

新质生产力赋能的产业协同集聚、 技术创新与绿色经济效率

——基于空间计量模型的中介效应分析

孙绪芹^{1,2}, 陆雪艳³

(1. 南京体育学院, 江苏 南京 210014;
2. 南京大学 政府管理学院, 江苏 南京 210014;
3. 河海大学 商学院, 江苏 南京 211100)

摘 要:结合空间计量模型与中介效应分析方法,基于2009—2022年我国省级数据,考察新质生产力赋能的产业协同集聚对绿色经济效率的影响以及技术创新在其中所起的中介作用。相对于传统中介效应分析,考虑空间效应的中介效应分析可以修正由于忽略空间相关关系而导致的偏误,并可以通过空间效应分解更准确地识别出变量间的影响关系。结果显示:(1)中国省际间的绿色经济效率具有显著的空间交互效应和跨期交互效应。(2)产业协同集聚短期内对本地区及其他地区的绿色经济效率具有显著促进作用,而长期内可能存在过度集聚而产生“拥挤效应”。(3)产业协同集聚在短期内对其他地区的技术创新具有显著抑制作用,即产业协同集聚对技术创新的影响可能存在“拥挤效应”和“路径依赖效应”。(4)传统中介效应分析和基于空间计量模型的中介效应分析具有明显差异,传统中介效应分析方法下技术创新不具有“中介效应”,而基于空间计量模型的中介效应分析显示,技术创新在产业协同集聚对绿色经济效率的影响中具有“部分中介效应”。

关键词:新质生产力;产业协同集聚;技术创新;绿色经济效率;空间计量;中介效应

中图分类号:F061.5;F062.9 **文献标识码:**A **文章编号:**1673-9841(2024)05-0042-14

一、引言

随着中国城市经济水平的迅速提升,随之而来的还有日益严重的资源消耗和环境污染问题。党的二十大报告强调,全面建成社会主义现代化强国,总的战略安排是分两步走:从2020年到2035年基本实现社会主义现代化;从2035年到本世纪中叶把我国建成富强民主文明和谐美丽的社会主义现代化强国。其中,建设美丽中国要聚焦于推动绿色发展,促进人与自然和谐共生。2023年9月习近平总书记在黑龙江考察调研时提出加快形成新质生产力。2024年7月党的二十届三中全会提出“因地制宜发展新质生产力”,并且“要健全因地制宜发展新质生产力体制机制”。新质生产力强调通过技术进步实现生产力变革和效率提升,从而推动社会进步和可持续发展。新质生产力的核心是技术创新,目标是经济可持续发展。绿色经济效率(Green Economic Efficiency,简称GEE)是衡量经济可持续发展的重要指标,不仅可以有效测度生产过程中的传统要素利用问题,还可以综合评价经济和环境的协调发展水平。在绿色发展昭示未来的大势下,如

作者简介:孙绪芹,南京体育学院,讲师;南京大学政府管理学院,博士后。

何发展新质生产力、推动经济模式转变,特别是如何促进区域绿色经济效率提升,已成为专家学者的重要研究对象。

产业集聚体现了新质生产力在特定区域内的集中表现,新质生产力强调产业与科技创新深度融合,而产业集聚提供了这种融合的实际基础。产业集聚作为新质生产力的重要表现和推动力量,对绿色经济效率具有重大影响。一方面规模经济有利于提高资源配置效率^[1],进而促进城市绿色经济发展;另一方面因利益冲突导致的恶性竞争、因生产与人口高度密集导致的过度消耗等问题也可能制约城市绿色经济发展,这说明产业集聚不仅能形成有利于经济发展的集聚效应,还可能会产生阻碍地区经济发展的“拥塞效应”^[2-3]。关于产业集聚影响绿色经济效率的主要途径,有学者通过将绿色经济效率分解为技术效率和技术进步,发现技术进步是促进绿色全要素生产率提升的关键^[4]。因此,有必要考察技术创新在产业集聚影响绿色经济效率中所发挥的作用,进一步对产业集聚能否以及如何通过技术创新影响地区绿色经济效率进行深入探究。

