

制度环境优化有助于推动技术创新吗? ——基于中国省际动态空间面板的经验分析

徐浩^{1,2}, 冯涛¹

(1. 西安交通大学 经济与金融学院, 陕西 西安 710061;
2. 斯德哥尔摩大学 商学院, 瑞典 斯德哥尔摩 SE-106 91)

摘要: 制度环境优化是否有助于推动技术创新是实现经济高质量增长的重要命题。文章系统剖析了制度环境(行政、法制与文化信用)及各分项间的交互性对技术创新的影响机制,再以中国2001—2014年30个地区数据为样本,结合动态空间误差模型(SEM)进行了实证检验。结果表明:(1)制度环境优化对技术创新具有显著的推动作用;(2)与法制和文化信用子环境相比,行政子环境优化对技术创新的推动作用更强;(3)行政子环境优化能够提升法制和文化信用子环境对技术创新的推动作用,法制子环境优化能够强化文化信用子环境对技术创新的推动作用。此外,制度环境水平按照东、中、西部的顺序逐渐下降,制度环境对技术创新的推动作用亦依次减弱。最后,文章认为重构“晋升锦标赛”的考核内涵,在省级层面推进“省以下法院人财物统管”是优化制度环境的根本所在。

关键词: 制度环境;技术创新;动态面板空间误差模型

中图分类号: F123.9 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2018)04-0047-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.2018.04.004

一、引言

十九大强调“创新是引领发展的第一动力”。那么,如何提升技术创新水平以实现经济的高质量增长呢?自1978年以来,我国先后出台了346项政策,旨在从要素供给方面支持自主创新(段忠贤,2017)。至今40年过去了,我国技术创新整体水平却依然相对落后,经济增长质量相对较低(张杰和郑文平,2017)。新制度经济学指出,制度激励是技术创新的决定性因素(Acemoglu等,2005)。2018年1月3日,李克强总理也再次强调了优化营商环境对激发社会创造力的重要性。制度环境是营商环境的重要构成,厘清制度环境与技术创新间的关系是当前我国实施创新驱动发展战略的重要议题。

现有文献在这方面已有了一定积累。部分研究从行政治理(鲁桐和党印,2015)、法制环境(温军,2011)和契约形成(Allen等,2005)等方面分析了制度环境对技术创新的作用机理,但未在我国“晋升锦标赛”和法院“合一制”等体制特征下分析制度环境对技术创新影响机制的特殊性;部分研究仅侧重考察了两者间的经验关系(Sun和Office,2016),但未能就地区禀赋差异对两者间经验关系的可能影响进行对比分析,也未考虑技术创新的空间关联性。本文尝试弥补已有研究的不足。本文从我国的体制特征出发,系统分析了制度环境及各分项间的交互性对技术创

收稿日期:2017-09-13

基金项目:国家社会科学基金重点项目(15AZD013);陕西省软科学重点项目(2016KRZ008)

作者简介:徐浩(1986—),男,陕西西安人,西安交通大学经济与金融学院与瑞典斯德哥尔摩大学联合培养博士研究生;
冯涛(1956—),男,陕西西安人,西安交通大学经济与金融学院教授,博士生导师。

新的影响机制,并采用动态空间误差模型(*SEM*)进行了经验分析。这对进一步破解我国产业“低端锁定”的现实困局,实现“创新转型”具有重要意义。

本文首先分析了制度环境各分项对技术创新的作用机理。^①中央财政分权下的“晋升锦标赛”使得地方政府倾向于实施地方保护,推动低技术、高投资的生产项目,从而抑制了技术创新;法制和文化信用子环境恶化将通过提高企业融资难度和流动性风险等机制抑制技术创新。相反,制度环境优化能够通过降低交易成本、提高企业家把握市场机遇的能力等机制推动技术创新;其次,本文分析了制度环境各分项间的交互性及其与技术创新的关系。如前所述,地方政府有极大的动力投身本地经济发展。为了快速累积经济绩效,地方政府倾向于对本地司法部门实施治理性干预,而法院“合一制”为此提供了渠道和能力。同时,地方政府通过资源配置和自身行为影响了文化信用子环境的构建,而法制子环境通过对社会规范的取舍对文化信用子环境产生了重要影响。可见,行政子环境对本地法制与文化信用子环境具有重要的决定作用,行政治理是影响技术创新的制度环境中最根本的决定因素。在此基础上,本文以中国2001—2014年30个地区数据为样本,采用动态面板空间误差模型(*SEM*)从全国和地区两个层面进行了实证检验。结果发现:总体来看,制度环境优化对技术创新具有显著的推动作用;与法制和文化信用子环境相比,行政子环境优化对技术创新的推动作用更强;进一步地,行政子环境优化能够提升法制和文化信用子环境对技术创新的推动作用,法制子环境优化能够强化文化信用子环境对技术创新的推动作用。此外,制度环境对技术创新的推动作用呈现地区异质性。

本文的主要贡献有:(1)结合我国的体制特征,阐释了制度环境对技术创新影响机制的特殊性。一方面,本文基于我国“晋升锦标赛”的体制特征,分析了行政治理影响技术创新的特殊性;另一方面,在我国法院“合一制”的体制特征下,本文进一步阐释了行政、法制与文化信用子环境间的交互性及其对技术创新的作用机理,发现行政治理是影响技术创新的制度环境中最根本的决定因素,提升行政治理水平是优化制度环境的首要 and 根本。可见,本文研究不仅提供了新颖的研究思路,而且为我国进一步优化制度环境,营造良好的“营商环境”提供了决策依据。(2)地区层面的实证结果表明,制度环境对技术创新的推动作用存在地区间的差异。这是改革开放后中央对地方的政策差异与地区禀赋共同作用的结果。这一发现为中央政府制定差异化的地区发展政策提供了经验依据。(3)先进的实证方法和多维度的对比分析使得本文结论更具稳健性。一方面,本文采用动态面板空间误差模型(*SEM*)剔除了技术创新的“内生性”和“空间关联性”对两者关系的影响;另一方面,本文不仅从东中西部的区域视角进行横向对比,而且在同一地区中就不同制度分项对技术创新的影响进行了纵向对比,所得结论更具稳健性。

二、文献回顾与假说提出

遵循新制度经济学的逻辑,制度环境的优劣决定着投资者、企业家的经营决策(North和Thomas,1973),而投资者的投资意愿和企业家的创新动力等是影响技术创新的根本因素。下面从行政、法制、文化信用及三者间的交互关系四方面系统阐述制度环境对技术创新的影响机制。

(一)行政子环境与技术创新。改革开放以来,中央财政分权使得地方政府获得了一定的经济自主权,围绕*GDP*的“晋升锦标赛”极大地调动了地方政府参与本地经济发展的积极性(周黎安,2004)。为了推动本地经济的快速发展,地方政府偏好于易考核、见效快、不确定性低的粗放型生产项目,并通过土地抵押、政策性补偿等方式为这些项目获取稀缺的银行信贷提供隐性担

^① 本文所述制度环境包含三个方面:行政治理、法制水平和文化信用子环境。值得注意的是,对于一国而言,政治和法制制度框架在地区间没有根本区别,而地方行政治理(行政子环境)和法制水平(法律执行力度)却存在巨大差异。因此,本文论述的行政子环境是指地方政府的治理水平,法制子环境的内涵是地方执法力度,文化信用子环境中文化的内涵为一个地区的企业家创新精神。

