

时空差异视角下我国科技协同创新与经济增长

郝金磊 尹 萌

(兰州财经大学工商管理学院,甘肃 兰州 730020)

[摘 要] 基于 2009—2015 年省级层面面板数据,建立 GMM 和空间面板 Durbin 模型,研究了时空差异视角下我国科技协同创新与经济增长,结果发现:企业科技协同创新投入对经济增长以当期、本地正向影响为主;高校对经济增长有滞后影响,对本地和周边地区的经济增长无显著影响;科研机构对经济增长无当期和滞后影响,对周边地区经济增长正向影响显著;政府对经济增长以滞后影响为主,对本地及周边地区经济增长正向影响显著;金融机构对经济增长无当期和滞后影响,对周边地区经济增长负向影响显著。基于以上研究结论,提出优化我国科技协同创新战略规划布局,提升创新对经济增长的驱动力的建议。

[关键词] 科技协同创新;经济增长;GMM 模型;空间面板 Durbin 模型

[DOI 编码] 10.13962/j.cnki.37-1486/f.2019.06.014

[中图分类号]F224 **[文献标识码]**A **[文章编号]**2095-3410(2019)06-0146-13

一、引言

Maddison(2003)^[1]在世界经济千年统计中指出,受益于科技创新,1820 年后世界人均收入提高了 8 倍以上。改革开放以来,中国经济以接近 10% 的比率保持高速增长,在支撑经济增长的各种要素中,科技创新的作用不容忽视。近几年,随着我国经济增速放缓,政府将科技创新摆在了国家发展全局的核心位置,科技创新成为驱动我国经济增长的新引擎。而我国经济实力增强,也为实现科技创新对经济增长的驱动作用奠定了物质基础。然而,我国科技创新水平不高,整体上处于对成熟技术的模仿和消化吸收再创新阶段,距离创新型国家的建设目标还有一段距离。造成该问题的原因,一方面是因为我国处于投资、要素驱动转型阶段,科技创新对外依存度较高;另一方面则是因为创新资源重复分散、创新活动封闭低效^[2]。因此,为提升我国科技创新能力,十八届三中全会明确提出要建立协同创新机制,实现产业发展、人才培养和科学研究之间的高度协同。理论上,协同创新可以通过汇聚创新力量、集成创新资源、开放创新活动的方式来提升创新对于经济增长的驱动作用。但随着我国协同创新战略的推进,协同创新对经济增长真实地促进作用如何,还有待研究与讨论。基于这样的考虑,本文利用省

[基金项目] 国家社会科学基金项目“西部少数民族地区创新创业人才队伍建设研究”(13BGL032);甘肃省科技厅自然基金项目“丝绸之路经济带西北五省区科技协同创新研究”(606RJZA055)

[作者简介] 郝金磊(1978—),男,山东青岛人,兰州财经大学工商管理学院副教授,博士。主要研究方向:资源优化与配置。

级层面面板数据,建立 GMM 和空间面板 Durbin 模型,从时间和空间两个视角来实证科技协同创新对经济增长的影响。

与以往研究相比,本文的创新点主要体现在:第一,将科技协同创新理论引入到经济增长研究框架中,研究新驱动要素对于经济增长的实际意义,为考察协同创新驱动战略的真实影响提供借鉴;第二,基于时间差异视角开展经济增长研究,探寻不同创新主体的影响滞后期和动态延续性,为制定科技协同创新战略纵向规划提供方向;第三,基于空间差异视角开展经济增长研究,探寻协同创新战略中地区之间的相互作用,为安排科技协同创新战略横向布局提供参考。

二、研究综述与理论框架

关于科技协同创新的概念,社会普遍存在较大误解,与传统产学研“合作”创新相比,科技协同创新应有更深层次的含义,两者的差异不仅局限于词语表达层面,应该从理论和实践的层面加以区别。传统对于产学研“合作”创新的概念,一般是指高校和科研院所作为技术的提供方,向作为技术需求方的企业转移技术的行为。而洪银兴(2013)^[3]指出,科技协同创新是指在新技术研发过程中,企业提供市场导向,大学与科研院所提供科学导向,两者在同一平台上协同作用,在利益共享、风险共担的基础上研发出既有市场前景,又有科技含量的创新产品。系统论原理认为,所谓“协同”是指系统中各子系统相互协调、同步、合作的集体性行为,可以产生 $1+1>2$ 的效果。这就要求在新技术研发过程中,研究机构与企业共建创新平台,企业家与科学家互动合作,维系长效机制,保持创新动力,这也是实现由“合作”创新向“协同”创新转变的关键。^[4]目前有关科技协同创新的研究主要集中在绩效评价指标体系构建和绩效评价方法两个方面。关于科技协同创新评价指标体系构建,Togar 和 Sridharan(2005)^[5]从信息共享、决策同步、合作激励三个方面构建了指标体系;Fan 和 Tang(2009)^[6]从环境、合作机制、效应等方面入手构建了指标体系。关于科技协同创新评价方法,Bhagwat 和 Sharma(2007)^[7]提出通过层次分析法对绩效进行评价;刘志华等(2014)^[2]提出了基于云理论的科技协同创新绩效评价模型。

