

协同创新、产业结构升级与绿色经济效率

石映昕,杨云霞

(西北工业大学 马克思主义学院,西安 710129)

摘要:制度和科技创新可以为绿色发展提供强劲动力。基于2009—2019年中国30个省(自治区、直辖市)的面板数据,在构建协同创新和产业结构升级指标,并采用DEA-EBM超效率模型测度绿色经济效率的基础上,实证检验了协同创新、产业结构升级和绿色经济效率之间的关系。研究发现:协同创新对绿色经济效率具有显著的直接促进作用,产业结构升级是其重要的影响渠道。时空异质性检验显示,2015年新发展理念的提出进一步增强了协同创新对绿色经济效率的正面效应,相对于中西部地区而言,协同创新对绿色经济效率的促进效应在东部地区更为显著,并且协同创新对绿色经济效率的影响随着绿色经济效率的提高呈现出逐渐增强的规律,此外,财政支出分权、直接融资能力和知识产权保护增强了协同创新对绿色经济效率的促进效应。

关键词:协同创新;产业结构升级;绿色经济效率;知识产权;异质性分析

中图分类号:F062 **文献标志码:**A **文章编号:**1674-4543(2023)01-0001-17

一、引言

创新是经济可持续增长的重要源泉。随着资源环境约束日益趋紧,依靠要素驱动的经济增长方式已经难以持续。“十四五规划”中明确提出要实施可持续发展战略,促进经济社会发展全面绿色转型。马克思主义绿色发展观认为技术创新是解决环境问题的重要手段,可以为绿色发展注入强劲动力(黄茂兴和叶琪,2017)^[1]。结合中国经济由高速增长向高质量发展转变的时代背景,探索如何通过技术创新促进经济绿色发展则成为一个亟待解决的现实问题。党的十八届三中全会首次提出“建立产学研协同创新机制”,十九届四中全会进一步要求“建立以企业为主体、市场为导向、产学研深度融合的技术创新体系”。然而较为遗憾的是,当前中国的很多科技成果还在“沉睡”中,转化率不高的特征非常突出(刘瑞明等,2021)^[2]。因此,不同创新主体通过协同创新、深度融合或将成为提升科技成果转化效率、加快产业结构优化升级、推动经济绿色高质量发展的重要途径。

从现有研究来看,与本文密切相关的文献主要集中在三个方面:一是技术创新与经济绿色发展的关系。大量研究表明技术创新可以显著降低污染排放强度,有助于促进环境保护与经济绿色发展(杨小东等,2020;郭凌军等,2022;王培鑫和吕长江,2022)^[3-5]。而陈浩等(2020)^[6]的研究发现科技创新投入与环境全要素生产率之间存在显著的倒N型关系。Zheng et al.(2022)^[7]的研究表明自主创新水平的提升促使技术引进对绿色经济效率的影响由抑制转为促进。二是技术创新与产业结构升级的关系。创新是促进地区产业结构升级的重要动力,并具有显著的空间溢出效应(纪玉俊和李超,2015;孙大明和原毅军,2019)^[8-9]。而区域内不同类型的协同创新系统均显著促进了地区产业升级,其中“大学-政府-制造业”协同创新的影响最为显著,并且协同创新对东部地区产业升级的促进效

收稿日期:2022-06-23

基金项目:陕西省社会科学基金项目“治理现代化视角下陕西数字政府建设研究”(2022E009)

作者简介:石映昕(1990-),女,河南郑州人,西北工业大学马克思主义学院博士研究生,主要研究方向为马克思主义政治经济学;杨云霞(1972-),女,山西稷山人,西北工业大学马克思主义学院教授,博士生导师,主要研究方向为马克思主义政治经济学、知识产权法。

应要大于中西部地区(孙大明等,2021)^[10]。三是产业结构升级与经济绿色发展的关系,部分学者认为产业结构升级并不能显著改善地区的环境质量,对经济绿色发展影响较小(Cole and Elliott,2003; Levinson,2009)^[11~12]。而其他大多数研究却表明,产业结构升级具有显著的节能减排效应(Zeng and Zhao,2009;Jalil and Feridun,2011)^[13~14],可以有效提升绿色全要素生产率,促进地区经济绿色转型发展(余硕等,2020;张明林和李华旭,2021)^[15~16]。

从目前的研究进展来看,相关文献主要集中在创新投入或产出对环境污染及绿色经济效率的影响方面,而技术创新对产业升级以及产业升级对经济绿色发展的助推作用则已为大多数研究所证实,但是鲜有学者研究协同创新与绿色发展之间的关系。本文结合现有文献,将协同创新、产业升级与绿色发展纳入一个分析框架进行研究。绿色经济效率在传统经济效率测度的基础上,通过增加能源消耗和污染排放指标,综合考虑经济增长与环境保护,是衡量绿色发展水平的重要指标(胡安军等,2018)^[17]。基于此,在创新驱动产业结构升级、绿色转型发展的时代背景下,本文着重关注的问题是,协同创新能否通过助推产业结构转型升级进而提升中国的绿色经济效率?相较于已有文献,其边际贡献在于:第一,从产业结构升级的视角,探讨了协同创新影响绿色经济效率的中介机制,并进行了时空异质性分析,是对经济绿色发展影响因素研究的有益补充。第二,从财政分权制度、直接融资市场发展和知识产权保护等角度出发,进一步探讨了影响协同创新对绿色经济效率促进效应大小的因素,为更好发挥创新驱动经济绿色转型发展提供了可行性的对策。

二、理论机制与研究假说

(一)协同创新对绿色经济效率的影响

根据三螺旋理论,产学研协同创新是指以企业、高校和科研院所三个直接创新主体为核心,在政府、金融机构和科技服务平台等间接创新主体的协同支持下,共同推动科学技术发展和新产品研发的创新活动。协同创新通过知识创造主体和技术创新主体之间的资源整合和相互作用,可以实现1加1大于2的整体协同效应(陈劲和阳银娟,2012)^[18]。具体而言,高校和科研院所拥有技术先进的科研设备和规模庞大的创新人才,掌握着最新的知识和技术,而这些优势要转化为实际生产力离不开资金支持和市场信号的引导。一方面,基础科学研究是开展技术创新的源头,其成果具有超前性,基础科学研究的重大突破将深刻地改变人们的生产生活方式,推动经济社会进步。但是基础科学研究具有很强的“正外部性”和“非独占”属性(Jolekar and Hamburg,1986)^[19],大多数企业不愿将资源投入不确定性极高的基础研究。因此,政府必须对高校和科研院所的基础科学研究给予支持,以弥补市场在支持基础研究方面的失灵。另一方面,企业贴近市场和用户,拥有市场信息的优势,企业与高校、科研院所的协同创新和深度融合,有助于将知识和技术产业化、市场化,最终转化为经济效益。而金融机构通过直接对企业的技术开发进行资助,并利用自身的专业及信息优势,评估和筛选创新项目,可以减少资源浪费,提高企业创新产出效率(白俊红和蒋伏心,2015)^[20]。在协同创新过程中,不同创新主体充分发挥各自优势,优化配置创新资源,可以缩短新产品的研发周期,加快知识溢出和技术扩散,降低企业生产过程中的能源消耗和环境污染强度,从而促进绿色经济效率提升。据此,提出研究假说1。

