

doi:10.19920/j.cnki.jmsc.2021.07.003

科技成果转化对经济新动能培育的影响机制^①

——基于230个城市专利转化的观测与实证分析

刘大勇^{1,2}, 孟悄然^{1,2}, 段文斌³

(1. 天津大学管理与经济学部, 天津 300072; 2. 天津大学国家知识产权战略实施研究基地, 天津 300072; 3. 南开大学经济学院, 天津 300071)

摘要: 通过追踪2006年~2014年中国230个城市的发明专利是否得到转化的信息, 构建了城市层面的科技成果转化指标, 系统考察科技成果转化对地区经济发展动能的影响机制。基于理论梳理与实证模型论证指出, 科技成果转化可以显著提升技术效率进而提高全要素生产率, 其内在作用机制在于通过破除已有资源在使用途径中的瓶颈, 充分调动地区要素禀赋的潜力, 更好发挥地区的比较优势, 因此赋予城市经济新的动能。本研究也分析了这种影响的地区异质性并基于一系列因果识别方法验证了结果的稳健性。为了进一步提升科技成果转化对经济新动能培育的促进作用, 需要不断完善市场制度条件及信息、金融等相关服务, 通过大量科技成果转化的竞争选择积累技术市场中交流合作的信任基础, 为经济发展提供持续动力。

关键词: 科技成果转化; 经济新动能; 专利转化; 全要素生产率; 比较优势

中图分类号: F202; F204; F290 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2021)07-0049-17

0 引言

伴随着中国经济转型发展及改革进程的不断深化, 依靠低成本要素持续投入驱动形成的传统动能逐渐难以为继, 亟需经济结构调整与发展动力的升级^[1], 需要培育出“以技术创新为引领, 以新技术新产业新业态新模式为核心, 以知识、技术、信息、数据等新生产要素为支撑”的新的新动能^②。已有研究围绕经济发展动能培育的实现路径展开探讨, 其核心要义在于通过技术创新和产业升级拉动市场需求和释放经济增长潜力^[2,3]。在新的发展阶段, 以创新来改造传统产业

和发展新兴产业, 与提高劳动生产率和全要素生产率都须依托于内生技术能力^[4]。而科技成果的有效转化, 可以实现技术的渗透与扩散, 即技术能力的内生生化过程。

持续的内生技术与不断扩大的市场规模相结合, 就为产业成长与变革带来动力。段文斌, 刘大勇和皮亚彬^[5]指出, 地区效率优势与需求潜力的共同作用可以带动产业成长集聚, 进而推动地区服务业的升级。然而, 在我国发明专利等科技产出快速增加的基础上, 技术的渗透与运用效果并未充分显现, 专利转化率未能显著提升。刘大勇等^[6]通过计算指出我国工业企业专利转化率近

① 收稿日期: 2019-09-11; 修订日期: 2020-10-19。

基金项目: 国家社会科学基金资助重大项目(19ZDA047); 国家自然科学基金资助重大项目(71790594); 国家社会科学基金资助项目(15CJY009); 国家自然科学基金资助项目(U1811462; 71771170); 天津大学自主创新基金资助项目(2020XRX-0038)。

作者简介: 刘大勇(1986—), 男, 天津人, 博士, 副教授, 博士生导师。Email: dayong.liu@tju.edu.cn

② 2017年1月国务院办公厅发布《关于创新管理优化服务、培育壮大经济发展新动能、加快新旧动能接续转换的意见》, 对经济发展新动能做出阐述, 指出“以技术创新为引领, 以新技术新产业新业态新模式为核心, 以知识、技术、信息、数据等新生产要素为支撑的经济发展新动能正在形成”。

年呈下降趋势,我国大中型工业企业新产品项目数量与大中型工业企业专利申请数量的比值由2009年的0.92下降至2018年的0.43^③。科技成果转化影响着技术基础与经济动力能否充分结合,影响市场与产业发展的活力。“科技成果转化”既是全社会广泛关注的焦点,其影响作用、内在机制也是学术界需要深入研究的重要问题。

分析科技成果转化的影响效果,需要对创新应用过程及其机制进行完整地观察、统计及系统分析。目前对此的已有研究虽已开展了大量讨论,但仍存在较多局限。首先,关于我国科技成果转化的研究,大多是通过发展历程分析、案例刻画、定性描述等方式展开。在科技成果转化方面的统计调查分析存在不足^[7],而关于科技成果转化的大样本量化分析更明显存在空白。其次,对科技成果转化的刻画与测量存在一定困难与争议,尽管一些学者也关注了科技创新的效率,但其内涵仍是科技创造过程中的研发投入与专利等产出之间效率关系,这些测度指标无法反映目前迫切需要解决的资助研究成果商业性转化的问题内涵^[7]。刘大勇等^[6]总结了科技成果转化的市场运行机制和影响因素,肖仁桥等^[8]分析了高技术产业的创新效率,董洁和黄付杰^[9]考量了科技成果市场化、人力、经费等环境方面的测度。已有研究在一定程度上可以描述科技转化的总体特征和运行过程,但对于转化过程缺少精确观测和全面衡量,对于影响结果、作用机制缺少系统的检验。

目前已有的对经济新动能的刻画,在宏观层面,国家统计局公布了以新产业、新业态、新商业模式为主要内容的动态监测的“经济发展新动能指数”;在刻画各地区经济新动能的发展差异方面,已有学者使用全要素生产率的变化率作为新动能培育的衡量指标,如郑江淮等^[10]、李平等^[11]的研究。全要素生产率是指“在各种要素投入水平既定的条件下,所达到的额外生产效率”^[12],可以体现在增加要素投入之外的新的发展动力。我国需要推动经济发展的质量变革、效率变革、动力变革,努力提升全要素生产率。长期以来,我国全

要素生产率的提升主要来源于产业间资源再配置获得的效率改进^[4],伴随市场化配置资源进程的深化,我国全要素生产率的提升也成为新动能出现的重要特征。因此,本研究使用各城市全要素生产率的增长来刻画经济新动能的发展程度。

本研究的创新性及贡献主要体现在以下几方面。首先,目前有关科技成果转化及经济新动能的研究中,缺少关于科技成果转化如何影响经济发展动能的理论梳理和机制挖掘,也很少见到系统的实证观察。在我国新旧动能转换的关键时期,亟需探究科技成果有效转化渗透进而带动我国产业升级和提供经济发展动力的机理,本研究对此提供了理论梳理与经验证实。

其次,关于科技成果转化的定量观测,在限于作者了解的文献资料中,目前没有基于中国城市层面的专利转化测度的实证经济研究。本研究以2006年~2014年中国230个城市为研究样本,追踪了每个城市历年在已有的发明专利中完成专利转让的数量,来衡量其科技成果转化的程度。技术转让活动是将知识产权让渡以获取商业开发的机遇及市场回报,其过程使科技成果完成商品化、产品化与产业化,一个地区拥有的发明专利成果中成功得到转让的数量,可以较好地反映该地区的科技成果转化规模及活跃程度,王华等^[13]及 Moser 和 Voena^[14]曾使用技术许可活动观察分析知识产权运用的效果。本研究对各城市历年专利转让与转化的精确观测及完整统计,可以为我国科技成果转化影响效果的探究建立重要经验基础。

同时,基于实证模型验证了科技成果转化的作用机制。论证指出,科技成果转化为地区提供了创新要素与产业发展条件,随之形成发展新产品、新产业的选择机会和投资机遇,于是为当地的资源使用带来更加丰富的选择,同时破除原有某些要素的使用瓶颈,带来更大的边际产出和要素组合优势。因此,科技成果转化为地区经济发展创造了新的配置资源方式,通过优化要素使用途径,从而有效缓解地区产业结构的扭曲,使城市的经济发展更加顺应其比较优势,通过进一步充分发挥

③ 作者计算了工业企业专利转化率,具体计算大中型工业企业新产品项目数量与大中型工业企业专利申请数量的比值(单位:项/件),数据来源为国家统计局,http://www.customs.gov.cn

地区要素的比较优势实现经济新动能的培育. 本研究通过刻画城市层面的技术选择指数 (technological choice index, TCI) 与要素结构扭曲程度 (distortion of structure, DS) 分析地区发展的比较优势, 检验科技成果转化对其产生的影响. 并且, 也检验了相关制度建立与市场环境在科技成果转化驱动经济动能过程中的作用效果.