“创新”一词涵盖内容广泛,包括科技创新、文化创新、制度创新等诸多方面,科技协同创新是协同创新战略的分支之一。由于协同创新战略提出不久,相关研究才刚刚兴起,对经济增长的影响以及作用机理,尚缺乏理论分析与实证检验。但创新对于经济增长的研究已相对成熟,本文选择从创新对经济增长影响和作用机理入手,为梳理本文研究思路提供借鉴。梁玺等(2006)^[8]研究发现,我国创新活动,特别是创新活动中的基础研究,在短期内对经济增长有显著影响,但长期影响作用不强;赵树宽(2012)^[9]研究发现,技术创新与经济增长存在长期动态均衡关系,即滞后 1 期与 2 期,经济增长是技术标准的原因,滞后 3 期与 4 期,技术创新是经济增长的原因;宋来胜等(2013)^[10]研究发现,创新和创业能力是推动地区经济增长的动力,创新对整体生产率存在较弱的正向促进作用;唐未兵等(2014)^[11]研究发现,技术创新与经济增长集约化水平呈显著负相关,模仿创新对经济增长集约化水平有显著正向影响。综合已有研究发现,由于可能存在的惯性和部分调整,当期经济发展水平会受到滞后期行为的影响,需要在解释变量中增加自身和被解释变量的滞后项。^[12]此外,许多经济社会现象通常相互关联,科技创新不仅可以促进经济增长,还可能是由经济增长导致的结果,这就意味着科技创新内生于经

济增长。综合考虑上述因素,构建动态面板 GMM 模型能更好地解释科技协同创新对经济增长的滞后影响,并解决可能存在的内生性问题。

随着空间计量经济学的发展,关于创新活动对经济增长的空间关联效应研究逐渐兴起。白俊红和蒋伏心(2015)^[13]指出,这种研究方法打破了传统对于区域创新系统相互独立的假设,深入揭示了各区域创新系统之间的相互关系与运作机制。尽管当前有关科技协同创新对经济增长的空间关联效应研究相对匮乏,但创新空间相关性的研究可为本文提供参考。张继红等(2007)^[14]研究发现,我国 31 个省的专利创新存在空间相关性,专利数与区域经济增长呈显著正相关关系;张林(2016)^[15]研究发现,中国实体经济增长存在正向空间相关性,科技创新在短期和长期内对经济增长有促进作用;胡曙虹等(2016)^[16]研究发现,中国省域高校创新产出存在空间相关性,高校创新对于经济增长的促进作用显著;周惠等(2017)^[17]研究发现,我国省域间存在技术溢出效应,创新能够有效促进经济增长,创新与城镇化融合发展对区域经济增长有重要意义。这些文献为本文开展科技协同创新对经济增长的空间关联性研究奠定了基础,但现有研究并没有将科技协同创新和经济增长纳入到统一的空间关联性分析框架中,从在更宏观的层面考察科技协同创新的影响。而各省域作为国家创新系统中的子系统,对省域间科技协同创新空间关联性的研究,揭示了系统内部错综复杂的关系,对改善创新系统的协调方式与提升整体绩效有重要意义。因此,本文在构建动态面板 GMM 模型的基础上,构建空间面板 Durbin 模型,研究科技协同创新对经济增长影响的空间关联性,力图得出一些有价值的结论。

三、研究设计

(一)模型设定

在参考熊德平和孙佳(2014)^[12]等学者研究的基础上,本文基于新古典经济增长模型,利用 Cobb-Douglas 生产函数进行实证分析。传统经济增长模型的基本形式为 $Y = A f(L, K)$,其中 L 表示劳动力, K 表示资本存量; A 表示综合技术水平,可用来测量科技进步对经济增长的贡献程度。本文中,为研究科技协同创新对经济增长的影响,综合技术水平可用区域创新主体的科技协同创新投入来表示。区域创新主体有直接主体和间接主体之分,直接创新主体包括企业、高校和科研院所,间接创新主体包括政府和金融机构。直接创新主体是知识创造、人才培养、产品转化等方面的重要载体,而间接主体是资金支持、政策引导、平台建设等方面的重要载体,两者相辅相成、协同互动。^[13]在综合考虑直接主体与间接主体科技协同创新投入对经济增长影响的基础上,将本文的计量模型初步设定为:

$$gdp_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 L_{i,t} + \beta_2 K_{i,t} + \beta_3 ent_{i,t} + \beta_4 uni_{i,t} + \beta_5 ins_{i,t} + \beta_6 gov_{i,t} + \beta_7 fin_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \tag{1}$$

在模型(1)中, gdp 为地区国内生产总值,表示地区经济发展水平; ent 、 uni 、 ins 、 gov 和 fin 分别表示企业、高校、科研院所、政府和金融机构的科技协同创新投入; β_0 为常数项, $\beta_1 - \beta_7$ 为变量的边际产出; ε 为残差项。

(二)变量说明

如何准确地衡量科技协同创新,是研究中遇到的一大难题。刘志华等(2014)^[2]在研究中选择从协同投入、协同过程、协同产出和协同影响四个方面构建指标体系。但其协同投入和协同产出层面的变量选择,在不包含“协同”概念的科技创新研究中同样适用,无法准确体现“协

同”一词对变量选择的要求。白俊红和蒋伏心(2015)^[13]选择从间接主体对直接主体的资助、直接主体的资金往来两方面对协同创新关系作近似表征。但却忽略了高校和科研机构的协同创新投入以及相互之间的资金往来。尽管科技创新成果中包含科技协同创新的产出成分,但成果主体还是地区自身的创新产出,利用科技创新成果来对区域科技协同创新作近似表征不够准确。因此,本文选择利用创新主体的科技协同创新投入来表示区域科技协同创新水平。以企业为例,企业科技协同创新投入中包含企业对研究机构和高校的经费支出,由于同传统产学研“合作”创新相比,“协同”创新有更广泛的含义。因此,简单地通过对两项指标进行求和的方式,对企业科技协同创新投入作近似表征同样不够准确。基于以上分析,本文选择利用直接创新主体的 R&D 经费外部支出来对科技协同创新投入作近似表征。对于间接创新主体的科技协同创新投入部分,本文沿用白俊红和蒋伏心(2015)^[13]的做法,利用地区研发资金中的政府资金和科研机构资金来做近似表征。具体的指标体系构建如下:

