
互联网基础设施的完善一定会促进企业创新吗？

张艳姣¹ 魏婕²

(1. 西北大学经济管理学院; 2. 西北大学中国西部经济发展研究院)

摘要：互联网已成为移动互联、大数据、云计算、物联网和数字经济等新一代信息通信技术的重要载体，是“新基建”的重要要素，充当着基础设施的作用。本文强调互联网的基础设施功能，旨在探究互联网基础设施对企业自主创新的影响。通过 2011-2017 年上市公司的面板数据与省份层面的配对数据来研究这一问题。研究发现，互联网基础设施与企业自主创新之间存在倒 U 型关系，即随着互联网基础设施的不断完善，企业自主创新呈现出先上升后下降的趋势，下降阶段的主要原因是互联网基础设施的完善促使了企业“惰性蔓延效应”的形成以及这一投资带来的“挤出效应”，同时，为了防止模型设定的偏误，本文考虑了空间效应的影响。经过测算发现我国目前的平均水平距离拐点较远，即目前我国互联网基础设施总体上仍发挥着正向作用。此外还发现，知识产权保护对二者之间的关系存在调节作用，加强知识产权保护可以有效削弱倒 U 型关系。最后根据所得结论提出了一系列建议。

关键词：互联网基础设施，企业创新，倒 U 型，知识产权保护，空间效应

一、引言

2020 年 3 月，中共中央政治局常务委员会召开会议提出，加快 5G 网络、数据中心等新型基础设施建设进度。而“新基建”以 5G、人工智能、工业互联网、物联网等为代表，比传统基建更能体现数字经济特征。同时，2020 年的首次国务院常务会议就强调要出台信息网络等新型基础设施投资支持政策。

云计算、大数据等信息技术快速发展，“新基建”的关注度越来越高，习总书记更是多次强调要“做大做强数字经济”，“数字中国”的蓝图也在构想中。“新基建”是为数字经济服务的，而互联网是“新基建”的重要组成部分，与数字经济关系密切，有学者认为是信息技术、信息化催生出了数字经济这一经济形态，而互联网则充当衡量一国信息化发展程度的角色(李长江, 2017; 张勇, 2014); 也有学者直接指出数字经济是以互联网为基础的(张新红, 2016)。在实际应用中，这些现代化技术相互融合，我们也很难将它们的作用完全分离，但它们都依赖互联网这一基础设施作为基本载体，支撑其运行。张勋、万广华等(2019)概括的指出我们正在经历以互联网为基础的第三次技术革命，由此可见，互联网已成为发展和应用移动互联技术、大数据技术、云计算技术以及数字经济等的基础，是“新基建”建设的基础。政府和学界对增加“新基建”相关投资的呼声也越来越高，这次突如其来的新冠疫情更进一步放大了其重要性，我们也深刻感受到“新基建”投资可能对我们的生活产生方方面面的影响甚至颠覆。

学界围绕互联网、信息基础设施或是网络基础设施的讨论早已展开且如火如荼，学者们分别研究了互联网与经济增长(Koutroumpis, 2009; Czernich & Falck 等, 2011)、就业(Stevenson, 2009; Kuhn & Skuterud, 2010)、金融(谢平、邹传伟等, 2015; 李炳、赵阳, 2014)、国际贸易(Vemuri & Siddiqi, 2009; 施炳展, 2016)、产业集聚(喻莎莎, 2017)等的关系，且大都为正向促进作用。在基础设施角度，王帅、周明生(2018)研究了信息基础设施；对产业集聚和经济

增长的作用。李坤望等（2015）则将信息化提升到比较优势的高度，认为信息基础设施的完善有增强出口绩效的作用。

尽管大多数学者对其持积极态度，但近期也涌现出了不同的看法，以刘世锦为代表的观点认为虽然“新基建”有很大的发展前景，但发展的快慢应该和市场、产业发展的步调保持一致；即使 5G 等有前景，但也应关注消费者的接受度和市场反馈情况。其次指出有关媒体将城市轨道交通、特高压都归入其中的做法欠妥。同时还指出数字基建具有私人产品的性质，不可忽略企业行为的影响。这些争议不仅让我们更坚信互联网在其中不可动摇的地位，还不禁引起我们对其消极影响的思考，倘若将其作为短期刺激工具而引起过度投资是否可能造成资金配置的扭曲，进而产生一些负面影响。

“要推进互联网、大数据、人工智能和实体经济深度融合”，十九大报告中的这一建议引发了我们对企业行为的关注，学者们分别将互联网与企业业绩（杨德明等，2018）、企业绩效（万兴，杨晶，2017）、标准化生产、企业管理（吴义爽等，2016）、管理创新（林敏贞，2019）、商业模式（罗珉，李亮宇，2015）等。而创新作为新发展理念之一，是一直以来的关注热点，企业作为创新主体更是备受关注，但仅有少数学者从基础设施角度探究互联网对企业创新的作用（薛成，2020；李天籽，王伟，2018）。本文则意从上市公司自主研发的角度探究互联网基础设施对实体经济的影响。在以创新驱动发展的今天，企业这一主要创新主体的行为决策会受到互联网基础设施怎样的影响，又会受到哪些相关因素的作用？十九大报告中总结道的“互联网建设管理运用不断完善”是否可以从基建角度找到一个量化的标准来衡量其完善程度？本文拟通过理论与实证相结合的方法对这些问题进行回答。

在下文论述中，第二部分将对已有相关研究进行综述，第三部分则论述理论假说，第四部分实证准备与分析，第五部分进行进一步讨论，分析了互联网基础设施与企业创新之间可能存在的调节机制，最后则根据研究结论提出了相关政策建议。

二、文献综述

对于影响企业创新因素的研究众多，有学者从微观层面因素出发，分析了如企业规模、股权结构、技术、人力资本战略以及企业家自身特质（背景、冒险精神、年龄等）（Laforet, 2008; Claver *et al.*, 1998; Jefferson *et al.*, 2006; Barker & Mueller, 2002; 周黎安、罗凯，2005）、股权激励（巩娜，2014）、高管激励（苗淑娟等，2018）等对企业创新的影响。后续学者们发现，创新作为一个复杂性过程，仅从企业自身层面来分析其影响因素是不足够的，其更大程度受宏观因素的影响，诸如市场环境，即市场竞争程度和市场结构（Cohen & Levinthal, 1989; Malerba *et al.*, 2007; 解维敏和魏化倩，2016）、通货膨胀等宏观环境（Lederman & Maloney, 2003; Jaumotte & Pain, 2005）、政府补贴（Ozcelik & Taymaz, 2008; Aschhoff, 2009; 安同良等，2009; 赵康生，谢识予，2017）、金融发展（Aghion *et al.*, 2005; Hall & Lerner, 2010）、政治关联（谢家智等，2014）、反腐败（党力等，2015）、地方保护主义（潘越等，2015）、知识产权保护不完善李平等，2007; 代中强，2010）、开放程度和 FDI 水平（Schiff *et al.*, 2002; 王红领等，2007）、要素市场的扭曲（高帆，2008; 张杰等，2011）以及所有制的缺陷（戴静等，2013; 杨洋等，2015）等方面分析其影响作用。

除了挖掘宏观“软环境”对企业创新的影响之外,也有不少研究聚焦宏观“硬环境”,如基础设施投资(蔡晓慧和茹玉骢,2016)、高铁等交通基础设施的通达(诸竹君等,2019; Song & Sha, 2019)对企业创新水平的影响。特别是近些年随着移动互联等信息通讯技术愈加发达以及地方互联网及信息基础设施的不断完善,诸多研究开始聚焦互联网与创新之间的关系:一方面从互联网发展状况对区域创新能力、创新效率、全要素生产率以及产业创新的机制研究展开(张旭亮等,2017; 王伟等,2018; 孙早和徐远华,2018, 韩先锋等,2019; 方远平等,2013, 等); 另一方面直接将互联网及信息基础设施与企业创新行为连接起来,即互联网广泛应用推动了信息和知识的传播,会有效的提高企业的研发能力(Kafouros, 2006; Arthub, 2007; Glavas and Mathews, 2014)。Audretsch et al. (2015) 则强调宽带基础设施对创新活动存在显著的促进作用。

同时近些年国内学者也开始关注互联网背景这一“硬环境”影响企业创新的机制,程立茹(2013)论述了互联网经济下企业的网络创新能力更强;王金杰等(2016)认为互联网为开放式创新提供了可能,因为互联网通过降低企业创新过程中的交易成本,提高研发资金的使用效率以及降低企业创新的治理和代理成本来促进企业创新;杨德明和刘泳文(2018)则强调通过互联网可以将信息、知识等借助平台分享、交流,创新个体的思路、成果等会互相启发激励,从而使得创新行为具有明显的正外部性;王春燕和张玉明(2018)认为其灵活性、整合性和开放广度促进了企业创新。也有学者从降低交易成本、提高交易速度和质量角度直接研究网络基础设施、信息基础设施对企业创新的影响(薛成,2020; 孙早,徐远华,2018; 王帅,周明生,2018)

综上,已有文献强调互联网经济下或互联网基础设施的完善对创新有显著的促进作用,但也有学者提出质疑,郑世林等(2014)研究电信基础设施对经济增长的影响时发现其呈现出先正向后负向的特点。后续郭家堂和骆品亮(2016)则发现互联网对技术效率存在抑制作用。由此可见,互联网技术的发展以及基础设施的完善对企业创新的逻辑机制仍有待进一步揭示和挖掘。同时已有研究承认基础设施空间效应是难以忽略的因素(张光南等,2013; 范欣等,2017),这对互联网基础设施来说也概莫能外,马明(2016)认为以电信基础设施为代表的网络基础设施对创新的影响存在空间溢出效应;李天籽,王伟(2018)则特别指出通讯基础设施,尤其是互联网的溢出效应非常明显。即互联网基础设施以及诸多关联性的信息基础设施均存在溢出效应(刘生龙和胡鞍钢,2010; 王帅和周明生,2018; 王伟等,2018),但现有研究对互联网基础设施影响企业创新行为的空间效应的挖掘十分有限。