在研究方法上, 聚焦于城市层面, 相比于已有基于省份层面的关于科技成果转化及技术交易的实证观察或者基于少量城市的案例研究, 本研究提供了更加翔实精确的分析依据; 通过观察不同时期与不同资源禀赋环境下的作用结果, 以及通过逐一检验比较了对全要素生产率分解指标的作用差异, 进一步探究了科技成果转化的影响机制与路径; 作为稳健的观察结果, 本研究也采用了工具变量方法与基于双重差分 (difference-in-differences, DID) 的政策实验进一步做出因果关系识别, 总结出科技成果转化影响经济动能的经验证实.

1 理论基础

基于 Romer^[15]、Grossman 和 Helpman^[16] 的理论, 考虑科技成果转化条件对全要素生产率的变化率的影响, 以此作为实证分析的基础. 假设经济体存在两个部门, 分别为生产部门和研发部门, 资本在两个部门之间分配, 其中有 $K(t)$ 的比例投入到研发部门, $1 - K(t)$ 的比例投入生产部门. 为了简化分析, 不考虑劳动力因素, 经济体的生产函数为

$$Y(t) = A(t)(1 - a_K)K(t) \quad (1)$$

其中 $K(t)$ 为现有资本, $A(t)$ 为现有技术水平. 假定规模报酬不变, 技术进步程度 (即全要素生产率的变化率) 既取决于现有技术水平, 也取决于进行研发的资本数量, 因此技术进步程度的函数为

$$A(t)' = B[a_K K(t)]^\gamma A(t)^\theta \quad (2)$$

根据 Romer^[15], θ 是现有技术条件对研发成功率的影响 (B 为转换参数), 为了简化计算, 假设 θ 为 1; 假设研发资本投入带来的技术进步程度的边际效果是不变的, 即 $\gamma = 1$, 则技术进步程度为

$$A(t)' = B[a_K K(t)]A(t) \quad (3)$$

现在考虑连续两个时期的经济总产出, 即

$$\begin{aligned} Y_t &= Y(t) + Y(t + \Delta t) \\ &= (1 - s)A(t)(1 - a_K)K(t) + \\ &\quad [A(t) + A'(t)](1 - a_K)sA(t)(1 - a_K)K(t) \end{aligned} \quad (4)$$

其中 s 为储蓄率, 即下一期投资占当期产出的比例, 假设经济体进行连续性投资, 当期产出全部投入下一阶段的研发与生产, 不进行资本积累, 则 $s = 1$, 进一步整理式 (4), 得出总产出为

$$Y_K = [A(t) + A'(t)](1 - a_K)A(t)(1 - a_K)K(t) \quad (5)$$

上式表明, 生产者在进行经济体长期发展决策时, 不仅会通过通过对生产部门的资本投入提高当期产量, 也会选择将一定比例的资本投入到研发部门, 通过研发活动形成科技成果, 进而提升未来的经济产量. 由此可以得出实现连续两期总产量最大时的最优研发投入比例 a_K^* , 计算可得

$$a_K^* = \frac{BK(t) - 2}{3BK(t)}, 0 < a_K^* < 1 \quad (6)$$

地区的科技成果得到转化与转让, 会产生资金回报, 将回报记为 $M(t)$

$$M(t) = A(t)E(p, s) \quad (7)$$

技术转化的资金规模 $M(t)$ 与当前的技术水平 $A(t)$ 有关, 也与科技成果转化的条件 $E(p, s)$ 有关. 其中, 科技成果转化的条件 $E(p, s)$, 同时受制度政策基础 (p) 与市场环境基础 (s) 的影响. 知识产权运用相关政策的完善与市场化水平的提升都会提高技术交易的便利程度与降低科技成果转化的交易成本, 进而促进技术转化活动.

当科技成果转化的金额越多, 会形成加大研发努力的激励; 当科技成果转化的金额越少, 则对研发的激励不足. 因此, 实际研发投入的比例 a_K 与 a_K^* 、 $M(t)$ 的关系可以设定为

$$a_K = a_K^* + \left[\frac{M(t) - a_K^* K(t)}{M(t)} \right]^\varepsilon \quad (8)$$

在式 (8) 中, $a_K^* K(t)$ 为不考虑科技成果转化过程产生的资金金额条件下的最优研发投入. 当技术转让获得的资金高于研发投入金额 $a_K^* K(t)$ 时, 企业在资金回报的激励作用下, 会提高研发投入比例^[17, 18]. 如果转化的回报较低, 研发会缺乏激励, 则会减少未来的研发投入. ε 为激励反应系数, 为方便计算, 假设 $\varepsilon = 1$. 将式 (7)、式 (8) 与式 (6) 代入到式 (3) 中, 可得出技术进步程度 (全

要素生产率的变化)的表达式

$$\begin{aligned} A(t)' &= B \left[a_K^* + \frac{A(t)E(p,s) - a_K^* K(t)}{A(t)E(p,s)} \right] K(t)A(t) \\ &= \frac{4A(t)BK(t) - 2A(t)}{3} - \\ &\quad \frac{[BK(t) - 2]K(t)}{3E(p,s)} \end{aligned} \quad (9)$$

由此可以看出全要素生产率的变化 $A(t)'$ 与科技成果转化条件的关系, $A(t)'$ 进一步对 $E(p, s)$ 求导, 可得出

$$A(t)'_E = \frac{[BK(t) - 2]K(t)}{3E^2(p,s)} \quad (10)$$

其中资本 $K(t)$ 通常数值较大, 即 $K(t) > \frac{2}{B}$ 可以成立, 说明 $A(t)'_E > 0$. 这体现: 当 $E(p, s)$ 提升时, 技术进步程度 (即全要素生产率的变化) $A(t)'$ 也会增加. 进一步指出本研究的假说.

假说 1 科技成果转化会促进全要素生产率的提升, 具体表现为当一个地区的科技成果中完成了转让的发明专利数量越多, 该地区全要素生产率的提升效果越显著, 该地区具有更多新的发展动能.

由于知识产权运用的相关政策与市场化水平都会影响科技成果转化的交易成本与技术交易的便利程度, 进而影响技术转化活动. 因此制度政策基础 (p) 与市场环境基础 (s) 可以决定科技成果转化效果, 进而影响地区经济发展的新动能. 在假说 1 的基础上, 总结出相关假说如下.

假说 2 相关制度及政策的完善, 有利于形成有效转化的条件, 科技成果转化对全要素生产率提升的促进作用将更明显.

假说 3 良好的市场环境, 有助于参与者完成科技成果转化活动, 可以更好发挥科技成果转化在全要素生产率提升中的积极作用.

2 实证模型设定及变量指标

2.1 实证模型设定

2.1.1 基础模型设定

为了验证我国科技成果转化对全要素生产率

提升的驱动作用, 构建的基础计量模型如下

$$\begin{aligned} tfp_{it} &= \alpha + \beta transfer_{it-1} + \gamma X_{it} + \mu_i + \\ &\quad \lambda_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (11)$$

其中下标 i 表示城市, t 表示时间, tfp_{it} 为被解释变量, 表示 i 城市第 t 年全要素生产率的增长率, $transfer_{it-1}$ 代表科技成果转化, 其代理变量为 i 城市内所有科技成果在第 $t-1$ 年发生技术转让的数量, 考虑到科技成果转化对全要素生产率提升的作用效果存在滞后效应, 因此将科技成果转化变量做滞后一期处理. μ_i 是城市固定效应, 用于捕捉其他非时变的城市特征, λ_t 是时间固定效应, 用来控制具有时变性但无法被观测的因素, ε_{it} 表示随机干扰项.

参考既有文献, 引入了城市层面的控制变量 X_{it} , X_{it} 代表一系列影响城市全要素生产率变化的控制变量构成的向量, 包括地方政府科技投入水平 ($tech$)、地方政府在教育领域的公共投入 (edu)、人口密度 ($popindens$)、公共福利特征 (lib)、财政自主权程度 (fd) 和投资结构 ($reality$) 等变量. 变量指标的具体说明详见第 2.2 节.