保。外部融资的困难推升了高风险、见效慢、长期收益大的技术创新项目的融资成本，抑制了企业家技术创新的意愿。其次，地方政府为保护本地企业发展，倾向于与本地企业合谋推高外地厂商的进入门槛，这不仅降低了本地市场的竞争程度，还弱化了本地企业进行技术创新的动力（贺振华，2006）。不仅如此，为抵御外来企业的竞争，企业家倾向于提高对粗放型生产项目的资金配置，延续自身在地方政府保护下的竞争优势，资金供给的下降在一定程度上削弱了创新部门的成长动力。最后，不良的行政子环境往往意味着行政审批环节多、灰色空间大，妨碍了技术创新项目的进度和企业家对市场机会的把握，降低了他们进行技术创新的动力（鲁桐和党印，2015）。相反，行政子环境优化意味着地方政府对市场干预的减少、市场开放和行政效率的提升，这对企业技术创新融资、企业家把握市场机会将具有显著的正向影响。基于以上分析，本文提出以下假说：

H1a: 行政子环境优化对技术创新具有显著的推动作用。

（二）法制子环境与技术创新。首先，良好的法律保护有助于稳定投资人的收益预期，提高投资人参与金融市场的信心和动机。市场中资本供给增加将降低高风险、长周期、高收益的技术创新项目的融资约束（谈儒勇和吴兴奎，2005）。其次，技术创新项目投资的长周期特征将显著增加投资者对企业家违约行为的观测成本，企业家在高风险的运营过程中也具有较高的违约动机，因此，良好的法律执行力度将降低投资者与企业家利益冲突引致的债务履约成本（Qian 和 Strahan，2007）。最后，良好的产权保护将提升企业家追求技术创新超额收益的动机，激烈的竞争将推动企业家不断进行技术创新以维持竞争优势。相反，法律执行薄弱降低了债务人发生道德风险的机会成本，提高了投资者的投资风险，为弥补因承担高风险而可能造成的损失，投资人将逐步提高利率水平，导致利率工具逐渐失效，最终降低市场上的信贷供给量（Stiglitz 和 Weiss，1981）。由此可见，法律保护的良好与否将决定投资者的投资决策——是否投、投多少、投向哪，进而影响地区资本市场的发达程度，而资本市场的发达与否决定了企业的融资结构，后者是企业调整内部治理结构的根本因素之一，不同的治理结构决定了企业的技术创新路径和最终的创新产出水平（La Porta 等，1998）。因此，本文提出如下假说：

H1b: 法制子环境优化对技术创新具有显著的推动作用。

（三）文化信用子环境与技术创新。一个企业家文化盛行的市场环境往往意味着公平公正的自由竞争氛围。激烈的市场竞争将引导企业家提升技术创新部门的战略地位。企业家将通过增加资本供给和劳动力投入来推动企业技术升级和产品创新，以维持企业的市场地位和良好业绩（Acs 和 Armington，2003）。同时，企业家作为技术创新的主体，是企业风险的主要承担者。他们将通过提高信用水平和增加社会责任以增强企业公众形象，改善企业经营的外部环境，从而降低企业信息获取的不对称性，进而降低企业运营中的预测风险、流动性风险和交易成本。这有助于满足企业技术创新对技术前沿信息、劳动以及长期融资的需求（Dhaliwal 等，2011）。因此，以信用为依托的隐性契约执行机制有助于降低债务人发生道德风险的可能性，间接增强对投资人的利益保护，有助于提高投资人对高风险、大规模、长周期的技术创新项目的资本供给，最终推动技术创新（陈志武，2005）。由此，我们提出如下假说：

H1c: 文化信用子环境优化对技术创新具有显著的推动作用。

在 *H1a*—*H1c* 的基础上，本文从制度环境总体的视角提出如下假说：

H1: 制度环境优化对技术创新具有显著的推动作用。

（四）制度环境间的交互性与技术创新。在中国的体制特征下，制度环境的三个分项间（行政、法制与文化信用）可能存在着显著的交互性，这亦是影响地区技术创新水平的重要因素。

首先，地方政府具有影响法制子环境的动机、渠道和能力。社会稳定和经济绩效作为地方官员政治晋升的重要资本，是他们干预法制运行的根本动力。有关社会稳定的诉讼，地方法院一般

仅考虑司法公正,而地方政府则会将社会稳定、舆论影响和政治成本纳入考量范围,通过重要批示、直接介入等方式处理此类纠纷。就经济发展而言,地方政府为了快速积累晋升资本,倾向于引进易考核、见效快、不确定性低的生产项目,但受征地拆迁和环境污染等纠纷的影响,法院可能暂缓项目实施,而地方政府往往会引导司法部门为上述项目提供便利。可见,地方政府具有强烈的动机实施治理性干预。与此同时,法院“合一制”组织模式为地方政府影响法制子环境提供了制度渠道和能力(陈柏峰,2015)。在法院“合一制”组织架构下,部门行政领导负责人事安排和资源配置,专职司法人员与其他工作人员在收入、编制和晋升等方面没有区分,这种职位与资源配置方式保障了法官及其他人员对上级命令的服从(陈杭平,2011)。同时,地方政府掌握法律部门的官员任免权和财政划拨,这可能保证了法律部门对地方政府的服从。综上分析,地方政府具有影响法制子环境的动机、渠道和能力,行政子环境对法制子环境具有显著的决定性作用。

其次,行政子环境对文化信用子环境具有一定的决定性作用。一方面,在完全市场中,企业家能够实时自主地配置生产要素以捕捉市场机遇并获得收益,因此,自由开放的市场环境是激励企业家进行创新活动的机制保障(Kirzner, 1974)。然而,政府机构臃肿往往造成部门间权责不清,导致行政审批时间的增加和灰色交易空间的扩大,这不仅提高了企业生产经营的交易成本和技术创新的不确定性(Gupta等,2014),还将引导企业家通过非市场化手段从政府手中谋求资源配置机会,破坏市场公平秩序,最终影响企业家文化的健康发展(徐浩和冯涛,2016)。另一方面,地方政府通过颁布规章制度为社会信用建设提供制度保证。地方政府作为重要的市场参与主体,其自身行为对社会信用的构建具有重要的示范作用。然而,晋升考核在信用方面的缺失使得地方政府的信用违约成为一种社会“规范”(Huang和Wu,1994)。这使得其他市场参与主体维护自身信用面临较高的机会成本,从而弱化了他们维护自身信誉的动机,社会信用处于较低水平。因此,行政子环境对社会文化信用子环境具有重要的决定性作用。

最后,优良的法制子环境有利于塑造良好的文化信用子环境。Basu(2006)认为,法律的最重要功能在于对社会规范的取舍、扬弃而非制定。这表明健全的法律制度和公正的执行将大大增加信用违约的机会成本,有利于培育良好的社会信用环境等社会规范;同时,有力的法律执行有助于维护公平公正的市场环境,降低灰色竞争带来的额外成本,稳定企业家和投资者的收益预期。这将引导企业家专注于企业的技术创新和长期收益,最终形成优良的企业家文化氛围(徐浩等,2016)。可见,法制子环境优化对文化信用子环境的优化具有积极作用。

基于以上分析,本文在H1a—H1c的基础上提出如下假设:

H2a: 行政子环境优化能够提升法制子环境对技术创新的推动作用。

H2b: 行政子环境优化能够提升文化信用子环境对技术创新的推动作用。

H2c: 法制子环境优化能够提升文化信用子环境对技术创新的推动作用。

三、研究设计

(一)模型设计。首先,忽视技术创新的空间相关性将得出有偏的研究结论(Rey和Montouri,1999);其次,技术创新是一个缓慢积累的过程,前期技术创新水平对当期水平具有重要影响,因此应引入被解释变量的滞后一期项以避免“鸡蛋相生”的内生性问题(Elhorst,2014);最后将制度环境各分项间的交互性纳入考量。因此,本文在Anselin(1988)的基础上构建如下的动态空间回归模型:

$$y_{it} = \beta y_{it-1} + \rho \sum_{j=1}^N W_{ij} y_{jt} + \gamma \text{Enviro}_{it} + \gamma_1 \text{Gov} + \gamma_2 \text{Law} + \gamma_3 \text{Cul} + \gamma_4 \text{Gov} \times \text{Law} + \gamma_5 \text{Gov} \times \text{Cul} + \dots + \gamma_6 \text{Law} \times \text{Cul} + \sum_{k=1}^M \alpha_k \text{Control}_{itk} + \alpha_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$y_{it} = \beta y_{it-1} + \gamma Enviro_{it} + \gamma_1 Gov + \gamma_2 Law + \gamma_3 Cul + \gamma_4 Gov \times Law + \gamma_5 Gov \times Cul + \dots + \gamma_6 Law \times Cul + \sum_{k=1}^M \alpha_k Control_{itk} + \alpha_i + v_t + \varepsilon_{it}, \quad \varepsilon_{it} = \lambda \sum_{j=1}^M W_{ij} \varepsilon_{jt} + \mu_{it} \quad (2)$$

其中：模型(1)为动态空间自回归模型(SAR)，模型(2)为动态空间误差模型(SEM)。在模型(1)、(2)中， y 为技术创新水平； $Enviro$ 是制度环境总体，包括行政子环境(Gov)、法制子环境(Law)和文化信用子环境(Cul)； ρ 为技术创新反应系数； λ 为空间误差自相关系数； $\sum_{j=1}^M W_{ij} y_{jt}$ 为空间滞后因变量，指第 t 年区域 i 周围相邻区域技术创新水平的加权平均值； $Control$ 是控制变量集。下标 i 、 t 和 k 分别表示地区、年度和自变量， φ 为地区特定效应， v 是年度特定效应， ε 为随机扰动项。 W 为行标准化的空间权重矩阵，如(3)式。本文采用负相关距离定义空间权重矩阵元素值。最近邻接值为 K ， d_{ij} 为两地间的最短距离(于斌斌，2015)。

$$W_{ij} = \begin{cases} e^{-\alpha d_{ij}}, & i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases} \quad (3)$$

在模型(1)和模型(2)中，本文通过比较两者的Lagrange乘数及其稳健形式的显著性进行选择(白俊红和蒋伏心，2015)。然后，本文采用无条件极大似然估计法(Unconditional Maximum Likelihood Estimation, UMLE)进行回归分析(Elhorst, 2014)。在回归中，本文将重点关注 γ 、 $\gamma_1 - \gamma_6$ 的大小和符号。如果假说 $H1$ 、 $H1a - H1c$ 为真，即制度环境总体及各分项优化对技术创新均具有显著的推动作用，那么， γ 、 γ_1 、 γ_2 、 γ_3 应显著为正。进一步地，由前文分析可知，地方政府在本地经济发展中扮演着“运动员”和“裁判员”的双重角色，行政子环境对法制和文化信用子环境具有重要的决定性作用，是影响企业创新决策的最重要制度因素。因此，行政子环境的回归系数 γ_1 与其他两者(γ_2 、 γ_3)相比应该更大，且行政子环境与法制子环境间的交互项系数 γ_4 应显著为正。类似地， γ_5 、 γ_6 也应该显著为正。

(二) 指标构建。

1. 被解释变量：技术创新。本文选择R&D经费投入占GDP的比重衡量技术创新的资金投入(Rdm)，采用每万人中R&D人员全时当量的对数测度技术创新的劳动投入($LnRdp$) (鲁桐和党印，2015)，并选取发明专利授权量的对数($LnPat$)进行稳健性检验。

2. 核心解释变量：制度环境。本文在樊纲等(2011)研究的基础上，建立以制度环境为一级指标，行政子环境(Gov)、法制子环境(Law)和文化信用子环境(Cul)为二级指标，共包括12个基础指标的评价体系，如表1所示。各级指标的内涵如下所示：

表1 制度环境指标体系

一级指标	二级指标	基础指标	指标属性	基础指标定义
制度环境总体($Enviro$)	行政子环境(Gov)	政府主导性($Lead$)	负向	财政支出/GDP
		政府干预度($Inter$)	负向	地方财政收入/地方财政支出
		政府行政治理($Geffi$)	正向	行政审批手续方便简洁情况企业抽样评分
		政府规模($Gsca$)	负向	公共管理和社会组织年底职工数/总人口
		企业税收负担($Gtax$)	负向	工业企业税收/营业收入
	法制子环境(Law)	政府廉政($Corr$)	负向	(贪污、渎职)涉案人数/总人口
		社会稳定($Crim$)	负向	每万人中刑事犯罪数量的对数
		专利保护($Lpat$)	正向	专利执法累积结案数/立案数
		消费者权益保护($Lcus$)	负向	消费者投诉案件数/总人口
		劳动者权益保护($Llab$)	负向	劳动争议案件数/总人口
	文化信用子环境(Cul)	企业家创新精神($iEnte$)	正向	专利授权量/总就业人口的对数
		商业信用($Busi$)	负向	地区银行不良贷款率

(1)行政子环境(*Gov*)。本文采用5个基础指标来反映地方行政治理水平:(a)政府主导性(*Lead*)。财政支出占GDP的比重反映了地方政府支配本地经济资源的份额,政府支配的资源越多意味着由市场配置的资源越少,市场化程度越低。(b)政府干预度(*Inter*)。分税制下,地方政府事权与财权的不对等使得地方政府以超经济手段与市场争夺金融等生产要素,财政自给率反映了地方政府对市场的干预强度。(c)政府行政治理(*Gefi*)。繁杂的行政审批不仅会增加企业运营的交易成本,还可能延误企业家对市场机遇的把握。(d)政府规模(*Gsca*)。政府规模膨胀将导致分工过细和权责不清,增加企业的交易成本与经营风险。(e)企业税收负担(*Gtax*)。税负过重将侵蚀企业对技术创新的要素供给。

(2)法制子环境(*Law*)。国家和政府部门法制化水平的提升,才能从根本上改善一国或地区的法制子环境,这可以从五个方面予以衡量(叶晓佳和孙敬水,2015):(a)政府廉政(*Corr*)。职务犯罪作为一种不可预见的随机性税收,增加了企业家的交易成本,抑制了其创新动机。(b)社会稳定度(*Crim*)。地方执法力度的加强将提升犯罪的机会成本,犯罪分子铤而走险的动机越小,社会越稳定(章元等,2011)。(c)专利保护(*Lpat*)。加强知识产权保护有助于稳定企业家实施“创造性破坏”的收益预期(姚耀军,2010)。(d)消费者权益保护(*Lcus*)。消费者投诉量反映了其权益遭受侵害的程度(樊纲等,2011)。(e)劳动者权益保护(*Llab*)。人均劳动争议案件数反映了劳动者权益遭受侵害的程度。

(3)文化信用子环境(*Cul*)。(a)企业家创新精神(*iEnte*)。自萨伊以来,^①企业家精神便被视为长期经济增长的动力,即企业家不断实施“创造性破坏”并将创新成果引入市场,从而推动技术和经济的不断增长(Schumpeter,1934)。(b)商业信用(*Busi*)=地区银行不良贷款率。以信用为依托的隐性契约执行机制能够有效降低企业家融资的交易成本(陈志武,2005)。信贷是企业家商业经营的基本行为之一,因此银行不良贷款率是反映企业家商业信用的负向指标。