假说1:协同创新可以有效提升各地区的绿色经济效率。

(二)协同创新对产业结构升级的影响

产业结构升级的本质在于调整产业结构,提升产业结构的科技含量和技术水平,推动产业链从中低端向中高端迈进。影响产业结构升级的因素是多方面的,其中科技创新是最直接的动力,协同创新主要从以下三个方面促进产业结构升级:一是协同创新可以加快新兴产业部门的诞生。产学研协同创新促进了重要基础研究成果的产业化进程,推动了科技成果向现实生产力转化的效率和速度,催生了一大批新兴产业部门。从历次技术革命来看,蒸汽机的发明和电的使用,促进了机械工业、纺织工业、电信业、航空工业和汽车工业等产业部门的形成。原子能、电子计算机的诞生、高分子合成技术带

动了原子能工业、信息产业和合成材料工业的发展。而正在进行的新技术革命推动产业由劳动资本密集型向技术智力密集型转变,进一步促进了产业结构的调整和升级。二是协同创新可以促进生产要素在产业间的优化配置。不同创新主体通过资源共享、协同创新可以有效降低研发创新活动中的不确定性(Christoffersen and Plenborg,2014)^[21],提升生产工艺和专利成果的转化效率,降低企业的各种生产成本,从而促进企业在微观层面实现结构升级。同时,协同创新可以促进科研人员的交流合作和企业员工的流动,加快知识技术溢出和转移,提升员工的劳动生产效率,缩短必要劳动时间,促使劳动、资本等生产要素重新在企业 and 产业间进行配置,进而带动产业调整升级。三是产学研协同创新和深度融合可以加速传统产业的升级改造。传统产业大多具有产品科技含量低、生产效率较低、环境污染较大的特征。通过建立技术创新联盟等方式联合进行科技攻关,可以将先进的生产技术嵌入传统产业的工艺流程、提升企业产品附加值和生产效率。

综上所述,政府、高校、科研院所和企业等创新主体对创新资源的重新整合和优化配置,促使知识创造、技术应用和产品创新融为一体,加快了知识资本化和技术产业化的进程,对产业结构调整 and 升级产生直接推动作用。随着国民经济由第一产业向第二、第三产业演进,产业结构亦逐步由劳动和资源密集型向资本、技术和智力密集型转变,污染小、能耗低和附加值高的高新技术产业将取代高污染、高耗能 and 低效益的传统产业。产业结构在调整和升级过程中,经济活动带来的资源消耗 and 环境污染强度将不断下降,而地区生产总值持续增长(彭继增等,2020)^[22]。据此,提出研究假说2。

假说2:协同创新可以通过推动产业结构升级,提升绿色经济效率。

三、模型、变量与数据来源

(一)模型设定

首先,考察协同创新对绿色经济效率的直接影响,将计量模型设定为如下形式:

$$GEE_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 SYN_{it} + \alpha_2 X_{i,t} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

在模型(1)的基础上,基于逐步因果法,对产业结构升级的中介效应进行检验,进一步构建如下模型:

$$STR_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 SYN_{it} + \beta_2 X_{i,t} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$GEE_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 SYN_{it} + \gamma_2 STR_{i,t} + \gamma_3 X_{i,t} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中, i 和 t 分别表示地区和时间, $GEE_{i,t}$ 代表绿色经济效率, SYN_{it} 代表协同创新水平, $STR_{i,t}$ 代表产业结构升级, $X_{i,t}$ 为控制变量集, μ_i 为地区效应, θ_t 为时间效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项。

(二)变量选取

被解释变量:绿色经济效率(GEE)的测度。在测度绿色经济效率投入产出指标的选择上,综合现有研究和数据的可得性,选取能源消费总量、资本存量和就业人口数作为投入变量,其中,资本存量基于固定资本形成总额采用永续盘存法计算。期望产出为地区实际生产总值,同时,选取化学需氧量、氨氮排放量和二氧化硫排放量作为非期望产出(氮氧化物数据从2011年才开始报告,因此未纳入)。在测度方法选择上,鉴于数据包络分析方法(DEA)在处理多投入多产出方面具有优势,同时考虑到SBM模型在求解规模报酬可变(VRS)形式的效率值时,会存在无可行解的问题。因此,采用Tone和Tsutsui(2010)^[23]提出的混合距离函数模型,即包含径向距离和SBM两类距离函数的混合模型(EBM),基于非导向VRS形式,如公式(4)所示,使用MAXDEA7.0软件测度中国各省(自治区、直辖市,以下简称省份)的绿色经济效率。图1描述了中国东部、中西部和全国绿色经济效率均值在2009—2019年期间的变化趋势。

$$\min \frac{\theta - \varepsilon_x \sum_{i=1}^m \frac{w_i^- s_i^-}{x_{io}}}{\eta + \varepsilon_y \sum_{i=1}^s \frac{w_i^+ s_i^+}{y_{io}}}$$

$$s. t. \begin{cases} \theta x_o - X\lambda - s^- = 0 \\ \eta y_o - Y\lambda - s^+ = 0 \\ \lambda \geq 0, s^- \geq 0, s^+ \geq 0 \\ \lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_n = 1 \end{cases} \quad (4)$$

其中, m 为投入指标数量, s 为产出指标数量, ε 是一个常量, 表示非阿基米德无穷小, w^- 和 w^+ 分别代表投入和产出的权重系数, s^- 和 s^+ 分别代表投入和产出指标的松弛量, X 和 Y 分别为投入产出变量矩阵, θ 和 η 为不同的参数, λ 是权重向量。

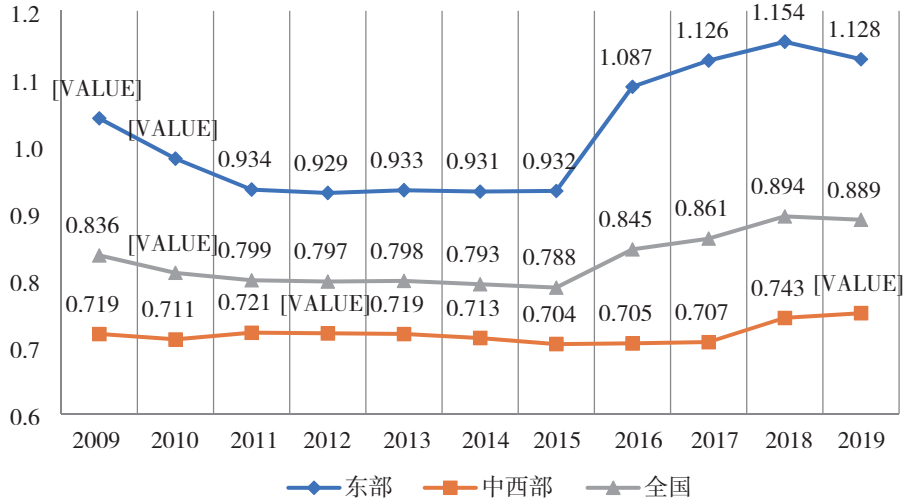


图1 2009—2019年各地区绿色经济效率均值

从地区差异的角度来看,东部地区历年的绿色经济效率均值都在0.9以上,显著高于中西部地区0.7以上的效率均值。从时间变化的趋势来看,由于受到2008年国际金融危机的负面冲击,政府为了稳定经济增长,出台了大规模的投资刺激计划,在扩张经济活动规模和稳定经济增速的同时,也使各省份污染物排放量显著增加,导致各地区的绿色经济效率出现了较大幅度的下降,特别是东部地区,绿色经济效率从2009年的1.040下降到2011年的0.934。此后,随着金融危机负面冲击的减弱,各省份的绿色经济效率在2011—2015年间基本保持平稳,东部和中西部地区的效率差距缩小。从2016年开始,东部地区的绿色经济效率突然大幅上升,进而带动了全国效率均值的快速上升。可能的原因是,2015年10月党的十八届五中全会上明确提出了“创新和绿色”的新发展理念,为经济高质量发展指明了方向,各地区为贯彻创新驱动和绿色发展的理念,节能减排的意识不断增强。因此,尽管各省份的经济增长速度有所放缓,但环境污染排放量也大幅降低。在此期间,中西部地区的绿色经济效率仅有小幅增长,与东部地区的效率差距有所扩大。