2.1.2 使用工具变量进一步检验

在计量模型识别的过程中, 为了进一步克服可能存在的内生性的影响, 选取了城市距离技术交易中心的空间最短距离和该地区在两年前完成转让的发明专利数量作为科技成果转化的工具变量, 以此进行两阶段最小二乘法 (2SLS) 估计. 关于技术交易中心, 选取技术交易最活跃的四个城市, 即北京、上海、深圳、西安^④. 城市距离技术交易中心的空间最短距离使用了该城市分别到四个技术交易中心城市的距离中的最小值, 从一定程度上可以体现该地区进行专利转让交易的便利程度. 由于城市之间的空间距离是稳定不变的, 该指标不会受到地区生产率特征的影响; 同时, 与交易中心的地理距离越近, 专利成功得到转化与交易的机会越大. 根据 Jia 和 Tian^[19] 的研究发现, 在美国, 公司距离美国商标专利局越近, 其申请的专利数量也会越多. 如刘大勇等^[6] 指出, 科技成果转化的过程具有极强的信息不对称特征, 如果对关

^④ 作者通过对科技部发展计划司和中国技术市场管理促进中心发布的《全国技术市场统计年度报告》中各个城市技术交易机构的数目与成交量进行观测, 总结技术交易最活跃的四个城市, 即: 北京、上海、深圳与西安.

键的技术及市场信息缺少充分交流,转化过程则面临更大的交易成本,如果与交易中心临近则带来更多便利交流的条件,有助于技术转化的实现。

2.1.3 政策实验模型设定

进一步基于政策的影响进行实验观察。我国在2008年出台的《国家知识产权战略纲要》(以下简称《纲要》)是一份关于知识产权发展的纲领性文件,对我国知识产权的创造、保护和运用产生重要影响。知识产权制度作为创新活动的基础保障,对于技术转化产生关键作用^[20, 21]。《纲要》指出:“促进自主创新成果的知识产权化、商品化、产业化,引导企业采取知识产权转让、许可、质押等方式实现知识产权的市场价值。”因此《纲要》出台也会推动科技成果转化的效果,尤其对于已经具有一定科技成果转化基础的地区。选取《纲要》这一政策颁布进行对照实验,进一步识别科技成果转化对经济新动能培育的作用关系。构建了双重差分(DID)模型的回归方程

$$tfp_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 treated_i \times post_t + \alpha_3 treated_i + \alpha_4 post_t + \alpha_5 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

这里的*i*和*t*分别代表城市和年份, tfp_{it} 是城市*i*在第*t*年的全要素生产率的增长率, $treat_i$ 为虚拟变量,如果城市*i*属于处理组则取值为1,否则为0,以2006年样本中230个城市科技成果转化数量的平均值作为标准,高于平均值的城市构成处理组即实验组(高于均值代表其具有更好的科技成果转化的发展基础,在推动知识产权运用的政策颁布后,具有更好发展基础的地区受到政策更加显著的影响),其余低于平均值的城市自然地就构成了对照组; $post_t$ 为虚拟变量,当 $t \geq t_0$ 时取值为1,否则为0,而 t_0 是城市*i*开始受到《纲要》影响的时间,由于《纲要》出台时间为2008年上半年,考虑到政策实施过程及全要素生产率的变化时间,设定 t_0 为2008年或2009年,分别进行两次双重差分回归。这里的 α_2 是交乘项的系数,它度量了在《纲要》出台前后更充分发挥科技成果转化作用的地区相较于其他地区在全要素生产率提升程度上的差异。通过对照分析,再次检验科技成果转化与培育经济动能的因果关系。

2.1.4 基于发挥比较优势作用机制检验的模型设定

在上述关于科技成果转化对培育新动能影响效果检验的基础上,进一步讨论科技成果转化发挥作用的内在机制。科技成果转化可以通过增加创新资源的使用,改变地区相关要素的投入情况及投资方式,实现对资源使用的优化,更好地调动地区要素禀赋的潜力,发挥地区潜在优势,因此培育新的经济动能。

比较优势是指不同经济体生产同一种产品的机会成本差异^[22],通过选择具有比较优势的生产模式进行分工交换,有利于城市经济新动能的培育。为了刻画城市对比较优势的遵循程度,本研究根据 Lin 和 Liu 关于比较优势内容的介绍^⑤,并借鉴了陈斌开和林毅夫^[22]的构造方法,在城市层面构建了技术选择指数(TCI)来衡量城市重工业优先发展程度,假设存在一个符合城市比较优势的最优技术选择指数(TCI^*),那么可以用TCI对 TCI^* 的背离程度来衡量该城市实际发展模式对符合比较优势的最优发展模式的背离程度及要素结构扭曲程度(DS),即

$$DS = TCI - TCI^* \quad (13)$$

其次探究科技成果转化是否可以缓解这种扭曲与背离,构造如下计量模型

$$DS_{it} = C + \alpha transfer_{it} + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

由于 TCI^* 为假定的最优技术选择指数,具有不可观测性,因此假定它是与时间和城市相关的一个常数^[22],根据式(13)、式(14)整理可得

$$TCI_{it} = C_1 + \alpha transfer_{it} + \beta X_{it} + \sum_{\tau} \sum_s^{\tau-1, 226} \gamma_{it} D_{\tau} D_s + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

其中 TCI_{it} 为*i*城市第*t*年的技术选择指数, $transfer_{it}$ 为*i*城市第*t*年的科技成果转化, $\gamma_{it} = C - TCI_{it}^* - C_1$,若 $\tau = t$,则 $D_{\tau} = 1$,否则 $D_{\tau} = 0$;若 $s = i$,则 $D_s = 1$,否则 $D_s = 0$ 。参照陈斌开和林毅夫^[22]的实证研究,通过引入时间虚拟变量 D_{τ} 与城市虚拟变量 D_s 来对方程式(15)进行估计,从而检验科技成果转化对城市比较优势发挥的影响

⑤ Lin J Y, Liu M. Development strategy, transition and challenges of development in lagging regions[J]. Annual World Bank Conference on Development Economics, Accelerating Development, Bangalore Conference Proceedings, Washington D. C. : World Bank, 2004.

效果.考虑到科技成果转化过程存在一个不确定的时间滞后效应,因此本研究既检验了当期的科技成果转化作用,也对其分别进行了滞后一期与滞后两期处理.

2.2 变量与数据说明

实证模型的分析样本为2006年~2014年的面板数据,观察中国230个城市^⑥.研究分析地区科技成果转化程度对经济新动能培育的影响,同时控制其他影响经济新动能培育的相关因素.

2.2.1 被解释变量

全要素生产率提升体现出—个地区除了资本、劳动等—般生产要素投入情况之外的促进经济增长的重要特征及条件,是在增加投资与要素投入的基础上推动地区发展的重要动力,在一定程度上可以刻画城市经济发展的新动能培育情况.因此,实证分析过程中选用全要素生产率的增长率作为刻画经济新动能的代理指标,作为计量模型中的被解释变量.采用随机前沿分析法(stochastic frontier analysis, SFA)对城市层面的全要素生产率及其组成部分(技术进步、技术效率、规模效率)的变化率进行估算.

关于全要素生产率的具体计算方法可以参见Yu, Wang 和 Liu 等^[23]及余泳泽,刘大勇和龚宇^[24]对全要素生产率内容的介绍.在计算时,使用国内生产总值(GDP)表示产出,并按照2000年不变价进行平减处理,由于城市层面缺乏GDP平减指数,使用该城市所在省份的GDP平减指数进行替代.本研究使用劳动投入与物质资本投入表示生产投入,劳动投入为单位从业人员和私营个体从业人员之和;物质资本投入计算采用永续盘存法,限于数据可得性,将1991年作为基期,根据当年每个城市固定资产投资占省份的比例计算得出城市层面的基期资本存量,省份层面在1991年的资本存量参见张军等^[25].数据来源于历年《中国城市统计年鉴》.

2.2.2 科技成果转化变量

本研究的核心解释变量是地区科技成果转化

化,使用—个地区拥有的发明专利被转化的程度来刻画.具体追踪观察每个城市中有哪些发明专利实现了技术转让进而开发应用.由于完成技术转让活动的发明专利通常是具有商业价值的科技成果,可以在后续的生产经营活动中得到产业化、商业化,统计—个地区完成的专利转让的数量,可以从整体上观察—个地区科技成果转化的程度.

基于国家知识产权局专利检索及分析数据库与IncoPat全球专利数据库进行230个城市专利转化信息的追踪观测和汇总,计算每个城市拥有的发明专利中被转化(完成技术转让)的数量,作为衡量每个城市科技成果转化程度的代表性指标.观察并整理了230个城市2006年~2014年的科技成果转化指标.