鉴于此,本文的边际贡献在于两个层面:一方面,在强调互联网基础设施对创新正向作用的基础上,考虑互联网基础设施的过度投资和潮涌发展会对企业创新形成“惰性蔓延效应”和“挤出效应”,探讨是否存在一个阶段拐点,从而发现投资互联网基础设施与企业创新之间存在显著的倒U型关系;另一方面,充分关注互联网的基础设施角色,考虑中国独具特色的财政分权和政治锦标赛,地方政府可以从互联网等基础设施投资获得显性或隐性的高额回报(张军等,2007),地方政府有较强的激励来改善本地互联网等基础设施。同时由于招商引资的需要,地方政府在互联网基础设施方面投资存在“竞优”的机制,所以考虑互联网基础设施对企业创新的空间效应必要且恰当。

三、理论假说

虽然互联网相关设施不能全面概括“新基建”的内涵，但定是其中不可或缺的基础和关键要素。参考王帅，周明生（2018）将互联网纳入信息基础设施范畴的做法，同时鉴于互联网已成为现代信息技术应用和“新基建”的基本载体和细胞元素这一事实，本文中论及的互联网基础设施是将互联网视为基础设施直接化说法，具体指互联网等现代信息技术应用和发展所必需的硬件投入和软件投入的集合。一方面是为了突显其基础设施的定位，另一方面，互联网相关基础设施的完善有助于互联网等技术的发展，而这些现代信息技术的进一步发展也会对互联网相关基础设施提出更高的要求，二者相互依存。

（一）互联网基础设施投资对企业创新影响一般逻辑：一个倒

U型的假说

投资互联网基础设施对企业创新存在“成本效应”和“溢出效应”两种正向效应。一方面，互联网基础设施是各种信息技术应用的载体，企业对互联网基础设施的投资，会直接推动企业生产模式的创新，逐渐提高智能制造在生产方式中的重要性。利用互联网基础设施实现互联互通，给各个平台提供了在此基础上发挥归纳集合功能的可能，使得无论是设计、生产器械，或是销售网络的改良创新都将得益于此，分工的各个环节也能够密切配合，互通有无，企业生产端和市场需求端在互联网基础设施的协助下可以实现信息的实时分享与沟通，在此过程中进行组织结构重构和生产流程再造，推动工艺创新、资源配置创新和组织创新，从而节约交易成本。进一步互联网以及云平台等新型技术的运用，放松了对企业与客户交易场所的要求。互联网作为销售产品和传播信息的渠道，使企业和消费者可以直接、无缝、无限制的进行信息的交流传播。企业可以实时了解消费者的最新需求动态以及新产品或是新模式的消费市场反馈，从而针对市场上的产品进行有效的需求分析，进行面向并满足消费者个性化需求的产品创新和产品价值升级，提高企业进一步创新市场的积极性和目标性。总体来说，互联网基础设施的完善，为企业的研发设计、生产加工、销售管理等环节提供了信息和资源、节约了成本，实现了创新条件的优化和创新资源的高效配置。另一方面，在投资互联网基础设施且不断促进其完善的背景下，这种新技术带来的信息科技革命，催生出一个新而独特的经济系统。在这个系统中，基础层，各种物质要素通过新知识的介入和组合形成生产力、提高创造力，在此能否有效生产、处理及应用以知识为基础的信息是核心关键要素。在中间层，进一步形成知识链（Holsapple and Singh, 2004），从而生产、消费与流通等核心活动依托着知识的投入、转化和创新在全球范围内组织起来。在终端层，形成主体之间的多重连接网络，知识网络化体系形成并自我增进。在此网络化系统中企业与企业之间会通过知识分工、知识协作、知识互惠组成的一个新技术、新要素、新产品、新模式、新业态、新产业的创新生态圈，从而实现互联网基础设施对企业创新的“知识溢出效应”。

进一步投资互联网基础设施对企业创新不仅有正面促进作用，还存在负向的抑制作用，主要表现为“挤出效应”和“惰性蔓延效应”。一方面，众所周知创新活动突出的特征是时间长、风险大、不确定性强和失败率高，所以需要大量的资金支持（Hsu et al., 2014）。企业要享受互联网基础设施带来的便利，必然需

要耗费一定的成本进行互联网等基础设施的投资。一般来讲在互联网基础设施方面适度的投资是必需的。但互联网基础设施的投资，除硬件投资外，由此引致的企业生产经营方式的改造和职员的再学习、培训问题都需要花费不少成本。但新经济时代，互联网及网络化垄断的巨额利润诱惑着企业竞相进行网络、平台等互联网基础设施建设，可能会导致对互联网设施过度投资的倾向，这势必对资金有限企业在资金配置方面的决策产生影响，从而“挤出”长期创新的投入。另一方面，在不断进行互联网基础设施投资的背景下，信息化和数字化的普及，使得各种信息、知识等变得无比透明，此时任何一家企业有关产品和工艺研发以及市场创新、渠道创新、营销创新等一系列研发和创新的时间、技术、方式等都很容易被其他企业观察到，所以在互联网环境下，限于成本约束的企业更倾向于模仿现成研发成果，而不是投入资金进行自主研发，即网络化带来知识过度溢出使企业滋生了“投机”行为（杨德明和刘泳文，2018）。进一步在互联网背景下，竞争节奏和技术进步节奏随之加快，研发和创新的风险也越来越高，企业在创新方面的决策越来越谨慎，于是更倾向将在互联网条件下市场反馈获取的便利性和及时性利用的淋漓尽致（程立茹，2016），即借助于数字经济下对消费行为、市场反馈分析的精准性和及时性，企业在其他企业创新产品、工艺等方面取得良好反响后致力于通过各种可能途径效仿这种方式，从而达到减少成本并降低风险的效果，进一步助长了企业的“投机”心理，并且这种“惰性模仿”机制非常容易在全行业蔓延开，从而使得企业的自主研发的积极性急剧下降并减少研发投入，对企业创新形成负面冲击。

综上，适度的互联网基础设施方面投资，会推动互联网基础设施的普及以及企业网络化和信息化的改造升级，企业可以充分利用互联网的便利来降低成本、分散风险和获得网络化的知识溢出收益，从而有利于企业的创新和研发的开展。但随着互联网基础设施投入不断增加，互联网基础设施投资挤占的资金会越来越多，同时企业在互联网状态下“竞相模仿”效应会不断放大，创新惰性的蔓延成为趋势，从而对企业创新产生抑制作用。

命题 1：互联网基础设施对企业创新的影响呈现倒 U 型的逻辑，即互联网基础设施投资的增加会促进企业创新，但在达到一个较高水平时，会对企业创新产生消极影响。

（二）互联网基础设施对企业创新影响的空间效应：中国地方政府的“竞优”机制

在我国财政分权的大背景下，各级地方政府之间存在“晋升锦标赛”（周黎安，2007）。晋升激励使得各级政府具备了行动的目的和效用，而分权则为地方政府的行动提供了可能性和主观能动性，二者共同决定了政府官员的各种行为，具体表现为强烈的竞争关系（王叙果等，2012）。周黎安（2004）强调地方官员的行为对竞争者存有“溢出效应”，地方官员只关心自己与竞争者的相对位次，即地方政府之间的行为存在竞相向上的“竞优”效应（Blanchard and Shleifer, 2000；余泳泽和刘大勇，2018；邓晓兰等，2019），会通过提高自身的硬件水平而达到相应的经济、政治目标。提供更好的公共产品和服务就成为地方政府首要的竞争手段（丁辉侠，2012）。1994 年分税制改革后，地方政府获得了本地基础设施建设的投资决策权（王贤彬等，2014），投资作为经济增长的主要推动力

（纪志宏等，2014），成为了地方官员可以掌握的最有力工具之一（王贤彬等，2012）。于是，各地开始大兴基础设施建设，因为其本身是投资能够驱动增长，同时基础设施建设对于招商引资具有重要影响力（张军等，2007），另外基础设施投资具有“外部性”特征（王世磊，张军，2008），赋予了地方政府行为一定的空间关联性。

互联网基础设施作为基础设施的一部分，同样在地方政府“竞优”背景下，也会发生地方通过大规模的增加互联网基础设施投资来“筑巢引凤”，从而拉动经济增长，显示执政绩效。2015年发布的《国务院关于积极推进“互联网+”行动的指导意见》（以下简称《意见》）中肯定了互联网的基础作用，这对处于晋升竞争关系中且拥有事权的各个地方政府无疑起到一个信号释放的作用。《意见》中还明确指出要“加快实施‘宽带中国’战略，……使互联网下沉为各行业、各领域、各区域都能使用，人、机、物泛在互联的基础设施”，这进一步指明了地方互联网基础设施投资的“晋升锦标赛”方向。可以说地方政府之间的标尺竞争会加快中国地方互联网基础设施的完善，从而发挥互联网基础设施对企业创新的积极作用。

但政府之间的“竞优”行为，特别是在互联网基础设施投资的增加会使政府投资需求增加，从而挤走私人投资，此时企业家也更倾向于放弃周期长的研发项目，选择“短平快”项目（蔡晓慧，茹玉骢，2016；吴延兵，2019等）。同时，在基础设施投资活动中容易产生“寻租”和腐败行为（张军等，2007），当企业选择增加应用于“寻租”的资金时会进一步挤出研发投入。Himmelberg and Petersen（1994）也强调相比于其他固定资产投资，研发投资对企业内部现金流更加敏感，所以由政府间竞争引致的行为会对企业自主研发投入产生较大影响。进一步地方政府的“竞优”行为也可能演化为恶性竞争，在晋升博弈中，风险规避型的地方政府倾向于模仿现有发展战略（刘瑞明，2007；Bai et al., 2014），尤其是没有竞争优势的地区，落后地区政府主导或推动的影子会更多（余泳泽和刘大勇，2018）。在互联网基础设施投资决策方面也存在这样的模仿现象，而这也将对各地区的企业行为选择产生影响。由此可见这些一拥而上，一哄而起中包含着相互攀比和相互较劲的地方政府在投资互联网基础设施方面的动机会影响企业创新，同时这一现象存在空间效应。