核心解释变量:协同创新(SYN)的度量。根据前文的理论分析,创新系统内部不同主体之间的协同创新表现为人员合作、资金往来以及知识技术流动等多个方面。从不同创新主体之间的资金往来这个维度对区域内部的协同创新水平进行刻画。创新系统内部不同部门的资金往来包括两个方面:一是间接主体对直接创新主体的资金支持,主要体现为政府部门的资助和金融机构的贷款,本文分别采用各地区R&D内部经费支出来源中政府资金和其他资金的比重来衡量。需要说明的是,由于《中国科技统计年鉴》在2007年以后不再报告来源于金融机构的资金数据,而将研发经费划分为国外资金、企业资金、政府资金及其他资金四个来源,通过统计口径变化的比较,将其他资金近似作为金融机构对创新主体的资助。二是直接创新主体之间的资金往来,主要体现为高等学校与企业、研究和开发机构与企业以及高等学校与研究机构和开发机构之间。企业对高等学校、科研机构的资助,采用高校与科研机构R&D内部经费支出中企业资金占比来衡量^[20]。在此基础上,研究运用熵值法将三个指标赋权核算为一个综合指标,以全面衡量区域内部的协同创新水平。

中介变量:产业结构升级(*STR*)。产业结构升级不仅表现为产业结构逐渐向第三产业演进,而且还表现为不同产业部门中科技含量的提升。在此,参考李东坤和邓敏(2016)^[24]的研究,采用产业高级化程度作为产业结构升级的替代指标。具体的测度公式为: $STR = \sigma(V_3/V_2) + (1 - \sigma)(V_H/V_T)$,其中, V_3 和 V_2 表示第三产业、第二产业的产值, V_H 和 V_T 表示高技术产业主营业务收入、工业增加值(由于高技术产业产值数据2012年已经停止更新,在此采用主营业务收入代替)。 σ 代表权重,取值0.5,表示 V_3/V_2 和 V_H/V_T 在产业结构升级过程中具有同等重要的作用。这一数值越大,说明产业结构升级程度越高。

控制变量。为了缓解遗漏变量带来的估计偏误,在计量模型中加入如下控制变量:外商直接投资(*FDI*)以实际利用外商直接投资额占该地区生产总值的比值来表征;*FDI*单位根据美元兑人民币的年均汇率换算为人民币;人力资本(*EDU*)采用人均受教育年限来衡量;能源消费结构(*ES*)以地区能源消费总量中煤炭消费的比重来衡量;技术溢出(*TS*)参考戴魁早和刘友金(2016)^[25]的研究,采用各地区技术市场交易总额来反映,并剔除经济规模的影响,将其与GDP的比值作为衡量指标。

(三)数据来源与变量描述性统计

以中国30个省份(不含西藏、港澳台)作为研究对象,为保持测度协同创新指标统计口径的一致性,将研究起始年份设定为2009年,研究区间为2009—2019年。上述变量计算的原始数据来源于《中国统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国科技论文统计与分析》《中国固定资产投资统计年鉴》《中国高技术产业统计年鉴》和国家统计局网站以及各地区历年的统计年鉴。变量的主要统计特征如表1所示。

表1 各变量间的相关系数和统计特征

变量	<i>GEE</i>	<i>SYN</i>	<i>STR</i>	<i>FDI</i>	<i>EDU</i>	<i>ES</i>	<i>TS</i>
<i>GEE</i>	1.0000						
<i>SYN</i>	0.1425	1.0000					
<i>STR</i>	0.4913	0.3484	1.0000				
<i>FDI</i>	0.1100	0.0481	0.1893	1.0000			
<i>EDU</i>	0.1889	0.2037	0.7405	0.4308	1.0000		
<i>ES</i>	-0.4382	-0.2286	-0.5082	-0.2762	-0.2592	1.0000	
<i>TS</i>	0.2327	0.4794	0.7896	0.1920	0.7081	-0.3661	1.0000
<i>VIF</i>		1.37	4.26	1.47	3.51	1.60	3.50
均值	0.8281	0.1428	0.7348	0.0228	9.1071	0.9403	0.0134
标准差	0.3183	0.0492	0.4268	0.0203	0.9083	0.4257	0.0249
最小值	0.5382	0.0692	0.2898	0.0001	6.9053	0.0248	0.0002
最大值	2.8631	0.2636	3.2665	0.1210	12.6811	2.4609	0.1607

四、实证结果分析

(一)协同创新对绿色经济效率的直接影响

1. 静态面板数据分析

由表1可知,模型中各个解释变量的*VIF*值都明显小于10,表明模型不存在严重的多重共线性。*Hausman*检验结果说明采用固定效应模型更合适。因此,研究运用固定效应模型对方程(1)进行估计,遵循从一般到特殊的建模原则,表2中(1)列和(3)列是未加入控制变量的回归结果,(3)列和(4)列是在控制了地区效应的同时,进一步控制了随时间变化的不可观测因素。从表2的回归结果来看,

无论是否加入控制变量以及是否控制时间效应,协同创新对绿色经济效率的影响系数均在1%的统计水平下显著为正。由此可见,协同创新对绿色经济效率具有显著的促进效应。

表2 基准估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>SYN</i>	2.7611 *** (0.4432)	3.9338 *** (0.4431)	3.7096 *** (0.4415)	3.9698 *** (0.4458)
<i>FDI</i>		-0.8640 (0.6050)		-0.7727 (0.6165)
<i>EDU</i>		0.1070 *** (0.0270)		0.0850 ** (0.0389)
<i>ES</i>		-0.1990 *** (0.0692)		-0.1950 *** (0.0694)
<i>TS</i>		1.9519 * (1.0984)		1.6605 (1.1606)
<i>Constant</i>	0.4338 *** (0.0637)	-0.5271 * (0.2783)	0.2142 *** (0.0689)	-0.3528 (0.3567)
地区效应	是	是	是	是
时间效应	否	否	是	是
Observations	330	330	330	330
R-squared	0.115	0.266	0.223	0.268

注:*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平;()内数值为标准差。

2. 逆向因果关系检验

固定效应模型虽然加入了控制变量和时间固定效应,但并未考虑到逆向因果关系对估计结果的影响,为了识别协同创新和绿色经济效率之间的逆向因果关系,参考毛艳华和李敬子(2015)^[26]的研究,将核心解释变量协同创新视为内生变量,将其滞后项作为工具变量,采用2SLS估计进行内生性检验。结果如表3所示。

表3 2SLS估计与内生性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>SYN</i>	3.6804 ** (1.5896)	4.7492 ** (2.0217)	3.7273 ** (1.6172)	4.7679 ** (2.0254)
<i>FDI</i>	-0.7483 (0.5462)	-0.7988 (0.5714)	-0.7172 (0.5700)	-0.7614 (0.5987)
<i>EDU</i>	0.1819 *** (0.0523)	0.2000 *** (0.0503)	0.1735 *** (0.0579)	0.1902 *** (0.0591)
<i>ES</i>	-0.1845 *** (0.0714)	-0.2645 *** (0.0949)	-0.1839 *** (0.0712)	-0.2605 *** (0.0941)
<i>TS</i>	1.1356 (1.4078)	0.5850 (1.7119)	1.0101 (1.5817)	0.4105 (1.8884)

