DOI:10.19641/j.cnki.42-1290/f.2019.18.018

创新驱动促进了中国经济发展方式转变吗

——基于空间溢出效应的研究

周一成[1]，廖信林[2](教授)

【摘要】中国情境下创新驱动能否对经济发展方式转型升级产生决定性的促进作用，是我们理解创新驱动战略的根本切入点及落脚点。基于2001～2016年中国省级面板数据并结合空间计量方法，实证检验创新驱动对中国经济发展方式转变的影响效应。主要发现如下：创新驱动能够对经济发展方式转变产生显著的促进效应，但这一作用只在东部和中部地区表现得较为明显，对西部地区的正面影响尚不显著；创新驱动不仅能对本地区经济发展方式转变产生直接的促进作用，还能通过空间溢出效应间接带动邻近地区经济发展方式转型升级，这表明区域间创新驱动战略的实施与推进具有高度紧密的空间依赖特征。以上发现可为进一步深化创新驱动战略、加快建设创新型国家和地区提供参考。

【关键词】创新驱动；经济发展方式；空间计量；空间溢出效应

【中图分类号】F061.3　　【文献标识码】A　　【文章编号】1004-0994(2019)18-0131-8

一、引言

党的十九大报告明确指出，创新是引领发展的第一动力，是建设现代化经济体系的战略支撑。很显然，创新已经成为影响中国经济可持续发展的关键性因素，而建设创新型国家和地区也是未来很长一段时期中国经济发展的重大战略目标和任务。然而，在中国特定的经济结构、政府对要素驱动的依赖体制以及以GDP为核心的政治激励与财政分权制度的多重抑制背景下，中国经济深陷以高投入、高能耗、高速度为主要特征的粗放型经济增长模式。一方面，伴随着中国经济的高速发展，中国的科技创新、产业结构乃至经济发展方式虽然都在一定程度上实现了转型升级，但总体来看，各地区经济增长、产业发展仍然由传统产业及其生产模式决定[1]，新的发展理念与方式尚未形成。另一方面，随着中国经济进入新常态，中国的经济增长从高速向中高速换挡，经济下行压力不断加大，外需疲软，再加上劳动力、土地、能源等要素的低成本优势逐步丧失，加快创新驱动、产业升级、结构调整显得尤为重要。2015年《中共中央、国务院关于深化体制机制改革 加快实施创新驱动发展战略的若干意见》指出，实施创新驱动发展战略的主要目标是打造经济增长新引擎、促进经济发展方式转变。在这种背景之下，一个值得高度关注的问题是中国情境下创新驱动战略的实施与推进是否真的促进了经济发展方式转变?特别是在地方政府竞相出台发展政策来提高本地区创新能力的过程中，会不会造成一定程度的“创新假象”而对区域经济增长产生消极影响?

二、文献回顾

从现有文献看，关于创新与经济增长之间关系

【基金项目】教育部人文社会科学青年基金项目“政府R&D资助对高新技术企业技术创新全过程影响的机理及效应研究”(项目编号:17YJCZH102)；安徽省自然科学基金面上项目“新时代中国财政政策作用空间及其调控机制优化研究”(项目编号:1908085MG231)；安徽省自然科学基金面上项目“长三角城市群房价分化的制造业空间集聚效应研究”(项目编号:1808085MG218)

的研究并不少见，但却出现了两种截然不同的观点。一种观点支持促进效应。大量的理论分析与经验证据均表明，创新是推动经济增长的内在因素和重要动力[2,3]，由于传统的劳动、资本、土地等要素资源数量有限，使得经济增长的动力机制经历了从投资驱动向创新驱动的转变历程[4]，技术进步与创新能力逐渐取代资源消耗、要素投入而成为经济增长的决定性因素。白俊红等[5,6]发现创新驱动不仅能够促进经济增长质量的提升，而且有利于缩小区域经济差距。同时，苏治等[7]利用中国工业行业的面板数据，将技术进步分解为技术创新与技术效率，结果发现技术效率的贡献度不高，技术创新是推动中国技术进步的真实驱动力，而工业行业的持续增长主要依靠技术创新与进步。另一种观点则认为创新没有发挥应有的经济支撑作用。由于创新资源与创新成果未能实现优化配置，以及开放型技术市场体系建设滞后，导致中国各地区科技创新对经济发展的支撑作用普遍较小[8]。唐未兵等[9]认为由于机会成本、逆向技术溢出等因素的影响，在一定条件下技术创新显著抑制了经济增长集约化水平。值得关注的是，有学者从专利视角分析创新对中国经济增长的影响效应。为了应对中国加入 WTO 后来自发达国家的创新优势挑战而加快实施创新追赶战略后，中国各地区重视专利数量而忽视内含于其中的质量价值，导致专利对中国经济增长速度以及质量的促进作用呈现弱化乃至扭曲性作用[10,11]。赵彦云等[12]也发现不同类型的专利对经济增长方式转变的影响有所不同，其中发明专利在1997年之前对经济增长方式转变的影响较弱，但在1997年之后对经济增长方式转变的作用要大于实用新型和外观设计专利。