命题 2：互联网基础设施投资由于受到地方政府“竞优”效应的影响，对企业创新存在空间效应。

四、实证检验

为了对提出的假说进行验证，本文拟选取公布研发投入的上市公司的微观数据作为研究对象，将这些微观数据与其所处省市或自治区相关指标进行配对。上市公司可以说是我国目前规模和发展成熟度相对较好的企业，这些公司创新活动相比其他非上市公司来说也相对活跃，所以将上市公司的企业作为研究的蓝本具有代表性。另外从数据的可得性、完整性和质量层面来看，采取上市公司数据比较合适。鉴于 2011 年之前的互联网相关数据存在较多缺失值，为了研究的严谨性和科学性，本文选取 2011-2017 年数据作为样本区间，本文企业研发及创新数据来源于中国研究数据服务平台（CNRDS）创新专利研究（CIRD），其他有关

上市公司的相关财务指标和企业注册登记信息等均来自于国泰安 CSMAR 数据库，以上市公司的“证券代码”作为匹配标示。为避免异常值干扰，本文剔除了政治经济等方面较特殊的西藏自治区，剔除了研发投入缺失的观测值，同时剔除了只包含一年观测值的样本。

（一）变量选取

1.被解释变量

企业创新。这一指标的选取一般可从两个角度考虑：投入角度和产出角度。投入角度多采用 R&D 投入强度(毛其淋和许家云,2014;李文贵和余明桂,2015)和 R&D 投入的对数值(党力等,2015;倪晓然和朱玉杰,2016;张杰等,2015)表示;产出角度多用于对创新绩效的考察,一般采用专利申请量(余明桂,2015),专利授权量等指标(王金杰等,2018),新产品销售收入(白俊红,2011),新产品开发项目(张旭亮等,2017)等。本文所强调的企业创新,所分析的角度侧重于对投入端——资金的影响,同时更注重企业自主研发投入的动态的变化过程,所以本文欲描述的是其研发投入的变化率情况,最终选用“企业研发投入的对数值”作为衡量企业创新的指标。

2.关键解释变量

互联网基础设施。目前学界对互联网相关指标并没有明确的定义,大多数学者采用单一指标衡量,如互联网普及率、移动电话普及率(张家平等,2018),互联网宽带接入数(王金杰等,2018),互联网网页数(张旭亮等,2017)等。而本文意在将互联网视为现代信息通信技术的基础,为了突出其发挥的基础性作用,遂在指标选取时借鉴韩先锋等(2019)的方式采用长途光缆线路,域名数和互联网接入端口数三个指标的加权平均来衡量,同时,在考虑在三个指标时,为了剔除规模效应的影响,将各省长途光缆线路与国土面积做商,而将域名数和互联网接入端口数分别除以各省的人口数,再将最终结果进行标准化处理之后求和,并且平移了一个单位,可将其理解为互联网基础设施密度。

为了对各个省份的互联网基础设施密度有一个总体认知,本文对各省 2011-2017 年的互联网基础设施密度取平均值,将其与描述性统计分析中的平均值比较可以形成基本定位。由图 4.1 可得,北京和上海属于互联网基础设施密度中的佼佼者,其次为浙江、江苏、福建和广东,它们都高于全国企业所属省份的平均值,同时联系其经济发展程度水平较高以至于企业分布较多可知,它们弥补了其他 24 个省份都低于这一水平的事实,成功将总体水平拉高至 1.34。

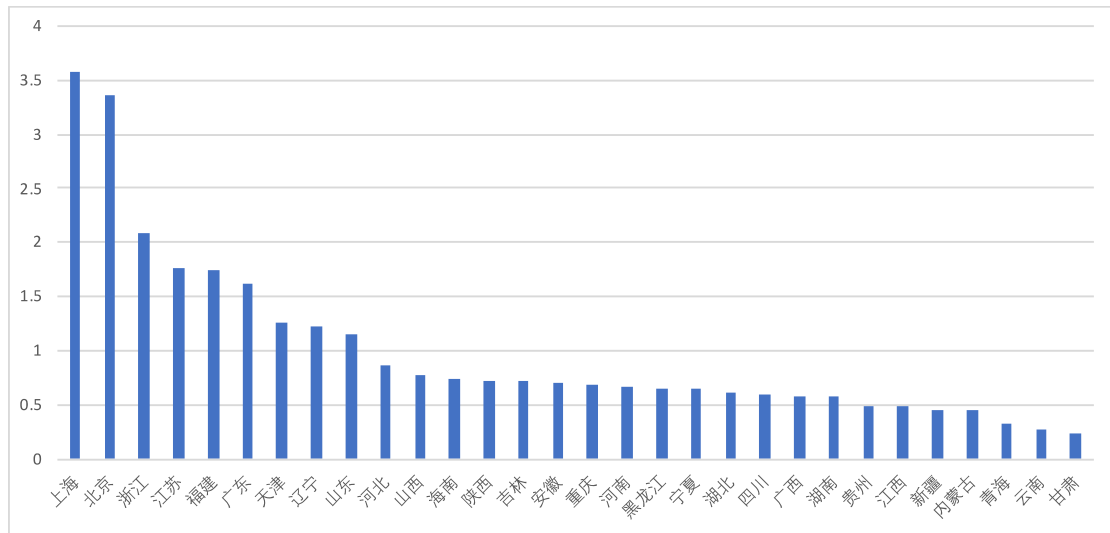


图 4.1 互联网基础设施特征分析

3.控制变量

在省级宏观层面,参考已有文献,本文选取了①经济发展程度,盖文启(2002)指出区域经济的发展是创新的重要环境,用人均 GDP 衡量(李政,杨思莹,2018)。②教育发展水平。人力资本、受教育程度与创新之间的关系一度成为讨论热点(倪进峰,李华,2017;钱晓焯等,2010;单春霞等,2017;王凡林、王媛媛,2019),人力资本积累与企业创新息息相关,本文拟采用人均受教育年限衡量^①。③贸易开放度,贸易开放意味着信息、商业的交流与合作的机会增加,为创新提供了更多可能性,用进出口总额与地区生产总值之比衡量(白俊红,蒋伏心,2015),并利用当年人民币对美元的平均汇率将单位转化为人民币。④政府干预水平,张攀,吴建南(2017),左晶晶等(2016)强调了政府干预对于区域创新、研发投入的影响,用政府预算支出与地区生产总值占比衡量。

在行业层面,已有研究显示行业竞争程度对企业创新存在一定影响,刘小军,徐琴凤(2019)认为行业集中度越高,研发投入也越多高,而宋丽颖,杨潭(2016)则发现行业集中度对提升 R&D 投入的作用具有不确定性。参考史宇鹏,顾全林(2013),宗庆庆等(2015)的做法,在控制变量中加入行业集中度,本文采用赫芬达尔指数衡量,

在企业层面,本文选取了①企业规模,中国的微观创新调查实证表明(安同良等,2006),进行创新的基本条件是企业在各方面拥有一定的资源,而这与企业规模大小息息相关。企业规模不同,其自身实力及对创新的态度将不同,用企业资产总计的对数值表示(余明桂等,2016)。②企业成熟度,刘秀玲(2009)曾指出一个公司的成长与其上市年龄关系密切,上市后的企业经营规范度和“干中学”能力都会逐渐增加,万伟等(2017)基于企业生命周期视角认为企业上市年龄会影响企业研发投入,参考已有学者的做法对企业上市年龄进行对数化处理的方法。③企业净利润,研发投入的决定是战略级别的决策,而叶康涛等(2014)

^① 具体将居民受教育程度分为学前教育、小学教育、初中教育、高中教育、大专及以上教育,将对应人数分别乘以对应的平均累计受教育年限 6、9、12、16,同时考虑到小学未完成的人和学前儿童,将 6 岁以下人口数乘以 2,将其求和并除以所有抽样人口数求得。

指出企业的会计信息尤其是净利润，对企业实施的战略影响重大，田巍，余淼杰（2014）则研究得出其与研发显著正相关，用其对数值表示（田巍，余淼杰，2014）。另外，参考王金龙等（2018），潘越等（2015），马光荣等（2014），李文贵、余明桂（2015），黎文婧、郑曼妮（2016）等的研究，加入④企业性质；⑤现金流量；⑥固定资产占比；⑦资产负债率作为控制变量。

表 4.1 变量说明

类型	变量名称	符号说明	计算方法	
核心变量	<i>lnrd</i>	自主创新	研发投入的自然对数值	
	<i>inter</i>	互联网基础设施	如上文所述	
控制变量	省级层面	<i>open</i>	贸易开放度	进出口总额/地区国民生产总值
		<i>gov</i>	政府干预水平	政府预算支出/地区生产总值
		<i>edu</i>	教育发展水平	人均受教育年限
		<i>pgdp</i>	经济发展水平	人均国民生产总值
	行业层面	<i>HHI</i>	行业集中度	公司营业收入/行业营业总收入
	企业层面	<i>size</i>	企业规模	资产总额的自然对数值
		<i>lnage</i>	企业成熟度	企业上市年限的对数值
		<i>tangibility</i>	固定资产比例	固定资产净额/资产总计
		<i>soe</i>	所有制	国有企业取值为 1，其他为 0
		<i>profits</i>	净利润	净利润的对数值
		<i>lerver</i>	杠杆率	负债总额/资产总计
		<i>cash</i>	现金流量	经营活动产生的现金流量净额/资产总额

表 4.2 描述性统计

变量名称	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>lnrd</i>	14,416	17.53	1.587	4.745	23.68
<i>inter</i>	14,421	1.340	.9658	.1742	4.116
<i>inter2</i>	14,421	2.728	3.723	.0303	16.94
<i>open</i>	14,421	.0370	.0353	.0017	.1548
<i>gov</i>	14,421	.2192	.0874	.1103	.6269
<i>edu</i>	14,421	9.082	1.062	7.068	11.87
<i>pgdp</i>	14,421	1490	733.1	713.2	3511
<i>HHI</i>	14,150	.2671	.0829	.2006	.9306
<i>size</i>	11,961	22.12	1.376	14.94	29.47
<i>age</i>	13,493	1.863	0.9212	0.000	3.296