(4)制度环境测算方法。为了使各子环境指标跨年度跨区域可比,本文参考樊纲等(2011)的做法,将2001年设定为基期。基期各基础指标最大者记为10分,最小者记为0分,然后按照(4)-(7)式对其他年份指标进行正向化和无量纲化处理,最后采用算术平均法合成上级指标。^②

基年:

$$\text{第}i\text{个正向指标}=(V_i-V_{\min})\times 10/(V_{\max}-V_{\min}) \quad (4)$$

$$\text{第}i\text{个负向指标}=(V_{\max}-V_i)\times 10/(V_{\max}-V_{\min}) \quad (5)$$

其他年份:

$$\text{第}i\text{个正向指标}=(V_{i(t)}-V_{\min(0)})\times 10/(V_{\max(0)}-V_{\min(0)}) \quad (6)$$

$$\text{第}i\text{个负向指标}=(V_{\max(0)}-V_{i(t)})\times 10/(V_{\max(0)}-V_{\min(0)}) \quad (7)$$

3. 控制变量。为了正确识别制度环境对技术创新的影响,本文引入了控制变量(*Control*) (Maskus等,2012),主要包括:经济规模(*lnpGDP*)、产业结构(*Ins*)、人力资本(*Hum*)、外商直接投资(*Fdi*)、对外开放度(*Trade*)、城市化率(*Urb*)、基础设施(*Infra*)。本文变量如表2所示。

表2 主要变量定义

名称	变量	符号	预期符号	变量定义
因变量	R&D资本投入	<i>Rdm</i>		R&D经费内部支出/地区生产总值
	R&D劳动投入	<i>LnRdp</i>		每万人中的R&D人员全时当量的对数
	技术创新产出	<i>LnPat</i>		地区发明专利授权量的对数

①“企业家”最早由法国古典重商主义经济学家理查德·坎特伦提出,随后,萨伊将企业家精神引入经济学理论框架。

② 主成分分析法会导致指数跨年度不可比(樊纲等,2011),因此本文采用算术平均法合成指数。

续表 2 主要变量定义

名称	变量	符号	预期符号	变量定义
核心解释变量	制度环境总体	<i>Enviro</i>	+	由三个子环境按照算术平均法合成
	行政子环境	<i>Gov</i>	+	由行政子环境的 5 个指标按照算术平均法合成
	法制子环境	<i>Law</i>	+	由法制子环境的 5 个指标按照算术平均法合成
	文化信用子环境	<i>Cul</i>	+	由文化信用子环境的 2 个指标按照算术平均法合成
控制变量	经济规模	<i>LnpGDP</i>	+	扣除物价因素后的各地区人均GDP的对数
	产业结构	<i>Ins</i>	+	地区工业总产值/地区生产总值
	人力资本	<i>Hum</i>	+	地区 6 岁以上人口的人均受教育年限
	外商直接投资额	<i>Fdi</i>	+	地区实际利用外资额/地区生产总值
	对外开放程度	<i>Trade</i>	+	地区进出口总额/地区生产总值
	城镇化率	<i>Urb</i>	+	地区城镇人口/总人口
	基础设施	<i>Infra</i>	+	单位平方公里上的公路、铁路与水路运营里程

4. 变量描述。图 1 为制度环境指标的测算结果。2001—2014 年, 制度环境整体上呈持续改善趋势。分阶段来看, 2001—2008 年间, 制度环境总体的改善较为平缓, 相比之下, 其优化速度在 2009—2014 年间显著提高。分地区来看, 制度环境按照东中西部的顺序依次递减, 且东部地区制度环境改善的平均速度快于中西部地区。表 3 为变量的描述性统计结果。

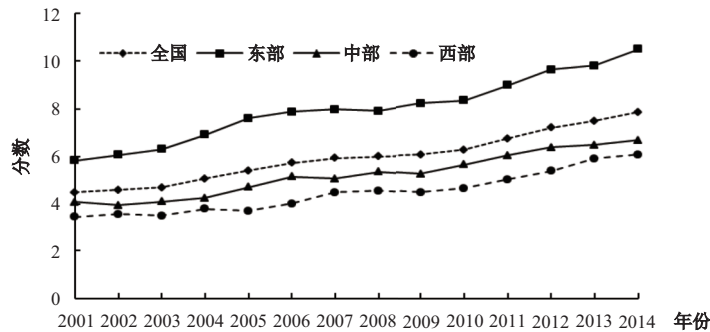


图 1 2001—2014 年, 全国和地区制度环境演化趋势

表 3 变量描述性统计 (2001—2014 年)

	变量	符号	全国		东部		中部		西部	
			<i>Mean</i>	<i>Std</i>	<i>Mean</i>	<i>Std</i>	<i>Mean</i>	<i>Std</i>	<i>Mean</i>	<i>Std</i>
因变量	R&D资本投入	<i>Rdm</i>	0.012	0.000	0.018	0.001	0.010	0.000	0.009	0.000
	R&D劳动投入	<i>LnRdp</i>	2.392	0.044	2.980	0.084	2.231	0.048	1.920	0.047
	发明专利授权量	<i>LnPat</i>	8.516	0.078	9.498	0.127	8.497	0.097	7.548	0.110
核心解释变量	制度环境总体	<i>Enviro</i>	5.965	1.066	7.997	1.412	5.214	0.819	4.479	0.872
	行政子环境	<i>Gov</i>	5.032	1.090	6.845	1.436	4.206	1.073	3.820	0.958
	法制子环境	<i>Law</i>	6.679	1.371	7.401	0.976	6.289	1.142	6.241	1.287
	文化信用子环境	<i>Cul</i>	6.184	3.461	8.745	1.674	5.383	1.451	4.206	0.983
控制变量	经济规模	<i>LnpGDP</i>	9.924	0.037	10.398	0.053	9.721	0.059	9.599	0.058
	产业结构	<i>Ins</i>	0.397	0.004	0.405	0.008	0.415	0.006	0.375	0.004
	人力资本	<i>Hum</i>	8.212	0.068	8.792	0.120	8.212	0.114	7.631	0.093
	外商直接投资额	<i>Fdi</i>	0.028	0.028	0.038	0.002	0.037	0.004	0.011	0.001

续表3 变量描述性统计(2001—2014年)

	变量	符号	全国		东部		中部		西部	
			Mean	Std	Mean	Std	Mean	Std	Mean	Std
控制变量	对外开放程度	<i>Trade</i>	0.328	0.012	0.707	0.038	0.120	0.004	0.109	0.005
	城镇化率	<i>Urb</i>	0.490	0.007	0.613	0.013	0.443	0.008	0.399	0.007
	基础设施	<i>Infra</i>	0.736	0.024	1.052	0.039	0.752	0.037	0.407	0.029