既有研究对创新驱动与经济增长之间的关系进行了深入研究，无疑为我们理解和分析这一问题提供了重要参考。与现有文献相比，本文的贡献可能体现在以下几个方面：首先，尽管一些文献已经开始关注创新驱动经济发展方式转变的逻辑机理，但大多停留在理论分析方面，缺乏严谨的计量检验，即便有相关的实证研究也未达成一致的结论，这就为我们研究中国情境下创新驱动究竟能否促进经济发展方式转变升级提供了空间。其次，在涉及部分重要指标的测算方面，依然存在值得突破的地方。最后，多数研究忽略了创新及经济发展方式转变的空间相关性与空间溢出效应，导致估计结果可能存在一定的偏误。因此，本文采用空间计量模型，实证检验创新驱动对中国经济发展方式转变的影响，并对其中可能存在的空间溢出效应进行了全面分解和测度。

三、理论分析、典型事实与研究假设

既有的发展事实和实践经验均表明，资源环境约束与国际竞争压力是任何国家经济发展过程中必然面临的问题[13]，特别是在那些处于经济转型阶段的发展中国家，传统的经济增长动力机制和发展路径不能长期维持经济的可持续发展，从而必须将宏观经济体系和微观经济运行两方面相结合，挖掘出新的经济增长点，改善要素资源的利用效率与结构。但是，创新驱动与要素投入或者投资驱动之间并不是完全对立的关系，创新驱动同样需要高强度的资本、资源以及劳动投入[14]。同时，创新驱动的增长方式不只是解决要素使用的效率问题，更为重要的是依靠物质资本、人力资本和创新制度等无形要素实现要素的新组合，是科学技术成果在生产和商业上的应用和扩散[15]。

从中国的典型事实来看，创新驱动对经济发展方式转变的影响效应及作用机制可能主要表现在以下几个方面：

一是产业结构优化升级效应。由于中国的要素市场会受到政府干预、行政管制而形成不同程度的资源错配现象，加之区域间地方保护主义使得要素资源难以得到自由流动与合理配置，导致产业结构长期锁定在中低端制造业部门及相关领域，庞大的产业体系及不合理的产业结构难以适应实体经济发展的内在要求，从而阻碍了实体经济部门与微观企业的创新升级与转型发展。创新驱动能力的提升能够通过对劳动、资本、人才等要素的重新配置，打破旧常态下产业发展的粗放型模式，提高产业发展的质量和效益，倒逼区域产业结构优化升级，从而对地区经济发展方式转变产生显著的促进作用。纪玉俊等[16]运用省际面板数据验证了这一逻辑，创新驱动能力的提升能够通过对知识、技术等生产要素的合理配置，提高产业的生产效率，推动产业结构升级与经济发展方式转变。

二是资源配置优化效应。中国情境下各地区创新能力的非均衡性导致不同区域、部门、行业的发展水平存在较为显著的差异，地方政府能够根据企业与部门的创新水平来判断其综合实力的高低，通过财政、投资、金融等手段支持效益高的行业，并引导生产要素流向能够快速产生经济效益的部门，实现资源的优化配置，提高资源利用效率。在分类和筛选

机制作用下，大量的优质要素资源与优质企业向创新能力高的地区与产业集中，促使区域分工更加细化与专业化，从而提高创新效率与全要素生产率，带动经济发展方式转型升级。洪银兴[15]认为创新驱动是以知识、技术、企业组织制度和商业模式等无形要素对现有的资本、劳动力、物质资源等有形要素进行重新组合，能够提升要素资源的配置效率，优化要素投入结构，形成内生性经济增长的新动力。

三是全球价值链攀升效应。为了能够在全球贸易合作与竞争中快速获取规模效益，长期以来，中国的出口结构与服务贸易采取低端嵌入全球价值链的方式，导致以制造业和服务业为主体的国民经济生产部门主要集中在价值链“微笑曲线”的生产、安装等中低端环节，附加值及经济效益十分低下，加之金融危机后技术含量低、核心竞争力弱的企业与部门比较优势逐步丧失，其转型升级活动面临较大的压力和困难，这就使得通过创新驱动使产业结构重心转向全球价值链高端显得尤为重要。一方面，创新驱动能够提升传统制造业与服务业的技术含量及核心竞争力，刺激更多实体企业将目光投向全球价值链的高端，鼓励企业将重心放到研发、设计、服务等环节，赋予传统产业新的活力。另一方面，在创新驱动机制下产业结构重心逐步转移至全球价值链高端，一些本应淘汰的落后企业如若将目光继续锁定在价值链的中低端则会无利可图，附加值低的企业被迫退出市场或遭到淘汰，进而实现产业结构内部重组及合理化，促进整个行业创新能力与生产效率的提升，带动产业结构优化升级与经济增长方式转变。