表 3(续)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Constant</i>	-1.9312** (0.8765)	-2.3129** (0.9065)	-1.8328** (0.9082)	-2.1869** (0.9665)
地区效应	是	是	是	是
时间效应	否	否	是	是
不可识别检验	33.180 [0.0000]	25.063 [0.0000]	30.331 [0.0000]	23.959 [0.0000]
弱识别检验	201.221	74.089	191.893	73.124
过度识别约束检验	/	0.650 [0.4202]	/	0.673 [0.4120]
内生性检验	0.074 [0.7849]	0.005 [0.9415]	0.066 [0.7966]	0.010 [0.9223]
<i>Observations</i>	300	270	300	270
<i>Centered R-squared</i>	0.883	0.888	0.883	0.889
<i>F</i> 值	71.39	53.20	68.39	51.54

注:**、*** 分别表示 5%、1% 的显著性水平;()内数值为标准差;[]中数值为 P 值;(1)列和(3)列为将协同创新的一阶滞后项作为工具变量的检验结果,由于工具变量恰好等于内生变量个数,故不存在过度识别问题。

从表 3 的检验结果来看,对工具变量的不可识别检验均拒绝原假设,表明协同创新对于工具变量可识别;弱识别检验的 Cragg - Donald Wald F 统计值均远大于相应的临界值,拒绝存在弱工具变量的原假设,表明不存在弱工具变量问题;Hansen J 统计量的过度识别约束检验均没有拒绝原假设,说明模型设定合理;内生性检验的结果均接受原假设,说明绿色经济效率与协同创新之间不存在反向因果关系。表 2 的基准估计结果具有较强的稳健性。

3. 动态面板数据分析

虽然内生性检验排除了逆向因果关系,但还需考虑经济活动的连续性和绿色经济效率的动态累积性,以及因重要遗漏变量带来的内生性问题。因此,将被解释变量绿色经济效率的一阶滞后项纳入计量模型(1),构建动态面板数据模型。鉴于两步系统 GMM 估计在处理异方差和截面相关等方面具有较强的稳健性,因此采用两步系统 GMM 对动态面板模型进行估计,并通过生成时间虚拟变量的形式对时间趋势效应进行控制。作为参照,研究还采用动态 POLS 和动态 FE 进行估计,结果如表 4 所示。通过比较回归结果可知,系统 GMM 估计结果的一阶滞后项的系数介于动态 FE 和动态 POLS 的估计结果之间,表明系统 GMM 回归结果并没有因为工具变量较弱或者样本数量较小而产生较大偏差,协同创新前的估计系数依然显著为正,两步系统 GMM 检验结果非常稳健。

表 4 动态面板估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>L. GEE</i>	0.9518*** (0.0207)	0.5921*** (0.0485)	0.6567*** (0.0089)	0.9516*** (0.0206)	0.5926*** (0.0485)	0.6322*** (0.0102)
<i>SYN</i>	-0.0820 (0.1371)	1.9153*** (0.4247)	2.7197*** (0.0976)	-0.0406 (0.1385)	1.9493*** (0.4282)	3.2854*** (0.1377)
<i>FDI</i>	-0.2458 (0.3388)	-0.2763 (0.5048)	0.3037* (0.1765)	-0.0235 (0.3596)	-0.2166 (0.5132)	0.9301*** (0.2645)

表4(续)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>EDU</i>	0.0028 (0.0107)	0.0976*** (0.0296)	0.1620*** (0.0064)	-0.0024 (0.0110)	0.0801** (0.0395)	0.1230*** (0.0089)
<i>ES</i>	-0.0201 (0.0159)	-0.1073* (0.0645)	-0.2619*** (0.0278)	-0.0172 (0.0159)	-0.1042 (0.0647)	-0.3028*** (0.0296)
<i>TS</i>	0.6276 (0.3875)	1.1957 (0.9735)	-1.7003*** (0.4660)	0.6352 (0.3860)	0.9529 (1.0399)	-2.1361*** (0.6029)
<i>Constant</i>	0.0464 (0.0971)	-0.7357** (0.2920)	-1.3234*** (0.0551)	0.0552 (0.0969)	-0.5961* (0.3592)	-1.0294*** (0.0776)
地区效应	否	是	是	否	是	是
时间效应	否	否	否	是	是	是
<i>Observations</i>	300	300	300	300	300	300
<i>R-squared</i>	0.904	0.552		0.905	0.552	
<i>AR(1)</i>			-1.7418 [0.0815]			-1.7794 [0.0752]
<i>AR(2)</i>			-1.3509 [0.1767]			-1.2649 [0.2059]
<i>Sargan</i>			28.9401 [0.2664]			28.3931 [0.2901]
估计方法	动态 OLS	动态 FE	系统 GMM	动态 OLS	动态 FE	系统 GMM

注：*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平；()内数值为标准差；[]中数值为 P 值；AR(2)检验的原假设为 H0：随机扰动项 $\{\varepsilon_{it}\}$ 无自相关；Sargan 检验的原假设为 H0：所有工具变量均有效。

4. 空间面板数据分析

协同创新对绿色经济效率的估计结果还可能受到空间溢出效应的影响,研究进一步构建空间面板计量模型,选取邻接(0-1)矩阵和反距离(省会城市的经纬度距离的倒数)矩阵两种形式。在回归模型选择上,考虑了空间杜宾模型(SDM)、空间误差模型(SEM)和空间自回归模型(SAR)这三种模型,LR 检验的结果表明,应该采用空间杜宾模型(SDM)进行估计。表 5 的回归结果显示,无论是采用邻近矩阵还是反距离矩阵,以及是否控制时间效应,协同创新对绿色经济效率的影响系数均在 1% 的统计水平下显著为正,表明基准估计结果也并未受到空间溢出效应的影响。并且 rho 的 P 值仅在采用反距离权重矩阵的双固定效应 SDM 模型中小于 10%,说明协同创新对绿色经济效率影响的空间溢出效应并不十分明显。

表 5 空间面板计量检验结果

变量	邻接矩阵(SDM 模型)		反距离矩阵(SDM 模型)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>SYN</i>	3.8596*** (0.4226)	3.9587*** (0.4251)	3.8479*** (0.4185)	4.0098*** (0.4212)

表 5(续)

变量	邻接矩阵(<i>SDM</i> 模型)		反距离矩阵(<i>SDM</i> 模型)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>FDI</i>	-0.7754 (0.6066)	-0.6139 (0.6056)	-1.5299** (0.6503)	-1.9930*** (0.6574)
<i>EDU</i>	0.1328*** (0.0379)	0.1484*** (0.0424)	0.0957** (0.0385)	0.1666*** (0.0416)
<i>ES</i>	-0.1059 (0.0721)	-0.1233* (0.0719)	-0.1562** (0.0655)	-0.1215* (0.0663)
<i>TS</i>	0.3457 (1.1621)	0.2032 (1.1514)	0.0697 (1.1391)	-0.6195 (1.1248)
地区效应	是	是	是	是
时间效应	否	是	否	是
<i>rho P - value</i>	0.552	0.332	0.542	0.055
<i>Within R - squared</i>	0.3116	0.3037	0.3127	0.2051
<i>Observations</i>	330	330	330	330

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平;()内数值为标准差。

综上所述,在排除了逆向因果、考虑了重要遗漏变量和空间溢出效应之后,协同创新对绿色经济效率的促进作用依然稳健。由此,验证了假说 1。

(二)影响机制和交互作用检验

上文的估计结果表明,协同创新对绿色经济效率具有稳健的直接促进作用。那么,其是否能通过推动产业结构升级,进而提升绿色经济效率呢?接下来采用固定效应模型对产业结构升级的中介效应进行检验,结果如表 6 所示。