2.2.3 作用机制变量

借鉴陈斌开和林毅夫^[22]应用省级层面技术选择指数来分析比较优势特征的方法.基于城市层面经济特征,并限于数据可得性,构建了城市层面的技术选择指数(TCI)

$$TCI_{it} = \frac{\frac{GVIO_{it}}{GDP_{it}}}{\frac{LM_{it}}{L_{it}}} \quad (16)$$

其中 $GVIO_{it}$ 是指 t 时期 i 城市的工业总产值; GDP_{it} 是指 t 时期 i 城市的地区生产总值; LM_{it} 是指 t 时期 i 城市工业就业人数; L_{it} 是指 t 时期 i 城市总就业人数.考虑到直辖市的特殊性和限于个别年份的指标数据缺失,剔除了总样本中北京、天津和上海3个直辖市样本,对227个地级市和副省级城市2006年~2010年指标数据进行影响机制的观察.计算了2006年~2010年中国227个城市的技术选择指数,指标计算所涉及数据来源于历年《中国城市统计年鉴》.

2.2.4 控制变量

基于已有研究,选取—系列可能对全要素生产率变化产生重要影响的变量在实证模型中作为控制变量.具体包括:1)城市科技投入($tech$),使

^⑥ 限于—些城市的指标数据存在缺失情况,本研究选择的最终总样本为由直辖市、副省级城市和地级市构成的230个城市(其中包括北京、天津、上海3个直辖市和15个副省级城市).

用科技投入占财政支出比重作为代理变量. Liu等^[26]对中国城市经济周期特征的分析指出政府对科技、教育领域的公共投入对市场环境优化及经济发展的持续性产生重要影响. 苗文龙等^[27]研究发现政府科技支出等有关技术创新的支出会对企业技术创新和经济增长有重要影响. 2) 教育投入水平 (*edu*). 使用教育投入占财政支出比重作为代理变量, 该变量反映了当地政府对教育发展的重视情况与教育发展的基础, 影响本地区的高技能人才数量与质量, Dong等^[28]指出高技能人才及其合作与互动会促进当地的技术创新效果. 3) 人口密度 (*popindens*), 该变量反映了当地的人口聚集情况与劳动力特征, 对全要素生产率也会产生影响. 4) 公共福利特征 (*lib*), 使用每百人公共图书馆总藏量 (册、件) 来刻画. Stiglitz^[29]指出具有完善公共服务的社会经济系统可以建立创新发展的良性循环. 5) 财政自主权程度 (*fd*). 基于张晏和龚六堂^[30], 及余泳泽和刘大勇^[31]的观点, 财政分权特征对于全要素生产率产生重要影响,

使用一般预算内财政收入与预算内财政支出的比值来刻画. 6) 投资结构 (*reality*). 已有研究通过观察房地产开发投资相关特征来刻画社会投资结构^[32]. Gan^[33]认为, 房地产投资的增加会使不动产升值, 进一步扩大投资规模. 投资规模的扩大可能会导致科技投资的提升, 进而对全要素生产率提升产生影响. 使用房地产投资在固定资产投资中的占比作为投资结构的代理变量. 表1给出计量模型应用的变量指标的统计特征: 其中各城市科技成果转化的情况, 最大值达到4 703, 即该地区已有大量发明专利实现了转让运用, 而科技成果转化的平均值为60, 说明科技成果转化特征的地区差异较大; 由于科技转化带来的影响不仅在当年显现, 也会存在滞后的影响, 因此在模型中也使用了科技成果转化 (滞后一期的指标)、科技成果转化 (滞后两期的指标)、科技成果转化滞后期的指标比当期指标的平均值更小, 符合科技成果转化数量存在随时间增加的趋势.

表1 主要变量描述性统计结果

Table 1 Summary statistic

变量名称	符号	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
科技成果转化	<i>transfer</i>	2 070	60.830	270.935	0	4 703
科技成果转化 (滞后一期的指标)	<i>transfer1</i>	1 840	51.985	242.089	0	4 703
科技成果转化 (滞后两期的指标)	<i>transfer2</i>	1 610	43.070	207.760	0	3 793
全要素生产率变化率/(%)	<i>tfp</i>	2 070	0.541	7.691	-59.426	162.974
技术进步变化率/(%)	<i>tp</i>	2 070	-1.957	1.085	-4.771	2.047
技术效率变化率/(%)	<i>te</i>	2 070	0.228	8.476	-65.487	161.396
规模效率变化率/(%)	<i>se</i>	2 070	2.270	2.138	-12.654	30.149
距技术交易中心的空间距离	<i>distance</i>	2 070	481.725	292.105	0	1 463.060
科技投入水平	<i>tech</i>	2 051	1.402	1.334	0	20.684
教育投入水平	<i>edu</i>	2 063	19.143	4.419	1.415	37.743
人口密度	<i>popindens</i>	1 998	479.254	333.876	21.200	2 648.110
公共福利特征	<i>lib</i>	2 051	45.962	63.094	1.290	561.220
财政自主权	<i>fd</i>	2 070	0.512	0.235	0.055	1.541
投资结构	<i>reality</i>	2 070	14.932	8.701	0.990	85.899
市场化水平	<i>market</i>	1 610	6.485	1.380	3.380	9.950
技术选择指数	<i>TCI</i>	1 135	3.978	3.053	0	80.978

注: 科技成果转化 (滞后一期的指标)、科技成果转化 (滞后两期的指标) 分别指在计量模型中选用的过去一年、两年的科技成果转化情况, 用以分析可能存在时间滞后的影响结果.

3 科技成果转化影响效果的实证检验

3.1 科技成果转化的影响：基于固定效应模型与工具变量方法

根据方程式(11)的回归结果,如表2所示^⑦.第(1)列~第(3)列显示了时间、个体双固定效应模型的估计结果,估计模型既控制了诸如地理位置、区域面积等不随时间变动的城市特征,也控制了诸如物价、工资等所有城市均随时间变动的特

征.其中第(1)列不包含控制变量,第(2)列仅引入了教育与科技投入程度变量,第(3)列在原有解释变量基础上继续引入了人口密度、公共福利特征等变量.表2的第(1)列~第(3)列的结果表明无论是否加入控制变量,科技成果转化对全要素生产率提升均具有正向影响,在加入与全要素生产率相关的控制变量后,回归结果依然稳健.影响系数可以表明,当一个城市的100个发明专利完成转让,则该城市在第二年的全要素生产率的增长率将可能提高0.12(%).

表2 科技成果转化对新动能培育影响效果

Table 2 The effect of the transformation of sci-tech achievements on the cultivation of new driving force

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	OLS	OLS	OLS	2SLS	2SLS
<i>transfer1</i>	0.001 1** (0.000 4)	0.001 0** (0.000 4)	0.001 2*** (0.000 4)	0.001 3*** (0.000 3)	0.001 0** (0.000 4)
<i>tech</i>		0.151 4 (0.269 5)	0.215 3 (0.262 3)		0.241 5** (0.113 0)
<i>edu</i>		0.070 0 (0.077 8)	0.065 1 (0.079 6)		-0.018 5 (0.028 5)
<i>popindens</i>			-0.000 1 (0.014 7)		-0.000 0 (0.000 4)
<i>lib</i>			-0.011 8** (0.005 5)		-0.004 0 (0.002 6)
<i>fd</i>			0.528 3 (2.302 8)		-0.095 3 (0.649 4)
<i>reality</i>			-0.018 8 (0.071 3)		0.027 0* (0.015 7)
Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量				110.420 0 {11.590 0}	18.718 0 {11.590 0}
Kleibergen-Paap rk LM 统计量				32.756 0 [0.000 0]	8.424 0 [0.014 8]
Hansen J 统计量				0.985 0 [0.321 0]	1.987 0 [0.158 7]
常数项	5.009 8*** (0.981 0)	3.378 7* (1.932 0)	3.891 4 (6.987 9)	-2.398 5*** (0.275 9)	-2.624 4*** (0.679 7)
第一阶段 F 值				62.850 0	63.430 0
城市固定	是	是	是	否	否
时间固定	是	是	是	是	是
观测值	1 840	1 827	1 744	1 610	1 521
R^2	0.091 0	0.091 0	0.095 0	0.099 0	0.106 0

注: *、**、*** 分别代表在 10%、5%、1% 显著性水平上显著; Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量、Kleibergen-Paap rk LM 统计量、Hansen J 统计量分别为工具变量的弱识别检验、识别不足检验和过度识别检验的统计量; 小括号内的值为稳健标准误; 中括号和大括号内的值分别为对应统计量的 P 值和 15% 水平下的临界值。

其原因在于,某地区的发明专利既通过技术转让活动进入产业应用提升了经济效率,同时也使本地的企业及科研部门从转化活动中获得资金

及信息等资源,进而加大相关投入并且引导其创造更多适于应用性的科研成果.地区发生技术转让的发明专利数量越多,科技成果转化对经济新

⑦ 表2~表7的回归结果均为基于总样本230个城市数据的观测得出。

动能培育的推动能力、支撑能力、渗透能力则更强. 这个结论支持了假说1的内容.