<i>tangibility</i>	11,961	.2198	0.1699	0.000	.9480
<i>soe</i>	14,139	.3653	0.4815	0.000	1.000
<i>profits</i>	11,814	.2101	8.070	-291.1	650.9
<i>lever</i>	11,961	.4595	0.6773	-.2000	63.50
<i>cash</i>	11,960	.0371	0.1315	-11.00	.8507

(二) 基准回归

1. 基准模型及结果

由于本文选取的是面板数据，会面临模型的选择问题，①本文通过进行豪斯曼检验，结果发现拒绝原假设，即应采用固定效应模型；②蔡晓慧、茹玉骢(2016)在研究基础设施对企业研发的影响时采用固定效应模型可以解决样本自选择问题，认为固定效应模型可以控制企业不可观察的生产效率异质性对研发支出的作用；③根据古扎拉蒂(2013)的解释，固定效应模型可以控制住所有不随时间改变的变量，而因为我们的样本为个体企业，其本身的差异性较大，采用固定效应模型可以避免因遗漏变量而导致的模型设置偏误。本文基于以上原因，采用固定效应模型进行实证研究。

为了验证互联网基础设施和企业研发投入的基本关系，首先建立以为固定效应下的基准模型：

$$\ln R\&D_{ij} = \beta_0 + \beta_1 inter_{ij} + \beta_2 inter_{ij}^2 + \beta_i X_{ij} + \delta_i + \varepsilon_i$$

其中， $\ln R\&D$ 代表自主创新， $inter$ 为互联网基础设施， $inter_{ij}^2$ 为其二次项， X 表示一系列控制变量， δ_i 表示固定效应， ε_i 为随机扰动项，下标 i 和 t 分别表示第 i 个企业和第 t 年， β_i 为待估参数。逐层加入控制变量得到表 4.3 基准回归结果中前四个模型的回归结果

其次，为了增加模型的可靠性和估计结果的准确性，建立多维固定效应下的基准模型：

$$\ln R\&D_{ij} = \beta_1 inter_{ij} + \beta_2 inter_{ij}^2 + \beta_i X_{ij} + \delta_{firm} + \delta_{province} + \delta_{industry} + \varepsilon_i$$

对模型中符号的说明同上， δ_{firm} 、 $\delta_{province}$ 、 $\delta_{industry}$ 分别表示个体层面、省份层面、行业层面的固定效应。回归结果为后两个模型：

表 4.3 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$\ln R\&D$	$\ln R\&D$	$\ln R\&D$	$\ln R\&D$	$\ln R\&D$	$\ln R\&D$
<i>inter</i>	0.557*** (5.717)	0.392*** (3.499)	0.293** (2.565)	0.340*** (2.989)	0.340*** (2.599)	0.340*** (2.599)

<i>inter2</i>	-0.202*** (-9.758)	-0.104*** (-4.264)	-0.066*** (-2.604)	-0.076*** (-3.017)	-0.076*** (-2.737)	-0.076*** (-2.737)
<i>size</i>		0.189*** (10.472)	0.119*** (6.538)	0.124*** (6.847)	0.124*** (5.538)	0.124*** (5.538)
<i>tangibility</i>		-0.160 (-1.454)	-0.108 (-0.996)	-0.084 (-0.778)	-0.084 (-0.763)	-0.084 (-0.763)
<i>profits</i>		0.010 (1.158)	0.001 (0.067)	-0.002 (-0.209)	-0.002 (-0.203)	-0.002 (-0.203)
<i>cash</i>		-0.087 (-1.526)	-0.055 (-0.977)	-0.057 (-1.033)	-0.057 (-1.567)	-0.057 (-1.567)
<i>lever</i>		0.005 (0.477)	0.008 (0.678)	0.007 (0.654)	0.007 (0.886)	0.007 (0.886)
<i>age</i>		0.492*** (24.863)	0.275*** (11.761)	0.284*** (12.158)	0.284*** (11.846)	0.284*** (11.846)
<i>open</i>			-3.597*** (-2.801)	-4.355*** (-3.394)	-4.355*** (-3.187)	-4.355*** (-3.187)
<i>gov</i>			4.802*** (7.366)	4.631*** (7.133)	4.631*** (6.439)	4.631*** (6.439)
<i>edu</i>			0.536*** (10.459)	0.528*** (10.345)	0.528*** (9.213)	0.528*** (9.213)
<i>npgdp</i>			-0.000 (-0.651)	-0.000 (-0.993)	-0.000 (-0.891)	-0.000 (-0.891)
<i>HHI</i>				1.201*** (4.999)	1.201*** (3.644)	1.201*** (3.644)
<i>_cons</i>	17.322*** (214.674)	12.126*** (30.646)	8.614*** (14.106)	8.403*** (13.783)		
个体效应					Yes	Yes
省份效应					Yes	Yes
行业效应					No	Yes
N	14416	9841	9841	9654	9218	9218
r2	.01532304	.17076192	.20148619	.20963661	.87524843	.87524843
F	92.287	190.379	155.433	147.923	141.523	141.523
Model	Fe	Fe	Fe	Fe		

注：***，**，*分别代表 1%、5%和 10%的显著性水平。括号为 t 值，下同。

由以上回归结果可知，无论是只加入关键解释变量，还是在其基础上只加入企业层面控制变量或省级层面控制变量，亦或是加入所有控制变量，互联网基础设施及其二次项的系数都显著，且一次项系数为正，二次项系数为负，由相关知

识可判断为倒 U 型形状，由此可以验证假说，即随着基础设施密度不断增加，前期的正向溢出效应大于创新惰性，而在后期创新惰性大于正向溢出效应，由于模型四的控制变量最多，拟合优度最高，所以在计算倒 U 型拐点时以模型 (6) 为基准，计算发现，拐点为 2.237，这与我国的平均水平 1.340 还存在较大差距，说明互联网基础设施目前在我国仍处于正向作用占据主导地位的阶段，这也表明我国在整体水平上还应继续加强互联网基础设施的完善工作，其潜力还未完全发挥。但结合表 1 中的结果，我们可以发现也有个别城市，如北京、上海已超过这一数值，值得引起我们的注意。

在控制变量方面，我们发现①企业规模和成熟度的系数为正，即大企业的自主创新主动性更强，结合本文的理论假说可以理解为其创新惰性更弱。②在采用固定效应模型时，由于企业所有制的影响极其小，以至于在回归结果显示中被忽略。③我们可以发现贸易开放度的系数为负，即开放程度对研发程度表现出负向影响，这与创新惰性相呼应，即开放程度提高有助于知识过度溢出，从而有利于促进创新惰性的形成，这也佐证了创新惰性存在的假设。④总体看来，企业层面的控制变量大多并不显著，而省级层面的控制变量十分显著，这在一定程度上反映出企业的自主研发投入决策受宏观环境的影响非常大，这也提醒政府应积极发挥提供公共服务功能，积极营造利于经商的环境，激励企业做出积极的行为决策。

2. 稳健性检验

为了使以上回归结果更稳健，本文进行了稳健性检验，具体做法为：①采用对连续变量的 1%和 99%百分位进行缩尾处理后的数据进行验证；②更换回归方法，为了削弱内生性的影响，本文在缩尾处理数据基础上，借鉴已有学者常采用的方法，用动态面板回归的方法，将被解释变量自主创新滞后一期加入模型；③使用研发投入强度（R&D）代替研发投入的对数值，同时对部分控制变量进行了替换，将净利润的对数值用利润率代替，现金流量占比用现金流量的对数值代替，用企业年龄的对数值替代企业上市年龄的对数值，采用固定效应模型回归；④继续采用③中更换的变量，对省份、行业 and 个体层面都进行了控制。

表 4.4 基准回归的稳健性检验

	(1) lnR&D	(2) lnR&D	(3) R&D	(4) R&D
<i>inter</i>	0.351*** (2.635)	0.281*** (3.087)	1.721*** (3.721)	1.721*** (3.713)
<i>inter2</i>	-0.081*** (-2.784)	-0.050** (-2.325)	-0.310*** (-3.051)	-0.310*** (-3.044)
<i>size</i>	0.121*** (5.416)	-0.003 (-0.137)	-0.102 (-1.057)	-0.102 (-1.054)
<i>tangibility</i>	-0.086 (-0.785)	-0.104 (-0.758)	-0.094 (-1.410)	-0.094 (-1.406)
<i>profits</i>	-0.001 (-0.114)	-0.005 (-0.474)	-0.003 (-0.593)	-0.003 (-0.592)

<i>cash</i>	-0.061 (-0.478)	-0.109 (-0.848)	0.010 (0.286)	0.010 (0.285)
<i>lever</i>	-0.179** (-2.252)	-0.014 (-0.150)	0.125 (0.799)	0.125 (0.797)
<i>age</i>	0.293*** (12.196)	0.038 (1.272)	-0.006 (-0.019)	-0.006 (-0.019)
<i>open</i>	-3.600** (-2.519)	-0.166 (-0.208)	-2.537 (-0.485)	-2.537 (-0.484)
<i>gov</i>	4.519*** (6.076)	0.579* (1.652)	2.074 (0.755)	2.074 (0.754)
<i>edu</i>	0.534*** (9.483)	0.100** (2.329)	0.119 (0.539)	0.119 (0.537)
<i>npgdp</i>	-0.000 (-1.273)	-0.000 (-1.619)	-0.000 (-0.481)	-0.000 (-0.480)
<i>HHI</i>	1.379*** (3.926)	-0.192 (-0.458)	-0.729 (-0.724)	-0.729 (-0.722)
<i>L. lnR&D</i>		0.804*** (17.615)		
<i>soe</i>		0.370 (1.413)		
<i>_cons</i>		2.540*** (3.455)	1.941 (0.767)	
省份效应	Yes			Yes
行业效应	Yes			Yes
个体效应	Yes			Yes
N	9218	8435	8672	8291
r2	.87315796		.00384261	.62427601
F	139.725		1.895	1.886
Model			Fe	