二、文献综述

已有研究对绿色经济效率的探究主要有以下三个方面:一是绿色经济效率的测度^[5-6]。多数文献利用数据包络分析(DEA)方法进行测度,这种方法可以综合度量绿色经济效率。二是绿色经济效率的时空差异研究。时间维度上对绿色经济效率进行分时段分析,多数研究认为中国区域绿色经济效率随时间呈上升趋势^[7]。空间维度上通常先整体、后分区域分析,研究普遍认为中国绿色经济效率存在空间差异,东部最高、西部次之、中部最低,省份间的差异性有所下降^[8]。三是绿色经济效率的影响因素研究。现有文献主要分析了产业集聚、环境规制、产业结构、外商直接投资、财政分权、政府干预等因素对绿色经济效率的影响^[9-11]。其中,产业集聚对绿色经济效率的影响尚未有定论,已有研究存在不同看法:一方面,产业协同集聚是产业集聚的高级阶段,在一定集聚水平内,产业协同集聚有利于形成规模经济,不仅可以降低区域成本,还能通过产业间竞争与合作推动形成知识与技术的溢出效应,是促进经济高质量发展的重要手段^[12]。另一方面,集聚要素可能会产生“拥塞效应”,即当集聚水平过高时,资源配置效率被抑制,绿色经济发展水平不再随着集聚水平的提高而提高,集聚水平反而会对经济高质量发展产生负向作用^[2-3]。

现有文献对产业集聚与绿色经济效率的关系进行了诸多探索,在此基础上,少数学者开始探究产业集聚影响绿色经济效率的内在机制,例如,黄庆华等发现技术进步是制造业集聚提升长江经济带经济发展质量(以绿色全要素生产率作为衡量指标)的主要途径^[13]。关海玲等通过将绿色全要素生产率分解为技术进步和技术效率变动指数,发现技术进步引导下的科技创新活动是区域间绿色全要素生产率提升的关键^[4]。进一步地,有学者尝试借助中介效应方法,检验技术创新在产业协同集聚对经济效率的影响中是否起到中介变量作用。例如,金浩等利用传统三段式线性中介效应模型,证实了产业协同集聚对经济增长具有直接促进作用,并且技术创新在其中发挥了部分中介作用^[14]。遗憾的是,该研究尚有不足之处值得改进:一方面,目前我国对经济发展的追求不仅要高水平,更要高质量,因此,需要更多地关注绿色经济发展水平而非简单的GDP增长;另一方面,该研究是基于线性回归模型进行的中介效应分析,而一般线性回归模型假定不同个体间是相互独立的,忽视了个体间被解释变量和解释变量可能存在的空间相关关系,进而产生遗漏变量风险。为克服一般线性回归模型的缺陷,部分学者尝试将空间相关关系纳入中介效应分析研究框架。例如,李成刚等构建了空间计量模型并结合中介效应检验方法进行实证分析^[15],但其仅考虑了变量系数的点估计值,忽视了个体间空间相关关系对中介效应可能产生的影响。事实上,对于空间计量模型,某个体的特征变量发生变化在导致其自身被解释变量发生改

变的同时,其他个体也会因空间相关关系的存在而受到关联影响并再反馈于自身,这时仅考虑变量系数的点估计值来进行中介效应分析可能会存在偏误,进而得出误导性的研究结论,因此,需要使用更加精确的计算方式来进行中介效应分析。

从已有研究来看,产业集聚很可能通过技术创新影响绿色经济效率,然而,关于产业集聚对技术创新的影响也有正外部性和负外部性两类。一方面,产业集聚可以加速知识的溢出效应,有利于创新主体整合创新要素、节约创新成本、提升创新绩效,从而促进区域技术创新产出和水平的提升。刘胜等发现制造业与生产性服务业协同集聚对企业技术创新具有显著促进作用^[16]。汤长安等引入探索性空间数据分析(ESDA)方法和空间计量模型,发现制造业和生产性服务业产业协同集聚对地区技术创新存在显著正向空间溢出效应^[17]。另一方面,产业集聚可能存在“拥挤效应”和“路径依赖效应”。这里的“拥挤效应”是指,当集聚水平过高时,知识和技术的外溢效应不再显著,规模效应衰退,对技术创新逐渐出现阻碍作用。“路径依赖效应”是指产业协同集聚容易将产业布局和产业发展层次锁定在中低端价值链,阻碍技术扩散和变革,抑制技术创新。谢波在探究资源型产业集聚对区域创新能力的作用机制时发现,中西部地区的资源产业集聚能够显著抑制技术创新能力的提升^[18]。原毅军等发现生产性服务业集聚可显著促进技术创新,制造业产业集聚与技术创新呈倒“U”形关系,且东部省份制造业产业因过度集聚而产生了技术负外部性^[19]。因此,有必要深入探究产业协同集聚与技术创新的关系以及产业协同集聚是如何通过技术创新影响绿色经济效率的。

