

经济政策不确定性、金融发展与技术创新

杜江 刘诗园¹

(四川大学 经济学院, 成都 610064)

【摘要】: 本文以 2001-2018 年中国 31 个省、直辖市和自治区的数据为样本, 采用动态空间面板模型研究了经济政策不确定性、金融发展与技术创新之间的关系及其作用机制。结果表明, 区域技术创新存在明显的“叠加”效应和“溢出”效应。短期内经济政策不确定性能够正向刺激技术创新, 但是长期来看经济政策不确定性不利于技术创新的提升。金融发展对技术创新的短期影响为正, 长期影响为负, 并且从经济距离权重下来看, 金融发展对经济发展水平相近的地区有负向溢出效应。进一步研究发现, 信贷市场发展对经济政策不确定性对技术创新的影响产生负向调节作用, 资本市场发展能够正向调节经济政策不确定性对技术创新的影响。研究的政策启示是, 完善资本市场更有助于在经济政策不确定环境下促进技术创新。

【关键词】: 经济政策不确定性 金融发展 技术创新 动态空间面板模型

【中图分类号】: F062.4 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1006-2912(2020)12-0032-11

一、引言

技术创新是推动一个国家或地区经济持续增长的动力源泉。习近平总书记在 2018 年 12 月中央经济工作会议上明确提出, 要全面落实创新驱动发展战略, 提升我国的创新能力和效率。世界知识产权组织和康奈尔大学联合发布的《全球创新指数报告》显示, 中国的创新能力在全球 120 多个经济体中的排名持续攀升, 从 2009 年的第 43 位上升至 2019 年的第 14 位, 在中等收入经济体中位居第一, 但是在支持创新活动的环境要素方面仍然与德、英、美等创新强国存在较大差距。资源基础观和制度创新理论认为, 技术创新的发展不仅取决于资金、人才等资源的投入, 更离不开良好的创新环境作为支撑。因此, 在中国大力推进“大众创业, 万众创新”的背景下, 探究外部环境对技术创新的影响具有重要的现实意义。

2008 年全球金融危机之后, 国内外对经济政策不确定性的担忧加剧。国际货币基金组织(IMF)在 2013 年的《世界经济展望》报告指出, 欧美国家财政、监管和货币政策的不确定性导致 2008-2009 年经济急剧下滑。学术界对经济政策不确定的研究也高度关注。现有研究发现, 经济政策不确定性会抑制微观企业和家庭的投资、雇佣和消费, 通过实物期权效应、预防性储蓄效应以及风险溢价效应对宏观经济的运行产生负面影响(庞超然和杜奇睿, 2019; Baker 等, 2016; Fernandez-Villaverde 等, 2015)^[1-3]。但是, 作为技术创新的重要外部环境构成, 经济政策不确定性如何影响技术创新水平还没有得出一致的结论。一方面, 经济政策不确定性可能会抑制研发投入, 不利于技术创新水平的提升(Phan 等, 2019; 沈毅等, 2019)^[4, 5]。另一方面, 经济政策不确定性会加剧市场竞争, 从而激励企业通过加强技术创新扩大竞争优势(孟庆斌和师倩, 2017; 汪丽等, 2012)^[6, 7]。

应对外部环境的不确定性, 需要健全各项市场制度(顾夏铭等, 2018)^[8], 其中金融市场制度的完善和发展至关重要。完善的金融体系在技术创新过程中能够起到信息收集、价值发现和分散风险的作用, 在支持本地技术创新的同时辐射周边地区技术创

作者简介: 杜江(1958-), 男, 甘肃敦煌人, 四川大学经济学院, 教授、博士生导师, 研究方向: 计量经济、公司金融; 刘诗园(1996-), 女, 河南郑州人, 四川大学经济学院, 博士研究生, 研究方向: 公司金融、技术创新。

基金项目: 四川省社科规划年度项目“我国制造业有效创新驱动转型发展研究”(SC19B062), 主持人: 杜江; 四川大学中央高校基本科研业务费项目“中国制造业关键技术缺失、成因及创新突破路径研究”(2020skgszd-08), 主持人: 杜江。

新和进步(曹霞和张路蓬, 2017)^[9]。但是以间接融资为主的信贷市场和以直接融资为主的资本市场, 在影响经济政策不确定性与技术创新的关系时可能存在差异。从信贷市场来看, 由于经济政策不确定性会扩大信贷风险, 银行贷款的回报与承担的风险不相匹配, 导致银行缺乏动力支持创新企业融资(张一林等, 2016)^[10]。从资本市场来看, 投资者在承担经济政策不确定性带来的高风险同时, 对应的投资回报随之提高, 创新企业能够通过吸引风险承受能力更高的投资者来获得资金(Hsu 等, 2014)^[11]。因此, 分析金融发展如何影响经济政策不确定性对技术创新的作用十分必要。

本文以 2001–2018 年中国 31 个省、直辖市、自治区的面板数据为样本, 采用动态空间滞后模型研究了经济政策不确定性对技术创新的影响, 以及金融发展是否会改变这种影响。结果发现, 区域技术创新存在明显的“叠加”效应和“溢出”效应; 经济政策不确定性虽然短期内能够提高技术创新, 但是长期来看不利于技术创新的发展; 金融发展对本地区技术创新的影响在短期显著为正, 长期显著为负, 并且对经济发展水平相近的地区有明显的负向影响。进一步研究发现, 信贷市场发展对经济政策不确定性对技术创新的影响产生负向调节作用, 资本市场发展对经济政策不确定性对技术创新的影响具有正向调节作用。