但是，与欧美发达国家实施的创新战略有所不同的是，中国情境下创新驱动战略的推进基本上依靠自上而下而非市场主导，从中央到地方各级政府是否彻底贯彻落实创新发展战略就需要考虑各种因素，尤其是在长期以GDP为核心的晋升机制和政绩考核方式背景下，地方政府注重经济增长速度而忽视经济增长质量，可能将提高区域自主创新能力作为经济增长的“副产品”，各地区依靠创新驱动经济发展方式转变就受制于区域人力资本、市场环境、经济基础等，导致创新驱动对中国经济增长方式的作用呈现复杂特征。综合以上考虑，提出以下假设：

假设1：中国情境下创新驱动会对经济发展方式转变产生显著的促进作用，但这一影响效应在不同地区可能存在一定的差异性。

创新驱动不仅会对本地区的经济发展方式转变产生显著的作用，可能还会对邻近地区的经济发展方式转变造成影响，即创新驱动会存在明显的空间效应[17]。一方面，随着区域创新驱动能力的不断提高，本地区的技术创新及知识扩散可能会对邻近地区创新能力的提升产生显著的促进作用，从而带动邻近地区经济发展方式转型升级。白俊红等[18]的实证研究发现，研发要素的区际流动具有明显空间知识溢出效应，不仅有利于本地区的经济增长，而且也有利于中国经济发展水平的整体提升。另一方面，本地区创新驱动也可能在周边及邻近地区形成显著的虹吸效应，吸引大量的人才、资金、企业等创新要素集聚，这种创新要素的集聚效应必然能够推动本地区经济发展方式转变，但可能对其他地区的创新要素产生明显的挤占效应，进而对其他地区的经济可持续发展造成不利影响。如果地方政府能够争先培育本地区的创新能力，则区域间创新资本就可能产生协同效应；而如果地方政府采取的策略是争夺其他地区的创新要素，则可能会导致对其他的创新资本产生挤占效应[19]。吴友等[20]发现不同所有制企业间创新溢出存在非对称性，民营企业能够有效吸收其他企业的创新溢出，而国有企业难以获取其他企业创新投入的溢出效应，成为创新溢出的“净输出方”。基于以上分析，本文进一步提出以下假设：

假设2：创新驱动不仅会对本地区经济发展方式转变产生重要影响，还可能对邻近地区的经济发展方式转变造成显著的影响。但这一影响关系既可能是溢出效应，促进了其他地区经济发展方式转型升级，也可能是虹吸效应，对其他地区经济发展方式转变形成显著的阻碍。

四、研究设计

1. 计量模型设定。本文首先构造一个普通面板模型：

$$EDP_{i,t}=\alpha_0+\alpha_1 INNO_{i,t}+\lambda\cdot Z+\varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中：$EDP_{i,t}$表示经济发展方式转变；$INNO_{i,t}$表示各地区创新驱动能力；Z表示一系列控制变量；$\varepsilon_{i,t}$表示随机误差项，下标i和t分别表示地区和时间。值得注意的是，传统的面板模型假定各地区的变量之间不存在相关关系，但由于各地区地理、经济、文化等距离的相近性，实际情况中各地区的经济发展是相互影响、相互作用。基于此，本文采用空间计量模型实证检验创新驱动对经济发展方式转变的影响及其空间关联效应。

空间计量模型主要包括空间误差模型（SEM）、

空间滞后模型（SLM）以及空间杜宾模型（SDM），其中，空间杜宾模型（SDM）是空间误差模型（SEM）和空间滞后模型（SLM）的一般形式。考虑到空间杜宾模型包括了解释变量与被解释变量的空间滞后项，可以有效避免遗漏变量的空间依赖性所导致的解释变量和误差项的参数估计偏差[21]，比较符合本文的研究需要。因此，本文主要使用空间杜宾模型（SDM），同时，也汇报了空间误差模型（SEM）、空间滞后模型（SLM）的结果作为参照。在模型（1）的基础上将空间杜宾模型的形式设定如下：

$$EDP_{i,t}=\rho W\cdot EDP_{i,t}+\alpha_0+\alpha_1 INNO_{i,t}+\lambda\cdot Z+\theta W\cdot X_{i,t}+\varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中，ρ与θ分别表示被解释变量与解释变量的空间滞后系数，W为空间权重矩阵。考虑创新的外部性可能会通过区域间地理邻近及经济距离而有所体现，参考金培振等[22]的做法，本文选择的空间权重矩阵综合考虑地区间的地理距离和经济规模，即：当i=j时，W=0；当i≠j，$W=(\bar{Q}_i\times\bar{Q}_j)/d^2_{i,j}$。其中，$\bar{Q}_i$和$\bar{Q}_j$分别表示两个省份的人均GDP，$d_{i,j}$表示的是两个省会之间最近的铁路距离所刻画的地理距离。