表 1 科技协同创新指标体系			
目标层	要素层	指标层	单位
直接主体科技协同创新投入	高校科技协同创新投入	高等学校 R&D 经费外部支出	万元
	科研机构科技协同创新投入	研究与开发机构 R&D 经费外部支出	万元
	企业科技协同创新投入	规模以上工业企业 R&D 经费外部支出	万元
间接主体科技协同创新投入	政府科技协同创新投入	地区研发资金中的政府资金	万元
	金融机构科技协同创新投入	地区研发资金中的金融机构资金	万元
生产要素	资本投入	地区固定资产投资额	亿元
	劳动力投入	地区城镇单位就业人员数	万人

由于 2010 年之前的《中国科技统计年鉴》在本文所使用的各项指标上有较大变化,为保证研究中变量含义的统一性、准确性和科学性,本文以 2010 年为起点进行研究,所使用的数据来源于《中国统计年鉴 2010-2016》和《中国科技统计年鉴 2010-2016》。地区研发资金主要来源于政府、企业、金融机构和国外,因此,本文沿用白俊红和蒋伏(2015)^[13]的做法,用地区总资金减去政府、企业和国外资金来近似表征金融机构科技协同创新投入。由于海南、青海和西藏在本文使用的相关指标上数据缺失严重,研究中暂时不予以考虑。最后,甘肃和内蒙古 2013 年研究与开发机构 R&D 经费外部支出数据缺失,本文采用均值法进行插补,插补值分别为 1125.06 万元和 674.83 万元。变量的描述性统计如表 2 所示。

表 2 变量描述性统计					
指标	N	最小值	最大值	平均数	标准差
GDP	196	1353.31	72812.55	19920.75	14533.73
地区固定资产投资额	196	1075.90	48312.44	13434.89	8855.08
地区城镇单位就业人员数	196	58.10	1973.28	553.48	344.06
高等学校 R&D 经费外部支出	196	188.00	228939.53	20798.24	37182.63
研究与开发机构 R&D 经费外部支出	196	11.20	512938.00	18942.51	62375.03
规模以上工业企业 R&D 经费外部支出	196	2042.10	921331.30	138838.32	150055.21
地区研发资金中的政府资金	196	24378.60	7916391.20	777641.42	1155080.70
地区研发资金中的金融机构资金	196	1596.70	934803.40	119777.58	164701.67

(三)估计方法

1.动态面板 GMM 估计

考虑到经济增长通常具有延迟惯性,即个体行为会受到过去行为的影响,因此,本文在模

型(1)的解释变量中增加因变量的滞后一期。此外,为研究各创新主体科技协同创新投入对经济增长的动态影响,还在模型(1)的解释变量中增加了科技协同创新投入的滞后二期。因此,本文构建了有别于传统面板模型的“动态面板模型”,并利用动态面板 GMM (Generalized Method of Moment) 的方法进行估计,以解决因增加因变量滞后一期和某些解释变量带来的内生性问题。GMM 模型中,首先要对经济增长方程进行一阶差分,以去掉个体的固定效应。然而,差分方程中 $(gdp_{i,t}-gdp_{i,t-1})$ 与新误差项 $(\varepsilon_{i,t}-\varepsilon_{i,t-1})$ 在本质上是相关的,因此,通常采用一阶差分广义矩估计(DIF-GMM)或系统广义矩估计(SYS-GMM)进行处理。

DIF-GMM 模型由 Arellano 和 Bond(1991)^[18]提出,Caselli 等(1996)^[19]在估计回归增长模型中首次使用了 DIF-GMM 模型。模型基本思想是在一阶差分方程的基础上,用解释变量的滞后项作为差分方程的工具变量来进行估计。然而,Bond 等(2001)^[20]和 Bond(2002)^[21]指出,DIF-GMM 估计方法可能存在弱工具变量和样本容量较小导致的误差问题。基于此,Arellano 和 Bover(1995)^[22]、Blundell 和 Bond(1998)^[23]提出了 SYS-GMM 模型,在解决了上述问题的基础上进一步提高估计效率。SYS-GMM 模型的基本思想是:在利用差分消除固定效应的基础上,将解释变量滞后水平值作为差分项工具变量的一阶差分方程和将一阶差分滞后项作为水平项工具变量的水平方程结合起来,综合利用差分方程与水平方程信息,使得 SYS-GMM 模型比 DIF-GMM 模型估计的有效性可能更高。^[24] 本文将同时报告 SYS-GMM 模型和 DIF-GMM 模型的实证结果,综合比较分析得出研究结论。

2.空间面板 Durbin 模型

空间计量经济学的重要特征之一就是引入了空间权重矩阵^[25],而空间权重矩阵体现了各空间单元之间的联系与依赖程度,是构建空间计量模型的关键。空间权重矩阵的构建主要有两种方式,邻接空间权重矩阵和距离空间权重矩阵。邻接空间矩阵建立的根据是各空间单元之间是否地理邻接,而距离空间矩阵建立的根据是各空间单元之间实际的地理距离。^[26] 在参考以往研究和考虑数据可得性的基础上,本文选择构建空间邻接矩阵,具体形式如下:

$$w_{i,j} = \begin{cases} 1, & \text{当区域 } i \text{ 和区域 } j \text{ 不相邻,空间相关} \\ 0, & \text{当区域 } i \text{ 和区域 } j \text{ 不相邻,空间不相关} \end{cases} \quad (2)$$