本文的框架如下: 第二节对经济政策不确定性、金融发展和技术创新之间的关系进行理论分析, 并提出研究假设; 第三节说明研究设计和数据来源; 第四节分析实证结果; 第五节提出研究结论和政策建议。

二、理论分析与研究假设

(一) 经济政策不确定性对技术创新的影响

经济政策不确定性主要来源于三个方面, 一是政策制定的不确定性, 也就是政策由谁制定、政策包含哪些措施等方面的不确定性, 二是政策实施的不确定性, 包括政策何时执行和政策预期效果的不确定性, 三是影响经济运行的其他非政策问题的不确定性, 比如“911”事件、次贷危机以及欧洲主权债务危机等都会导致经济政策不确定性剧增。对经济政策不确定性的影响研究起源于欧美发达国家, 研究发现货币, 财政和监管政策的不确定性均不利于经济的运行和增长(Fernandez-Villaverde 等, 2015)^[3]。Baker 等(2016)通过编制经济政策不确定性指数(EPU), 实证发现 2005–2012 年美国经济政策不确定性的增加导致总投资下降约 6%, 工业生产下降 1.1%, 就业下降 0.35%; 从企业层面的结果发现, 对于严重依赖政府支出的企业, 例如医疗健康行业, 经济政策不确定性导致公司股价剧烈波动, 对企业的投资和就业有显著的负向影响^[2]。国内学者对经济政策不确定性也进行了大量研究, 金雪军等(2014)采用 FA-VAR 方法证实 EPU 的冲击对经济增长、投资、消费、出口和价格变动会带来显著的负向影响^[12]。在中国的政治体制背景下, 陈德球和陈运森(2018)选择地方领导人更替这一事件作为经济政策不确定性的代理变量。由于地方的“一把手”对当地的政策实施有很大影响力, 当地方官员发生更替时, 伴随着政治权利转移和各类政策的不确定性的增加, 对该地区的经济产生很大影响^[13]。

现有研究关于经济政策不确定性对技术创新的影响还没有一致结论。部分研究认为经济政策不确定性不利于技术创新, 且这种不利影响在管制性行业内更强, 在市场化程度高和市场竞争激烈的行业较弱(王全景, 2018)^[14]。一方面, 经济政策不确定性会导致企业创新活动的资金减少。首先, 经济政策不确定性加剧了银行信贷风险, 使企业面临严重的融资约束。其次, 由于企业的预防动机, 为了应对经济政策不确定带来的环境动荡, 企业有动机持有现金, 减少投资(Phan 等, 2019)^[4]。此外, 实物期权理论认为, 经济政策不确定性导致企业减少或延迟当前对不可逆项目的投资(沈毅等, 2019)^[5]。相比于其他投资活动, 创新活动具有更高的失败风险, 变现周期更长, 通常属于不可逆转项目。因此, 经济政策不确定性的加剧抑制了企业的创新投资。另一方面, 经济政策不确定性会削弱市场参与者的信心。理性的市场参与者面临较高的经济政策不确定性时, 倾向于维持原先的经营策略。此时, 新产品在市场上的认可度降低, 创新成果难以转化为利润(王全景, 2018)^[14]。因此, 经济政策不确定性抑制了企业从事创新活动的动力。

但是, 也有学者认为经济政策不确定性会激励技术创新。首先, 当经济政策不确定性较高时, 企业面临更加激烈的行业竞争。为了在市场中生存和发展, 企业会通过创新活动扩大自身的差异化优势, 提高竞争力。并且, 环境越动荡, 市场对企业创

新强度的要求越高(汪丽等, 2012)^[7]。孟庆斌和师倩(2017)通过构建随机动态优化模型研究发现, 经济政策不确定性激励企业通过研发活动谋求自我发展, 与企业研发投入显著正相关^[6]。顾夏铭等(2018)提出经济政策不确定性促进企业研发投入存在“选择效应”, 即低生产率、低创新能力企业在经济政策不确定性加剧时被迫退出市场, 高生产率和高创新能力的企业则占据更多市场资源^[8]。其次, 经济政策不确定性导致信息不对称严重(Nagar 等, 2019)^[15], 此时企业管理者往往通过探索式搜寻捕捉投资者需求。由于创新活动的开发性和探索性, 企业倾向于加大研发投入力度(王凯和武立东, 2016)^[16]。此外, 基于战略增长长期期权模型, 不确定的政策环境会激励企业尽早执行创新活动以获得未来的增长期权, 促进了企业的技术创新(梁权熙和谢宏基, 2019)^[17]。

基于此, 提出本文的研究假设 H1a 和 H1b。

H1a: 经济政策不确定性促进了区域技术创新;