表 6 中的回归结果显示,(4)列中协同创新对产业结构的回归系数在 1% 的显著性水平下为 1.2032,表明协同创新有助于推动地区产业结构升级。(5)列中同时加入协同创新和产业结构进行回归,以检验产业结构升级的中介效应。在控制产业结构升级的间接效应后,协同创新对绿色经济效率的回归系数为 3.5223,在 1% 的统计水平下显著,产业结构升级前的估计系数在 1% 的显著性水平下为 0.3719,由此可以计算出中介效应值是 0.4474($\beta_1\gamma_2$)。上述结果表明,协同创新对绿色经济效率的影响既存在直接效应,又存在通过推动产业结构升级提升绿色经济效率的中介效应。结合表 2 中(4)列的估计结果,可以计算出产业结构升级的中介效应占总效应的比重为 11.27%($\beta_1\gamma_2/\alpha_1$)。由此,验证假说 2。

进一步借鉴李晓龙和冉光和(2018)^[27]的研究思路,将协同创新和产业结构升级的交互项加入模型(1)中进行估计,结果如表 6 中(6)列所示,加入二者的交互项后,协同创新前估计系数仍然为正,但不显著,而交互项的系数显著为正,表明协同创新和产业结构升级对绿色经济效率的影响存在相互促进作用。

控制变量中,外商直接投资(*FDI*)对产业结构升级和绿色经济效率均有不明显的抑制效应,表明研究期内外资的进入对国内产业结构的转型升级和经济绿色发展并未产生显著的影响。人力资本水平(*EDU*)对产业结构升级的作用不显著,但是对绿色经济效率有促进作用,较高的人力资本可以为发展附加值高和环境污染低的产业提供人才支撑,但采用人均受教育年限这种衡量方法可能难以反映劳动力中高端创新人才的比重,从而导致对产业结构的作用不显著。能源消费结构(*ES*)前的估计系数均显著为负,表明以煤炭消费为主的能源结构不仅阻碍了地区产业结构转型升级,而且还加剧了环

境污染排放,抑制了绿色经济效率提升。技术溢出(*TS*)对产业结构升级具有显著促进效应,但对绿色经济效率的作用不明显。技术扩散提升了企业的创新水平,促进了地区产业结构转型升级,但对绿色经济效率的作用可能存在一定的时滞。

表6 中介效应和交互作用检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>STR</i>	<i>GEE</i>	<i>GEE</i>	<i>STR</i>	<i>GEE</i>	<i>GEE</i>
<i>SYN</i>	0.7156* (0.4348)	3.7518*** (0.4318)	0.9124 (0.7479)	1.2032*** (0.3407)	3.5223*** (0.4372)	1.0333 (0.7514)
<i>STR</i>		0.2542*** (0.0576)	-0.3268** (0.1386)		0.3719*** (0.0733)	-0.2095 (0.1613)
<i>SYN</i> × <i>STR</i>			3.4449*** (0.7525)			3.1416*** (0.7811)
<i>FDI</i>	-1.3534** (0.5936)	-0.5199 (0.5920)	-0.9315 (0.5799)	-0.1186 (0.4711)	-0.7286 (0.5922)	-1.0127* (0.5817)
<i>EDU</i>	0.2857*** (0.0265)	0.0343 (0.0309)	0.0471 (0.0300)	-0.0113 (0.0298)	0.0892** (0.0374)	0.0768** (0.0366)
<i>ES</i>	-0.2129*** (0.0679)	-0.1449** (0.0682)	-0.1368** (0.0660)	-0.1582*** (0.0530)	-0.1361** (0.0677)	-0.1326** (0.0660)
<i>TS</i>	5.7906*** (1.0777)	0.4798 (1.1164)	-0.6680 (1.1090)	1.8465** (0.8868)	0.9738 (1.1228)	-0.2891 (1.1390)
<i>Constant</i>	-1.8158*** (0.2731)	-0.0654 (0.2895)	0.2814 (0.2902)	0.5420** (0.2725)	-0.5544 (0.3449)	-0.0242 (0.3612)
地区效应	是	是	是	是	是	是
时间效应	否	否	否	是	是	是
<i>Observations</i>	330	330	330	330	330	330
<i>R-squared</i>	0.557	0.312	0.358	0.732	0.327	0.362

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平;()内数值为标准差。

五、进一步讨论

(一)时间和空间异质性分析

2015年党的十八届五中全会明确提出了以创新为核心的五大发展理念,通过观察相关数据发现,从2016年开始各省份的污染物排放量显著降低,大多数省份的绿色经济效率出现了较大幅度的上升。基于这一事实,为了考察新发展理念提出是否影响估计结果,参考戴魁早(2018)^[28]的做法,引入时间虚拟变量来检验这种差异:

$$T = \begin{cases} 0, & \text{如果 } 2009 \leq t \leq 2015 \\ 1, & \text{如果 } 2016 \leq t \leq 2019 \end{cases}$$

在计量模型(1)的右边加入乘积项 $\theta(T \times SYN_{it})$, θ 为相应的参数估计值,如果 θ 显著不等于 0,表明协同创新对绿色经济效率的影响在 2015 年前后存在显著差异。具体估计结果如表 7 中(1)和(2)列所示,由 $T \times SYN$ 的系数显著为正可知,在新发展理念提出后,各地区在贯彻实施创新驱动、绿色发

展等方面取得了较为明显的成效,协同创新对绿色经济效率的促进效应得到进一步增强。

改革开放以后,为充分发挥东部地区的沿海区位优势,国家支持东部沿海省份率先发展,东部地区在经济发展、市场改革等方面明显领先于中西部地区,中国经济呈现出显著的空间梯度格局。为了考察协同创新对绿色经济效率影响的空间异质性,将中西部地区的 19 个省份作为参照,设置地区虚拟变量,当省份位于中西部地区时取值为 0,当省份位于东部地区^①时取值为 1,生成地区虚拟变量 D 和 SYN 的交互项为 $D \times SYN$ 。估计结果如表 7 中(3)和(4)列所示, $D \times SYN$ 的估计系数显著为正,且估计值明显高于 SYN 前的估计系数,表明相较于中西部地区而言,东部地区的协同创新水平对绿色经济效率的促进效应更强。可能的原因是,在某些外在因素的作用下,东部地区不同创新主体通过协同创新在促进科技成果转化、优化创新资源配置和推动产业结构升级等方面具有更高的效率,从而增强了协同创新对绿色经济效率的影响。

表 7 新发展理念提出的影响和空间异质性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
$L. GEE$		0.6345*** (0.0124)		0.3864*** (0.0089)
SYN	3.5549*** (0.4442)	2.9372*** (0.1759)	2.4489*** (0.5024)	1.5547*** (0.1810)
$T \times SYN$	0.6463*** (0.1518)	0.2214*** (0.0439)		
$D \times SYN$			4.9353*** (0.8742)	4.0976*** (0.1481)
FDI	-0.7400 (0.5994)	1.3194*** (0.3052)	-0.8317 (0.5866)	-1.2388*** (0.1602)
EDU	0.1050*** (0.0381)	0.1231*** (0.0106)	0.0808** (0.0371)	0.0057 (0.0087)
ES	-0.1663** (0.0678)	-0.2735*** (0.0366)	-0.1435** (0.0667)	-0.1673*** (0.0254)
TS	0.5657 (1.1571)	-0.8118 (1.2113)	2.0919* (1.1067)	0.3250 (0.4027)
$Constant$	-0.4492 (0.3475)	-0.9884*** (0.0845)	-0.3892 (0.3394)	0.1569** (0.0695)
地区/时间效应	是	是	是	是
$Observations$	330	300	330	300
$R-squared$	0.310		0.340	
$AR(1)$		-1.6785 [0.0932]		-1.6431 [0.1004]
$AR(2)$		-1.3764 [0.1687]		-1.2990 [0.1939]
$Sargan$		27.1235 [0.3497]		22.9980 [0.5777]
估计方法	FE	系统 GMM	FE	系统 GMM