式中, $i=1,2,\dots,n;j=1,2,\dots,m;i \neq j$ 。

Anselin(1988)^[27]首先将空间相关性的概念引入到传统面板模型中。在此基础上,Baltagi(2001)^[28]和 Elhorst(2003)^[29]等学者提出了空间滞后模型(Spatial Lag Model, SLM)和空间误差模型(Spatial Error Model, SEM)。此后,LeSage 和 Pace(2009)^[30]对 SLM 和 SEM 进行了完善,提出包含空间被解释变量滞后项和空间解释变量滞后项的空间杜宾模型(Spatial Durbin Model, SDM)。Elhorst(2010)^[31]将 SDM 模型和面板模型相结合,提出了空间面板杜宾模型(Spatial Panel Durbin Model, SPDM),由于 SLM 和 SEM 都可看作 SDM 的特殊形式^[32],因此本文选择 SPDM 模型进行研究。此外,本文还将使用 Elhorst(2009)^[33]提出的基于 Hausman 检验的空间固定效应和随机效应检验方法,并报告 LeSage(2008)^[32]提出的直接效应、间接效应和总效应。SPDM 模型的基本形式如下:

$$y_{i,t} = \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{j,t} + x_{j,t} \beta + \sum_{j=1}^N w_{ij} x_{j,t} \theta + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

公式(3)中, i 表示各省和自治区, t 表示年份, N 表示空间单元总数; y_{jt} 为被解释变量, x_{it} 为解释变量, w_{ij} 为空间权重矩阵; ρ 为空间自回归系数; β 为不含空间滞后项的解释变量回归系数, θ 为空间滞后项的回归系数; μ_i 和 λ_t 为个体固定效应和个体时间效应; ε_{it} 为随机误差项。本文中, y_{jt} 表示gdp; x_{it} 包含 L_{it} 、 K_{it} 、 ent_{it} 、 uni_{it} 、 ins_{it} 、 gov_{it} 和 fin_{it} ,分别表示地区劳动力、资本以及企业、高校、科研院所、政府和金融机构的科技协同创新投入;空间滞后项 $w_{ij}x_{ijt}$ 中不包含 w_{ij} 和 $w_{ij}K_{it}$ 。

四、实证结果

(一)时间差异视角下科技协同创新与经济增长

时间差异视角下科技协同创新与经济增长 GMM 模型估计结果如表 3 所示。GMM 模型存在两个重要的诊断统计量,AR(1)、AR(2)和 Sargan 检验,前者用来检验残差项的差分是否存在一阶和二阶序列相关,后者用来检验工具变量的有效性,即是否存在过度识别。^[12]但 Sargan 检验容易出现过度拒绝原假设,两步法容易出现过度接受原假设。^[18]因此,本文选择使用 Hansen-J 检验来判断工具变量的有效性。表 3 中 AR(1)和 AR(2)统计量表明 DIF-GMM 和 SYS-GMM 均不存在二阶序列相关。SYS-GMM 模型中 Hansen-J 统计量表明模型的工具变量整体上是有效的。DIF-GMM 模型中,为检验可能存在的序列相关,本文在估计时加入 vce(robust)选项,导致模型无法检验工具变量的有效性,但 DIF-GMM 模型中过多的解释变量可能造成弱工具变量问题,因此,对经济增长效应的解读将以 SYS-GMM 模型估计结果为主。最后,作为参考和比较,在进行 Hausman 检验的基础上,利用 OLS 固定效应模型对各创新主体科技协同创新投入对经济增长的影响进行估计。

表 3 科技协同创新与经济增长 GMM 模型估计结果

解释变量	DIF-GMM		SYS-GMM		Fe	
	系数	p 值	系数	p 值	系数	p 值
C	2.733 ***	0.000	0.747 ***	0.000	0.892 ***	-0.003
L1.gdp	0.377 ***	0.000	0.720 ***	0.000		
K	0.121 ***	0.001	0.079 *	0.063		
L	0.085 **	0.014	0.173 ***	0.000		
ent	0.011 **	0.017	0.050 ***	0.002	0.033 **	-0.040
L1.ent	-0.126 **	0.019	-0.023 ***	0.006		
L2.ent	-0.005	0.438	-0.006	0.713		
uni	-0.011	0.253	0.006	0.603	0.01	-0.452
L1.uni	0.008	0.255	0.020 **	0.015		
L2.uni	0.003	0.471	-0.005	0.634		
ins	0.001	0.741	0.000	0.985	0.009 *	-0.058
L1.ins	0.003	0.101	0.004	0.201		
L2.ins	0.002	0.302	-0.005	0.197		
gov	0.040 *	0.063	0.041	0.271	0.231 ***	0.000
L1.gov	0.031 *	0.058	0.042 *	0.078		
L2.gov	0.044 ***	0.002	-0.110 ***	0.001		
fin	-0.001	0.913	0.009	0.563	0.011	-0.509
L1.fin	0.014 **	0.045	0.001	0.948		
L2.fin	0.011 **	0.030	0.003	0.618		
Hausman(chi2)	-		19.42 ***	0.007		
AR(1) (z value)	1.701	-0.089	0.21	0.833	-	-
AR(2) (z value)	1.191	-0.234	-0.14	0.888	-	-
Hansen J	-		24.63	0.135	-	-