H1b: 经济政策不确定性抑制了区域技术创新。

(二) 金融发展对技术创新的影响

熊彼特的《经济发展理论》一书指出, 金融发展通过促进技术创新进而推动经济发展。随着金融规模的扩张、金融体系的完善以及金融科技的广泛应用, 金融服务于技术创新和实体经济发展的功能越来越强(张黎娜和千慧雄, 2020)^[18]。功能健全的金融体系具有信息收集、价值发现、储蓄投资转换、提高资金分配效率和分散投资风险等功能。第一, 金融发展能够降低信息成本。金融发展使金融机构能够对企业的研发项目进行更全面的评估, 把资金配置到最具创新价值的项目, 推动新技术和新产品的研发。第二, 金融发展能够动员储蓄。金融发展有助于缓解社会储蓄时的双边契约问题, 降低交易成本, 有效动员社会储蓄, 提高资金汇聚效率, 拓宽企业创新活动的融资渠道(文武等, 2018)^[19]。第三, 金融发展能够分散风险。由于创新活动具有高失败风险、高不确定性和研发周期长的特点, 金融体系能够把风险分担给有能力承受的投资者, 并让投资者获得与高风险相匹配的投资收益, 给创新活动提供长期稳定的资金支持(张一林等, 2016)^[10]。大量实证研究也验证了金融发展对技术创新的支持作用。杜江等(2017)采用空间杜宾计量模型实证发现, 科技金融发展能够有效提升区域科技创新能力, 并且呈现出显著的空间相关性^[20]。曹霞和张路蓬(2017)的研究得出了类似的结果, 金融发展效率和规模对区域技术创新水平有明显的促进作用, 临近省份的金融发展效率和规模存在正向溢出效应^[9]。并且, 在工业化程度、外商投资水平较高的地区以及政府支出水平较低、人才资源相对短缺的地区, 金融发展对技术创新表现出更强的促进作用(庄毓敏等, 2020)^[21]。

尽管金融发展对技术创新的积极作用已经得到了广泛认可, 但是, 究竟是以银行等中介机构为主导的金融体系还是以资本市场为主导的金融体系更有利于技术创新, 现有研究尚未达成一致的结论。一些文献强调了银行发展对技术创新的支持作用。Amore 等(2013)通过研究美国各州对银行的放松管制这一外生冲击带来的影响发现, 银行发展对创新活动的数量和质量具有显著的有利影响, 特别是对于高度依赖外部资本的公司^[22]。Benfratello 等(2008)指出银行业的发展降低了固定投资支出对现金流的敏感性, 特别是对于小公司而言, 增加了它们从事研发活动的可能性。另一些研究则认为资本市场为发展对技术创新的积极作用更显著^[23]。张一林等(2016)把技术创新的融资风险分为信用风险和创新的 uncertainty, 其中银行虽然能够采取资产抵押、违约清算等手段有效缓解信用风险, 但是通过资本市场融资能够更好地解决创新的高风险问题。创新企业能够以创新产品的潜在高额收益吸引风险承受能力更高的投资者, 因此资本市场为主导的金融体系能够为技术创新提供充足且长期的资金支持^[10]。许梦楠和周新苗(2018)基于动态面板 GMM 方法研究发现, 信贷市场和资本市场的发展对创新能力的提升均有显著的正向作用, 而资本市场的作用更强^[24]。叶显等(2019)发现银行部门更容易受到政府行为的影响, 而资本市场主要以市场逻辑为运行基础, 因此资本市场对区域创新活动的促进作用较之于银行业部门更为明显^[25]。

基于此, 提出本文的研究假设 H2a 和假设 H2b。

H2a: 信贷市场和资本市场都能够促进区域技术创新;

H2b:资本市场对技术创新的促进作用比信贷市场更强。

(三)经济政策不确定性、金融发展与技术创新

随着经济政策不确定性上升,外部环境处于动态变化,信息不对称问题更加严重,金融制度的完善和发展在一定程度能够缓解信息不对称和降低不确定性(王东明和鲁春义,2019)^[26]。但是,以直接融资为主体的信贷市场和以间接融资为主体的资本市场在不确定环境下运行时,会发挥出不同的效果。

从信贷市场来看,当经济政策不确定性程度较低时,银行部门在获取企业信息方面具有规模优势,倾向于把资金配置到可抵押资产充足且研发风险更低的项目,此时,银行能够在有效克服信用风险的同时为优质的创新项目提供低成本的资金,对创新活动有显著的支持作用(Amore等,2013;姚耀军,2010)^[22, 27]。但是当经济政策不确定性程度增大时,研发风险进一步加剧,银行原有的信息优势随之减弱,银行难以辨别短期内的研发失败是由于创新本身的不确定性提高,还是由于创新企业研发能力不足甚至道德风险所致(张一林等,2016)^[10]。并且,即使研发项目成功,银行也只能获得固定利息,与其承担的高风险不匹配。因此,银行体系在经济政策不确定性较高时为创新企业融资的激励不足,可能进一步减少对创新企业的信贷支持,导致创新活动的面临融资约束加剧,不利于区域技术创新水平的提高。

从资本市场来看,首先,资本市场的投资回报与承担风险成比例提高,当经济政策不确定性导致研发风险加剧时,与之对应的投资回报也随之增大,投资者受到潜在高额回报的激励,能够帮助企业分担创新活动的不确定性(Hsu等,2014)^[11]。因此,在经济政策不确定性较高时,创新企业更容易通过资本市场获得融资。其次,资本市场融资具有长期性的特点(Brown等,2013)^[28],当经济政策不确定性较高影响到创新企业运营时,资本市场会通过并购或私募等方式实现控制权的转移从而加强公司治理,而创新活动往往研发周期较长,即使新技术或新产品研发成功,也难以在短时间内投入市场并获取收益。因此,资本市场更有利于实现技术创新向市场价值的转化,在经济政策不确定性较高时给创新活动提供长期的资金支持,能够促进区域技术创新水平的提升。

基于此,提出本文的研究假设 H3a 和假设 H3b。

H3a:经济政策不确定性较高时,信贷市场对区域技术创新起到负向调节作用;

H3b:经济政策不确定性较高时,资本市场对区域技术创新起到正向调节作用。

三、模型设定与变量说明

(一)样本选择

本文以2001-2018年31个省、直辖市、自治区(不包含香港、澳门和台湾)组成的省级面板数据,分析经济政策不确定性、金融发展和技术创新之间的关系。相关数据来源于EPS数据库、Wind数据库和CSMAR数据库。缺失的数据采用前后两期的均值进行插补。