注:*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平;()内数值为标准差;[]中数值为 P 值。

① 东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南 11 个省、直辖市。

(二)协同创新影响绿色经济效率的面板分位数回归

上文的时空异质性检验所引发的一个疑问是,协同创新是否对绿色经济效率较高地区的促进作用更大?或者说绿色经济效率越高,协同创新的促进效应更强?为了验证这一设想,采用面板分位数回归模型检验不同分位点协同创新对绿色经济效率的边际影响效应。与传统 OLS 回归方法相比,分位数回归模型放松了误差项服从正态分布这一较强假设,并可以减轻异常值对回归结果的影响(Koenker,2004)^[29]。一般而言,分位点越多越能刻画出条件分布的全貌,限于可行性,参考多数文献的做法,选取 10%、25%、50%、75%和 90%这五个典型的分位点进行分析。条件分位数的估计结果如表 8 所示。

从表 8 的估计结果来看,在绿色经济效率分布的不同分位点上,协同创新对绿色经济效率的影响系数从 10 分位点的 2.8290 逐步提升至 90 分位点的 5.2485,并且均在不同统计水平下通过了显著性检验。图 2 给出了估计值随分位点变化的趋势,从中可以更加直观地发现,协同创新对绿色经济效率的影响随着绿色经济效率的提高呈现出逐渐增强的规律。换言之,协同创新对绿色经济效率较高省份的促进效应要显著大于对绿色经济效率较低的省份,提升绿色经济效率较高省份的协同创新水平更有利于促进绿色经济效率增长。

表 8 协同创新影响绿色经济效率的面板分位数估计结果

变量	10%	25%	50%	75%	90%
<i>SYN</i>	2.8290* (1.6507)	3.3577*** (1.0973)	3.9388*** (1.1498)	4.6896** (2.0457)	5.2485* (2.8856)
<i>FDI</i>	-0.8606 (1.2115)	-0.8199 (0.8052)	-0.7751 (0.8385)	-0.7172 (1.5014)	-0.6742 (2.1196)
<i>EDU</i>	0.08487 (0.0743)	0.0849* (0.0494)	0.0850* (0.0514)	0.0851 (0.0920)	0.0852 (0.1299)
<i>ES</i>	-0.1299 (0.1098)	-0.1601** (0.0730)	-0.1932** (0.0763)	-0.2360* (0.1361)	-0.2678 (0.1920)
<i>TS</i>	-1.3691 (2.5255)	0.0350 (1.6759)	1.5782 (1.7676)	3.5720 (3.1245)	5.0562 (4.4051)
地区/时间效应	是	是	是	是	是
<i>Observations</i>	330	330	330	330	330

注:*、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平;()内数值为标准差。

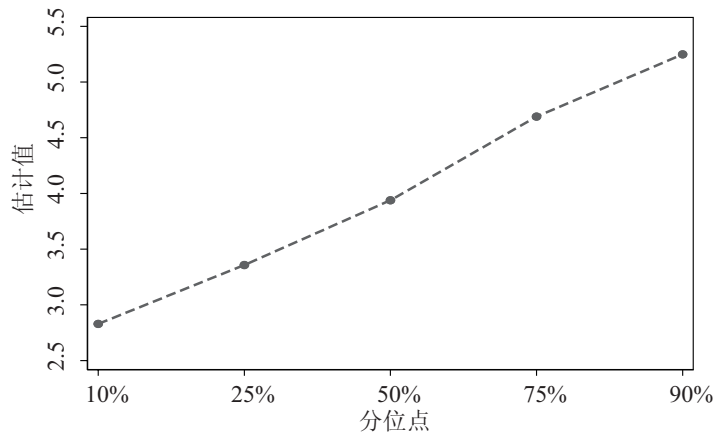


图 2 条件分位数估计值的变化趋势

(三) 财政支出分权、直接融资能力和知识产权保护对估计结果的影响

协同创新、深度融合的技术创新体系建设是一项系统工程,政府在创新政策制定、软硬件环境构建和重大科技攻关项目支持等方面扮演着重要角色。而政府对创新活动的引导和支持需要通过一定的财政支出来实现,作为国家重要的经济制度安排,财政分权在提供公共物品的同时,也会对科技成果转化和区域创新效率产生影响^[30]。因此,财政分权可能在一定程度上会影响协同创新对绿色经济效率的促进效应。在此,参考孙博文和谢贤君(2018)^[31]的研究,采用地区本级预算内人均财政支出占其与中央本级预算内人均财政支出之和的比值来衡量财政分权,该指标数值越大表明地方财政分权程度越高,相关数据来源于《中国财政年鉴》。然后将财政分权与协同创新的交互项($FISDEC \times SYN$)纳入基准回归模型(1),以考察财政分权程度的差异是否影响估计结果。表9中(1)列和(2)列反映了加入交互项的估计结果,财政分权与协同创新交互项前的估计系数显著为正,表明财政分权强化了协同创新对绿色经济效率的正向促进作用。可能的解释是,财政支出分权的提升可以调动地方政府通过增加科技、教育等生产性支出项目的积极性,为提升创新产出效率和科技成果产业化水平创造良好的市场环境,增强协同创新的有效性,从而有利于提升绿色经济效率。

研发创新活动的开展需要持续的巨额资金投入,金融市场为企业等创新主体提供资金资助等方面发挥着重要作用。已有研究显示,高风险的特征使银行等金融机构不愿为企业的创新活动提供信贷资金,信贷市场竞争在一定程度上甚至会阻碍技术创新(张杰和高德步,2017)^[32],但股票等直接融资市场发展对创新产出特别是创新含量较高的发明专利具有更显著的促进作用(钟腾和汪昌云,2017)^[33]。因此,为了考察地区的直接融资能力是否会影响估计结果,参考黄宪和黄彤彤(2017)^[34]的研究,采用IPO、增发、配股、优先股、可转债、可交换债之和来表示,并将其与GDP的比值作为衡量地区直接融资能力的指标,相关数据来源于Wind数据库。表9中(3)列和(4)列反映了加入直接融资能力和协同创新交互项($FIN \times SYN$)的估计结果,交互项前的估计系数显著为正,表明直接融资能力增强了协同创新对绿色经济效率的正向促进作用。可能的解释是,资本市场尤其是股票市场在投资退出、利益激励、风险配置等方面具有优势(Levine,1997)^[35],这有助于企业开展风险高、周期长的投资,从而促进技术创新,带动绿色经济效率提升。

科技创新成果的转化和市场应用离不开法律法规的保护,特别是知识产权保护为激励创新、提升专利的市场价值提供了重要保障(黎文靖等,2021)^[36]。因此,知识产权保护很可能影响协同创新对绿色经济效率的促进作用。对此借鉴吴超鹏和唐韵(2016)^[37]的研究,采用“1-专利被侵权率”,即1减去当年专利侵权纠纷立案数除以该省份截至当年累计授权专利数来衡量知识产权保护程度,专利未被侵权率越大表示知识产权保护越好,相关数据来源于国家知识产权局网站。表9中(5)列和(6)列反映了加入知识产权保护和协同创新交互项($IPP \times SYN$)的估计结果,交互项前的估计系数显著为正,表明加强知识产权保护有助于强化协同创新对绿色经济效率的正向促进作用。可能的解释是,强有力的知识产权保护可以保障各创新主体的合法权益,激励高质量创新,提高专利的应用价值和市场价值,增加企业创新活动的边际利润(Sampat and Williams,2019)^[38],促使更多的创新成果实现产业化,从而提升绿色经济效率。