2. 变量选择及数据说明。

（1）被解释变量：经济发展方式转变（EDP）。如何确定中国各省市经济发展方式转变的指标是本文关注的重点，考虑到经济发展方式转变的关键在于提高要素使用效率、促进经济增长集约化发展[23]，而作为衡量投入产出效率水平的全要素生产率恰恰集中体现了经济发展方式转变的本质内容，因此，采用全要素生产率来表征经济发展方式转变状况在现有文献中已经得到了广泛认可[12,24]，本文也采用这一做法，使用各省市全要素生产率来衡量地区经济发展方式转变情况。计算全要素生产率的方法较多，主要有DEA-Malmquist法、随机前沿法、索洛余值法等，但相对于其他几种方法而言，DEA-Malmquist方法具有不受投入、产出指标量纲的影响、不必事先确定各指标的权重等优点[25]。因此，本文采用DEA-Malmquist法对各省市的全要素生产率进行测算，即以各省市实际GDP作为产出变量，将劳动、资本、能源投入作为投入变量，通过DEP 2.1软件获取Malmquist指数后，借鉴程惠芳等[26]的做法对各省市全要素生产率（TFP）进行合理推算。其中，各省市实际GDP是以2000年为基期采用GDP平减指数进行折算获得；劳动投入采用的是各省市就业人员数量；资本投入采用的是各省市的固定资产投资额，参考张军等[27]的做法使用永续盘存法折算成存量的形式，折旧率取9.6%；能源投入选择各省市能源消耗量，单位为万吨标准煤。

（2）解释变量：创新驱动能力（INNO）。关于各地区创新驱动能力的代理指标，现有文献并未达成一致观点，多数学者采用R&D投入、专利数量等创新投入或者产出的某一方面予以表征。实际上，各地区创新驱动能力是一个内涵丰富的综合性概念，采用单一指标并不能完全体现创新驱动能力的实质内容。参考白俊红等[6]、焦敬娟等[28]的做法，本文分别从创新投入、创新产出、创新环境等3个一级指标、15个二级指标来构建创新驱动能力指数，指标体系如表1所示。

表1　　创新驱动能力评价指标体系

一级指标	二级指标	单位	权重
创新投入	R&D经费投入/GDP	%	0.1911
	R&D人员全时当量	人年	0.2780
	研发投入强度	%	0.2285
	国外技术引进合同金额	万美元	0.3646
	科技支出/财政支出	%	0.3403
创新产出	专利申请受理数	件	0.3070
	专利申请授权数	件	0.4178
	技术市场成交额	万元	0.1379
	国外主要检索工具收录我国科技论文	个	0.1520
	新产品销售收入/主营业务收入	%	0.0623
创新环境	人均GDP	元	0.1342
	在校大学生人数	人	0.0003
	财政支出/GDP	%	0.0301
	进出口贸易总额/GDP	%	0.4638
	国土面积内长途光缆密度	公里	0.1314

同时，投影寻踪法、主成分分析法、因子分析法、熵权法等都是常用的定量测算方法，但对于一个多维度、非线性、非正态的数据结构，投影寻踪法更具有科学性及合理性[29,30]。基于此，在对原始数据进行标准化处理后，本文采用投影寻踪模型来确定各个二级指标的权重以合成创新驱动能力指数。

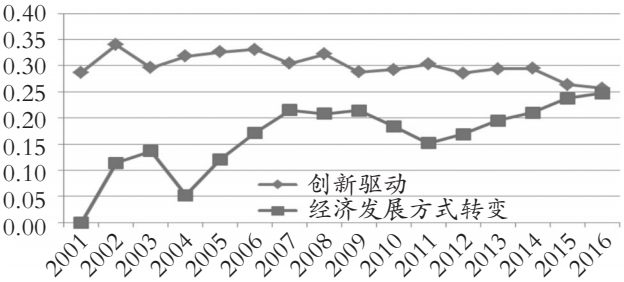
（3）控制变量。为了尽量缓解遗漏重要解释变量造成的内生性问题，提高估计精度，根据既有研究成果及经济增长理论，本文在计量模型中纳入了一系列控制变量，包括对外开放（OPEN）、产业结构（INDU）、国有化水平（STATE）、政府干预（GOV）、人力资本（HC）、基础设施水平（ROAD）、投资（INV）。具体说明如下：对外开放（OPEN）、产业结

构(INDU)、政府干预(GOV)、投资(INV)分别采用各地区进出口贸易总额、第二产业增加值、财政支出、固定资产投资占GDP的比重表示，由于进出口贸易总额是以当年美元价格计算的，据此依据当年人民币兑美元的年平均汇率将其单位转化为人民币；国有化程度(STATE)也是影响区域经济发展方式转变的重要因素，本文使用地区国有工业企业总资产占规模以上工业企业总资产的比重表示；基础设施(ROAD)与人力资本水平(HC)分别采用各地区公路里程与在校大学生人数予以表征，为了消除异方差的影响，将其做了对数化处理。