如前文第2.1.2节部分所述,应用工具变量方法对结果进一步检验. 对所选工具变量分别进行了识别不足检验、弱识别检验和过度识别检验,显示符合变量使用要求,具体的回归结果如表2第(4)列~第(5)列所示. 表2中的第(4)列~第(5)列显示了2SLS估计结果,无论是否加入控制变量,科技成果转化均显著促进全要素生产率提升. 在加入控制变量之后,显著性略有下降,2SLS估计结果与双固定效应模型估计结果基本一致,都支持了假说1.

3.2 科技成果转化在不同时期的影响效果

随着我国知识产权相关制度的建立、技术交易环境逐步完善,科技成果转化对我国全要素生产率提升的作用也会随之发生变化. 并且伴随转变发展方式的过程,经济发展动能中也愈加显现创新的要素. 因此,在近些年,科技成果转化对全

要素生产率提升的作用也逐渐发挥出来. 我国在2012年提出实施“创新驱动发展战略”,进一步推动知识产权与创新发展. 为了考察在不同时期科技成果转化对全要素生产率提升的影响,将样本划分为2012年之前和2012年之后两个子样本,分别对其进行双固定模型估计,表3报告了区分不同发展阶段的估计结果. 第(1)列~第(4)列表明,无论是否区分发展阶段、是否加入控制变量,科技成果转化对全要素生产率提升均有促进作用,进一步验证了总体样本的估计结果,同时根据第(2)列和第(4)列的结果表明,伴随相关制度的推动与完善,这种促进作用会增强且变得显著. 此外,考虑到政策影响具有滞后性以及稳健性观察,同时将总样本划分为2013年之前和2013年之后两个分样本,对其进行双固定模型估计,回归结果展示在表3的第(5)列~第(6)列. 通过比较第(5)列~第(6)列的回归系数,同样看出近期的促进作用相较前一阶段更大. 这个结论也支持了假说2的内容.

表3 在不同时期的影响效果

Table 3 Estimation results at different stages of development

变量	“创新驱动发展战略”实施前后的不同阶段(2012年前后)				2013年前后	
	未加入控制变量		加入控制变量		加入控制变量	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	2007年~2011年	2012年~2014年	2007年~2011年	2012年~2014年	2007年~2012年	2013年~2014年
<i>transfer1</i>	0.002 0* (0.001 2)	0.003 9*** (0.001 3)	0.001 5 (0.001 3)	0.003 9*** (0.001 5)	0.000 9* (0.000 5)	0.002 6* (0.001 5)
常数项	5.001 6*** (0.901 5)	0.260 3 (0.232 7)	4.301 2 (6.938 9)	-5.671 0 (3.790 9)	8.547 4 (8.953 5)	-3.234 5 (3.526 4)
控制变量	否	否	是	是	是	是
城市固定	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是
观测值	1 150	690	1 065	679	1 290	454
R^2	0.071 0	0.106 0	0.081 0	0.115 0	0.069 0	0.070 0

注: *、**、*** 分别代表在10%、5%、1% 显著性水平上显著,括号内的值为在城市层面的聚类稳健标准误.

3.3 科技成果转化作用效果的地区异质性

我国经济发展特征存在区域差异,东部地区与中西部地区长期发展形成不同的产业结构与要素特征,东部地区聚集更多创新资源. 为了观察科技成果转化对全要素生产率提升的影响机理,根据样本中城市所属地区,将城市样本划分为东部

城市、中部城市与西部城市三个样本^⑧. 分别考察科技成果转化在不同要素禀赋结构特征的影响下,其产生效果的差异. 表4报告了对比后的结果,第(1)列~第(6)列表明,尽管作用结果的系数都是正向的,但东部地区科技成果转化对全要

⑧ 东部地区城市包括:北京、天津、上海和河北省、辽宁省、江苏省、浙江省、福建省、山东省、广东省的城市,共计98个城市. 中部地区城市包括山西省、黑龙江省、吉林省、安徽省、江西省、河南省、湖北省、湖南省的93个城市;西部地区城市包括四川省、贵州省、云南省、陕西省、甘肃省的39个城市.

素生产率的提升作用并不显著,而中西部地区则比较显著,作用系数也更大。

这表明了一个重要作用机制:尽管中西部地区的技术资源较为薄弱,但是一旦科技成果实现了有效转化,全要素生产率将会获得较大程度的提高。对于中西部地区来说,科技成果转化

对全要素生产率提升的贡献价值不容忽视,对经济新动能的影响具有较大的潜力。对于中西部地区产生较大影响的原因可能在于:科技成果转化是技术成果与产业配套基础及地区要素进行融合与渗透的过程,可以进一步释放要素禀赋的运用潜力。

表4 在不同地区的影响效果

Table 4 Estimation results in regions of different resource endowments

变量	东部城市		中部城市		西部城市	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>transfer1</i>	0.000 3 (0.000 3)	0.000 4 (0.000 3)	0.001 3 ** (0.000 6)	0.001 0 (0.000 9)	0.005 0 (0.004 6)	0.008 3 ** (0.003 9)
常数项	3.808 0 *** (1.266 0)	-7.336 9 (6.521 9)	7.333 7 *** (2.010 1)	2.556 4 (4.897 1)	2.499 5 *** (0.514 7)	5.489 1 (8.134 7)
控制变量	否	是	否	是	否	是
城市固定	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是
观测值	784	724	744	711	312	309
R^2	0.077 0	0.090 0	0.122 0	0.132 0	0.116 0	0.128 0

注: *、**、*** 分别代表在 10%、5%、1% 显著性水平上显著,括号内的值为在城市层面的聚类稳健标准误。

对于原有技术资源存在不足甚至瓶颈的地区,其自然资源、劳动力与人力资源、工业基础都存在运用不充分的可能^[34],服务业的发展升级也面临局限。实现科技成果的转化可以促进技术与地区要素融合,是对地区资源使用“赋能”的过程。中西部地区实现科技成果转化可以帮助本地在资源使用中破除原有可能的瓶颈,因此在提升经济绩效及生产率方

面产生更大的边际回报。如图 1 所示,样本中处于东部地区的城市在专利转化方面的规模远高于样本中的中西部地区的城市。基于地区间在该指标的差距及中西部地区呈现出更大的边际产出特征,可知:中西部地区在依靠科技成果转化提升经济发展动能方面,具有很大的发展潜力,应当进一步完善相关的市场及制度条件。

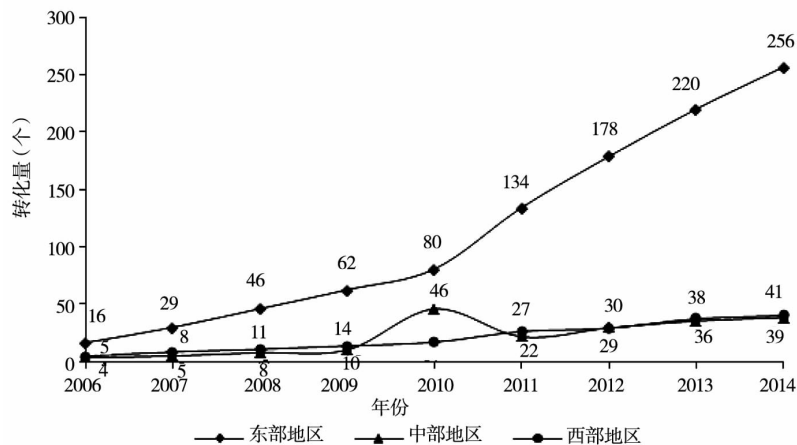


图1 (在样本范围内)处于东部、中部和西部地区的城市的专利转化情况(2006年~2014年)

Fig. 1 Trends of patent transformation in different regions (2006 ~ 2014)

注:图中呈现各区域每年专利转化数量的均值,基于样本中的东部、中部和西部城市的数据计算得出。

3.4 科技成果转化发挥作用的市场环境

根据前文的理论分析,在不同市场化水平下科技成果转化对全要素生产率提升将产生不同的

影响。为此,基于王小鲁等^[35]研究的中国分省份市场化报告,根据230个城市所在地区的市场化指数,将历年样本划分为较高市场化水平和较

低市场化水平的情况(如表2统计,在样本观测范围内,市场化指数最大值为9.95,最小值为3.38,将当年市场化指数低于5的情况列为较低的市场化水平),进而考察科技成果转化在不同市场环境中对全要素生产率提升的影响.表5报告了区分不同市场化水平的双固定模型估计结果.尽管第(2)列和第(4)列回归结果显示,在城

市具有较高市场化水平时,科技成果转化对全要素生产率提升作用并不十分显著,但对比第(1)列和第(3)列的回归结果可知,较低市场化水平会显著抑制科技成果转化作用的发挥,这个结果支持假说3的内容,也与Hsieh和Klenow^[36]关于市场化配置创新资源可以提升全要素生产率的观点及很多经典研究结论的方向一致.