注: *、* *、* * * 分别表示在 10%、5%、1%的统计水平下显著,下同。

由表 3 中 SYS-GMM 模型估计结果可知,gdp 滞后一期、地区固定资产投资额、地区城镇单位就业人数对经济增长的正向影响均通过一定水平下的显著性检验,该结论也符合经济增长的基本规律。

1.科技协同创新直接主体方面

企业当期的投入系数为正且通过 1%统计水平下的显著性检验,滞后一期的投入系数为负且通过 1%统计水平下的显著性检验,滞后二期的投入系数未通过一定水平下的显著性检验。DIF-GMM 模型也显示了相似的估计结果。以上结果说明:企业科技协同创新投入对经济增长的促进作用以当期影响为主,无滞后影响。企业是以追求利润为目标的经济实体,这一性质决定了企业有比其他创新主体更充足的投资资本;其次,企业在制定投资规划时,更倾向于选择可以快速实现盈利的创新项目;最后,企业在实现知识创新的产品转化和产品创新的市场转化上效率较高。这些特点使得企业科技协同创新投入的经济效益更高,对经济增长的促进作用见效更快。

高校当期的投入系数未通过一定水平下的显著性检验,滞后一期的投入系数为正且通过 5%统计水平下的显著性检验,滞后二期的投入系数未通过一定水平下的显著性检验。科研机构当期和滞后期的投入系数均未通过一定水平下的显著性检验。DIF-GMM 模型在高校滞后一期的投入系数未通过显著性检验,其余估计结果与 SYS-GMM 模型类似。以上结果说明:高校科技协同创新投入对经济增长的当期影响较弱,存在一定程度的滞后影响;科研机构科技协同创新投入对经济增长无当期和滞后影响。高校和科研机构处于创新价值链的上游,其核心诉求是知识创新,并不具备成果转化的资金实力,产品创新、市场推广也不是它们的优势,其科技协同创新投入对经济增长的影响十分有限。高校和科研机构的优势在于丰富的科研要素禀赋,包括优秀的科研团队、扎实的基础研究、良好的技术研发环境等。高校和科研机构通过协同创新平台,从企业获取经费支持,整合企业捕获的市场信息,实现科研成果与市场的有效对接,与企业形成优势互补。此外,同科研机构相比,高校与企业、金融机构或其他社会群体的横向合作更为紧密,资金来源渠道相对更广,社会影响力更强,科技协同创新投入对经济增长影响相对更显著。然而,由于高校的非营利性质,使其无法实现自身的资本积累,资金来源更多取决于外部环境;高校作为技术供给方,使其不具备技术创新的市场转化能力,获取盈利的周期相对较长;高校的科技协同创新投入更聚焦于人才交流、平台共建等间接创新项目,直接盈利能力较差。这就解释了为什么高校科技协同创新投入对经济增长的影响存在一定的滞后期。

2.科技协同创新间接主体方面

政府当期的投入系数未通过一定水平下的显著性检验,滞后一期的投入系数为正且通过 10%统计水平下的显著性检验,滞后二期的系数为正且通过 1%统计水平下的显著性检验。DIF-GMM 模型估计结果显示,政府当期、滞后一期、滞后二期的回归系数均为正,且均通过一定水平下的显著性检验。以上结果说明:政府科技协同创新投入对经济增长以滞后影响为主,同时存在一定程度的当期影响。实施科技协同创新战略初期,创新主体之间组织形式松散,受利益诉求不同制约难以形成合力。市场经济固有缺陷,互动信息不对称,资金支持不到位等多

种外部因素制约了科技协同创新发展。因此,政府在科技协同创新战略中资金支持、统一协调、政策引导和市场监管等职能的发挥对经济增长有重要意义。此外,政府科技协同创新投入资金通常用来建立专项资助基金、技术经济机构、科技会展、公共服务平台等中介机构,目的是为科技协同创新提供便利条件,对经济增长的影响还要依靠直接创新主体的产出,所以对经济增长的正向影响相对滞后。

金融机构当期和滞后期的投入系数均未通过一定水平下的显著性检验。作为参考,尽管DIF-GMM模型在滞后期显示了不同的估计结果,但本文以SYS-GMM模型估计结果为主。以上结果说明:金融机构科技协同创新投入对经济增长无当期和滞后影响。中小企业是我国科技创新的主体,而传统金融业态下中小企业“先天不足”,严苛的贷款限制和审批要求使得创新企业无法获得充分的金融支持。央行报告支出,中小企业占企业总数超过90%,但中小企业贷款占企业贷款总数不到30%。^[34]此外,我国金融体系以银行间接融资为支撑,直接融资市场发展水平较低,金融创新程度不足,无法为科技创新主体提供多样化的融资服务。

(二)空间差异视角下科技协同创新与经济增长

由表4可知,Hausman检验结果为负,因此本文使用固定效应模型。此外,SPDM模型R²较高,达到了0.9695;Log-Likelihood值也较大,达到了394.3504。以上指标说明,本文所使用模型拟合优度较高,各决策单元之间确实存在空间关联性,且SPDM模型能较好地解释这种空间关联性。在空间计量模型中,由于引入了自变量的空间滞后项,自变量回归系数的含义变得复杂而丰富,其大小和显著性水平不能再作为衡量影响强度的依据,其回归系数不仅包含本地和其他地区的影响,还可能包含对其他地区影响后的反馈效应。^[35]为解决这一问题,LeSage等(2009)^[36]指出:利用自变量的直接效应、间接效应可以更好地解释空间面板数据模型。其中,直接效应表示自变量对本地因变量造成的总影响,包括自变量对本地因变量的影响,和自变量对其他地区因变量造成影响后对本地区因变量的反馈影响;间接效应表示自变量对其他地区造成的影响;总效应则表示自变量对所有地区造成的平均影响,直接效应加间接效应等于总效应^[33]。