根据表 4.4 回归结果可知，互联网基础设施及其二次项依旧显著，且拐点远大于互联网基础设施的平均值 1.33。由此可以判断在基准回归中所得到的结论的可靠性。

(三) 空间计量

在讨论基础设施时，空间效应是难以忽略的，互联网基础设施也不例外。无论是基础设施本身具有的空间溢出效应，或是由于互联网基础设施引致的信息传递的溢出，都或多或少受到其他地方的影响。梅特卡夫法则也可以辅助说明网络的外部性，即网络成员越多，信息的交流和共享越充分，而信息交流打破了空间限制，剩下的是信息交流本身或者说是信息交流内容相关方的，而这又与各地区之间的竞争或是模仿关系息息相关，而这些关系与两地的地理相关性，经济相关性等密切相关。

1. 空间权重矩阵的选择

在研究空间效应时需要选取合适的空间权重矩阵，本文主要拟选取三种。

①邻接矩阵。地理相邻可能使得同省份之间产生模仿效应或是竞争效应，而造成的结果则是相邻地区互联网基础设施密度间的正相关性，根据此种关联性，可构建省份之间的邻接矩阵和省份之间的球面距离矩阵补充描述忽略空间关联性带来的模型误差（距离矩阵在稳健性检验部分出现），这也是最常用、最基本的一种矩阵。

$$G_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{if } i \text{ 与 } j \text{ 相邻} \\ 0 & \text{if } i \text{ 与 } j \text{ 不相邻} \end{cases}$$

②经济距离矩阵。根据已有学者的研究，空间相关性已经不仅仅限制在地理范围上，经济上的相关性也不容忽视。经济发展水平越高，从地理关联角度考虑，对周围省份的映射能力越强，而从省份之间的竞争角度考虑，对于某一个经济发展水平特定的省份而言，在有可能影响其的省份中，经济发展水平越高，影响力可能越大，而两地之间的距离越短，影响力可能越大。参考已有研究，可以发现引力模型（白俊红，蒋伏心，2015；李婧等，2010；王悦等，2019）可以较全面的刻画这一关系，所以第三种空间矩阵本文将采取用两地区的人均 GDP 水平的乘积与两地球面距离的平方的比值。

$$G_{ij} = \frac{GDP_i * GDP_j}{D_{ij}^2}$$

③城镇化矩阵。互联网应用的一个关键因素是具备主观能动性的人，而互联网基础设施密度具备明显的城乡差距问题，林娟（2014）提出使用城镇化率这一指标来反映地区间不同空间关联性的差异。本文继续延续经济距离矩阵的思路，将第二种空间权重矩阵中的人均 GDP 用城镇化率代替，构建第二种引力模型刻画空间关联性。

$$G_{ij} = \frac{Urb_i * Urb_j}{D_{ij}^2}$$

在考察空间效应之前需要对空间相关性进行检验，本文选取学界普遍认可的莫兰 I 指数，以下为检验结果：

表 4.5 空间自相关性检验

	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Moran's I	0.272	0.316	0.258	0.239	0.288	0.285	0.325
p	0.002	0.000	0.004	0.006	0.002	0.002	0.001
W2							
	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Moran's I	0.314	0.383	0.251	0.211	0.268	0.256	0.289
p	0.000	0.000	0.001	0.005	0.001	0.001	0.000
W3							
	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Moran's I	0.295	0.358	0.233	0.197	0.255	0.242	0.269
p	0.000	0.000	0.002	0.007	0.001	0.002	0.001

由检验结果我们可以发现在邻接矩阵、经济距离矩阵和城镇化矩阵下，莫兰 I 指数都显著大于 0，由莫兰 I 指数的特征可判断，省级层面的互联网基础设施密度存在显著的正向的空间相关性，也就是存在集聚效应。

2. 空间计量回归

为了验证互联网基础设施的空间溢出效应，本文应用选取的三个空间权重矩阵进行实证分析，为了考察空间效应对于企业层面的影响，借鉴蔡晓慧，茹玉骢（2016）的做法将空间权重矩阵与相应变量相乘加入模型，鉴于本文包含关键解释的二次项，所以具体做法为在原有的基准模型上加入互联网基础设施一次项、二次项分别与空间权重矩阵的交互项。

固定效应的具体回归模型为：

$$\ln R\&D_{ij} = \beta_1 inter_{ij} + \beta_2 inter_{ij}^2 + \beta_3 W * inter_{ij} + \beta_4 W * inter_{ij}^2 + \beta_i X_{ij} + \delta_{firm} + \delta_{province} + \delta_{industry} + \varepsilon_i$$

其在基准模型的基础上加入了空间权重矩阵与互联网基础设施及其交互项的交互项， W 表示空间权重矩阵，其他变量意义同基准模型。回归结果如表 4.6 所示：

表 4.6 空间效应回归结果

	(1) lnR&D	(2) lnR&D	(3) lnR&D
<i>inter</i>	0.272** (2.060)	0.348*** (2.627)	0.345*** (2.609)
<i>inter2</i>	-0.060** (-2.132)	-0.077*** (-2.734)	-0.077*** (-2.735)
<i>w1x_inter</i>	0.353*** (7.347)		
<i>w1x_inter2</i>	-0.081***		

	(-6.922)		
<i>w2x_inter</i>		0.568**	
		(2.164)	
<i>w2x_inter2</i>		-0.077*	
		(-1.839)	
<i>w3x_inter</i>			0.615**
			(2.470)
<i>w3x_inter2</i>			-0.076*
			(-1.703)
<i>size</i>	0.113***	0.122***	0.122***
	(5.013)	(5.398)	(5.362)
<i>tangibility</i>	-0.084	-0.076	-0.073
	(-0.769)	(-0.690)	(-0.666)
<i>profits</i>	-0.004	-0.002	-0.002
	(-0.431)	(-0.237)	(-0.252)
<i>cash</i>	-0.054	-0.058	-0.059
	(-1.403)	(-1.597)	(-1.613)
<i>lever</i>	0.007	0.008	0.008
	(0.870)	(0.983)	(1.015)
<i>age</i>	0.246***	0.281***	0.280***
	(9.871)	(11.556)	(11.519)
<i>open</i>	-6.026***	-6.039***	-6.243***
	(-4.314)	(-3.736)	(-3.910)
<i>gov</i>	3.977***	4.271***	4.195***
	(5.530)	(5.619)	(5.486)
<i>edu</i>	0.605***	0.524***	0.526***
	(10.245)	(8.714)	(8.842)
<i>npgdp</i>	-0.000*	-0.000	-0.000
	(-1.882)	(-1.298)	(-1.403)
<i>HHI</i>	1.216***	1.209***	1.203***
	(3.690)	(3.664)	(3.645)
省份效应	Yes	Yes	Yes
行业效应	Yes	Yes	Yes
个体效应	Yes	Yes	Yes
N	9218	9218	9218
r2	.87619813	.87534605	.87540574
F	124.343	123.653	124.224

对以上考虑了空间效应的回归分析结果进行分析,发现对各个层面的效应进行固定之后,所有互联网的一次项与二次项以及空间交互项的系数都显著,这说明在分析互联网基础设施对企业研发投入的影响时空间效应的必要性和重要性,且符号与直接效应相同,同时,计算其拐点发现仍然远大于实际均值,即在考虑空间效应的情况下,我国的互联网基础设施完善程度也距离拐点较远。

3. 稳健性检验

在涉及空间效应的回归中,大多采用空间权重矩阵的变化进行稳健性检验。本文在对所有连续性数据进行缩尾处理的基础上进行矩阵变化和其他形式的检验,具体为①在多维固定模型下再次加入两个空间权重矩阵,一是利用省份省会城市之间的球面距离的倒数构建距离矩阵,二是利用省份之间城镇率差值绝对值的倒数构建矩阵(两种矩阵都通过了莫兰 I 检验,并且显著为正^①),结果分别为表 4.7 中的模型(1)和(2);②更换回归方法,本文引入空间计量模型的方法借鉴蔡晓慧,茹玉骢(2016)的做法,并非为常见以极大似然估计法为基础的 SDM、SAR 等空间计量模型估计方式,考虑到回归方法不同的影响,本文采用常见的用于空间计量的极大似然估计法进行稳健性检验。

表 4.7 空间效应的稳健性检验

	(1) lnR&D	(2) lnR&D	(3) lnR&D	(4) lnR&D	(5) lnR&D
<i>inter</i>	0.773*** (5.639)	0.386*** (2.811)	0.608*** (6.480)	0.825*** (9.084)	0.809*** (8.954)
<i>inter2</i>	-0.155*** (-5.206)	-0.092*** (-3.041)	-0.118*** (-5.355)	-0.153*** (-7.148)	-0.151*** (-7.032)
<i>w4x_inter</i>	11.478*** (11.164)				
<i>w4x_inter2</i>	-2.146*** (-10.090)				
<i>w5x_inter</i>		0.998*** (3.065)			
<i>w5x_inter2</i>		-0.141* (-1.918)			
<i>w1x_inter</i>			0.249*** (9.757)		
<i>w1x_inter2</i>			-0.060*** (-7.537)		
<i>w2x_inter</i>				0.767*** (5.411)	
<i>w2x_inter2</i>				-0.140*** (-4.572)	
<i>w3x_inter</i>					0.751*** (4.871)