基于数据的连续性与统一性，选择了2001～2016年中国30个省级行政区的面板数据(西藏地区数据缺失比较严重，暂不考虑)，所有数据来源于EPS数据平台、《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国工业统计年鉴》以及各省市统计年鉴等，少数缺失数据采用线性插补、趋势外推等适当方法进行相对有效的填补。

五、实证检验

1. 空间自相关检验。为了判断各地区创新驱动能力、经济发展方式转变程度是否存在空间相关性，本文采用全局Moran´s I指数对核心变量进行空间自相关检验。一般情况下，Moran´s I指数的取值在[−1，1]区间，如果Moran´s I指数显著处于(0，1)区间，表明高值与高值相邻、低值与低值相邻；如果Moran´s I指数显著处于(−1，0)区间，表明高值与低值相邻；如果Moran´s I指数趋于0，表明空间分布是随机的，不存在空间自相关。结果如图所示。



各地区创新驱动与经济发展方式转变的Moran´s I指数图

从图中可以发现，样本期内创新驱动能力与经济发展方式转变程度的Moran´s I指数均显著为正，说明各地区创新活动及经济发展方式转变在空间上呈现明显的正向空间相关性，一个地区创新活动与经济发展方式转变会对邻近地区产生显著的空间溢出效应，从而在空间上形成集聚现象。因此，本文使用空间计量模型是合适的。

2. 全样本检验。对于空间计量模型而言，由于模型中扰动项会存在明显的空间相关性，加上遗漏重要解释变量以及逆向因果所导致内生性问题，仍采用传统的OLS估计可能会导致结果有偏或无效。为了确保估计结果的有效性，本文使用极大似然估计法(MLE)对模型(2)进行实证检验[31]，这种方法既能克服模型中存在的内生性问题，还能科学反映变量之间的空间关联性，同时还汇报了空间误差模型(SEM)、空间滞后模型(SLM)以及面板固定模型(FE)的估计结果。对比来看，各模型的估计结果基本一致，考虑到空间杜宾模型(SDM)的拟合优度R^2和Log−L要明显优于其他模型，本文重点关注空间杜宾模型(SDM)的估计结果，结果如表2所示。

表2　　全样本检验

变量	FE	SLM	SEM	SDM
INNO	0.127*** (5.23)	0.109*** (4.92)	0.098*** (4.1)	0.065*** (2.76)
OPEN	−0.217*** (−5.78)	−0.18*** (−5.23)	−0.147*** (−3.93)	−0.131*** (−3.68)
INDU	0.665*** (7.06)	0.634*** (7.42)	0.886*** (10.12)	0.846*** (9.77)
STATE	−0.137* (−1.80)	−0.164** (−2.38)	−0.125* (−1.9)	−0.006 (−0.09)
GOV	0.935*** (7.65)	1.018*** (9.16)	1.106*** (9.37)	0.623*** (4.47)
HC	0.027 (1.31)	−0.006 (−0.33)	−0.057** (−2.24)	−0.147*** (−4.96)
ROAD	0.048*** (2.86)	0.033** (2.14)	0.034* (1.82)	0.005 (0.25)
INV	−0.662*** (−19.05)	−0.615*** (−19.13)	−0.67*** (−20.04)	−0.622*** (−16.99)
常数项	0.095 (0.35)			
W×INNO				0.04 (1.04)
R^2	0.5476	0.5148	0.4402	0.6425
Log−L		628.093	649.113	688.151
空间因子		0.356*** (7.07)	0.626*** (10.94)	0.449*** (8.27)
样本量	480	480	480	480

注：括号内为相应的解释变量系数估计的t值；***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。下同。

从表2的估计结果中可以发现，被解释变量的空间因子均在1%的水平上显著为正，说明各地区经济发展方式转变存在明显的正向空间关联效应，本地区经济发展方式转变会对邻近地区经济发展方式

转变产生显著的促进作用，这与前文的空间相关性检验结果保持一致。创新驱动的估计系数在1%的水平上显著为正，表明创新驱动有利于促进经济发展方式转变，验证了假设1。中国情境下创新驱动战略的实施极大程度上激发了地方政府提升当地科技创新水平、促进技术进步的积极性，各地区不断加大创新投入力度、加快创新成果转化、加强创新环境建设，客观上提升了地区创新驱动能力。随着新常态背景下要素驱动、投资驱动等传统经济增长动力逐渐衰竭，各地区必须依靠创新重塑经济增长动力，加快产业结构优化升级，从而对地区经济发展方式转变产生显著的促进效应。值得注意的是，空间杜宾模型（SDM）中创新驱动的影响系数要明显低于空间误差模型（SEM）、空间滞后模型（SLM）以及面板固定模型（FE）中的估计结果，说明忽略了创新驱动的空间效应会明显高估创新驱动对本地区经济发展方式转变的促进作用，这可能是由于本地区创新驱动经济发展方式转变的影响会被邻近地区吸收。