由表4可知,gdp的空间自相关系数为正且通过了1%统计水平下的显著性检验,说明本地经济增长对周边地区的经济增长有辐射和带动作用。

1.科技协同创新直接主体方面

企业科技协同创新投入系数和空间滞后项的投入系数,均未通过显著性检验。企业直接效应的投入系数为正且通过10%统计水平下的显著性检验,间接效应的投入系数未通过显著性检验。以上结果说明:企业科技协同创新投入对本地经济增长正向影响显著,对周边地区无显著影响。地方保护主义、省域经济合作弱化、政府的行政干预为企业跨省科技投资带来一定阻碍;专利保护制度建设缓慢、政府专项补贴缺失、大型企业的垄断,为创新主体的中小企业技术转移带来极高的成本和风险。因此,大部分企业的科技协同创新投入聚集在省内,对周边省份经济增长的影响有限。

高校科技协同创新投入系数和空间滞后项的投入系数,均未通过显著性检验。直接效应和间接效应的系数也未通过显著性检验。以上结果说明:高校科技协同创新投入对本地和周

边地区的经济增长无显著影响。该结果与 GMM 模型中高校当期科技协同创新投入估计结果和原因一致。由于创新价值链条中各创新主体职能分工不同,高校缺乏资本积累、成果转化、市场推广的能力,其当期科技协同创新投入对经济增长的影响十分有限,但不能排除高校科技协同创新投入对本地经济增长的滞后影响。

表 4 科技协同创新与经济增长空间面板 Durbin 模型估计结果

解释变量	系数	标准差	p 值
gdp _{i-1}	0.660 ***	0.042	0.000
K	0.148 ***	0.021	0.000
L	0.108 ***	0.031	0.001
ent	0.012	0.008	0.151
W×ent	0.019	0.015	0.213
uni	-0.000	0.007	0.949
W×uni	0.011	0.013	0.408
ins	0.007 ***	0.002	0.003
W×ins	0.011 **	0.004	0.017
gov	0.048 **	0.024	0.044
W×gov	0.030	0.039	0.446
fin	-0.019 **	0.008	0.020
W×fin	-0.042 ***	0.014	0.002
R ²		0.9695	
Log-Likelihood		394.3504	
hausman 检验		chi2(7) = -13.50	
解释变量	直接效应	间接效应	总效应
ent	0.018 * (0.057)	0.072 (0.107)	0.091 * (0.078)
uni	0.002 (0.835)	0.028 (0.445)	0.030 (0.485)
ins	0.011 *** (0.000)	0.043 *** (0.001)	0.054 *** (0.000)
gov	0.062 ** (0.021)	0.163 * (0.099)	0.225 ** (0.050)
fin	-0.032 *** (0.003)	-0.151 *** (0.001)	-0.183 *** (0.001)

科研机构科技协同创新投入及其空间滞后项对经济增长的正向影响分别通过了 1%和 5%统计水平下的显著性检验,直接效应和间接效应的系数分别为 0.011 和 0.043,均通过了 1%统计水平下的显著性检验。该结果与 GMM 模型中科研机构科技协同创新投入估计结果有一定差别。原因可能在于:空间计量模型中回归系数含义复杂,直接效应中包含了自变量对其他地区影响后对本地因变量反馈效应。由于间接效应的回归系数 0.043 远大于直接效应的 0.011,推测可能是间接效应的反馈效应造成了直接效应对经济增长的显著正向影响。基于这样的判断,估计结果就说明,科研机构科技协同创新投入对周边地区经济增长正向影响显著。我国尽管东西部技术差距现象由来已久,为缩小东西部技术差距,国家出台了一系列举措来推动落后地区技术进步。尽管发达地区科研机构的协同创新产出对经济增长的促进作用并非十分显著,但对周边落后地区的技术援助对当地经济发展有重要意义。同时,周边省份经济增长的外部性,为技术援助方的经济发展创造了良好环境。

2.科技协同创新间接主体方面

政府科技协同创新投入对经济增长的正向影响通过了 5% 统计水平下的显著性检验,空间滞后项系数未通过显著性检验,直接效应和间接效应系数分别为 0.062 和 0.163,且分别通过了 5% 和 1% 统计水平下的显著性检验。以上结果说明,政府科技协同创新投入对本地及周边地区经济增长正向影响显著。该结果与 GMM 模型中政府当期和滞后期科技协同创新投入估计结果一致。原因在于:一方面,政府在科技协同创新战略中资助的科研活动存在知识溢出效应,本地的知识创新活动会对周边地区产生正向溢出效应,促进周边地区经济增长;另一方面,科技创新水平较高的地区,政府先进的科技管理政策和制度会得到周边地区的学习和模仿,进而实现对周边地区经济增长的促进作用。

金融机构科技协同创新投入及空间滞后项对经济增长的负向影响分别通过了 5% 和 1% 统计水平下的显著性检验,直接效应和间接效应系数分别为 -0.032 和 -0.151,均通过了 1% 统计水平下的显著性检验。该结果与 GMM 模型中科研机构科技协同创新投入估计结果有较大差别。同科研机构估计结果的原因类似,间接效应的反馈效应造成了金融机构科技协同创新投入对本地的负向影响。其中,间接效应的回归系数绝对值 0.151 远大于直接效应的 0.032 也印证了这一观点。基于这样的判断,估计结果就说明,金融机构科技协同创新投入对周边地区经济增长负向影响显著。原因在于:上文提到,作为创新主体的中小企业在金融贷款方面“先天不足”,导致了金融机构科技协同创新投入对本地经济增长无显著影响。而在更广泛的区域内,大型金融机构有更强的跨省投资能力,与政府非营利性质的研发投资不同,这类金融机构以利益为导向,倾向于投资周期短、风险小以及拥有较强偿债抵押能力的创新项目。使得那些融资不足,偿债抵押能力弱,但创新活力强的中小企业难以获得资金支持。科技贷款流向单一、低效,创新活力低下企业在资金支撑下进一步丧失研发动力,是金融机构科技协同创新投入对经济增长负向影响的主要原因,该结论也得到了相关研究的支持^[13]。

