective

Wang Yin[1,2], Zhang Mingming[2], Jia Cuixue[2], Zhang Lu[3], Wang Lingjing[4]

(1. School of International Business, Tianjin University of Finance and Economics, Tianjin 300221, China;
2. School of Business, Tianjin University of Finance and Economics, Tianjin 300221, China;
3. School of Economics and Management, Inner Mongolia University of Technology,
Hohhot 010051, China; 4. School of Management, Jinan University,
Guangzhou 510632, China)

Abstract: In the new context of the digital economy, intellectual property protection as an important means for enterprises to engage in independent innovation and improve market competitiveness. In view of this, panel data from A-share listed companies in Shanghai and Shenzhen from 2011 to 2021 and provincial-level data were used to test the impact and mechanism of intellectual property protection on enterprise digital innovation. The results show as follows. Overall, intellectual property protection can promote enterprise digital innovation. In terms of life cycle, the promotion effect of intellectual property protection on digital innovation is more significant in growing enterprises. Mechanism analysis shows that intellectual property protection can promote enterprise digital innovation through two paths: reducing R&D spillovers and alleviating financing constraints. Heterogeneity analysis shows that the promotion effect of intellectual property protection on digital innovation is more pronounced in growing service industry enterprises, high-tech enterprises, and private enterprises. The research expands the research perspective of digital innovation, provides theoretical reference for relevant management departments to formulate and improve intellectual property protection policies, and also provides guidance for enterprises to develop digital innovation.

Keywords: intellectual property protection; enterprise digital innovation; enterprise life cycle; R&D spillover; financing constraints