(二)变量说明

1. 技术创新

现有文献大多数通过创新活动的投入或创新活动的产出衡量地区的技术创新水平。由于创新产出更能够体现地区的技术创

新能力，因此本文借鉴张杰等(2016)^[29]的做法，采用发明专利申请授权量代表地区的技术创新水平(PAT)。使用发明专利数量而非外观设计专利或者实用新型专利的原因在于，发明专利的创新含量更高并且授权标准也更加严格。同时，相比于专利申请量，专利授权量在衡量创新水平上更具有代表性。

2. 经济政策不确定性

在中国财政分权、政治集权的体制下，地方领导人对当地政策的制定和实施有很大的影响力，领导人变更带来政治权利的转移和政策方向的变化，造成经济政策不确定性提高。因此，本文参考王全景(2018)^[14]的研究，采用地方官员变更的虚拟变量作为地区经济政策不确定性的代理变量(REPU)。如果省长或省委书记变更发生在1-6月，则把当年定义为变更年；如果变更发生在7-12月，则把下一年定义为变更年。当年为变更年时，变量取值为1；否则，取值为0。数据部分来源于国泰安数据库，其余通过手工整理得到。

3. 金融发展

本文主要从信贷市场规模(IFG)和资本市场规模(DFG)两个角度衡量金融发展水平。参考胡宗义和李毅(2019)^[30]的研究，信贷市场规模(IFG)采用地区金融机构信贷总额(包括人民币贷款、外币贷款、委托贷款、信托贷款和未贴现银行承兑汇票)占GDP的比重进行测度。这一比重越高，说明当地企业从金融机构进行间接融资越便利，金融发展水平越高。依据贺俊等(2019)^[31]的研究，资本市场规模(DFG)采用首次公开募股(IPO)、增发新股(SPO)、发行可转债和公司债券的总额占GDP的比重来衡量，比重越高说明该地区直接融资规模越大，金融发展水平越高。数据来源于Wind数据库和中国金融年鉴。

4. 控制变量

GDP增长率(GDPR)，在一定程度上代表了当地的经济水平和内需规模，是影响技术创新水平的重要因素。产业结构(STR)，采用第二产业增加值占GDP的比重来表示。全社会固定资产投资(FAI)，采用全社会固定资产投资占GDP的比重表示。科技支出(FSE)，采用地方财政科学技术支出占GDP的比重表示。出口总额(EXP)和进口总额(IMP)，采用进口总额和出口总额占GDP的比重表示。人力资本水平(HC)，采用地区普通高等学校在校生人数与总人口的比重来表示。

(三)空间相关性检验

由于传统线性模型忽略了空间异质性的现实，导致空间因素对区域技术创新的影响被遗漏，因此本文选择空间计量模型进行分析。在构建空间计量模型之前，需要判断技术创新是否存在空间相关性，使用Moran's I指数进行验证。Moran's I指数的取值在-1到1之间，为0时表示不存在空间相关性，为正时表示存在空间正相关，为负时表示存在空间负相关。进行相关性检验时，需要构建空间权重矩阵代表区域间的相互依赖程度。本文分别采用空间相邻权重矩阵(W_1)，地理距离权重矩阵(W_2)和经济距离权重矩阵(W_3)三种权重来检验技术创新的空间相关性。

空间相邻权重矩阵(W_1)关注两省地理位置是否相邻，定义如下：

$$W_1 = \begin{cases} 1, & i \text{ 与 } j \text{ 相邻} \\ 0, & i \text{ 与 } j \text{ 不相邻} \end{cases} \quad (1)$$

其中， i 与 j 表示两个省份，当二者相邻时，取值为1；二者不相邻时，取值为0。

地理距离权重矩阵 (W_2) 关注两省地理中心之间的距离，定义如下：

$$W_2 = \begin{cases} 1/d^2, & i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases} \quad (2)$$

其中， d 为省份 i 和省份 j 之间的经纬度计算的地理距离。

经济距离权重矩阵 (W_3) 关注两省经济发展水平的差距，定义如下：

$$W_3 = \begin{cases} 1/|y_i - y_j|, & i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases} \quad (3)$$

其中， y_i 和 y_j 分别表示省份 i 和省份 j 的人均 GDP。

表 1 计算了 2001-2018 年期间区域技术创新的 Moran' sI 指数。从表中的数据可以看出，基于三种空间权重矩阵，Moran' sI 指数均显著，且大于 0，说明我国区域技术创新存在正向的空间相关性，初步证实了技术创新的辐射效应，即一个地区的技术创新会带动周边地区创新发展。

表 1 技术创新的 Moran' s I 指数

年份	W1		W2		W3	
	Moran' s I	z(I)值	Moran' s I	z(I)值	Moran' s I	z(I)值
2001	0.061**	2.229	0.074***	3.280	0.01*	1.291
2002	0.062**	1.936	0.065***	2.557	0.012*	1.294
2003	0.073**	1.917	0.081***	2.606	0.023*	1.417
2004	0.092**	1.831	0.113***	2.674	0.046*	1.606
2005	0.175***	2.632	0.231***	4.182	0.083**	2.020
2006	0.189***	2.564	0.246***	4.034	0.103**	2.166
2007	0.189***	2.568	0.243***	3.993	0.12***	2.440
2008	0.194***	2.575	0.244***	3.934	0.139***	2.698
2009	0.164**	2.269	0.194***	3.261	0.142***	2.776
2010	0.152**	2.237	0.175***	3.138	0.162***	3.244
2011	0.142**	2.163	0.154***	2.904	0.169***	3.447
2012	0.152**	2.283	0.16***	2.974	0.192***	3.825
2013	0.138**	2.214	0.14***	2.818	0.188***	3.958
2014	0.132**	2.141	0.126***	2.595	0.199***	4.153
2015	0.143**	2.207	0.121***	2.427	0.239***	4.714
2016	0.139**	2.168	0.117***	2.371	0.234***	4.644