综上所述,提高财政支出分权、发展直接融资市场和加强知识产权保护可以增强协同创新对绿色经济效率的促进作用。上文的区域异质性检验和面板分位数回归结果显示,协同创新对绿色经济效率较高的东部地区的促进作用更强,这是否是因为东部省份在财政分权、直接融资能力和知识产权保护等方面具有优势呢?通过计算研究期间内东部和中西部地区这三个指标的均值发现,东部地区的财政支出分权、直接融资能力和知识产权保护的均值分别为0.8633、0.0259和0.9995,分别高于中西部地区的0.8468、0.0105和0.9984,特别在直接融资能力方面,东部地区要远超中西部地区。从而在一定程度上解释了为什么在东部和中西部地区协同创新水平相近的情况下,东部地区对绿色经济效率的促进效应更显著。从时间的维度来看,财政分权和直接融资能力这两个指标在2016—2019年期间的均值要高于2009—2015年期间的均值。这也可以部分解释为什么2015年后,协同创新对绿色经

济效率的促进效应进一步增强。但值得注意的是,知识产权保护水平这一指标在研究期间却有所下滑,各省份侵权案件立案数出现了不同幅度的增长,特别是浙江省,专利侵权立案数从2013年的376件上升至2019年的13772件,远高于专利授权累积数增长的速度。这凸显了在中国创新产出大幅增长的情况下,加强知识产权保护的紧迫性和重要性。

表9 财政支出分权、直接融资能力和知识产权保护对回归结果的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>L. GEE</i>		0.6171 *** (0.0097)		0.7242 *** (0.0124)		0.6310 *** (0.0113)
<i>SYN</i>	-4.2360 (4.0410)	-3.2983 *** (0.8133)	3.8615 *** (0.4485)	1.6677 *** (0.2734)	-94.0010 * (50.2788)	-84.3239 ** (39.8566)
<i>FISDEC × SYN</i>	9.8040 ** (4.8388)	7.9393 *** (0.8814)				
<i>FIN × SYN</i>			3.5136 * (2.0069)	11.0436 *** (0.5815)		
<i>IPP × SYN</i>					97.9857 * (50.3198)	87.5764 ** (39.7424)
<i>FDI</i>	-1.2225 * (0.6862)	0.4384 (0.3584)	-0.7762 (0.6144)	1.0108 *** (0.2383)	-0.5599 (0.6110)	1.1587 *** (0.3297)
<i>EDU</i>	0.1537 *** (0.0452)	0.1095 *** (0.0124)	0.0901 ** (0.0389)	0.1073 *** (0.0076)	0.1462 *** (0.0456)	0.1176 *** (0.0105)
<i>ES</i>	-0.1342 * (0.0724)	-0.2817 *** (0.0283)	-0.1905 *** (0.0692)	-0.1567 *** (0.0282)	-0.1747 ** (0.0707)	-0.2979 *** (0.0316)
<i>TS</i>	1.5078 (1.1615)	-2.5571 *** (0.5148)	1.8362 (1.1609)	-0.6399 (0.5936)	1.1691 (1.1556)	-1.2633 (1.0400)
<i>Constant</i>	-0.9000 ** (0.4061)	-0.9251 *** (0.1119)	-0.3946 (0.3562)	-0.9020 *** (0.0647)	-0.8405 ** (0.4095)	-0.9761 *** (0.0950)
地区/时间效应	是	是	是	是	是	是
<i>Observations</i>	330	300	330	300	330	300
<i>R-squared</i>	0.316		0.275		0.315	
<i>AR (1)</i>		-1.7850 [0.0743]		-1.7404 [0.0818]		-1.7182 [0.0858]
<i>AR (2)</i>		-1.2769 [0.2016]		-1.6176 [0.1058]		-1.2060 [0.2278]
<i>Sargan</i>		27.5255 [0.3302]		27.9763 [0.3089]		27.0810 [0.3518]
估计方法	FE	系统 GMM	FE	系统 GMM	FE	系统 GMM

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平;()内数值为标准差;[]中数值为 P 值。

六、结论与政策启示

本文基于2009—2019年中国30个省份的平衡面板数据,分别构建了协同创新和产业结构升级指标,并采用DEA-EBM超效率模型测度了各省份的绿色经济效率,在此基础上实证检验协同创新对产业结构升级和绿色经济效率的影响。研究发现:第一,协同创新对绿色经济效率具有显著的直接促进作用,在考虑了逆向因果、遗漏变量、空间溢出效应等稳健性检验后,这一结论依然成立。就传导机制而言,协同创新可以推动地区产业结构升级从而促进绿色经济效率提升。第二,协同创新对绿色经济效率的影响存在显著的时间和空间异质性,2015年“创新和绿色”发展理念的提出进一步增强了协同创新对绿色经济效率的正面效应。相较于中西部地区而言,协同创新对绿色经济效率的促进效应在东部地区更显著。第三,协同创新对绿色经济效率的影响随着绿色经济效率的提高呈现出逐渐增强的规律,此外,财政支出分权、直接融资能力和知识产权保护可以增强协同创新对绿色经济效率的促进效应。

结合上述研究结论,可得出如下政策启示:

第一,加强产学研合作,提高区域协同创新水平。各级政府应制定适合本地区的协同创新专项规划,促进高校、科研院所和企业在规划框架内合作共建协同创新中心或技术开发研究院,方便各创新主体共享研发信息、科研人员等创新资源。高校和科研院所应及时了解企业的技术需求,根据企业反馈的市场信息,利用掌握的科学知识和先进设备等优势,积极承担企业的科技研发项目,和企业在技术联合攻关上形成更强的合力。加快形成以企业为主体、市场为导向、高校和科研院所发挥基础研究优势的协同创新长效机制,促进中国产学研协同创新、深度融合可持续发展。

第二,完善科技成果转化平台建设,强化协同创新对绿色经济效率的促进作用。进一步加大区域内和跨区域的科技中介服务机构、大数据共享平台、技术和知识产权交易中心等资源平台建设,围绕产业链布局创新资源,提升科技成果的产品化、产业化水平,特别是中西部地区需要着力提升科技成果转化效率。同时,通过设立国家重大科技专项,加大对原创性、战略性协同创新项目的支持力度,发挥财政科技投入的引导作用,促进更多技术成果运用于节能减排和环境污染治理领域,增强科技创新对绿色发展的支撑作用。

第三,构建有助于科技创新的融资体系,加强知识产权保护。以银行为主导的传统金融体系难以对创新起到促进作用,因此,必须进一步发展股票、债券等直接融资市场,增强对科技初创型企业的金融支持,提升各地区特别是中西部地区的直接融资比重,降低企业进行研发活动的融资成本。鼓励风险投资、私募基金等资本进入科技创新领域,开发知识产权抵押、技术入股、融资租赁等直接融资工具,引导更多金融资源向高技术企业集聚。同时,加强知识产权保护宣传,提升知识产权保护意识和执法能力,降低专利侵权案件发生概率,为建立高效的协同创新体系提供产权保护。

参考文献:

- [1] 黄茂兴,叶琪. 马克思主义绿色发展观与当代中国的绿色发展——兼评环境与发展不相容论[J]. 经济研究,2017,52(6):17-30.
- [2] 刘瑞明,金田林,葛晶,刘辰星. 唤醒“沉睡”的科技成果:中国科技成果转化的困境与出路[J]. 西北大学学报:哲学社会科学版,2021,51(4):5-17.
- [3] 杨小东,冉启英,张晋宁. 城市创新行为、财政分权与环境污染[J]. 产业经济研究,2020,(3):1-16.
- [4] 郭凌军,刘嫣然,刘光富. 环境规制、绿色创新与环境污染关系实证研究[J]. 管理学报,2022,19(6):892-927.
- [5] 王培鑫,吕长江. 环境保护与经济发展能否和谐共进?——来自创新的经验证据[J/OL]. 南开管理评论. [2022-6-20]. <https://kns.cnki.net/kcms/detail/12.1288.F.20220619.2221.002.html>.
- [6] 陈浩,刘培,余东升,彭书舟. 科技创新投入对环境全要素生产率的影响机制[J]. 中国环境科学,2020,40(4):1834-1846.