五、结论与建议

(一) 结论

基于 2009–2015 年省级层面面板数据,建立 GMM 和空间面板 Durbin 模型,研究了时空差异视角下我国科技协同创新与经济增长,结果发现:

创新直接主体中,企业科技协同创新投入对经济增长有当期正向影响,无滞后影响,对本地经济增长正向影响显著,对周边地区无显著影响;高校科技协同创新投入对经济增长当期影响较弱,存在一定程度的滞后影响,对本地和周边地区的经济增长无显著影响。

科研机构科技协同创新投入对经济增长无当期和滞后影响,对周边地区经济增长正向影响显著。创新间接主体中,政府科技协同创新投入对经济增长以滞后影响为主,同时存在一定程度的当期影响,对本地及周边地区经济增长正向影响显著;金融机构科技协同创新投入对经济增长无当期和滞后影响,对周边地区经济增长负向影响显著。

(二) 对策建议

基于以上研究结论,为优化我国科技协同创新战略规划布局,提升创新对经济增长的驱动力,提出以下建议:

为实现企业科技协同创新对经济增长的持续影响,应优化企业科技投资结构,引导企业投

资向中介机构和科技服务部门转移,主动参与协同创新战略平台建设,有效捕获和整合市场需求信息,为外部创新主体提供资金支持;为增强企业科技协同创新对周边地区经济增长的影响,应积极发挥规模以上企业的核心主体功能,鼓励大型企业和周边地区中小型企业优势互补、联合协作,实现突破区域限制的技术合作同盟。

为增强高校科技协同创新对经济增长的影响,应打破传统高校体制机制壁垒,以学科建设为基础,培育创新型人才为根本,提高科研水平为支撑,努力提升高校自主创新能力,为关系国家经济发展的重大问题出谋划策;为增强高校科技协同创新对周边地区经济增长的影响,应在强化自身特色与优势的基础上,广泛开展以高校为轴心的创新协同,充分发挥高校的包容度与粘性,实现创新要素在各主体间有效流动和聚集。

为实现科研机构科技协同创新对经济增长的影响,应培育科研机构自主创新意识,提升社会对科研机构的关注度,加大资金支持力度,以解决高层次人才和关键突破技术匮乏的局面;为进一步加强高校科技协同创新对周边地区经济增长的影响,应在大中型城市定期举办各种形式的技术研讨会,营造跨区技术学习良好氛围,解决科研机构专利跨区转移许可问题,降低技术跨区转移机会成本,优化科研机构跨区技术流动。

为增强政府科技协同创新对经济增长的影响,应推进政府科技管理体制市场化改革进程,规范科技市场环境,健全科技投资使用考核评价体制,解决政府科技资助中信息不对称问题,提高资金使用效率;为增强政府科技协同创新对周边地区经济增长的影响,应扭转重复研发资助的恶性竞争格局,强化各地政府的统筹协调,定期举办政府科技管理工作交流会,共建科技创新服务信息平台,良性竞争下实现互利共赢。

为实现金融机构科技协同创新对经济增长的影响,应构建多元化金融科技投资体系,开发针对中小型企业的科技投资项目,放宽贷款信用准入门槛,优化金融机构科技资金配置功能,引导金融资金流向高效率创新企业;为逆转金融机构科技协同创新对经济增长的负向影响,应重视金融环境建设,完善区域金融监管体系,保障金融科技投资渠道畅通,构建牢固科技资金供应链,提升投资者和科研工作者信心。

参考文献:

- [1] 安格斯·麦迪森. 世界经济千年史[M]. 北京: 北京大学出版社, 2003: 3-9.
- [2] 刘志华, 李林, 姜郁文. 我国区域科技协同创新绩效评价模型及实证研究[J]. 管理学报, 2014, (06): 861-868.
- [3] 洪银兴. 关于创新驱动和协同创新的若干重要概念[J]. 经济理论与经济管理, 2013, (05): 5-12.
- [4] 洪银兴. 产学研协同创新的经济学分析[J]. 经济科学, 2014, (01): 56-64.
- [5] Togar M S, Sridharan R. The collaboration index: A measure for supply chain collaboration[J]. International Journal of Physical Distribution & Logistics Management, 2005, 35(1): 44-62.
- [6] Fan D C, Tang X X. Performance evaluation of industry-research cooperative technological innovation based on fuzzy integral[C]//International Conference on Management Science & Engineering. Moscow: Management Science and Engineering, 2009: 1789-1795.
- [7] Bhagwat R, Sharma M K. Performance measurement of supply chain management using the analytical hierar-

chy process[J]. Production Planning and Control, 2007, 18(8): 666-680.

[8] 梁奎, 朱恒源, 吴贵生. 中国创新活动和经济增长的关系——一个基于协整理论的初步研究[J]. 清华大学学报(社会科学版), 2006, (06): 6-13.

[9] 赵树宽, 余海晴, 姜红. 技术标准, 技术创新与经济增长关系研究——理论模型及实证分析[J]. 科学学研究, 2012, (09): 1333-1341.