2017	0.12**	2.033	0.105***	2.310	0.216***	4.562
2018	0.115**	1.945	0.097**	2.144	0.217***	4.521

注：*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著。

(四)模型设定

通过 Moran’sI 指数验证了区域技术创新的空间相关性存在后，接下来考虑空间因素构建计量模型。参考李婧等(2010)^[32]的研究，空间面板模型分为静态空间面板模型和动态空间面板模型。静态空间面板模型仅考虑某一时期的空间相关性和其他外生解释变量对被解释变量的影响，而动态空间面板模型进一步纳入了被解释变量的时间滞后项，能够全面考察影响被解释变量的其他因素。由于技术创新是一个动态积累过程，不仅由当期因素的决定，而且受到上一期水平的影响，存在“路径依赖”特征，因此，构建动态空间面板模型作为本文的基准模型：

$$PAT_{it} = \alpha + \theta PAT_{it-1} + \rho W \times PAT_{it} + \gamma W \times PAT_{it-1} + \beta \sum_j^m X_{jt} + \delta \sum_j^m W \times X_{jt} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中， PAT_{it} 为省份 i 在第 t 年的技术创新水平， PAT_{it-1} 为滞后一期的技术创新水平， W 为空间权重矩阵， $W \times PAT_{it}$ 为区域技术创新的空间滞后项， $W \times PAT_{it-1}$ 为滞后一期的空间滞后项， X 为全部的解释变量， $W \times X$ 为解释变量的空间滞后项， μ_i 表示个体效应， ν_t 为时间效应， ε_{it} 为扰动项。

四、实证分析

(一)模型识别

在进行空间计量模型估计之前，首先利用线性面板模型的估计方法进行分析，包括混合 OLS，截面固定效应，时间固定效应和双向固定效应四种方法。然后，根据 LM 统计量和稳健性 LM 统计量的大小和显著性进行模型选择诊断，在空间滞后模型 (SAR)、空间误差模型 (SEM) 和空间杜宾模型 (SDM) 中进行选择。统计量结果如表 2 所示。

表 2 LM 检验结果

统计量	混合 OLS	截面固定效应	时间固定效应	双向固定效应
LM_error (W_1)	1.445	1.958	0.086	0.568
RobustLM_error (W_1)	7.271***	0.533	5.506**	1.208
LM_lag (W_1)	15.883***	5.765**	3.063*	0.000
RobustLM_lag (W_1)	21.709***	4.339**	8.483***	0.640
LM_error (W_2)	1.965	14.708***	16.709***	20.567***
RobustLM_error (W_2)	11.221***	53.163***	30.049***	31.876***
LM_lag (W_2)	10.491***	8.453***	4.014**	0.834

RobustLM_lag(W_2)	19.748***	46.908***	17.354***	12.143***
LM_error(W_3)	12.642***	14.307***	5.626**	1.503
RobustLM_error(W_3)	0.728	0.358	0.951	1.872
LM_lag(W_3)	22.913***	16.366***	11.557***	5.418**
RobustLM_lag(W_3)	10.998***	2.417	6.881***	5.787**
R^2	0.661	0.783	0.726	0.857
Adj_ R^2	0.655	0.766	0.712	0.841

注：*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著。

在 LM 检验中，可以发现与 LM 误差统计量(LM_error)和稳健 LM 误差统计量(RobustLM_error)相比，LM 滞后统计量(LM_lag)和稳健 LM 滞后统计量(RobustLM_lag)数值更大并且更加显著，因此空间滞后模型(SAR)优于空间误差模型(SEM)和空间杜宾模型(SDM)。此外，在混合 OLS，截面固定效应，时间固定效应和双向固定效应的选择方面，双向固定效应模型的 R^2 (0.857) 和调整后的 R^2 (0.8411) 均高于其他三个模型，拟合效果最好。因此初步选择具有双向固定效应的动态空间滞后模型，即模型(4)中系数 $\delta=0$ ， ε_{it} 服从均值为 0 方差为常数的正态分布。

(二)经济政策不确定性和金融发展对技术创新的影响

表 3 报告了动态空间滞后模型的参数估计结果。在此基础上，进一步估算了经济政策不确定性(REPU)、信贷市场规模(IFG)和资本市场规模(DFG)对技术创新的直接效应、间接效应和总效应，并且在时间维度上划分为长期效应和短期效应，分别反映经济政策不确定性和金融发展对技术创新的短期即时影响和考虑时间滞后效应的长期影响，如表 4 所示。可以发现：

(1)区域技术创新的时空效应。首先，从时间维度来看，三种权重矩阵下技术创新的时间滞后系数 θ 均在 1%的水平上显著为正，说明技术创新存在“叠加”效应，即当期技术创新水平较高时，下一期的技术创新会有继续提高的可能性。从空间维度来看，技术创新的空间滞后系数 γ 在地理距离权重矩阵(W_2)和经济距离权重矩阵(W_3)下 1%水平上显著为正，说明技术创新存在明显的空间集聚特征，地理距离和经济发展水平相近省份的技术水平会影响本省的技术创新，具有区域间学习模仿的“溢出”效应。从时空双维度来看，时空滞后系数(在 W_1 和 W_3 下的显著水平均低于 5%，说明临近省份上一期的技术水平对本省当期的技术创新没有显著影响。