(三)数据来源。本文采用了中国30个省区2001—2014年的面板数据,西藏因数据不全而剔除。*R&D*内部经费投入、*R&D*人员全时当量、地区发明专利授权量和专利授权量数据来自《中国科技统计年鉴》;“行政审批手续方便简捷情况”企业抽样调查数据源于王小鲁等(2017)和樊纲等(2011),2011年和2013年数据为其前后两年的平均值;地方政府财政收入与支出、总产出、城镇人口、总人口、公共管理和社会组织年底职工人数、按受教育程度分的人口数、地区工业增加值、工业企业税收、^①工业企业营业收入、进出口总额、铁路公路水路里程、人民币兑美元汇率源于《中国统计年鉴》、《新中国60年统计资料汇编》、《中国人口和就业统计年鉴》、《中国人口统计年鉴》,其中,2001—2004年城镇人口数据根据联合国法,利用2000年和2005年数据修订得到;职务犯罪案件人数数据源于《中国检察年鉴》和各省检察工作报告;专利执法累计结案数与累计立案数取自于各年《中国知识产权年鉴》;消费者投诉案件数来源于《中国工商行政统计年鉴》;劳动争议案件数从《中国劳动统计年鉴》中获得;实际利用外资额和不良贷款率数据源于CEIC数据库、中国人民银行和银监会;空间邻接权重中地区间的相邻关系源于国家基础地理信息中心网站。本文对相关数据按照2001年不变价进行平减,同时对连续性变量在1%水平上进行了Winsorize处理以消除异常值的影响。

四、实证结果与分析

(一)模型选择。

1. 单位根与协整检验。为避免虚假回归,本文选择IPS和Fisher-PP两种方法进行单位根检验。结果显示,*Rdm*、*LnRdp*和*Enviro*均为一阶单整过程。接下来,本文采用KAO法进行协整检验,发现变量间均存在长期的协整关系,因此可以采用原始数据直接进行回归分析。

2. 空间相关性检验。本文计算了2001—2014年中国地区技术创新的全局Moran's I指数,结果表明,地区技术创新间具有显著的空间相关性。进一步地,本文通过LISA集聚图(图略)来反映各地区间技术创新的空间集聚性,结果显示:我国技术创新形成了三个集聚区,一是东部“高-高”(HH)集聚区,包括上海、江苏、山东、浙江等;二是西部“低-低”(LL)集聚区,包括新疆、西藏、青海、四川、云南;三是东北“低-高”(LH)集聚区,包括内蒙古、河北和吉林。可见,中国地区技术创新之间存在较强的空间集聚效应,本文采用空间计量模型进行分析是合理的。

3. 回归模型识别。本文依据白俊红和蒋伏心(2015)的方法计算发现,*Lagrange*乘数LM-sar(2.769)和LM-error(16.856)分别在10%、1%的水平上拒绝了各自无空间滞后项和无空间误差项的原假设,而Robust LM-sar(0.934)不显著,Robust LM-error(14.288)在1%的水平上拒绝了无空间误差项的原假设,因此本文选择(2)作为最终的回归模型。在回归中,本文先对制度子环境进行“对中”处理再相乘构成交互项,以避免多重共线性造成的伪回归(谢宇,2010)。

^① 工业企业税收包括两部分,主营业务税金及其他和当年应交增值税。

(二) 回归结果及分析。

1. 全国样本。(1)制度环境及其交互性对研发资金投入(*Rdm*)的影响。如表4所示,空间误差系数 λ 均通过了5%及以上的显著性检验,这意味着本地技术创新与周边地区存在较强的空间关联性,采用空间计量模型进行回归是合理的。技术创新水平滞后一期(*L.Rdm*)均通过了10%及以上的显著性检验,这表明技术创新具有连续性和累积性特点,构建动态模型进行分析是必要的。模型(1)未考虑制度环境的影响,其 $Adj-R^2$ 与模型(2)-(6)相比具有较大差距,这说明制度环境是影响技术创新水平的重要因素。模型(2)、(3)中制度环境总体(*Enviro*)、行政子环境(*Gov*)、法制子环境(*Law*)和文化信用子环境(*Cul*)分别通过了5%、1%、5%和1%的显著性检验,系数分别为0.138、0.167、0.102和0.0819。这意味着在其他条件不变的情况下,各项环境水平每提高1个单位,技术创新平均水平将分别上升13.8%、16.7%、10.2%、8.19%,初步证明了假说 $H1$ 、 $H1a-H1c$ 的正确性,即制度环境总体及各分项的优化对技术创新具有显著的推动作用。这是因为行政子环境优化一方面能够提高企业家把握创新机会的能力;另一方面,约束政府“有形之手”有助于塑造良好的市场秩序,引导投资者向市场提供更多的资金以支持企业家的“双创”活动。法制子环境优化能够稳定投资者和企业家的收益预期,最终增加市场中的资金和创新项目供给;文化信用子环境的改善有助于在市场参与主体间构建起良好的信誉体系,这将成为企业家保护自身利益和缓解融资的隐形契约执行机制,能够有效降低企业家技术创新的不确定性。模型(3)的回归系数初步表明,与法制(*Law*)和文化信用(*Cul*)相比,行政子环境是影响创新投入最重要的制度环境因素。

表4 制度环境与及其交互性对研发资金投入(*Rdm*)的影响(全国样本)

解释变量	被解释变量: 技术创新水平(R&D经费/GDP)					
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)
	SEM(UMLE)	SEM(UMLE)	SEM(UMLE)	SEM(UMLE)	SEM(UMLE)	SEM(UMLE)
<i>Enviro</i>		0.138** (2.59)				
<i>Gov</i>			0.167*** (3.25)	0.207*** (3.57)	0.213*** (3.26)	
<i>Law</i>			0.102** (2.46)	0.133*** (4.19)		0.162*** (4.41)
<i>Cul</i>			0.0819*** (4.17)		0.0780** (2.21)	0.0891* (1.93)
<i>Gov</i> × <i>Law</i>				0.0147* (1.91)		
<i>Gov</i> × <i>Cul</i>					0.0129** (2.76)	
<i>Law</i> × <i>Cul</i>						0.0278*** (3.50)
<i>Control</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>L.Rdm</i>	0.510* (1.93)	0.259*** (3.37)	0.784* (1.90)	0.624** (2.81)	0.787** (2.56)	0.716*** (3.90)
λ	0.295*** (3.64)	0.311** (2.63)	0.246*** (3.57)	0.257*** (3.76)	0.234** (2.80)	0.258*** (3.97)
$Adj-R^2$	0.301	0.589	0.530	0.623	0.582	0.594
样本	420	420	420	420	420	420
组数	30	30	30	30	30	30

注:模型(4)-(6)中制度子环境为“对中”处理后的变量,其交互项为新变量之间的乘积。表中()内为*T*统计量,*、**和***分别表示通过了10%、5%和1%的显著性检验。限于篇幅,表中未列出控制变量的回归结果,但结果备案。下表同。

模型(4)-(6)考察了各子环境间的交互性对创新投入的影响。模型(4)中行政子环境与法制子环境的交互项系数为0.0147且通过了10%的显著性检验。法制子环境对技术创新的边际效应变为 $\partial Rdm/\partial Law = \gamma_2 + \gamma_4 Gov$,这意味着在其他条件不变的情况下,行政子环境每提升1单位,法制子环境对技术创新的推动作用将提升1.47个百分点。这初步证明了假说 $H2a$ 的正确性,即行政子环境优化能够提高法制子环境对技术创新的推动作用。因为行政子环境优化将减弱地方