六、进一步讨论

1. 空间溢出效应分解。从前文的估计结果可以发现，W×INNO的估计系数为正但没有通过显著性检验，说明创新驱动对经济发展方式转变的影响可能存在正向空间溢出效应，但由于区域创新发展也可能存在虹吸效应，从而对创新驱动的空间溢出效应产生弱化作用。但是，仅仅通过一个或多个空间计量模型的空间滞后因子不能准确判定其是否存在空间溢出效应[32]。因此，创新驱动对经济发展方式转变的空间影响效应到底是以溢出效应为主还是以虹吸效应为主，有待进一步考察。本文基于空间杜宾模型（SDM）的估计结果以及向量偏微分的方法，进一步将创新驱动对中国经济发展方式转变的影响效应分解为直接效应、间接效应和总效应，并汇报了自变量滞后一期的空间杜宾模型（SDM）的空间溢出效应作为对比参照。其中，直接效应反映了创新驱动对本地区经济发展方式转变的影响，间接效应反映了本地区创新驱动对邻近地区经济发展方式转变的影响，而是否存在空间效应可根据间接效应的显著性进行判断[33]，总效应反映了两者的共同影响，估计结果如表3所示。

从SDM分解结果可以发现，创新驱动的直接效应在1%的水平上显著为正，即创新驱动能对本地区经济发展方式转变产生显著的促进作用，这与前文的结论一致。同时，创新驱动的间接效应在5%的水平上显著为正，表明创新驱动不仅能够促进本地区经济发展方式转变，还能通过区域间地理及经济的空间关联效应带动邻近地区经济发展方式转变，验证了假设2。原因可能在于，区域间基础设施、研发要素流动以及市场一体化发展为创新活动的跨区域开展提供了必要条件，有利于加强合作与交流，提高要素资源配置效率，从而有效实现区域间创新驱动经济发展方式转变的互利共赢局面。

表3　基于SDM的空间溢出效应分解

变量	当期自变量			自变量滞后一期		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
INNO	0.071*** (3.14)	0.12** (2.02)	0.191*** (3.04)	0.102*** (3.69)	0.133* (1.85)	0.235*** (3.09)
OPEN	−0.142*** (−3.98)	−0.189** (−2.50)	−0.332*** (−3.75)	−0.155*** (−3.67)	−0.221** (−2.50)	−0.377*** (−3.65)
INDU	0.846*** (10.15)	−0.04 (−0.17)	0.805*** (3.01)	0.769*** (7.59)	0.283 (0.88)	1.052*** (2.89)
STATE	0.085 (1.24)	1.524*** (4.98)	1.609*** (4.82)	0.094 (1.16)	1.847*** (5.16)	1.94*** (4.94)
GOV	0.626*** (4.60)	−0.023 (−0.06)	0.603 (1.56)	0.281* (1.81)	−0.661 (−1.52)	−0.38 (−0.84)
HC	−0.118*** (−4.05)	0.485*** (7.26)	0.367*** (5.37)	−0.114*** (−3.39)	0.531*** (7.05)	0.416*** (5.42)
ROAD	0.006 (0.33)	0.007 (0.16)	0.013 (0.33)	−0.022 (−1.05)	0.039 (0.87)	0.017 (0.4)
INV	−0.619*** (−17.43)	0.078 (0.69)	−0.542*** (−4.64)	−0.506*** (−11.2)	0.145 (1.05)	−0.36** (−2.47)

2. 区域层面的估计结果。正如前文所述，中国情境下各地区资源禀赋、经济基础、人力资本、基础设施等条件存在较大的差异，可能导致创新驱动对经济发展方式转变的作用关系存在明显的区域差异性。因此，本文按照传统的地理划分方法将全国样本分为东、中、西部三大地区，继续使用空间杜宾模型（SDM）以及面板固定效应模型（FE）进行实证检验，结果如表4所示。

从表4的估计结果可以发现，东部和中部地区创新驱动对经济发展方式转变的影响系数均显著为正，而西部地区为正但不显著，说明创新驱动对中国经济发展方式转变的影响效应存在着明显的区域差异，创新驱动显著促进了东部和中部地区的经济发展方式转变，但对西部地区经济发展方式转变的正向影响较为微弱。可能的原因在于：第一，东部和中部地区创新活动更多，创新氛围比西部地区更为浓厚，技术创新能力较强，且基础设施、制度环境、人力资本等条件也要明显优于西部地区，科技创新成果