^① 鉴于篇幅限制,感兴趣者可向读者索要。

<i>w3x_inter2</i>					-0.125*** (-3.552)
<i>size</i>	0.073*** (3.237)	0.114*** (5.120)	0.099*** (6.640)	0.108*** (7.271)	0.109*** (7.324)
<i>tangibility</i>	-0.072 (-0.666)	-0.086 (-0.790)	-0.126 (-1.386)	-0.145 (-1.587)	-0.144 (-1.573)
<i>profits</i>	-0.005 (-0.543)	-0.002 (-0.221)	-0.003 (-0.339)	0.000 (0.021)	0.000 (0.028)
<i>cash</i>	-0.097 (-0.776)	-0.058 (-0.458)	-0.109 (-0.938)	-0.116 (-0.988)	-0.118 (-1.008)
<i>lever</i>	-0.079 (-1.001)	-0.169** (-2.130)	-0.213*** (-3.106)	-0.244*** (-3.554)	-0.245*** (-3.569)
<i>age</i>	0.141*** (5.081)	0.271*** (11.117)	0.241*** (13.911)	0.266*** (15.153)	0.270*** (15.439)
<i>open</i>	1.120 (0.746)	-3.677** (-2.514)	-4.672*** (-5.922)	-6.751*** (-8.457)	-6.710*** (-8.374)
<i>gov</i>	2.829*** (3.784)	4.489*** (6.017)	3.844*** (10.922)	2.130*** (6.555)	2.131*** (6.552)
<i>edu</i>	0.361*** (6.656)	0.535*** (9.510)	0.623*** (16.800)	0.553*** (13.787)	0.572*** (14.546)
<i>npgdp</i>	0.000 (0.755)	-0.000 (-1.010)	-0.000*** (-5.391)	-0.000*** (-7.152)	-0.000*** (-7.518)
<i>HHI</i>	1.561*** (4.510)	1.395*** (3.966)	1.212*** (5.742)	1.193*** (5.625)	1.177*** (5.551)
<i>_cons</i>			7.749*** (19.517)	8.551*** (20.882)	8.383*** (20.804)
<i>sigma_u</i> <i>_cons</i>			1.358*** (64.073)	1.355*** (63.811)	1.356*** (63.845)
<i>sigma_e</i> <i>_cons</i>			0.607*** (120.435)	0.610*** (120.322)	0.610*** (120.336)
省份效应	Yes	Yes			
行业效应	Yes	Yes			
个体效应	Yes	Yes			
N	9218	9218	9654	9654	9654
r ²	.87600611	.87351753			
F	124.756	121.950			
Model			Mle	Mle	Mle

由以上回归结果可知，所有关键变量的符号没有变化，且系数都显著，即所有的结论都通过了稳健性检验，这说明无论是文中假说中的倒 U 型关系，或是空间计量模型都显著成立，结果可靠。

五、进一步讨论——调节机制

投资互联网基础设施对企业创新的正向拉动效果是我们期待的结果，但面对拐点来临后的消极影响，可以采取什么措施干预这一作用机制，从而缓解其负向作用呢？

知识产权保护是研究创新问题时难以忽略的一个因素（宗庆庆等，2015；史宇鹏，顾全林，2013），《意见》中也明确指出要强化知识产权战略，要营造互联网公平竞争环境。吴超鹏，唐葑（2016）从投入和产出两个角度分析了知识产权保护对企业创新的影响；许培源，章燕宝（2014）则考虑了其在不同行业特征下对创新的促进作用。本文则试图将其与互联网基础设施对企业自主创新的影响关联起来，认为其起到了一个调节作用，可以阻碍了无节制的信息传播，进而研发活动产生的外部性问题会得到缓解。

互联网等信息技术衍生出了一个巨大的市场，而这其中也存在“黑市”，研发过程中任何一个保密方面的疏忽都可能使研发成果凭借互联网基础设施的完善及信息技术的发展成为他人的“嗟来之食”。但当知识产权保护程度提高后，一方面，应该保密或是与研发相关的关键信息将难以被分享，这也意味着由互联网基础设施带来的互联网信息传播内容的广度会受影响，即知识溢出效应会受到影响；另一方面，前期“知识溢出效应”的减弱也意味着后期发生“投机”行为的可能性有所减少；即使通过各种途径获得研发关键信息后，使用和模仿的风险也会增加，当企业意识到其他企业的研发成果难以依赖时，可以刺激其进行自主研发，增加 R&D 投入，这将弱化企业的“创新惰性”这一“投机”心理。而对于创新主体来说，研发成果受到较安全产权保护，减少了外生研发风险，有助于创新积极性的提高。

根据以上论述可以发现互联网基础设施对企业自主创新的前期影响在受到知识产权保护程度的加强的作用后，其信息溢出强度降低，导致其正向促进作用有所减弱；而后期影响在知识产权保护程度的加强的作用后，其“惰性蔓延”行为受到约束，导致其负向抑制作用有所减弱。

综上，本文认为知识产权保护程度会对互联网基础设施密度与企业研发投入之间的关系起到了调节作用，削弱了二者之间的倒 U 型关系。接下来将对此假说进行验证。

对于调节效应的分析，学界较常使用的方法为加入解释变量与调节变量的交互项（刘忠璐，孙海波，2018；李经路，宋玉禄，2018），为了更准确地对包含二次项的调节效应进行检验，本文拟采用的方式为分别将一次项、二次项与调节变量进行交互，引入模型（韩青，文洪星，2019；胡望斌等，2014 等），具体模型为：

$$\ln R\&D_{ij} = \beta_1 inter_{ij} + \beta_2 inter_{ij}^2 + \beta_3 IPR + \beta_4 IPR * inter_{ij} + \beta_5 IPR * inter_{ij}^2 + \beta_i X_{ij} + \delta_{firm} + \delta_{province} + \delta_{industry} + \varepsilon_i$$

其中， IPR 表示知识产权保护程度，同样采用多维固定效应模型进行回归，对于知识产权保护的衡量，本文借鉴韩先锋等（2019）的方法，采用技术市场交易额与 GDP 的比值表示。此外，为了避免模型设定偏误和结果的稳健，一方面，

本文建立了同时包含空间效应和调节效应的模型，另一方面，所有回归均采用经过缩尾处理后的变量进行。

表 5.1 调节效应回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnR&D	lnR&D	lnR&D	lnR&D
<i>inter</i>	0.593*** (3.559)	0.420** (2.485)	0.568*** (3.359)	0.557*** (3.874)
<i>inter2</i>	-0.138*** (-3.411)	-0.088** (-2.143)	-0.133*** (-3.270)	-0.131*** (-3.681)
<i>IPR</i>	23.412*** (3.963)	22.569*** (3.854)	20.320*** (3.294)	20.157*** (4.000)
<i>IPR*inter</i>	-15.484*** (-3.123)	-11.860** (-2.414)	-10.624* (-1.945)	-10.581** (-2.328)
<i>IPR*inter2</i>	2.610*** (3.191)	1.885** (2.320)	1.937** (2.198)	1.923*** (2.578)
<i>w1x_inter</i>		0.396*** (8.045)		
<i>w1x_inter2</i>		-0.097*** (-7.800)		
<i>w2x_inter</i>			0.713** (2.483)	
<i>w2x_inter2</i>			-0.098** (-2.182)	
<i>w3x_inter</i>				0.706*** (2.876)
<i>w3x_inter2</i>				-0.087** (-2.015)
<i>size</i>	0.113*** (5.040)	0.099*** (4.418)	0.110*** (4.917)	0.109*** (5.716)
<i>tangibility</i>	-0.072 (-0.660)	-0.075 (-0.695)	-0.067 (-0.618)	-0.064 (-0.602)
<i>profits</i>	-0.002 (-0.270)	-0.005 (-0.547)	-0.003 (-0.291)	-0.003 (-0.326)
<i>cash</i>	-0.065 (-0.516)	-0.048 (-0.380)	-0.067 (-0.528)	-0.068 (-0.564)
<i>lever</i>	-0.165** (-2.073)	-0.147* (-1.854)	-0.159** (-2.001)	-0.158** (-2.100)
<i>age</i>	0.275*** (11.219)	0.229*** (8.979)	0.271*** (10.947)	0.270*** (11.418)
<i>open</i>	-3.404** (-1.978)	-4.790*** (-2.759)	-4.190** (-2.354)	-4.312*** (-2.713)
<i>gov</i>	4.281*** (5.725)	3.473*** (4.623)	3.930*** (5.005)	3.880*** (5.701)
<i>edu</i>	0.518***	0.593***	0.511***	0.516***

	(9.158)	(10.240)	(8.622)	(9.936)
<i>npgdp</i>	-0.000	-0.000**	-0.000	-0.000
	(-0.773)	(-2.095)	(-1.317)	(-1.622)
<i>HHI</i>	1.424***	1.402***	1.418***	1.407***
	(4.041)	(3.979)	(4.026)	(5.689)
省份效应	Yes	Yes	Yes	Yes
行业效应	Yes	Yes	Yes	Yes
个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	9218	9218	9218	9218
r ²	.87358196	.8747686	.87370817	.87376811
F	113.927	103.614	103.692	111.465

通过分析表 5.3 的回归结果可以发现, 无论是否加入空间效应, 专利保护程度与互联网基础设施的交互项系数为负, 与互联网基础设施平方的交互项系数为正, 呈现 U 型关系, 而专利保护程度的系数显著为正, 与互联网基础设施和企业自主创新之间的倒 U 型关系对比可判断专利保护程度可以有效削弱互联网基础设施与企业研发投入之间的倒 U 型关系, 与上文的理论分析相吻合。同时, 互联网基础设施和空间项的显著也是对命题一和命题二的再次验证。

六、结论与政策建议

本文利用 2011-2017 中国上市公司研发数据与省级层面互联网基础设施数据配对, 通过设定多种模型探索了互联网基础设施对企业创新的影响。得到以下结论: ①互联网基础设施与企业自主创新之间存在倒 U 型关系, 随着互联网基础设施投资的增加, 企业创新先加强, 后减弱, 即前期的溢出效应、成本效应大于“惰性蔓延效应”与“挤出效应”, 下降阶段则相反, 同时, 开放程度对研发投入的负向影响可以佐证“惰性蔓延效应”的存在。②互联网基础设施对企业创新的作用存在空间效应, 在邻接矩阵、距离矩阵、经济距离矩阵、城镇化距离矩阵下都显著成立。③知识产权保护程度对互联网基础设施与企业创新之间的关系存在调节作用, 可以削弱倒 U 型关系。④企业在进行研发投入决策时, 相对于企业自身的一些指标, 更易受到的是宏观经济环境的影响。