表5 在不同市场化水平下的影响效果

Table 5 Estimation results of different marketization levels

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	较低的市场化水平	较高的市场化水平	较低的市场化水平	较高的市场化水平
<i>transfer1</i>	-0.0469** (0.0178)	0.0003 (0.0004)	-0.0433*** (0.0149)	0.0004 (0.0003)
常数项	2.8145*** (0.7781)	0.7393*** (0.2605)	-17.1149 (15.3709)	2.0951 (4.0284)
控制变量	否	否	是	是
城市固定	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是
观测值	161	1219	160	1133
<i>R</i> ²	0.1420	0.0610	0.1900	0.0750

注: *、**、*** 分别代表在10%、5%、1% 显著性水平上显著,括号内的值为在城市层面的聚类稳健标准误.

4 关于作用路径与作用机制的讨论

4.1 科技成果转化的作用路径

总结上述回归结果,已表明科技成果转化对全要素生产率提升具有促进作用,为了进一步考察这种影响过程的作用路径与内在机制,进一步逐一检验、对比科技成果转化对全要素生产率的三个分解指标的作用差异.全要素生产率可以分

解为技术进步、技术效率和规模效率三个部分,分别考察科技成果转化对其产生的影响,如表6所示.从回归结果可以看出,技术进步与技术效率的估计系数都显著为正,而规模效率为负,表明了科技成果转化主要是通过促进技术进步、提高技术效率而非提升规模效率的方式,实现全要素生产率的增长.这也充分体现了技术渗透推动新动能的作用路径,是通过改进生产制造、管理过程的效率和整体技术能力来实现的.

表6 科技成果转化对全要素生产率分解部分的影响效果

Table 6 The effect of the transformation of sci-tech achievements on the decomposition of total factor productivity

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	技术进步变化率	技术效率变化率	规模效率变化率	技术进步变化率	技术效率变化率	规模效率变化率
<i>transfer1</i>	0.0001*** (0.0000)	0.0012** (0.0005)	-0.0002 (0.0002)	0.0001** (0.0000)	0.0015*** (0.0005)	-0.0003 (0.0002)
常数项	-1.0728*** (0.0127)	3.9343*** (0.9932)	2.1484*** (0.1089)	-1.4702*** (0.3304)	9.4344 (11.5397)	-4.0729 (4.3915)
控制变量	否	否	否	是	是	是
城市固定	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是
观测值	1840	1840	1840	1744	1744	1744
<i>R</i> ²	0.9430	0.0500	0.0460	0.9470	0.0560	0.0810

注: *、**、*** 分别代表在10%、5%、1% 显著性水平上显著,括号内的值为在城市层面的聚类稳健标准误.

4.2 DID 方法的实验观察结果

根据方程式(12)的回归结果,如表7所示.表7的第(1)列~第(4)列表明,无论是否加入控制变量与是否考虑《纲要》实施后的滞后效应,在以全要素生产率提升为被解释变量时, $treated \times$

$post$ 项的回归系数均显著为正,这表明该政策可以显著地促进科技成果转化对经济新动能培育的促进作用.《纲要》的成功实施,有效地促进了地区科技成果的应用转化,从而进一步推动了经济新动能培育进程.

表 7 基于政策颁布的 DID 检验

Table 7 DID regression results of policy experiment

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	政策的影响 (2008 年)	政策的影响 (2008 年)	政策的影响 (2009 年)	政策的影响 (2009 年)	假想“反事实” 的情况	假想“反事实” 的情况
$treated \times post$	3.122 2*** (1.126 0)	3.334 7*** (1.154 8)	2.165 4** (0.888 8)	2.417 1*** (0.923 1)	-0.653 7 (1.105 4)	-0.404 7 (1.116 9)
$treated$	-2.273 9** (1.102 4)	-2.408 1** (1.129 1)	-1.633 7* (0.851 8)	-1.806 5** (0.878 4)	0.668 4 (1.056 2)	0.428 0 (1.068 7)
$post_{2008}$	-4.388 8*** (1.042 0)	-4.866 3*** (1.100 1)				
$post_{2009}$			-4.287 1*** (0.841 6)	-4.772 5*** (0.874 4)		
$post_{2007}$					-0.005 9 (0.881 6)	-0.370 6 (0.917 4)
常数项	3.868 9*** (1.026 1)	3.109 6*** (1.202 0)	3.531 9*** (0.819 5)	3.091 8*** (1.091 9)	0.504 1 (0.829 4)	-0.596 6 (1.221 8)
控制变量	否	是	否	是	否	是
观测值	2 070	1 968	2 070	1 968	2 070	1 968
R^2	0.035 0	0.041 0	0.044 0	0.051 0	0.000 0	0.002 0

注: *、**、*** 分别代表在 10%、5%、1% 显著性水平上显著,括号内的值为稳健标准误.

图 2 为实验组与控制组的全要素生产率变化率的趋势图,可以看出在 2008 年之后,实验组地区的生产率表现优于对照组.为了进一步检验结果的稳健性,借鉴刘瑞明和赵仁杰^[37]的检验方法,设定一个“假想”的政策颁布时间,进行“反事实”检验.为了排除其他政策或者随机性因素的影响,假设如果政策实施时间提前一年,再次进行检验.如果基于“假想的政策”得出的 $treated \times post$ 交乘项的系数依然显著为正,则说明全要素生产率的提升很可能是由于其他政策或者随机性因素导致的,而不是由上文指出的促进知识产权转化运用的政策实施导致的.如果基于“假想的政策”得出的 $treated \times post$ 交乘项的系数不再显著,则进一步证明新动能的出现与知识产权转化运用相关.表 7 中的第(5)列给出了“假想如果政策实施时间提前一年”的回归结果,此时交乘项不再显著,因此通过促进专利转化运用提升经济

新动能的观点再次得到验证.

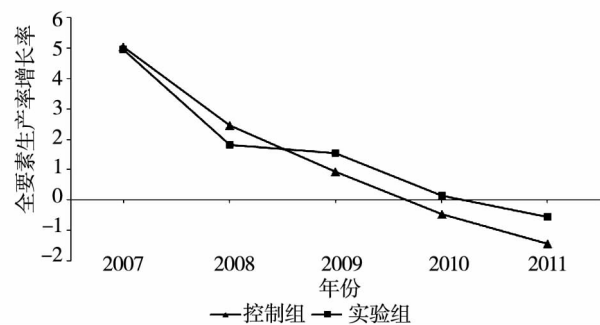


图 2 实验组与控制组全要素生产率增长率的变化趋势 (2007 年~2011 年)

Fig. 2 Trend of TFP growth rate in the experimental group and the control group (2007 ~2011)

4.3 科技成果转化培育新动能的内在机制: 有助于充分发挥比较优势

如上文所述,科技成果转化可以通过增加创新资源的使用,改变地区相关要素的投入情况及投资方式,进而发挥地区要素禀赋的潜在优势.因

此,科技成果转化有助于地区发挥其比较优势,进而培育新的经济动能。

根据方程式(15)的回归结果,如表8所示^⑨。结果表明科技成果转化可以降低城市发展对自身比较优势的背离程度(即更加充分发挥其比较优势)。在回归过程中,使用了个体与时间双固定控制,并使用城市层面的聚类稳健标准误进行观察,可以看出科技成果转化与“对自身比较优势的背离程度”呈负相关。考虑到影响效果具有滞后特征,进一步使用科技成果转化