[10] 宋来胜, 苏楠, 付宏. 创新创业能力的空间分布及其经济增长效应——基于 GMM 方法的实证分析[J]. 经济经纬, 2013, (01): 6-10.

[11] 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, (07): 31-42.

[12] 熊得平, 孙佳. 中国金融发展的渔业经济增长效应——基于人均 GDP 和劳动生产率视角的省级层面数据 GMM 估计[J]. 农业技术经济, 2014, (03): 97-107.

[13] 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, (07): 174-187.

[14] 张继红, 吴玉鸣, 何建坤. 专利创新与区域经济增长关联机制的空间计量经济分析[J]. 科学学与科学技术管理, 2007, (01): 83-89.

[15] 张林. 金融发展, 科技创新与经济实体增长——基于空间计量的实证研究[J]. 金融经济研究, 2016, (01): 14-25.

[16] 胡曙虹, 黄丽, 范蓓蕾, 等. 中国高校创新产出的空间溢出效应与区域经济增长——基于省域数据的空间计量经济分析[J]. 地理科学, 2016, (12): 1767-1776.

[17] 周惠, 苗洪亮, 曾冰. 创新驱动, 城镇化与区域经济增长——基于空间溢出及门槛效应的实证分析[J]. 经济问题探索, 2017, (04): 95-102.

[18] Arellano M, Bond S. Some tests of specification for panel data: Monte carlo evidence and an application to employment equation[J]. Review of Economic Studies, 1991, 58(2): 277-297.

[19] Caselli, Francesco, Gerardo Esquivel, Fernando Lefort. Reopening the convergence debate: A new look at cross-country growth empirics[J]. Journal of Economic Growth, 1996, 1(3): 363-389.

[20] Bond, Stephen, Anke Hoeffler, Jonathan Temple. GMM estimation of empirical growth models[J]. CEPR Discussion Paper, 2001, 159(1): 99-115.

[21] Bond, Stephen. Dynamic panel data models: A guide to micro data methods and practice[J]. Portuguese Economic Journal, 2002, 1(1): 142-162.

[22] Arellano M, Bover O. Another look at the instrumental variable estimation of error-components[J]. CEP Discussion Papers, 1990, 68(1): 29-51.

[23] Blundell R, Bond S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models[J]. Journal of Econometrics, 1998, 26(1): 115-143.

[24] Blundell R, Bond S, Windmeijer F. Estimation in dynamic panel data models: Improving on the performance of the standard GMM estimator[J]. IFS working papers, 2000, 15(1): 53-91.

[25] 赵庆. 国有企业真的低效么——基于区域创新效率溢出效应的视角[J]. 科学学与科学技术管理, 2017, (03): 107-116.

[26] 赵增耀, 章小波, 沈能. 区域协同创新效率的多维溢出效应[J]. 中国工业经济, 2015, (01): 32-44.

[27] Anselin L. Spatial econometrics: Methods and models[M]. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers, 1988.

[28] Baltagi B H. Econometrics analysis of panel data[M]. John Wiley & Sons, United Kingdom, 2011.

[29] Elhorst J P. Specification and estimation of spatial panel data models[J]. International Regional Science

Review, 2003, 26(3):244-268.

[30] Lesage J R, K Pace. Introduction to spatial econometrics[M]. New York: CRC Press Taylor & Francis Group, 2009.

[31] Paul Elhorst J. Matlab software for spatial panels[C]. Chicago: The VIth world conference of the spatial econometrics association (SEA), 2010.

[32] 金春雨, 程浩. 中国制造业产业集聚与地区专业化存在空间溢出效应吗? ——来自空间杜宾模型的经验证据[J]. 21 世纪数量经济学, 2013, (01): 506-527.

[33] Elhorst J P. Spatial panel data models[A], In: M M Fisher and A Getis, Handbook of applied spatial analysis[M]. Berlin, Springer, Forthcoming, 2009.

[34] 祝佳. 创新驱动与金融支持的区域协同发展研究——基于产业结构差异视角[J]. 中国软科学, 2015, (09): 106-116.

[35] 王鹤, 周少君. 城镇化影响房地产价格的“直接效应”与“间接效应”分析——基于我国地级市动态空间杜宾模型[J]. 南开经济研究, 2017, (02): 4-22.

[36] LeSage J P, Pace R K. Introduction to spatial econometrics[M]. Boca Raton, US: CRC Press Taylor & Francis Group, 2009.

(责任编辑: 刘 军)

Collaborative Innovation of Science and Technology and Economic Growth from the Perspective of Time and Space Difference

HAO Jinlei, YIN Meng

(School of Business Administration, Lanzhou University of Finance and Economics, Lanzhou 730020, China)

Abstract: Based on the panel data during 2009-2015, using GMM and SPDM, the article studies the collaborative innovation of science and technology and economic growth from the perspective of time and space difference. The result shows: the science and technology collaborative innovation input of enterprises has current and local positive influences on economic growth; universities have lag influence on economic growth and have no significant influence on economic growth of local and surrounding areas; scientific research institutions have no current and lag influence on economic growth but have positive influences on economic growth of surrounding areas; governments have lag positive influences on economic growth and have positive influences on economic growth of surrounding areas; financial institutions have no current and lag significant influence on economic growth but have negative influences on economic growth of surrounding areas. Based on the above research, some suggestions are put forward such as optimizing the strategic planning of coordinated innovation and promoting the driving force of innovation on economic growth.

Key Words: Collaborative innovation of science and technology; Economic growth; GMM; SPDM