- [7] Zheng X, Yu H, Yang L. Technology Imports, Independent Innovation, and China's Green Economic Efficiency: An Analysis Based on Spatial and Mediating Effect[J]. *Environmental Science and Pollution Research*, 2022, 29(24):36170-36188.
- [8] 纪玉俊,李超.创新驱动与产业升级——基于中国省际面板数据的空间计量检验[J]. *科学学研究*, 2015, 33(11):1651-1659.
- [9] 孙大明,原毅军.空间外溢视角下的协同创新与区域产业升级[J]. *统计研究*, 2019, 36(10):100-114.
- [10] 孙大明,原毅军,郭然.多主体协同创新对区域产业升级的影响——基于空间溢出的视角[J]. *科研管理*, 2021, 45(5):1-13.
- [11] Cole M, Elliott R. Determining the Trade - environment Composition Effect: The Role of Capital, Labor and Environmental Regulations[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2003, 46(3):363-383.
- [12] Levinson A. Technology, International Trade, and Pollution from US Manufacturing[J]. *American Economic Review*, 2009, 99(5):2177-2192.
- [13] Zeng D Z, Zhao L X. Pollution Havens and Industrial Agglomeration[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2009, 58(2):141-153.
- [14] Jalil A, Feridun M. The Impact of Growth, Energy and Financial Development on the Environment in China: A Cointegration Analysis[J]. *Energy Economics*, 2011, 33(2):284-291.
- [15] 余硕,王巧,张阿城.技术创新、产业结构与城市绿色全要素生产率——基于国家低碳城市试点的影响渠道检验[J]. *经济与管理研究*, 2020, 41(8):44-61.
- [16] 张明林,李华旭.国家优先支持政策促进绿色全要素生产率的效应评估——来自革命老区的经验证据[J]. *财经研究*, 2021, 47(10):65-79.
- [17] 胡安军,郭爱君,钟方雷,王祥兵.高新技术产业集聚能够提高地区绿色经济效率吗?[J]. *中国人口·资源与环境*, 2018, 28(9):93-101.
- [18] 陈劲,阳银娟.协同创新的理论基础和内涵[J]. *科学学研究*, 2012, 30(2):161-164.
- [19] Jolekar P, Hamburg M. A Homogeneous Industry Model of Resource Allocation to Basic Research and Its Policy Implications[J]. *Management Science*, 1986, 32(2):225-236.
- [20] 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, 50(7):174-187.
- [21] Christoffersen J, Plenborg T. Measures of Strategic Alliance Performance, Classified and Assessed[J]. *International Business Review*, 2014, 23(3):479-489.
- [22] 彭继增,邓千千,钟丽.中国对外直接投资与产业结构升级对绿色经济发展的影响——基于省际面板数据的空间溢出分析[J]. *江西社会科学*, 2020, 40(4):48-60.
- [23] Tone K, Tsutsui M. An Epsilon - based Measure Efficiency in DEA - A Third Pole of Technical Efficiency[J]. *European Journal of Operational Research*, 2010, 201(3):1554-1563.
- [24] 李东坤,邓敏.中国省际 OFDI、空间溢出与产业结构升级——基于空间面板杜宾模型的实证分析[J]. *国际贸易问题*, 2016, (1):121-133.
- [25] 戴魁早,刘友金.要素市场扭曲如何影响创新绩效[J]. *世界经济*, 2016, 39(11):54-79.
- [26] 毛艳华,李敬子.中国服务业出口的本地市场效应研究[J]. *经济研究*, 2015, 50(8):98-113.
- [27] 李晓龙,冉光和.中国金融抑制、资本扭曲与技术创新效率[J]. *经济科学*, 2018, (2):60-74.
- [28] 戴魁早.要素市场扭曲如何影响出口技术复杂度?——中国高技术产业的经验证据[J]. *经济学(季刊)*, 2018, 18(1):337-366.
- [29] Koenker R. Quantile Regression for Longitudinal Data[J]. *Journal of Multivariate Analysis*, 2004, 91(1):74-89.
- [30] 李政,杨思莹.财政分权、政府创新偏好与区域创新效率[J]. *管理世界*, 2018, 34(12):29-42.
- [31] 孙博文,谢贤君.财政分权是否有助于降低贫困水平?——基于生存型与发展型投资支出的视角[J]. *经济科学*, 2018, (2):30-44.
- [32] 张杰,高德步.金融发展与创新:来自中国的证据与解释[J]. *产业经济研究*, 2017, (3):43-57.
- [33] 钟腾,汪昌云.金融发展与企业创新产出——基于不同融资模式对比视角[J]. *金融研究*, 2017, (12):127-142.

- [34] 黄宪、黄彤彤. 论中国的“金融超发展”[J]. 金融研究,2017,(2):26-41.
- [35] Levine R. Finance Development and Economic Growth:Views and Agenda[J]. Journal of Economic Literature, 1997,35(2):688-726.
- [36] 黎文靖,彭怀远,谭有超. 知识产权司法保护与企业创新——兼论中国企业创新结构的变迁[J]. 经济研究,2021,56(5):144-161.
- [37] 吴超鹏,唐菡. 知识产权保护执法力度、技术创新与企业绩效——来自中国上市公司的证据[J]. 经济研究,2016,51(11):125-139.
- [38] Sampat B,Williams H L. How Do Patent Affect Follow - on Innovation? Evidence from the Human Genome [J]. American Economic Review,2019,109(1):203-236.

责任编辑、校对:李品秀

Collaborative Innovation, Industrial Structure Upgrading and Green Economic Efficiency

SHI Ying - xin, YANG Yun - xia

(*School of Marxism, Northwestern Polytechnical University, Xi'an 710129, China*)

Abstract: Institution and technological innovation can provide strong impetus for green development. Based on the panel data of 30 Autonomous Region and Municipality directly under the Central Government in China from 2009 to 2019, collaborative innovation and industrial structure upgrading indicators are constructed, and the DEA - EBM super - efficiency model is used to measure the green economic efficiency. Empirical test is made on the relationships among collaborative innovation, industrial structure upgrading and green economic efficiency. The study finds that collaborative innovation has a significant and direct impact on promoting the green economic efficiency, and the industrial structure upgrading is an important channel of the impact. Spatio-temporal heterogeneity test shows that the “new development concept” proposed in 2015 further strengthened the positive effect of collaborative innovation on the green economic efficiency. Compared with the central and western regions, the promotion effect of collaborative innovation on the green economic efficiency is stronger in the eastern region. Besides, the impact of collaborative innovation on the green economic efficiency shows a gradual increase with the improvement of the green economic efficiency. In addition, fiscal expenditure decentralization, direct financing capabilities, and intellectual property protection have enhanced the promotion effect of collaborative innovation on the green economic efficiency.

Key words: Collaborative Innovation; Industrial Structure Upgrading; Green Economic Efficiency; Intellectual Property Rights; Heterogeneity Analysis