表 3 经济政策不确定性和金融发展对技术创新的总影响

变量	(1)	(2)	(3)
	W1	W2	W3
PAT-(θ)	1.431*** (70.55)	1.439*** (59.58)	1.621*** (157.46)
$W \times \text{PAT}(\rho)$	0.264 (1.63)	0.342*** (3.54)	0.329*** (-5.25)
$W \times \text{PAT}-(\gamma)$	-0.278* (-1.71)	-0.334*** (-3.70)	0.079 (1.06)

REPU	0.177*** (11.93)	0.171*** (9.99)	0.251*** (14.64)
IFG	1.359*** (31.02)	1.398*** (36.97)	1.937*** (46.63)
DFG	32.178*** (96.76)	32.303*** (98.23)	43.637*** (124.41)
GDPR	0.005 (1.54)	0.008 (1.72)	-0.001 (-0.34)
Str	0.008*** (3.38)	0.008*** (2.75)	0.005** (2.04)
FAI	0.003* (1.83)	0.003* (1.88)	0.003** (2.09)
FSE	-0.031*** (-26.38)	-0.031*** (-26.35)	-0.043*** (-39.86)
EXP	0.002*** (16.57)	0.002*** (16.52)	0.003*** (21.85)
IMP	-0.005*** (-21.13)	-0.005*** (-20.66)	-0.007*** (-30.93)
HC	0.004** (2.08)	0.004** (2.17)	0.007*** (3.90)
N	527	527	527
R ²	0.774	0.763	0.678

注：*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著，()内为对应 Z 值。

(2) 经济政策不确定性对技术创新的影响。从表 4 的结果中可以看出，首先，从短期来看，经济政策不确定性的直接效应在三种权重矩阵下 1%的水平上显著为正，间接效应在 W_1 和 W_3 下的显著程度均低于 10%，说明在短期内，经济政策不确定性对本省的技术创新有显著的正向影响，对临近省份没有显著的“溢出效应”。其次，从长期来看，经济政策不确定性的直接效应在 W_2 和 W_3 下 1%的水平上显著为负，并且在 W_1 下 10%的水平上也显著，间接效应在 W_1 和 W_2 下均不显著，说明经济政策不确定性对本省技术创新的长期影响为负，对相邻省份没有显著的长期影响。综上，可以发现，在中国财政分权和官员晋升锦标赛体系下，地方官员拥有自由量裁权干预各项政策的制定和施行，由于官员之间的异质性，官员变更对当地政策环境带来较大的影响，引发经济政策不确定性，对区域技术创新产生显著影响。官员变更带来的短期影响显著为正，可能是由于所谓“新官上任三把火”，新任的领导人倾向于鼓励地方投资，进而导致研发投入也呈现上升趋势，对当地技术创新产生激励作用。但是从长期来看，由于新任官员对当地的经济状况缺乏准确的判断，难以制定合理的发展计划，频繁的官员变更导致政策方针和政策取向经常调整，不利于当地技术创新水平的长期发展。上述结果验证了假设 H1a 在短期内成立，但是长期来说假设 H1b 成立。

(3) 金融发展对技术创新的影响。从金融发展的直接效应来看，在三种权重矩阵下，信贷市场规模和资本市场规模的对本省技术创新的影响在短期显著为正，长期显著为负。这可能是由于金融功能的两面性：一方面，金融具有信息收集、价值发现、动员储蓄、风险管理和优化资源配置效率等功能，金融体系的发展和完善有利于金融服务于实体经济和激励创新的能力进一步加强；另一方面，金融部门具有自己的利益诉求，有动机追求利益最大化，随着金融业在一个经济体中占的比重不断上升，金融机

构实力越来越强，但是金融效率却难以提升反而甚至下降，往往会导致资金在金融部门空转，难以流向真正需要资金的项目，造成的结果是创新主体融资难、融资贵，金融过度发展阻碍技术创新和经济增长。这一结果验证了假设 H2a 在短期内成立，但是长期来看不成立，同时排除了假设 H2b。从金融发展的间接效应来看，信贷市场规模和资本市场规模的间接效应无论长期和短期都只在 W_3 下显著为负，在 W_1 和 W_2 下均不显著。这说明金融发展的溢出效应仅存在于经济发展水平相近的地区，受地理位置影响程度比较微弱。可能是由于本省金融体系较为发达时，会吸引经济水平相近地区的资本流入，造成金融集聚现象，不利于其他省份的技术创新。