综合以上研究可以发现,已有研究在产业集聚与绿色经济效率、产业集聚与技术创新等方面进行了深入分析与讨论,但还存在以下不足之处:(1)现有研究关于产业集聚与绿色经济效率的关系、产业集聚与技术创新的关系还存在争议,并且缺少产业协同集聚对绿色经济效率影响路径的进一步分析,无法明确技术创新在其中发挥的作用。(2)部分研究尝试借助中介效应方法探究技术创新的作用,但一般线性回归模型忽视了不同个体间被解释变量和解释变量可能存在的空间相关关系,进而产生遗漏变量风险。(3)将空间相关关系纳入中介效应分析框架的研究还不多,少数基于空间计量模型的中介效应分析,仅考虑了变量系数的点估计值,忽视了个体间空间相关关系对中介效应可能产生的影响,可能得出误导性的研究结论。基于此,本文拟在进行中介效应分析时,通过将空间效应分解为短期直接效应、短期间接效应、长期直接效应和长期间接效应,检验制造业与生产性服务业协同集聚对绿色经济效率的影响以及技术创新在其中所起的中介作用。相对于传统中介效应分析方法,考虑空间效应的中介效应分析方法可以修正由于忽略空间相关关系而导致的偏误,并可以通过空间效应分解更准确地识别出变量间的影响关系。

三、研究设计

(一)模型设定

为了刻画产业协同集聚、技术创新与绿色经济效率三者之间的关系,本文在空间计量框架下,借鉴 Baron 和温忠麟等提出的逐步检验方法进行中介效应分析^[20-21],具体模型形式如下所示:

$$Y_t = \rho_1 Y_{t-1} + \lambda_1 WY_t + \mu_1 WY_{t-1} + X_t \beta_1 + WX_t \beta_2 + Z_{1t} \sigma_1 + WZ_{1t} \sigma_2 + \delta + \xi_t \iota_N + \epsilon_t \quad (1)$$

$$M_t = \rho_2 M_{t-1} + \lambda_2 WM_t + \mu_2 WM_{t-1} + X_t \theta_1 + WX_t \theta_2 + Z_{2t} \varphi_1 + WZ_{2t} \varphi_2 + \delta + \xi_t \iota_N + \epsilon_t \quad (2)$$

$$Y_t = \rho_3 Y_{t-1} + \lambda_3 WY_t + \mu_3 WY_{t-1} + X_t \beta_1' + WX_t \beta_2' + M_t \gamma_1 + WM_t \gamma_2 + Z_{1t} \eta_1 + WZ_{1t} \eta_2 + \delta + \xi_t \iota_N + \epsilon_t \quad (3)$$

其中, Y_t 表示被解释变量绿色经济效率, X_t 表示核心解释变量制造业与生产性服务业协同集聚, M_t 表示中介变量技术创新, Z_{1t} 、 Z_{2t} 代表控制变量,本文选取经过行标准化处理后的地理

距离矩阵作为空间权重矩阵。 Y_{t-1} 是被解释变量的时间滞后项, WY_t 和 WY_{t-1} 分别是被解释变量的空间滞后项和时空滞后项; M_{t-1} 、 WM_t 和 WM_{t-1} 同理。若 $\rho_j = \mu_j = 0 (j = 1, 2, 3)$,模型(1)~(3)即为静态空间杜宾模型;反之,则为动态空间杜宾模型。在中介效应分析中,模型(1)用来检验产业协同集聚对绿色经济效率的总效应;模型(2)用来探究产业协同集聚与中介变量技术创新的关系;模型(3)用来检验在控制技术创新后,产业协同集聚对绿色经济效率的影响以及技术创新是否在其中承担中介作用。若模型(1)~(3)不存在滞后项 WY_t 、 WY_{t-1} 、 WM_t 、 WM_{t-1} 、 WX_t 和 WZ_t ,上述模型即退化为不考虑空间效应的一般线性回归模型。

对于不考虑空间效应的一般线性回归模型,中介效应检验可以归纳为以下三个检验步骤:第一步,检验产业协同集聚对绿色经济效率的影响是否显著。第二步,检验产业协同集聚对技术创新的影响是否显著。第三步,检验加入中介变量技术创新后,技术创新对绿色经济效率的影响以及产业协同集聚对绿色经济效率的影响是否显著。如果所有回归系数均显著,则存在部分中介效应;如果加入中介变量后,产业协同集聚对绿色经济效率的影响不显著,其余回归系数均显著,则存在完全中介效应;除以上两种情况外,其他情况中介效应不显著。需要强调的是,在空间计量框架下,由于存在个体间的空间关联,上述检验方法将不再适用。具体原因在于,一般线性回归模型假定不同个体间是相互独立的,线性回归系数的点估计值直接测度了不同变量间的影响程度,而在空间计量模型中,对参数的解释变得更为复杂,一个空间个体的特征变量发生变化在导致自身被解释变量发生改变的同时,由于个体间存在空间相关关系,其他个体也会受到关联影响并可能再反馈于自身。因此,不能仅使用简单的点估计值,需要使用更加精确的计算方式来进行中介效应分析,即需要进行效应分解来准确识别和测度个体间不同变量的影响关系。