能够更好地转化成产业发展和经济增长的重要推动力，从而对经济发展方式转型升级产生显著的促进效应。第二，近年来随着创新型省份试点项目相继在东部和中部地区落地实施，为区域创新能力的提升和经济发展方式转变注入了新的活力，而西部地区创新基础比较薄弱，要素驱动或者投资驱动的发展模式依然对经济增长具有较大贡献，相关的创新激励政策较少，使得创新驱动对经济增长方式转型升级的促进效应尚未完全显现。

表 4　　分区域的估计结果

变量	东部		中部		西部	
	FE	SDM	FE	SDM	FE	SDM
INNO	0.077** (1.99)	0.078** (2.55)	0.116* (1.72)	0.109* (1.81)	0.003 (0.02)	0.09 (0.76)
OPEN	−0.09* (−1.68)	−0.144*** (−2.98)	−0.274 (−1.63)	0.226 (1.44)	−0.394** (−2.41)	−0.278** (−2.08)
INDU	0.571* (1.83)	1.47*** (5.61)	0.844*** (9.21)	1.021*** (12.28)	0.478*** (2.90)	0.329** (2.15)
STATE	0.376** (2.01)	0.653*** (4.80)	−0.319*** (−3.49)	−0.243*** (−2.81)	−0.691*** (−5.11)	−0.529*** (−4.81)
GOV	2.171*** (5.10)	1.758*** (4.60)	0.546 (1.63)	1.128*** (3.35)	0.558*** (4.01)	0.259* (1.85)
HC	0.006 (0.14)	−0.328*** (−6.44)	−0.024 (−0.88)	−0.315*** (−6.74)	0.019 (0.54)	−0.011 (−0.21)
ROAD	0.137*** (3.60)	0.055 (1.53)	−0.019 (−0.84)	−0.116*** (−3.54)	0.061** (2.35)	0.061*** (2.61)
INV	−0.62*** (−7.95)	−0.568*** (−9.37)	−0.584*** (−9.19)	−0.578*** (−11.19)	−0.69*** (−12.26)	−0.785*** (−13.85)
常数项	−0.952 (−1.46)		1.504*** (4.20)		0.705* (1.68)	
W×X		控制		控制		控制
R^2	0.4745	0.6724	0.8388	0.9096	0.6403	0.6625
Log-L		255.722		265.951		281.583
空间因子		0.355*** (4.75)		0.011 (0.11)		0.516*** (6.95)
样本量	176	176	128	128	176	176

七、结论与政策建议

本文利用2001～2016年省级层面的面板数据，通过投影寻踪模型及DEA−Malmquist法分别测算各地区创新驱动能力与全要素生产率，运用空间计量经济学方法实证检验了创新驱动对中国经济发展方式转变的影响，并深入分析其存在的空间溢出效应。主要发现如下：①中国各地区创新活动及经济增长方式转变存在明显的空间相关性及依赖性，本地区创新驱动能力的提升与经济发展方式转变会对邻近地区产生显著的正向影响，从而在空间上表现出集聚特征。②创新驱动能够对经济发展方式转型升级产生显著的促进效应，但由于不同地区经济基础、产业结构、对外开放等发展条件存在巨大差异，这种影响效应在东部和中部地区表现得更为明显，而在西部地区体现得比较微弱。③创新驱动不仅能够促进地区经济发展方式转变，还能通过区域间知识溢出、模仿吸收、合作交流等机制带动邻近地区经济发展方式转型升级，反映区域间创新驱动战略的实施与推进具有高度紧密的空间关联效应。

本文的理论与经验证据为深化创新驱动战略、加快经济发展方式转变升级提供了宝贵经验及重要的政策启示。首先，创新对经济增长的影响绝不仅仅取决于某一种创新要素本身的数量或质量，在推进创新驱动战略的过程中，不能只是大力发展创新投入或者产出的某一方面，而是要从创新投入力度、创新成果转化、创新环境的不断完善以及创新绩效的提升等多重创新发展方面进行突破，积极实现创新生产要素间的适宜性匹配与创新资源的合理配置，从而充分发挥创新驱动对经济增长的支撑乃至决定性作用。其次，在经济发展的过程中要积极探索建立人才、技术、创新等资源信息共享机制，通过基础设施、产业集群、信息化平台、金融发展等途径破除区域间行政与市场壁垒，加快创新要素的区际自由流动，鼓励区域间协同创新发展，充分利用科技创新的空间外溢效应，带动整个地区经济发展方式转型升级，从而实现双赢。最后，要摒弃以GDP论英雄的经济发展理念及政绩考核方式，增加科技创新、产业结构、环境保护等指标的权重，不断提升区域创新驱动能力。同时，东部和中部地区要发挥技术创新示范效应，积极引导投资、优惠政策、财政等要素资源向西部以及落后地区倾斜，着力夯实产业结构优化及经济增长方式转型升级的基础。

主要参考文献：

[1] 宋马林，金培振. 地方保护、资源错配与环境福利绩效[J]. 经济研究，2016(12)：47～61.