鉴于以上结论, 本文提出以下政策建议:

一、无论是地方政府还是企业, 都应因地制宜, 不应盲目加强建设, 互联网基础设施完善程度较低的地区应迎头赶上, 确保溢出效应和成本效应的发挥, 而互联网基础设施完善程度已超过拐点的地区应停止数量的增加, 将重心转移到其质量上, 更加注重其维护和改进。

二、完善知识产权保护制度。目前我国的知识保护程度相对较低, 还存在较大的提升空间, 尤其在涉及互联网方面时, 存在更多漏洞和盲点, 这为“投机”行为创造了机会和条件, 相关部门应给予其充分的重视, 加大立法和执法力度, 充分发挥知识产权保护程度的润滑剂作用。

三、进行决策时应将我国地方政府间的“竞优”行为纳入考虑, 注重促进政府间的良性竞争。我国省际之间存在明显的空间效应, 影响着互联网这一基础设施对于企业自主创新的作用, 我们应积极诱导其发挥积极效应。

四、政府部门应致力于营造更好的市场环境。在实证分析中我们可以发现宏观环境对于自主创新行为的具有决定性影响，为了企业能积极投入与自主创新，助力我国实现“以创新驱动发展的目标”，政府应为企业发展考虑，为其提供一个有序、公平的市场环境。

参考文献：

- [1]李长江. 关于数字经济内涵的初步探讨[J]. 电子政务, 2017(09):84-92.
- [2]张勇. 互联网发展对中国经济增长的影响研究[D]. 安徽大学, 2014.
- [3]张新红. 数字经济与中国发展[J]. 电子政务, 2016(11):2-11.
- [4]张勋, 万广华, 张佳佳, 何宗樾. 数字经济、普惠金融与包容性增长[J]. 经济研究, 2019, 54(08):71-86.
- [5]Koutroumpis, P., 2009, “The Economic Impact of Broadband on Growth: A Simultaneous Approach”, *Telecommunications Policy*, Vol.33, pp.471-485.
- [6]Czernich N., O. Falck, T. Kretschmer et al., 2011, “Broadband Infrastructure and Economic Growth”, *Social Science Electronic Publishing*, Vol.121, pp.505-532.
- [7]Stevenson, B., 2009, “The Internet and Job Search”, NBER Working Paper.
- [8]Kuhn, P. and M. Skuterud, 2010, “Internet Job Search and Unemployment Durations”, *American Economic Review*, Vol. 94, pp.218-232.
- [9]谢平, 邹传伟, 刘海二. 互联网金融的基础理论[J]. 金融研究, 2015(08):1-12.
- [10]李炳, 赵阳. 互联网金融对宏观经济的影响[J]. 财经科学, 2014(08):21-28.
- [11]Vemuri, V. K. and S. Siddiqi, 2009, “Impact of Commercialization of the Internet on International Trade: A Panel Study Using the Extended Gravity Model”, *International Trade Journal*, Vol.23, pp.458-484.
- [12]施炳展. 互联网与国际贸易——基于双边双向网址链接数据的经验分析[J]. 经济研究, 2016, 51(05):172-187.
- [13]喻莎莎. 互联网影响下我国文化产业空间集聚变化趋势——基于省级面板数据的实证分析[J]. 商业经济研究, 2017(14):175-177.
- [14]王帅, 周明生. 信息基础设施建设、产业集聚与经济增长——基于中介效应模型的实证分析[J]. 上海经济, 2018(05):5-18.
- [15]李坤望, 邵文波, 王永进. 信息化密度、信息基础设施与企业出口绩效——基于企业异质性的理论与实证分析[J]. 管理世界, 2015(04):52-65.
- [16]杨德明, 刘泳文. “互联网+”为什么加出了业绩[J]. 中国工业经济, 2018(05):80-98.

-
- [17] 万兴, 杨晶. 互联网平台选择、纵向一体化与企业绩效[J]. 中国工业经济, 2017(07):156-174.
- [18] 吴义爽, 盛亚, 蔡宁. 基于互联网+的大规模智能定制研究——青岛红领服饰与佛山维尚家具案例[J]. 中国工业经济, 2016(04):127-143.
- [19] 林敏涪. 浅谈互联网时代的企业管理创新[J]. 商业经济, 2019(01):38-39.
- [20] 罗珉, 李亮宇. 互联网时代的商业模式创新:价值创造视角[J]. 中国工业经济, 2015(01):95-107.
- [21] 薛成, 孟庆玺, 何贤杰. 网络基础设施建设与企业技术知识扩散——来自“宽带中国”战略的准自然实验[J/OL]. 财经研究, 2020(04):1-15
- [22] 李天籽, 王伟. 网络基础设施的空间溢出效应比较研究[J]. 华东经济管理, 2018, 32(12):5-12.
- [23] 周黎安, 罗凯. 企业规模与创新:来自中国省级水平的经验证据[J]. 经济学(季刊), 2005(02):623-638.
- [24] 巩娜. 民营企业股权激励计划与研发投入关系分析[J]. 财经理论与实践, 2014, 35(01):96-102.
- [25] 苗淑娟, 夏朦, 孟庆顺. 高管激励对研发投入影响研究——终极控制权的调节作用[J]. 工业技术经济, 2018, 37(01):41-48.
- [26] 解维敏, 魏化倩. 市场竞争、组织冗余与企业研发投入[J]. 中国软科学, 2016(08):102-111.
- [27] 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[J]. 经济研究, 2009, 44(10):87-98+120.
- [28] 赵康生, 谢识予. 政府研发补贴对企业研发投入的影响——基于中国上市公司的实证研究[J]. 世界经济文汇, 2017(02):87-104.
- [29] 谢家智, 刘思亚, 李后建. 政治关联、融资约束与企业研发投入[J]. 财经研究, 2014, 40(08):81-93.
- [30] 党力, 杨瑞龙, 杨继东. 反腐败与企业创新:基于政治关联的解释[J]. 中国工业经济, 2015(07):146-160.
- [31] 潘越, 潘健平, 戴亦一. 公司诉讼风险、司法地方保护主义与企业创新[J]. 经济研究, 2015, 50(03):131-145.
- [32] 代中强. 实际知识产权保护、模仿创新与自主创新[J]. 经济评论, 2010(06):85-97.
- [33] 王红领. 参与全球整合, 中国钢铁业升级的可行路径——“莱钢”与阿赛洛合资案例研究[C]. . 中国与世界观察(2007年第1期 总第6期). : 清华大学经济管理学院中国与世界经济研究中心, 2007:150-167+215-219.
- [34] 高帆. 什么粘住了中国企业自主创新能力提升的翅膀[J]. 当代经济科学, 2008(02):1-10+124.
- [35] 张杰, 周晓艳, 李勇. 要素市场扭曲抑制了中国企业 R&D?[J]. 经济研究, 2011, 46(08):78-91.
- [36] 戴静, 张建华. 金融错配、所有制结构与技术进步——来自中国工业部门的证据[J]. 中国科技论坛, 2013(03):70-76.

-
- [37] 杨洋, 魏江, 罗来军. 谁在利用政府补贴进行创新?——所有制和要素市场扭曲的联合调节效应[J]. 管理世界, 2015(01):75-86+98+188.
- [38] 诸竹君, 黄先海, 王煌. 交通基础设施改善促进了企业创新吗?——基于高铁开通的准自然实验[J]. 金融研究, 2019(11):153-169.
- [39] 张旭亮, 史晋川, 李仙德, 张海霞. 互联网对中国区域创新的作用机理与效应[J]. 经济地理, 2017, 37(12):129-137.
- [40] 王炜, 张豪, 王丰. 信息基础设施、空间溢出与城市全要素生产率[J]. 经济经纬, 2018, 35(05):44-50.
- [41] 孙早, 徐远华. 信息基础设施建设能提高中国高技术产业的创新效率吗?——基于2002—2013年高技术17个细分行业面板数据的经验分析[J]. 南开经济研究, 2018(02):72-92.
- [42] 韩先锋, 宋文飞, 李勃昕. 互联网能成为中国区域创新效率提升的新动能吗[J]. 中国工业经济, 2019(07):119-136.
- [43] 方远平, 谢蔓, 林彰平. 信息技术对服务业创新影响的空间计量分析[J]. 地理学报, 2013, 68(08):1119-1130.
- [44] 程立茹. 互联网经济下企业价值网络创新研究[J]. 中国工业经济, 2013(09):82-94.
- [45] 王金杰, 郭树龙, 张龙鹏. 互联网对企业创新绩效的影响及其机制研究——基于开放式创新的解释[J]. 南开经济研究, 2018(06):170-190.
- [46] 杨德明, 刘泳文. “互联网+”为什么加出了业绩[J]. 中国工业经济, 2018(05):80-98.
- [47] 王春燕, 张玉明. 开放式创新下互联网应用对小微企业创新绩效的影响[J]. 东北大学学报(社会科学版), 2018, 20(01):27-35.
- [48] 郑世林, 周黎安, 何维达. 电信基础设施与中国经济增长[J]. 经济研究, 2014, 49(05):77-90.
- [49] 郭家堂, 骆品亮. 互联网对中国全要素生产率有促进作用吗?[J]. 管理世界, 2016(10):34-49.
- [50] 张光南, 洪国志, 陈广汉. 基础设施、空间溢出与制造业成本效应[J]. 经济学(季刊), 2014, 13(01):285-304.
- [51] 范欣, 宋冬林, 赵新宇. 基础设施建设打破了国内市场分割吗?[J]. 经济研究, 2017, 52(02):20-34.
- [52] 马明. 网络基础设施的两面性与区域创新能力非均衡发展[J]. 福建论坛(人文社会科学版), 2016(07):181-185.
- [53] 刘生龙, 胡鞍钢. 基础设施的外部性在中国的检验:1988—2007[J]. 经济研究, 2010, 45(03):4-15.
- [54] Holsapple C W, Singh M. Chapter 43: The Knowledge Chain Model: Activities for Competitiveness[J]. Handbook on Knowledge Management Knowledge Directions, 2004, 20(1):77-98
- [55] 周黎安. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究[J]. 经济研究, 2007(07):36-50.