政府对法制子环境的干预,法律部门将重回维持公平、公正市场秩序的司法本位,稳定投资者和企业家的创新收益,引导企业家向技术创新项目配置生产要素。模型(5)中行政子环境与文化信用子环境的交互项系数在5%的显著性水平上显著为正。从边际上看,在其他条件不变的情况下,行政子环境每单位的改善将带动文化信用子环境对技术创新的推动作用提升1.29%,这为假说H2b提供了初步的经验证据。良好的行政治理水平能够增强文化信用子环境对技术创新的推动作用。因为政府规范自身行为能够规避部分市场主体通过寻租等方式获得资源配置权的途径,引导企业家通过建立长期声誉来吸引生产要素,以支持自身的技术创新。类似地,模型(6)为假说H2c的合理性提供了经验证据,即法制子环境的优化能够显著改善文化信用子环境对技术创新的推动作用。因为,法制子环境的优化有助于塑造公平公正的商业环境。在良好的商业环境中,企业信用便成为吸引资本和人才流入的关键。综上分析,行政子环境是影响技术创新的制度环境中的首要因素。

(2)制度环境及其交互性对研发人员投入(LnRdp)的影响。如表5所示,主要结论依然保持不变,这再次为本文提出的研究假说提供了经验证据,不再赘述。

表5 制度环境及其交互性对研发人员投入(LnRdp)的影响(全国样本)

解释变量	被解释变量:技术创新水平(每百万人中研发人员全时当量的对数值)					
	模型(7)	模型(8)	模型(9)	模型(10)	模型(11)	模型(12)
	SEM(UMLE)	SEM(UMLE)	SEM(UMLE)	SEM(UMLE)	SEM(UMLE)	SEM(UMLE)
Enviro		0.176*** (3.81)				
Gov			0.193* (1.87)	0.185** (2.29)	0.132** (2.28)	
Law			0.126*** (3.30)	0.104* (1.90)		0.173** (2.24)
Cul			0.0942** (2.65)		0.0978*** (3.60)	0.0824*** (3.97)
Gov×Law				0.0237** (2.49)		
Gov×Cul					0.0184*** (3.98)	
Law×Cul						0.0265*** (3.80)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
L.LnRdp	0.0528 (1.41)	0.0726* (1.84)	0.124** (2.70)	0.169*** (3.15)	0.122** (2.39)	0.134* (1.98)
λ	0.324*** (4.61)	0.0960** (2.27)	0.504* (1.93)	0.242** (2.31)	0.460* (1.91)	0.160*** (3.72)
Adj-R ²	0.158	0.534	0.621	0.594	0.529	0.626
样本	420	420	420	420	420	420
组数	30	30	30	30	30	30

2. 地区样本。(1)制度环境及其交互性对研发资金投入(Rdm)的影响。如表6所示,空间误差系数λ与技术创新水平滞后一期(L.Rdm)总体上显著为正,这再次说明本文构建动态空间模型的必要性。模型(13)-(15)中未考虑制度环境的影响,其Adj-R²小于模型(16)-(30)的回归结果,又一次证明制度环境是影响技术创新的重要因素。在模型(16)-(18)中,东中西部制度环境总体系数分别为0.157、0.118、0.109,显著性水平依次为1%、5%、1%。这表明在其他条件不变的情况下,东中西部制度环境总体每提高1个单位,资本投入将分别增加15.7%、11.8%、10.9%。这与东中西部制度环境的高低顺序相一致,且为假说H1提供了地区层面的经验证据。类似地,在模型(19)-(21)中,制度环境各分项系数亦遵循东中西的区域顺序依次递减,这进一步证明了假说H1a-H1c的正确性。同时对各个地区而言,行政子环境的系数最大,这再次表明行政治理水平是影响技术创新的制度环境中的首要因素。

表6 制度环境与及其交互性对研发投入(Rdm)的影响(区域样本)

	被解释变量: 技术创新水平(R&D经费/GDP)								
	东部	中部	西部	东部	中部	西部	东部	中部	西部
	SEM(UMLE)	SEM(UMLE)	SEM(UMLE)	SEM(UMLE)	SEM(UMLE)	SEM(UMLE)	SEM(UMLE)	SEM(UMLE)	SEM(UMLE)
	模型(13)	模型(14)	模型(15)	模型(16)	模型(17)	模型(18)	模型(19)	模型(20)	模型(21)
<i>Enviro</i>				0.157*** (3.94)	0.118** (2.65)	0.109*** (5.21)			
<i>Gov</i>							0.779*** (4.44)	0.436** (2.79)	0.352*** (3.19)
<i>Law</i>							0.487* (1.93)	0.292*** (4.18)	0.240*** (3.76)
<i>Cul</i>							0.623** (2.16)	0.194** (2.35)	0.187** (2.92)
<i>Gov×Law</i>									
<i>Gov×Cul</i>									
<i>Law×Cul</i>									
<i>Control</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>L.Rdm</i>	0.956(0.14)	1.178** (2.59)	0.360(1.22)	0.281*** (4.06)	0.835(0.72)	0.480** (2.29)	0.293** (2.52)	0.383** (2.92)	0.195** (2.70)
λ	0.325*** (3.19)	0.294*** (3.67)	0.473* (1.90)	0.365** (2.27)	0.112*** (4.96)	0.613** (2.78)	0.408* (1.91)	0.520** (2.80)	0.386*** (4.51)
<i>Adj-R²</i>	0.195	0.238	0.273	0.561	0.583	0.494	0.629	0.526	0.598
样本	154	112	154	154	112	154	154	112	154
组数	11	8	11	11	8	11	11	8	11
	模型(22)	模型(23)	模型(24)	模型(25)	模型(26)	模型(27)	模型(28)	模型(29)	模型(30)
<i>Enviro</i>									
<i>Gov</i>	0.632*** (3.55)	0.390*** (3.94)	0.238*** (4.79)	0.655* (1.92)	0.339** (2.14)	0.217** (2.21)			
<i>Law</i>	0.364** (2.47)	0.259** (2.41)	0.202* (1.84)				0.300*** (4.66)	0.223** (2.24)	0.213*** (3.18)
<i>Cul</i>				0.446** (2.24)	0.126* (1.86)	0.0807*** (3.85)	0.345* (1.91)	0.138** (2.21)	0.0941** (2.68)
<i>Gov×Law</i>	0.0115*** (3.79)	0.0160*** (3.74)	0.0153*** (3.52)						
<i>Gov×Cul</i>				0.0149** (2.36)	0.0225*** (3.75)	0.0106** (2.49)			
<i>Law×Cul</i>							0.0201*** (3.29)	0.0297** (2.86)	0.0218*** (3.14)
<i>Control</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>L.Rdm</i>	0.276*** (3.10)	0.337*** (3.57)	0.151*** (3.63)	0.284*** (3.45)	0.372** (2.46)	0.160*** (3.22)	0.267** (2.72)	0.380*** (4.07)	0.143*** (3.87)
λ	0.504* (1.92)	0.452** (2.31)	0.390** (2.47)	0.488** (2.53)	0.531* (1.84)	0.364*** (3.91)	0.470** (2.90)	0.568** (2.90)	0.406*** (3.12)
<i>Adj-R²</i>	0.583	0.533	0.527	0.602	0.559	0.562	0.545	0.613	0.578
样本	154	112	154	154	112	154	154	112	154
组数	11	8	11	11	8	11	11	8	11

注: 模型(22)–(30)中制度子环境为“对中”处理后的变量, 其交互项为新变量之间的乘积。表中()内为*T*统计量, *、**和***分别表示通过了10%、5%和1%的显著性检验, 下表同。