表 4 经济政策不确定性和金融发展的影响分解

时期	变量	作用	W1	W2	W3
短期效应	REPU	直接效应	0.183*** (14.08)	0.177*** (10.99)	0.256*** (14.96)
		间接效应	0.072 (1.25)	0.092** (2.49)	-0.066 (-1.32)
		总效应	0.254*** (4.47)	0.268*** (6.65)	0.190*** (15.57)
	IFG	直接效应	1.395*** (25.87)	1.435*** (31.14)	1.967*** (47.72)
		间接效应	0.563 (1.19)	0.758** (2.30)	-0.504*** (-6.51)
		总效应	1.957*** (3.85)	2.193*** (6.09)	1.463*** (18.62)
	DFG	直接效应	32.995*** (37.44)	33.102*** (76.89)	44.288*** (122.15)
		间接效应	13.33 (1.19)	17.425** (2.35)	-11.355*** (-6.50)
		总效应	46.327*** (3.84)	50.527*** (6.52)	32.933*** (20.54)
长期效应	REPU	直接效应	-0.419* (-1.90)	-0.395*** (-10.50)	-0.420*** (-13.80)
		间接效应	-0.055 (-0.03)	-0.010 (-0.09)	-0.283** (-2.25)
		总效应	-0.474 (-0.22)	-0.406*** (-3.19)	-0.703*** (-4.76)
长期效应	IFG	直接效应	-3.199** (-2.03)	-3.212*** (-34.65)	-3.220*** (-40.01)
		间接效应	-0.367 (-0.03)	-0.053 (-0.06)	-2.149** (-2.42)
		总效应	-3.566 (-0.24)	-3.266*** (-3.80)	-5.369*** (-5.72)

DFG	直接效应	-75.715** (-2.04)	-74.115*** (-60.50)	-72.493*** (-59.03)
	间接效应	-9.098 (-0.03)	-1.416 (-0.07)	-48.425** (-2.41)
	总效应	-84.81 (-0.25)	-75.531*** (-3.65)	-120.918*** (-5.70)

注：*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著，()内为对应 Z 值。由于篇幅有限，省略了控制变量的估计结果。

(三)经济政策不确定和金融发展的交互作用对技术创新的影响

表 5 报告了经济政策不确定性和信贷市场规模的交互项(REFU×IFG)，以及经济政策不确定性和资本市场规模的交互项(REFU×DFG)的回归结果。可以发现，经济政策不确定性和信贷市场规模的交互项系数在三种权重矩阵下均显著为负，说明信贷市场规模在经济政策不确定性较高时，对区域技术创新有负向调节作用。这是由于银行类金融机构偏向于支持能获取稳健收益的低风险项目，当经济政策不确定性进一步加剧银行信贷风险时，银行对高风险创新活动的信贷投入会随之减少，导致信贷市场规模对区域技术创新产生负向调节作用，验证了假设 H3a。

在三种权重矩阵下，经济政策不确定性和资本市场规模的交互项系数显著为正，说明环境越动荡时，资本市场规模给区域技术创新带来正向调节作用。这一结果说明，由于完善的资本市场可以通过并购和私募等手段实现公司控制权的转移促进公司治理，在外部环境不确定性较高时，资本市场通过多样化的风险分担和管理手段提升了创新活动资金筹集效率。因此，资本市场规模给经济政策不确定性对技术创新的影响带来正向调节作用，验证了假设 H3b。

表 5 经济政策不确定性和金融发展的交互项对技术创新的影响

变量	(1)	(2)	(3)
	W1	W2	W3
REFU×IFG	-1.802*** (-22.62)	-1.827*** (-20.00)	-2.498*** (-27.48)
REFU×DFG	51.356*** (252.49)	51.397*** (223.99)	70.966*** (365.14)
N	527	527	527
R ²	0.298	0.325	0.162

注：*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著，()内为对应 Z 值。由于篇幅有限，省略了 REFU、IFG、DFG 和控制变量的估计结果。

五、研究结论与政策建议

(一)研究结论

本文将经济政策不确定性、金融发展和技术创新纳入同一研究框架,以 2001–2018 年中国 31 个省、直辖市和自治区的面板数据为样本,采用动态空间滞后模型进行实证分析,得出以下结论:

(1)区域技术创新存在明显的“叠加”效应和“溢出”效应。一方面,技术创新具有“路径依赖”特征,当期技术创新水平对下一期技术创新进一步提升有显著的“叠加”效应;另一方面,技术创新具有“空间集聚”特征,地理距离和经济发展水平相近地区的技术创新水平对本地区的技术创新有显著的“溢出”效应。

(2)经济政策不确定性虽然短期内能够提高本地区的技术创新,但是长期来看不利于技术创新的发展,需要制定长效机制以规避地方官员更替导致的经济政策不确定性,保障地区创新水平稳步提升。

(3)从信贷市场规模和资本市场规模两个角度来看,金融发展对本地区技术创新的影响在短期显著为正,长期显著为负,并且对经济发展水平相近的地区有明显的负向影响,验证了金融发展的对技术创新的双重作用。

(4)经济政策不确定性会加剧银行信贷风险,导致信贷市场规模对区域技术创新产生负向调节作用;而资本市场具有灵活性更高的特点,能够积极应对经济政策不确定性带来的创新活动风险加剧,对区域技术创新有正向调节作用。

(二)政策建议

根据上述研究结论,为了我国全面实施的创新驱动发展战略,提高区域技术创新水平,本文提出以下三点建议:

(1)重视区位因素对区域技术创新的影响,鼓励邻近地区的企业、大学和研发机构等创新主体进行信息交流和科技资源共享,发挥各地区的比较优势,积极开展区域间技术创新合作,进而加强各地区技术创新水平,促进经济可持续发展。

(2)在频繁更替地方官员以及出台或调整经济政策时,应全面权衡经济政策不确定性给区域技术创新水平带来的短期正向刺激和长期负面作用。通过健全知识产权保护制度、完善创新中介服务体系 and 加强创新环境建设等为区域技术创新提供制度支持,应对经济政策不确定性的潜在不利影响。