[56]王叙果,张广婷,沈红波. 财政分权、晋升激励与预算软约束——地方政府过度负债的一个分析框架[J]. 财政研究, 2012(03):10-15.

[57]周黎安. 晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因[J]. 经济研究, 2004(06):33-40.

[58]Blanchard, O., Shleifer, A.. *Federalism With and Without Political Centralization: China Versus Russia*. National Bureau of Economic Research, Working Paper, No.w7616, 2000

[59]余泳泽,刘大勇. “中国式财政分权”与全要素生产率:“竞次”还是“竞优”[J]. 财贸经济, 2018, 39(01):23-37+83.

[60]邓晓兰,刘若鸿,许晏君. 经济分权、地方政府竞争与城市全要素生产率[J]. 财政研究, 2019(04):23-41.

[61]丁辉侠. 财政分权、制度安排与公共服务供给——基于中国省级面板数据的实证分析[J]. 当代经济科学, 2012, 34(05):105-111+128.

[62]王贤彬,张莉,徐现祥. 地方政府土地出让、基础设施投资与地方经济增长[J]. 中国工业经济, 2014(07):31-43.

[63]纪志宏,周黎安,王鹏,赵鹰妍. 地方官员晋升激励与银行信贷——来自中国城市商业银行的经验证据[J]. 金融研究, 2014(01):1-15.

[64]王贤彬,徐现祥,周靖祥. 晋升激励与投资周期——来自中国省级官员的证据[J]. 中国工业经济, 2010(12):16-26.

[65]张军,高远,傅勇,张弘. 中国为什么拥有了良好的基础设施?[J]. 经济研究, 2007(03):4-19.

[66]王世磊,张军. 中国地方官员为什么要改善基础设施?——一个关于官员激励机制的模型[J]. 经济学(季刊), 2008(02):383-398.

[67]蔡晓慧,茹玉骢. 地方政府基础设施投资会抑制企业技术创新吗?——基于中国制造业企业数据的经验研究[J]. 管理世界, 2016(11):32-52.

[68]吴延兵. 财政分权促进技术创新吗?[J]. 当代经济科学, 2019, 41(03):13-25.

[69]张军. 中国经济发展:为增长而竞争[J]. 世界经济文汇, 2005(Z1):101-105.

[70]Himmelberg C. P. and Petersen B. C., 1994, “R&D and Internal Finance: A Panel Study of Small Firms in Hightech Industries”, *The Review of Economics and Statistics*, Vol.76(1), pp.38~51.

[71]刘瑞明. 晋升激励、产业同构与地方保护:一个基于政治控制权收益的解释[J]. 南方经济, 2007(06):61-72.

[72]Bai, C.E., Du, Y., Tao, Z.G., Sarah, Y.T., “Local Protectionism and Regional Specialization: Evidence from China’s Industries”[J], *Journal of International Economics*, 2004, Vol.63, No.2: 397-417.

[73]毛其淋,许家云. 中国企业对外直接投资是否促进了企业创新[J]. 世界经济, 2014, 37(08):98-125.

-
- [74]李文贵,余明桂. 民营化企业的股权结构与企业创新[J]. 管理世界, 2015(04):112-125.
- [75]倪晓然,朱玉杰. 劳动保护、劳动密集度与企业创新——来自 2008 年《劳动合同法》实施的证据[J]. 管理世界, 2016(07):154-167.
- [76]张杰,郑文平,陈志远. 进口与企业生产率——中国的经验证据[J]. 经济学(季刊), 2015, 14(03):1029-1052.
- [77]白俊红,蒋伏心. 协同创新、空间关联与区域创新绩效[J]. 经济研究, 2015, 50(07):174-187.
- [78]张家平,程名望,潘烜. 互联网对经济增长溢出的门槛效应研究[J]. 软科学, 2018, 32(09):1-4.
- [79]韩先锋,宋文飞,李勃昕. 互联网能成为中国区域创新效率提升的新动能吗[J]. 中国工业经济, 2019(07):119-136.
- [80]盖文启. 论区域经济发展与区域创新环境[J]. 学术研究, 2002(01):60-63
- [81]李政,杨思莹. 财政分权、政府创新偏好与区域创新效率[J]. 管理世界, 2018, 34(12):29-42+110+193-194.
- [82]倪进峰,李华. 产业集聚、人力资本与区域创新——基于异质产业集聚与协同集聚视角的实证研究[J]. 经济问题探索, 2017(12):156-162.
- [83]钱晓焯,迟巍,黎波. 人力资本对我国区域创新及经济增长的影响——基于空间计量的实证研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2010, 27(04):107-121.
- [84]单春霞,仲伟周,张林鑫. 中小板上市公司技术创新对企业绩效影响的实证研究——以企业成长性、员工受教育程度为调节变量[J]. 经济问题, 2017(10):66-73.
- [85]王凡林,王媛媛. 员工受教育程度、研发投入与企业创新效率——以中小板上市公司为例[J]. 商业会计, 2019(03):57-60.
- [86]张攀,吴建南. 政府干预、资源诅咒与区域创新——基于中国大陆省级面板数据的实证研究[J]. 科研管理, 2017, 38(01):62-69.
- [87]左晶晶,唐跃军,季志成. 政府干预、市场化改革与公司研发创新[J]. 研究与发展管理, 2016, 28(06):80-90.
- [88]刘小军,徐勤凤. 兼并重组、行业集中度与研发投入——基于产能过剩行业研究[J]. 当代经济, 2019(10):19-21.
- [89]宋丽颖,杨潭. 财政补贴、行业集中度与高技术企业 R&D 投入的非线性关系实证研究[J]. 财政研究, 2016(07):59-68.
- [90]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[J]. 金融研究, 2013(08):136-149.
- [91]宗庆庆,黄娅娜,钟鸿钧. 行业异质性、知识产权保护与企业研发投入[J]. 产业经济研究, 2015(02):47-57.
- [92]安同良,施浩, Ludovico Alcorta. 中国制造业企业 R&D 行为模式的观测与实证——基于江苏省制造业企业问卷调查的实证分析[J]. 经济研究, 2006(02):21-30+56.

[93]余明桂,范蕊,钟慧洁.中国产业政策与企业技术创新[J].中国工业经济,2016(12):5-22.

[94]刘秀玲.上市公司成长性与规模、上市年龄关系研究——基于福建省上市公司面板数据[J].福州大学学报(哲学社会科学版),2009,23(03):43-47.

[95]万伟,徐伟,王桂琴.研发投入强度与上市年龄——基于企业生命周期视角[J].科技和产业,2017,17(12):112-122.

[96]叶康涛,张姗姗,张艺馨.企业战略差异与会计信息的价值相关性[J].会计研究,2014(05):44-51+94.

[97]田巍,余淼杰.中间品贸易自由化和企业研发:基于中国数据的经验分析[J].世界经济,2014,37(06):90-112.

[98]马光荣,刘明,杨恩艳.银行授信、信贷紧缩与企业研发[J].金融研究,2014(07):76-93.

[99]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[J].经济研究,2016,51(04):60-73.

[100]李婧,谭清美,白俊红.中国区域创新生产的空间计量分析——基于静态与动态空间面板模型的实证研究[J].管理世界,2010(07):43-55+65.

[101]王悦,杨骁,张伟科.农业保险发展对农村全要素生产率的影响研究——基于空间计量模型的实证分析[J].华中农业大学学报(社会科学版),2019(06):70-77+162-163.

[102]林娟.互联网对区域经济及其收敛性的影响研究[D].华东师范大学,2014.

[103]吴超鹏,唐菡.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.

[104]许培源,章燕宝.行业技术特征、知识产权保护与技术创新[J].科学学研究,2014,32(06):950-960.

[105]刘忠璐,孙海波.银行资本与风险承担U型关系及监督努力的中介作用研究[J].财贸研究,2018,29(12):60-69.

[106]李经路,宋玉禄.财税补助与研发投入:倒U型关系的检验[J].会计之友,2018(01):67-71.

[107]韩青,文洪星.食品质量认证与财务绩效的关系——研发强度与竞争地位的调节作用[J].经济与管理评论,2019,35(02):44-55.

[108]胡望斌,张玉利,杨俊.同质性还是异质性:创业导向对技术创业团队与新企业绩效关系的调节作用研究[J].管理世界,2014(06):92-109+187-188.

Will the improvement of Internet infrastructure promote enterprise innovation?

Zhang Yanjiao¹ Wei Jie^{1,2}

(1,School of Economics and Management, Northwest University; 2,College of Western Economic Development, Northwest University)

Abstract: The Internet has become an important carrier of the new generation of information and communication technology, such as mobile Internet, big data, cloud computing, Internet of things and digital economy. It is an important element of the "new infrastructure" and plays an important role in infrastructure. This paper emphasizes the function of Internet infrastructure, aiming to explore the impact of Internet infrastructure on enterprises' independent innovation. This problem is studied by matching the panel data of Listed Companies in 2011-2017 with the data at the provincial level. It is found that there is an inverted U-shaped relationship between Internet infrastructure and enterprise independent innovation, that is, with the continuous improvement of Internet infrastructure, enterprise independent innovation shows a trend of rising first and then declining. The main reason for the declining stage is that the improvement of Internet infrastructure promotes the formation of "inert spread effect" of enterprises and the "crowding out effect" brought by this investment. At the same time, in order to prevent the error of model setting, the influence of spatial effect is considered. After calculation, it is found that China's current average level is far away from the inflection point That is to say, the Internet infrastructure in China still plays a positive role in general. In addition, it is found that the degree of intellectual property protection can regulate the relationship between the two, and the strengthening of the degree of intellectual property protection can effectively weaken the inverted U-shaped relationship. Finally, a series of suggestions are put forward according to the conclusion.

Key words: Internet infrastructure, enterprise innovation, inverted U-type, intellectual property protection, spatial effect