模型(22)–(30)考察了各子环境间的交互性对技术创新的影响。各子环境对技术创新均具有显著的正向推动作用, 回归系数依然按照东中西部的顺序依次递减, 且行政子环境对技术创新的推动作用最强, 这与模型(19)–(21)的结论一致。各交互项系数均显著为正, 但地区差异显著。模型(22)–(24)考察了行政子环境和法制子环境及其交互项对技术创新的影响。东中西部交互项的系数分别为0.0115、0.0160和0.0153, 且均在1%的显著性水平上显著为正。这意味着在其他条件不变的情况下, 东中西部行政子环境每提高1个单位, 法制子环境对技术创新的推动作用将分别增加1.15%、1.60%、1.53%, 再次验证了假设H2a的正确性。类似地, 模型(25)–(27)和模型(28)–(30)分别验证了H2b、H2c的合理性。

值得注意的是, 回归结果呈现地区异质性。一、东部地区制度环境总体及各子环境对技术创新的推动作用均优于中西部地区, 回归系数均按照东中西部的区域顺序依次递减。从表面上看

(图1),这是因为东部地区的制度环境优于中西部地区。然而其本质是,东部地区的制度环境能更好地与技术创新的产业特征——高风险、长周期、高回报——相匹配。这主要表现在三个方面:(1)政府干预较少,行政服务简洁高效。一方面,东部地区经济较为发达,地方税收足以弥补繁杂的事权支出,地方政府采用超经济手段干预市场的程度较小;另一方面,民营经济是东部地区经济发展的重要构成,民营经济的好坏关系到地方政府的政治晋升。因此,地方政府倾向于通过优化自身服务以支持民营企业的发展。(2)法律执行力强。改革开放以来,东部地区已形成了完善的产业链,低端产品市场已趋近饱和。为维持企业良好的发展势头和自身在“晋升锦标赛”中的优势地位,东部地区逐步加强了执法力度,为企业家推动技术创新提供了良好的收益保障。(3)企业家文化浓郁、信用环境良好。一方面,我国低端产品市场已日趋饱和,民营经济只有通过技术创新才能保持市场地位,因此,东部地区企业家具有更紧迫的创新压力和更强的创新意识;另一方面,东部地区雄厚的民间资本和较高的信用水平催生了金融市场的蓬勃发展,为长周期、高投资的技术创新提供了融资保障。综上分析,东部地区的制度环境能为企业技术创新提供更有力的支撑。因此,东部地区的回归结果优于中西部地区。二、在表6中,除模型(27)外,中西部交互项系数均大于东部地区相应的交互项系数。这是因为:(1)东部地区制度环境总体和各子环境水平均显著优于中西部地区,行政子环境提升对法制子环境的强化作用和法制子环境对文化信用子环境的强化作用存在边际递减效应。(2)与东部相比,中西部地区不仅生产要素成本低,而且在基础设施等方面已逐渐缩小与东部的差距。因此,中西部行政子环境优化在边际上便能形成对东部的比较优势,吸引东部地区产业向中西部地区转移。

(2)制度环境及其交互性对研发投入(LnRdp)的影响。结果显示,主要结论与表6基本一致,这再次论证了前文结论的稳健性,不再赘述。^①

(三)稳健性检验。本文选取发明专利作为测度指标,采用经济空间权重矩阵代替地理距离空间权重矩阵,沿用SEM模型和UMLE方法进行稳健性检验。经济空间权重矩阵的表达式为:

$$W_{ij}^e = W_{ij}^d (\bar{Y}_1/\bar{Y}, \bar{Y}_2/\bar{Y}, \dots, \bar{Y}_n/\bar{Y}) \quad (8)$$

其中: W_{ij}^d 为地理距离空间权重矩阵, $\bar{Y}_i = 1/(t_1 - t_0 + 1) \sum_{t_1}^{t_0} \bar{Y}_{ij}$ 为考察期内第*i*个地区的发明专利均值, $\bar{Y} = 1/n(t_1 - t_0 + 1) \sum_{i=1}^n \sum_{t_1}^{t_0} \bar{Y}_{ij}$ 为考察期内所有地区发明专利均值。稳健性检验结果与前文保持了良好的一致性,进一步验证了本文结论的可靠性。

五、主要结论与政策启示

新常态下,推动技术创新是实现经济高质量增长的核心。本文基于中国“晋升锦标赛”和法院“合一制”等体制特征,系统剖析了行政、法制与文化信用以及三者间的交互性对技术创新的影响机理,在此基础上,以中国30个省区2001—2014年数据为样本,采用动态空间误差模型(SEM)进行了实证检验。结果发现,制度环境优化对技术创新具有显著的推动作用。行政子环境优化对技术创新水平的推动作用高于其他子环境。行政子环境优化能够提升法制和文化信用子环境对技术创新水平的推动作用,法制子环境优化亦能提升信用子环境对技术创新水平的推动作用。可见,行政子环境是影响技术创新的制度环境中的首要和根本因素。最后,制度环境对技术创新的推进作用呈现地区异质性。以上结论为进一步深化创新驱动发展战略前提供了政策依据:

一、以优化行政管理水平为基点改善制度环境。研究表明:(1)地方政府倾向于对本地司法

^① 限于篇幅,回归结果与稳健性检验结果不再列示,但结果备案。

部门实施治理性干预,而法院“合一制”为此提供了渠道和能力。地方政府行政治理水平的改善能够提升法制子环境对技术创新的推动作用。因此,本文认为应在省级层面推进“省以下法院人财物统管”改革,逐步将人事任免和财政拨款权上收至省级管理部门,彻底切断地级市和县级政府对本级司法部门的干预渠道,从而加强基层司法部门的独立性。(2)优化地方政府行政治理能够提升文化信用子环境对技术创新的推动作用。因此,应将公共服务质量和效率纳入官员考核评价体系,倒逼地方政府通过简政放权等措施降低企业家创新的交易和摩擦成本,同时将地方政府信用水平纳入政绩考核指标,强化政府在信用环境建设中的示范作用。

二、结合地区禀赋结构,制定差异化的区域发展政策。研究显示:(1)东部地区制度环境总体及各分项对技术创新的推动作用优于中西部地区。东部虽然自然资源匮乏,但区位优势显著、产业链完善,民营和外资是其经济发展的重要构成。因此,中央政府应进一步深化对东部地区“简政放权”的力度,扩大东部地区“因地制宜”优化自身制度供给的空间和弹性,以引进外资和支持民营经济的技术升级。(2)与东部相比,中西部行政子环境优化对其他子环境之于技术创新的推动作用在边际上具有更大的提升效应。同时,东部地区低端产业发展过剩,企业运营成本过高。中央政府应积极推动中西部地区提升行政子环境水平,带动其他子环境不断改善,利用较大的边际提升效应来吸引东部地区产业向本地转移,带动本地技术创新水平的快速提升。

主要参考文献:

- [1]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, (7): 174-187.
- [2]曹琪格,任国良,骆雅丽. 区域制度环境对企业技术创新的影响[J]. 财经科学, 2014, (1): 71-80.
- [3]陈柏峰. 领导干部干预司法的制度预防及其挑战[J]. 法学, 2015, (7): 37-45.
- [4]陈杭平. 论中国法院的“合一制”——历史、实践和理论[J]. 法制与社会发展, 2011, (6): 57-68.
- [5]段忠贤. 自主创新政策的供给特征——一种三维量化分析视角[J]. 自然辩证法通讯, 2017, (2): 93-101.
- [6]樊纲,王小鲁,马光荣. 中国市场化进程对经济增长的贡献[J]. 经济研究, 2011, (9): 4-16.
- [7]侯猛. “党与政法”关系的展开——以政法委员会为研究中心[J]. 法学家, 2013, (2): 1-15.
- [8]克里斯·布鲁克斯,邹宏元译. 金融计量经济学导论[M]. 成都: 西南财经大学出版社, 2005.
- [9]李后建. 市场化、腐败与企业家精神[J]. 经济科学, 2013, (1): 99-111.
- [10]李青原,李江冰,江春,等. 金融发展与地区实体经济资本配置效率——来自省级工业行业数据的证据[J]. 经济学(季刊), 2013, (2): 527-548.
- [11]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, (4): 60-73.
- [12]林毅夫. 解读中国经济[M]. 北京: 北京大学出版社, 2014.
- [13]鲁桐,党印. 投资者保护、行政环境与技术创新: 跨国经验证据[J]. 世界经济, 2015, (10): 99-124.
- [14]唐未兵,傅元海,王展祥. 技术创新、技术引进与经济增长方式转变[J]. 经济研究, 2014, (7): 31-43.
- [15]王华. 更严厉的知识产权保护制度有利于技术创新吗?[J]. 经济研究, 2011, (S2): 124-135.
- [16]王小鲁,樊纲,余静文. 中国分省份市场化指数报告(2016)[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2017.
- [17]温军. 法律、投资者保护与企业自主创新[J]. 当代经济科学, 2011, (5): 50-58.
- [18]徐浩,冯涛. 深化体制转型是推进供给侧改革的根基[J]. 西安交通大学学报(社会科学版), 2016, (4): 1-7.
- [19]徐浩,温军,冯涛. 制度环境、金融发展与技术创新[J]. 山西财经大学学报, 2016, (6): 41-52.
- [20]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, (4): 26-31.
- [21]叶晓佳,孙敬水. 分配公平、经济效率与社会稳定的协调性测度研究[J]. 经济学家, 2015, (2): 5-15.

- [22]于斌斌. 产业结构调整与生产率提升的经济增长效应——基于中国城市动态空间面板模型的分析[J]. 中国工业经济, 2015, (12): 83—98.
- [23]张杰, 郑文平. 全球价值链下中国本土企业的创新效应[J]. 经济研究, 2017, (3): 151—165.
- [24]章元, 刘时菁, 刘亮. 城乡收入差距、民工失业与中国犯罪率的上升[J]. 经济研究, 2011, (2): 59—72.
- [25]Acs Z J, Armington C. Employment growth and entrepreneurial activity in cities[J]. *Regional Studies*, 2004, 38(8): 911—927.
- [26]Allen F, Qian J, Qian M. Law, finance, and economic growth in China[J]. *Journal of Financial Economics*, 2005, 77(1): 57—116.
- [27]Barro R J, Lee J W. A new data set of educational attainment in the world, 1950—2010[J]. *Journal of Development Economics*, 2013, 104: 184—198.
- [28]Basu K. The role of norms and law in economics: An essay on political economy[R]. Working Paper, 1998.
- [29]Dhaliwal D S, Li O Z, Tsang A, et al. Voluntary nonfinancial disclosure and the cost of equity capital: The initiation of corporate social responsibility reporting[J]. *Accounting Review*, 2011, 86(1): 59—100.
- [30]Elhorst J P. Spatial panel data models[A]. Fischer M, Getis A. *Handbook of Applied Spatial Analysis*[C]. Berlin, Heidelberg: Springer, 2014.
- [31]Gupta V K, Guo C, Canevar M, et al. Institutional environment for entrepreneurship in rapidly emerging major economies: The case of Brazil, China, India, and Korea[J]. *International Entrepreneurship and Management Journal*, 2014, 10(2): 367—384.
- [32]La Porta R, Lopez-De-Silanes F, Shleifer A, et al. Law and finance[J]. *Journal of Political Economy*, 1998, 106(6): 1113—1155.
- [33]La Porta R, Lopez-de-Silanes F, Shleifer A, et al. Investor protection and corporate governance[J]. *Journal of Financial Economics*, 2000, 58(1): 3—27.
- [34]Maskus K E, Neumann R, Seidel T. How national and international financial development affect industrial R&D[J]. *European Economic Review*, 2012, 56(1): 72—83.
- [35]Sun H. Institutional environment, factors distortion and the innovation technical progress[J]. *Science and Technology Management Research*, 2016, 36(21): 251—257.
- [36]Westerlund J, Edgerton D L. A panel bootstrap cointegration test[J]. *Economics Letters*, 2007, 97(3): 185—190.
- [37]Zheng X, Yu Y, Wang J, et al. Identifying the determinants and spatial nexus of provincial carbon intensity in China: A dynamic spatial panel approach[J]. *Regional Environmental Change*, 2014, 14(4): 1651—1661.

Does the Optimization of Institutional Environment Help to Promote Technological Innovation? Empirical Analysis Based on China's Provincial Dynamic Space Panels

Xu Hao^{1,2}, Feng Tao¹

(1. School of Finance and Economics, Xi'an Jiaotong University, Xi'an 710061, China;

2. Stockholm Business School, Stockholm University, Stockholm SE-106 91, Sweden)

Summary: Whether the optimization of institutional environment (administration, legal system and cultural credit) is conducive to promote technological innovation is an important proposition for achieving high-

quality economic growth. Former researches have not examined the particularity of the relationship between institutional environment and technological innovation under China's system characteristics. This paper attempts to make up this deficiency, which has great significance for China to the implementation of 'innovation-driven development strategy'.

Firstly, this paper analyzes the impact mechanisms of the three sub-items of institutional environment on technological innovation. The fiscal decentralization of central government leads to "promotion tournaments" among local governments. Therefore, local governments tend to implement local protection, thereby curbing technological innovation. Poor legal system and cultural credit sub-environment inhibit technological innovation through increasing liquidity risk and other channels. On the contrary, the optimization of institutional environment can promote technological innovation through mechanisms such as a reduction in transaction costs. Secondly, this paper analyzes the interactions among the three sub-environments and the relationship between sub-environments and technological innovation. In order to accumulate economic performance rapidly, local governments tend to impose regulatory intervention on judicial departments, and the "One System" of Chinese courts provides the channels and capabilities for this behavior. Meanwhile, local governments affect the construction of cultural credit sub-environment through resources allocation, and legal sub-environment imposes an important influence on the cultural credit sub-environment through the selection of social norms. Therefore, administration governance is the most fundamental determinant of institutional environment affecting technological innovation. Finally, empirical test has been carried out at the national and regional levels by the dynamic panel space error model (SEM) and the data of China's 30 regions from 2001 to 2014. Then we come to the conclusions as follows: on the whole, the optimization of institutional environment plays a significant role in promoting technological innovation; this paper subdivides the structure of the institutional environment and finds that, compared with legal and cultural credit sub-environments, the optimization of the administration sub-environment has a stronger positive effect on technological innovation; furthermore, the optimization of administration sub-environment can strengthen the promoting effects of legal and cultural credit sub-environments on technological innovation. Meanwhile, the optimization of legal sub-environment can reinforce the promoting effect of cultural credit sub-environment on technological innovation. In addition, the level of institutional environment decreases gradually in accordance with the order of eastern, central and western regions, and the positive effects of institutional environment on technological innovation also decline in turn.

The potential contributions of this paper are as follows: firstly, being combined with the system characteristics in China, this paper explains the special impact mechanism of institutional environment on technological innovation, and shows that administration sub-environment is the most fundamental determinant of institutional environment affecting technological innovation, providing the decision-making direction and basis for further optimizing institutional environment; secondly, the promoting effect of institutional environment on technological innovation presents regional heterogeneity, providing an empirical basis for the central government to formulate differentiated regional development policies.

Key words: institutional environment; technological innovation; dynamic panel SEM

(责任编辑 许 柏)