[2] Aghion P., Howitt P.. A model of growth through creative destruction[J]. Econometrica, 1992(2)：323～351.

[3] Furman J. L., Hayes R.. Catching up or standing still? National innovative productivity among ´follower´ countries：1978−1999[J]. Research Policy, 2004(9)：1329～1354.

[4] 张来武. 科技创新驱动经济发展方式转变[J]. 中国软科学,2011(12):1~5.
[5] 白俊红,王林东. 创新驱动是否促进了经济增长质量的提升?[J]. 科学学研究,2016(11):1725~1735.
[6] 白俊红,王林东. 创新驱动对中国地区经济差距的影响:收敛还是发散?[J]. 经济科学,2016(2):18~27.
[7] 苏治,徐淑丹. 中国技术进步与经济增长收敛性测度——基于创新与效率的视角[J]. 中国社会科学,2015(7):4~25.
[8] 庞瑞芝,范玉,李扬. 中国科技创新支撑经济发展了吗?[J]. 数量经济技术经济研究,2014(10):37~52.
[9] 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.
[10] 张杰,高德步,夏胤磊. 专利能否促进中国经济增长——基于中国专利资助政策视角的一个解释[J]. 中国工业经济,2016(1):83~98.
[11] 张杰,郑文平. 创新追赶战略抑制了中国专利质量么?[J]. 经济研究,2018(5):28~41.
[12] 赵彦云,刘思明. 中国专利对经济增长方式影响的实证研究:1988~2008年[J]. 数量经济技术经济研究,2011(4):34~48.
[13] 王海兵,杨蕙馨. 创新驱动与现代产业发展体系——基于我国省际面板数据的实证分析[J]. 经济学(季刊),2016(4):1351~1386.
[14] 刘志彪. 从后发到先发:关于实施创新驱动战略的理论思考[J]. 产业经济研究,2011(4):1~7.
[15] 洪银兴. 论创新驱动经济发展战略[J]. 经济学家,2013(1):5~11.
[16] 纪玉俊,李超. 创新驱动与产业升级——基于我国省际面板数据的空间计量检验[J]. 科学学研究,2015(11):1651~1659.
[17] Rho S., Moon I. J.. Innovation and spillovers in China: Spatial econometric approach[Z]. Working Paper,2014.
[18] 白俊红,王钺,蒋伏心,李婧. 研发要素流动、空间知识溢出与经济增长[J]. 经济研究,2017(7):109~123.
[19] 余泳泽. 中国区域创新活动的"协同效应"与"挤占效应"——基于创新价值链视角的研究[J]. 中国工业经济,2015(10):37~52.
[20] 吴友,刘乃全. 不同所有制企业创新的空间溢出效应[J]. 经济管理,2016(11):45~59.
[21] Lee L. F., Yu J.. Some recent developments in spatial panel data models[J]. Regional Science & Urban Economics,2010(5):255~271.
[22] 金培振,张亚斌,邓孟平. 区域要素市场分割与要素配置效率的时空演变及关系[J]. 地理研究,2015(5):953~966.
[23] 洪银兴,沈坤荣,何旭强. 经济增长方式转变研究[J]. 江苏社会科学,2000(2):71~79.
[24] 阙澄宇,李金凯. 资本账户开放与经济发展方式转变——基于金融发展和金融稳定的中介效应分析[J]. 经济学家,2019(4):80~88.
[25] 白俊红,吕晓红. FDI质量与中国经济发展方式转变[J]. 金融研究,2017(5):47~62.
[26] 程惠芳,陆嘉俊. 知识资本对工业企业全要素生产率影响的实证分析[J]. 经济研究,2014(5):174~187.
[27] 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.
[28] 焦敬娟,王姣娥,程珂. 中国区域创新能力空间演化及其空间溢出效应[J]. 经济地理,2017(9):11~18.
[29] 邓楚雄,谢炳庚,李晓青,刘利科,向云波. 基于投影寻踪法的长株潭城市群地区耕地集约利用评价[J]. 地理研究,2013(11):2000~2008.
[30] 陈文峰. 基于投影寻踪模型的河南城市化水平综合评价[J]. 经济地理,2012(9):61~66.
[31] Elhorst J. P.. Specification and estimation of spatial panel data models[J]. Int.reg.sci.rev,2003(3):244~268.
[32] Lesage J. P., Pace R. K.. Introduction to spatial econometrics[M]. Florida: CRC Press,2009:1~658.
[33] Elhorst J. P.. Applied Spatial Econometrics: Raising the Bar[J]. Spatial Economic Analysis,2010(1):9~28.

作者单位:1.湖南大学经济与贸易学院,长沙410079;2.安徽财经大学经济学院,安徽蚌埠233030