(3)深化金融改革,强化金融监管,完善金融服务和金融产品,以防范系统性金融风险为前提,增强银行类传统金融机构的抗风险能力,加强其对创新活动的支持力度;推进多层次资本市场的发展,充分发挥资本市场资源配置功能,为科技创新型企业提供资本支撑。

参考文献:

- [1]庞超然,杜奇睿.经济政策不确定性、金融周期及宏观经济效应——基于 TVP-SV-VAR 模型的分析[J].经济问题探索,2019(08):16–25.
- [2]Baker S R,Bloom N,Davis S J. Measuring Economic Policy Uncertainty[J]. Quarterly Journal of Economics,2016,131(4):1593–1636.
- [3]Fernandez-Villaverde J,Guerron-Quintana P,Kuester K,et al. Fiscal Volatility Shocks and Economic Activity[J]. American Economic Review,2015,105(11):3352–3384.
- [4]Phan H V,Nguyen N H,Nguyen H T,et al. Policy uncertainty and firm cash holdings[J]. Journal of Business

Research, 2019, 95:71-82.

[5]沈毅, 张慧雪, 贾西猛. 经济政策不确定性、高管过度自信与企业创新[J]. 经济问题探索, 2019(02):39-50.

[6]孟庆斌, 师倩. 宏观经济政策不确定性对企业研发的影响:理论与经验研究[J]. 世界经济, 2017, 40(09):75-98.

[7]汪丽, 茅宁, 龙静. 管理者决策偏好、环境不确定性与创新强度——基于中国企业的实证研究[J]. 科学学研究, 2012, 30(07):1101-1109.

[8]顾夏铭, 陈勇民, 潘士远. 经济政策不确定性与创新——基于我国上市公司的实证分析[J]. 经济研究, 2018, 53(02):109-123.

[9]曹霞, 张路蓬. 金融支持对技术创新的直接影响及空间溢出效应——基于中国 2003-2013 年省际空间面板杜宾模型[J]. 管理评论, 2017, 29(7):36-45.

[10]张一林, 龚强, 荣昭. 技术创新、股权融资与金融结构转型[J]. 管理世界, 2016(11):65-80.

[11]Hsu P, Tian X, Xu Y. Financial development and innovation: Cross-country evidence[J]. Journal of Financial Economics, 2014, 112(1):116-135.

[12]金雪军, 钟意, 王义中. 政策不确定性的宏观经济后果[J]. 经济理论与经济管理, 2014(02):17-26.

[13]陈德球, 陈运森. 政策不确定性与上市公司盈余管理[J]. 经济研究, 2018, 53(06):97-111.

[14]王全景. 政策不确定性抑制了企业创新?——基于地方官员变更视角的实证分析[J]. 经济经纬, 2018, 35(05):94-100.

[15]Nagar V, Schoenfeld J, Wellman L. The effect of economic policy uncertainty on investor information asymmetry and management disclosures[J]. Journal of Accounting & Economics, 2019, 67(1):36-57.

[16]王凯, 武立东. 环境不确定性与企业创新——企业集团的缓冲作用[J]. 科技管理研究, 2016, 36(10):191-196.

[17]梁权熙, 谢宏基. 政策不确定性损害了中国经济的长期增长潜力吗?——来自企业创新行为的证据[J]. 中央财经大学学报, 2019(07):79-92.

[18]张黎娜, 千慧雄. 区域金融发展对技术创新的双重作用机制研究[J]. 金融经济研究, 2020, 35(01):104-116.

[19]文武, 张宓之, 汤临佳. 金融发展对研发投入强度的阶段性非对称影响[J]. 科学学研究, 2018, 36(12):2179-2190.

[20]杜江, 张伟科, 范锦玲, 等. 科技金融对科技创新影响的空间效应分析[J]. 软科学, 2017, 31(04):19-22.

[21]庄毓敏, 储青青, 马勇. 金融发展、企业创新与经济增长[J]. 金融研究, 2020(04):11-30.

[22]Amore M D, Schneider C, Zaldokas A. Credit supply and corporate innovation[J]. Journal of Financial Economics,

2013, 109 (3) : 835-855.

[23] Benfratello L, Schiantarelli F, Sembenelli A. Banks and innovation: Microeconomic evidence on Italian firms[J]. Journal of Financial Economics, 2008, 90 (2) : 197-217.

[24] 许梦楠, 周新苗. 何种金融结构更加有助于技术创新?——基于创新投入和效率的视角[J]. 金融理论与实践, 2018 (10) : 30-37.

[25] 叶显, 吴非, 廉胜南. 金融发展、地方政府行为与区域技术创新[J]. 经济体制改革, 2019 (03) : 129-134.

[26] 王东明, 鲁春义. 经济政策不确定性、金融发展与国际资本流动[J]. 经济学动态, 2019 (12) : 75-93.

[27] 姚耀军. 金融中介发展与技术进步——来自中国省级面板数据的证据[J]. 财贸经济, 2010 (04) : 26-31.

[28] Brown J R, Martinsson G, Petersen B C. Law, Stock Markets, and Innovation[J]. Journal of Finance, 2013, 68 (4) : 1517-1549.

[29] 张杰, 杨连星, 新夫. 房地产阻碍了中国创新么?——基于金融体系贷款期限结构的解释[J]. 管理世界, 2016 (05) : 64-80.

[30] 胡宗义, 李毅. 金融发展对环境污染的双重效应与门槛特征[J]. 中国软科学, 2019 (07) : 68-80.

[31] 贺俊, 程锐, 刘庭. 金融发展、技术创新与环境污染[J]. 东北大学学报(社会科学版), 2019, 21 (02) : 139-148.

[32] 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.