的滞后期指标进行观察:当该解释变量滞后两期时,这种缓解背离比较优势的作用效果更加显著,在加入控制变量后,各组回归结果的系数特征也比较稳健。因此,可以验证:有效的科技成果转化有助于破除已有资源在使用途径中的瓶颈,充分调动地区要素禀赋的潜力,促进城市更加充分地发挥地区的比较优势,为其经济发展带来动能。而如何更好地促进科技成果转化,需要进一步努力完善技术转化的市场环境及制度条件。

表8 科技成果转化与地区比较优势发挥(降低对其比较优势的背离程度)

Table 8 Effect of transformation of sci-tech achievements on exertion of comparative advantage

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>TCI</i>	<i>TCI</i>	<i>TCI</i>	<i>TCI</i>	<i>TCI</i>	<i>TCI</i>
<i>transfer</i>	-0.000 3 (0.000 3)	-0.000 3 (0.000 4)				
<i>transfer1</i>			-0.008 4 (0.008 0)	-0.018 2 (0.016 1)		
<i>transfer2</i>					-0.005 3*** (0.001 8)	-0.005 0* (0.002 6)
常数项	3.473 5*** (0.091 1)	5.119 3*** (1.368 9)	4.399 8*** (0.324 2)	4.950 2*** (1.554 6)	3.892 6*** (0.055 5)	6.306 2*** (1.078 5)
控制变量	否	是	否	是	否	是
城市固定	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是
观测值	1 135	1 049	908	828	681	608
R^2	0.016 0	0.021 0	0.010 0	0.024 0	0.032 0	0.054 0

注: *、**、*** 分别代表在 10%、5%、1% 显著性水平上显著。其中, *transfer1* 和 *transfer2* 分别代表科技成果转化的滞后一期的指标和科技成果转化的滞后两期的指标(如前文第 2.2 节中所述)。括号内的值为在城市层面的聚类稳健标准误。

5 结束语

转变经济发展方式亟需培育以创新为引领的经济发展新动能。已有研究缺乏关于科技成果转化在地区经济新动能培育进程中影响作用的系统梳理,也未能提供基于城市层面的经验依据。为弥补该领域的研究空白,为我国新旧动能转换提出相关理论阐述,并基于科技成果转化的角度提出发展建议。

基于一个包含科技成果转化因素的简单的内生增长理论框架,说明科技成果转化对全要素生产率提升的作用,提出基本理论假说。追踪观测了 2006 年~2014 年中国 230 个城市的专利转化情况,利用双固定模型、2SLS 方法与 DID 政策实验验证作用结果,并从资源配置、投资机遇角度挖掘其作用机理。论证指出科技成果转化提升经济发展新动能的机制在于:科技成果转化为地区发展提供了更多发展新产品、新产业的选择机会和投资机遇,破除原有某些要素的使用瓶颈和结构扭

⑨ 如第 2.2.3 节所述,表 8 报告了基于 2006 年~2010 年 227 个城市样本的回归结果。

曲,使城市的经济发展更加充分地发挥其比较优势.

观察得出,相比于技术资源相对丰裕的东部地区来说,创新资源相对不足的中西部地区通过科技成果转化对全要素生产率提升的效果更大.因此,中西部地区在依靠科技成果转化发展新动能方面具有很大的潜力.我国应当进一步完善科技成果转化过程中的市场环境及相关制度条件,促进经济发展新旧动能的转换.结合研究结论,简要提出如下发展建议.

培育科技转化市场有效运行的基础条件.科技成果转化是将创新成果渗透进入产业体系与市场环境中.较低的市场化水平会显著抑制科技成果转化作用的发挥.通过优化市场环境和激励机制,在大量的科技转化的市场选择中积累长期信任的市场合作基础,降低技术交易的成本.中小企业是城市技术创新与科技成果转化的积极参与

者^[38],既依赖市场环境与制度条件,同时大量的中小企业竞争也持续为市场带来活力.中小企业可以通过参与科技成果转化的方式推进技术与产业的融合,也通过专利转化的途径获得发展机遇.政府提供及时的公共服务并引入市场化服务,为科技成果转化创造更多便利条件.

完善科技成果转化的相关制度条件,发展相关服务内容与金融创新方式.从不同发展阶段来看,2012年之后的科技成果转化比2012年之前对全要素生产率提升的影响作用更显著,这也主要得益于政策环境完善.应当进一步通过完善知识产权运用的公共服务体系和依托不断成长的市场化服务,为科技成果转化提供信息支持与咨询服务.通过金融手段实现技术的有效转化与渗透,在互联网背景下,依托金融创新为技术转化创造更加灵活的方式,支持知识产权成为推进新产业、新模式发展的重要动力,进而促进实体经济发展.

参 考 文 献:

- [1]高培勇,袁富华,胡怀国,等.高质量发展的动力、机制与治理[J].经济研究,2020,(4):4-19.
Gao Peiyong, Yuan Fuhua, Hu Huaiguo, et al. Motivation, mechanism and governance in high-quality development[J]. 2020, (4): 4-19. (in Chinese)
- [2]刘世锦.中国经济增长的平台、周期与新动能[J].新金融,2018,(4):4-9.
Liu Shijin. The platform, cycle and new driving force of China's economic growth[J]. New Finance, 2018, (4): 4-9. (in Chinese)
- [3]黄少安.新旧动能转换与山东经济发展[J].山东社会科学,2017,(9):103-110.
Huang Shaoan. Conversion of new and old driving force and economic development in Shandong Province[J]. Shandong Social Sciences, 2017, (9): 103-110. (in Chinese)
- [4]段文斌,张 文,刘大勇.从高速增长到高质量发展:中国改革开放40年回顾与前瞻[J].学术界,2018,(4):35-51.
Duan Wenbin, Zhang Wen, Liu Dayong. From high-speed growth to high-quality development: Review and prospect of China's reform and opening-up in the past 40 years[J]. Academics, 2018, (4): 35-51. (in Chinese)
- [5]段文斌,刘大勇,皮亚彬.现代服务业聚集的形成机制:空间视角下的理论与经验分析[J].世界经济,2016,(3):144-165.
Duan Wenbin, Liu Dayong, Pi Yabin. The formation mechanism of modern service industry agglomeration: Theoretical and empirical analysis from the perspective of space[J]. The Journal of World Economy, 2016, (3): 144-165. (in Chinese)
- [6]刘大勇,洪雅兰,吕 奇.科技成果转化的市场机制与市场成熟度评价[J].产业经济评论,2017,(3):61-69.
Liu Dayong, Hong Yalan, Lü Qi. Market mechanism and evaluation of technology transfer[J]. Review of Industrial Economics, 2017, (3): 61-69. (in Chinese)
- [7]蔡跃洲.科技成果转化的内涵边界与统计测度[J].科学学研究,2015,33(1):37-44.

- Cai Yuezhou. Research commercialization: Content, boundary as well as statistics and measuring[J]. *Studies in Science of Science*, 2015, 33(1): 37–44. (in Chinese)
- [8]肖仁桥, 钱丽, 陈忠卫. 中国高技术产业创新效率及其影响因素研究[J]. *管理科学*, 2012, (5): 85–98.
Xiao Renqiao, Qian Li, Chen Zhongwei. Research on the innovation efficiency and its affecting factors in China's high-tech industries[J]. *Journal of Management Science*, 2012, (5): 85–98. (in Chinese)
- [9]董洁, 黄付杰. 中国科技成果转化效率及其影响因素研究——基于随机前沿函数的实证分析[J]. *软科学*, 2012, 26(10): 15–20.
Dong Jie, Huang Fujie. Research on transformation efficiency of sci-tech achievements and its influencing factors[J]. *Soft Science*, 2012, 26(10): 15–20. (in Chinese)
- [10]郑江淮, 宋建, 张玉昌, 等. 中国经济增长新旧动能转换的进展评估[J]. *中国工业经济*, 2018, 363(6): 26–44.
Zheng Jianghuai, Song Jian, Zhang Yuchang, et al. The evaluation of conversion of new and old driving force of China's economic growth[J]. *China Industrial Economics*, 2018, 363(6): 26–44. (in Chinese)
- [11]李平, 付一夫, 张艳芳. 生产性服务业能成为中国经济高质量增长新动能吗[J]. *中国工业经济*, 2017, (12): 7–23.
Li Ping, Fu Yifu, Zhang Yanfang. Can the productive service industry become new momentum for China's economic growth[J]. *China Industrial Economics*, 2017, (12): 7–23. (in Chinese)
- [12]蔡昉. 中国经济增长如何转向全要素生产率驱动型[J]. *中国社会科学*, 2013, (1): 57–71+206.
Cai Fang. How can Chinese economy achieve the transition toward total factor productivity growth? [J]. *Social Sciences in China*, 2013, (1): 57–71+206. (in Chinese)
- [13]王华, 赖明勇, 柴江艺. 国际技术转移、异质性与中国企业技术创新研究[J]. *管理世界*, 2010, (12): 131–142.
Wang Hua, Lai Mingyong, Qi Jiangyi. International technology transfer, heterogeneity and technological innovation of Chinese enterprises[J]. *Management World*, 2010, (12): 131–142. (in Chinese)
- [14]Moser P, Voena A. Compulsory licensing: Evidence from the trading with the enemy act[J]. *Discussion Papers*, 2010, 102(1): 396–427.
- [15]Romer P M. Endogenous technical change[J]. *Journal of Political Economy*, 1990, 98: 71–102
- [16]Grossman G M, Helpman E. Innovation and growth in the global economy[J]. *MIT Press Books*, 1991, 1(2): 323–324.
- [17]Liu D, Chen T, Liu X, et al. Do more subsidies promote greater innovation? Evidence from the Chinese electronic manufacturing industry[J]. *Economic Modelling*, 2019, 80(8): 441–452.
- [18]Guo D, Guo Y, Jiang K. Government-subsidized R&D and firm innovation: Evidence from China[J]. *Research Policy*, 2016, 45(6): 1129–1144.
- [19]Jia N, Tian X. Accessibility and materialization of firm innovation[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2018, 48: 515–541.
- [20]Chen Y, Puttitanun T. Intellectual property rights and innovation in developing countries[J]. *Journal of Development Economics*, 2005, 78(2): 474–493.
- [21]Murray F, Aghion P, Dewatripont M, et al. Of mice and academics: Examining the effect of openness on innovation[J]. *American Economic Journal: Economic Policy*, 2016, 8(1): 212–252.
- [22]陈斌开, 林毅夫. 发展战略、城市化与中国城乡收入差距[J]. *中国社会科学*, 2013, (4): 81–102+206.
Chen Binkai, Lin Yifu. Development strategy, urbanization and the rural-urban income disparity in China[J]. *Social Sciences in China*, 2013, (4): 81–102+206. (in Chinese)
- [23]Yu Y, Wang Z, Liu D, et al. Official changes, total factor productivity fluctuation and government transformation: Evi-

- dence from Chinese prefecture cities[J]. *Pacific Economic Review*, 2019, (6): 1–17.
- [24] 余泳泽, 刘大勇, 龚宇. 过犹不及事缓则圆: 地方经济增长目标约束与全要素生产率[J]. *管理世界*, 2019, (7): 26–42.
- Yu Yongze, Liu Dayong, Gong Yu. Target of local economic growth and total factor productivity[J]. *Management World*, 2019, (7): 26–42. (in Chinese)
- [25] 张军, 吴桂英, 张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算: 1952–2000[J]. *经济研究*, 2004, (10): 35–44.
- Zhang Jun, Wu Guiying, Zhang Jipeng. The estimation of China's provincial capital stock: 1952–2000[J]. *Economic Research Journal*, 2004, (10): 35–44. (in Chinese)
- [26] Liu D, Xu C, Yu Y, et al. Economic growth target, distortion of public expenditure and business cycle in China[J]. *China Economic Review*, 2020, (63): 1–20.
- [27] 苗文龙, 何德旭, 周潮. 企业创新行为差异与政府技术创新支出效应[J]. *经济研究*, 2019, 54(1): 87–101.
- Miao Wenlong, He Dexu, Zhou Chao. Innovation heterogeneity and the effect of Government technological innovation expenditure[J]. *Economic Research Journal*, 2019, 54(1): 87–101. (in Chinese)
- [28] Dong X, Zheng S, Kahn M E. The role of transportation speed in facilitating high skilled teamwork across cities[J]. *Journal of Urban Economics*, 2019, 115(1): 103212.
- [29] Stiglitz J E. Leaders and followers: Perspectives on the Nordic model and the economics of innovation[J]. *Journal of Public Economics*, 2015, 127: 3–16.
- [30] 张晏, 龚六堂. 分税制改革、财政分权与中国经济增长[J]. *经济学(季刊)*, 2005, 5(1): 75–108.
- Zhang Yan, Gong Liutang. The fenshuizhi reform, fiscal decentralization, and economic growth in China[J]. *China Economic Quarterly*, 2005, 5(1): 75–108. (in Chinese)
- [31] 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, (1): 23–37.
- Yu Yongze, Liu Dayong. The “Chinese mode” fiscal decentralization and TFP: Race to the bottom or race to be better[J]. *Finance & Trade Economics*, 2018, (1): 23–37. (in Chinese)
- [32] 詹新宇, 刘文彬. 中国式财政分权与地方经济增长目标管理——来自省、市政府工作报告的经验证据[J]. *管理世界*, 2020, (3): 23–75.
- Zhan Xinyu, Liu Wenbin. Chinese fiscal decentralization and target management of local economic Growth: Empirical evidence from work reports of provincial and municipal governments[J]. *Management World*, 2020, (3): 23–75. (in Chinese)
- [33] Gan J. Collateral, debt capacity, and corporate investment: Evidence from a natural experiment[J]. *SSRN Electronic Journal*, 2006, (85): 709–734.
- [34] 欧阳志刚, 陈普. 要素禀赋、地方工业行业发展与行业选择[J]. *经济研究*, 2020, (1): 82–98.
- Ouyang Zhigang, Chen Pu. Factor endowment, local industrial development and selecting industries[J]. *Economic Research Journal*, 2020, (1): 82–98. (in Chinese)
- [35] 王小鲁, 樊纲, 余静文. 中国分省份市场化指数报告(2008–2014)[M]. 北京: 中国社会科学文献出版社, 2017.
- Wang Xiaolu, Fan Gang, Yu Jingwen. Report on China's Provincial Marketization Index (2008–2014) [M]. Beijing: Social Sciences Academic Press, 2017. (in Chinese)
- [36] Hsieh C T, Klenow P J. Misallocation and manufacturing TFP in China and India[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124(4): 1403–1448.
- [37] 刘瑞明, 赵仁杰. 国家高新区推动了地区经济发展吗? ——基于双重差分方法的验证[J]. *管理世界*, 2015, (8): 30–38.
- Liu Ruiming, Zhao Renjie. Does the national high-tech zone promote regional economic development? Verification based on

difference in difference method[J]. *Management World*, 2015, (8): 30–38. (in Chinese)

[38] 杨 晔, 朱 晨, 谈 毅. 技术创新与中小企业雇佣需求——基于员工技能结构的再审视[J]. *管理科学学报*, 2019, 22(2): 97–116.

Yang Ye, Zhu Chen, Tan Yi. The effect of innovation on employment in SMEs: A review based on the skill structure of employees[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2019, 22(2): 97–116. (in Chinese)

The impact of scientific and technological achievements transformation on the cultivation of new economic driving force: Evidence from 230 cities in China

LIU Da-yong^{1,2}, *MENG Qiao-ran*^{1,2}, *DUAN Wen-bin*³

1. College of Management and Economics, Tianjin University, Tianjin 300072, China;

2. Research Center for National Intellectual Property Strategy Implementation of Tianjin University, Tianjin University, Tianjin 300072, China;

3. School of Economics, Nankai University, Tianjin 300071, China

Abstract: This paper tracks the information on whether invention patents have been transformed in 230 cities in China from 2006 to 2014, constructs an index of scientific and technological (sci-tech) achievements transformation at the city level, and systematically examines the influence mechanism of sci-tech achievements transformation on new driving force of regional economic development. Based on some basic theoretical analysis and empirical evidence, the results show that the transformation of sci-tech achievements can significantly improve the technical efficiency and TFP. The internal mechanism is that it can optimize the combination of resource inputs, better mobilize the potential of regional factor endowments, and effectively take advantage of regional comparative advantage. This paper also analyzes the regional heterogeneity of this impact and verifies the robustness of the results based on a series of causal identification methods. Market institutional environment is crucial for the influence mechanism. Therefore, it is necessary to further improve the market conditions and services about information and financial support etc., and to accumulate the trust and credit foundation for cooperation in the technological market through a large number of market selection of technology transformation and transaction.

Key words: transformation of sci-tech achievements; new economic driving force; patent transformation; TFP; comparative advantage