(二)效应分解

本文参考 Lesage 等的做法^[22],以模型(1)为例,介绍空间效应分解过程。具体而言,定义 $S(\lambda_1) = I - \lambda_1 W$, $A(\lambda_1, \rho_1, \mu_1) = (I - \lambda_1 W)^{-1}(\rho_1 I + \mu_1 W)$,其中, I 表示 $N \times N$ 的单位矩阵,则模型(1)的简约形式可以表示为:

$$Y_t = A(\lambda_1, \rho_1, \mu_1)Y_{t-1} + S^{-1}(\lambda_1)(X_t\beta_1 + WX_t\beta_2 + Z_t\sigma_1 + WZ_t\sigma_2 + \delta + \xi_t\epsilon_N + \epsilon_t) \quad (4)$$

由于解释变量变化的效应随地区不同而不同,Lesage 等提出了一种简要方法以测量不同的效应^[23],即基于加总短期效应矩阵和长期效应矩阵各行(列)的所有效应,然后求各地区的平均值,具体设定如下:对于 $g = 0, 1, \dots$,令 $Y_{t+g} = (y_{1,t+g}, y_{2,t+g}, \dots, y_{N,t+g})'$; $X_t = (X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{kt})$,其中 $X_{kt} = (x_{1kt}, x_{2kt}, \dots, x_{Nkt})'$; $\beta_1 = (\beta_{11}, \beta_{12}, \dots, \beta_{1k})$; $\beta_2 = (\beta_{21}, \beta_{22}, \dots, \beta_{2k})$ 。我们可以计算得到 $E(Y_{t+g})$ 对 X_{kt} 的偏导数矩阵,用来刻画不同空间个体间的同期($g = 0$)或者跨期($g > 0$)交互效应,具体形式如下:

$$\frac{\partial E(Y_{t+g})}{\partial X_{kt}} = \begin{bmatrix} \frac{\partial y_{1,t+g}}{\partial x_{1kt}} & \dots & \frac{\partial y_{1,t+g}}{\partial x_{Nkt}} \\ \frac{\partial y_{2,t+g}}{\partial x_{1kt}} & \dots & \frac{\partial y_{2,t+g}}{\partial x_{Nkt}} \\ \dots & \dots & \dots \\ \frac{\partial y_{N,t+g}}{\partial x_{1kt}} & \dots & \frac{\partial y_{N,t+g}}{\partial x_{Nkt}} \end{bmatrix} = A^g(\lambda_1, \rho_1, \mu_1) S^{-1}(\lambda_1) (\beta_{1k} I + \beta_{2k} W) \quad (5)$$

其中,偏导数矩阵中对角线元素代表的是直接效应(direct effect),测度了一个空间个体的解释变量对其自身被解释变量的影响;非对角线元素代表的是间接效应(indirect effect),又称为空间溢出效应(spatial spillover effects),测度了一个空间个体的解释变量对其他空间个体被解释变量的影响。考虑到长短期效应矩阵中主对角线元素和非对角线元素的不同含义,本文将解释

变量变化所产生的空间效应细分为四种(需要强调的是,效应分解中的直接效应和间接效应代表着空间效应,与中介效应中的直接效应与间接效应不同)。具体设定参见表 1。

表 1 效应分解说明

效应名称	表达式	含义
平均短期直接效应	$[(I - \lambda_1 W)^{-1}(\beta_{1k}I + \beta_{2k}W)]^{\bar{d}}$	表示一个特定空间个体中的解释变量发生一个单位变化,在短时间内对这个变量自身空间个体被解释变量的平均效应
平均短期间接效应	$[(I - \lambda_1 W)^{-1}(\beta_{1k}I + \beta_{2k}W)]^{\overline{rsum}}$	表示一个特定空间个体中的解释变量发生一个单位变化,在短时间内对其他所有空间个体被解释变量的平均效应
平均长期直接效应	$[(1 - \rho_1)I - (\lambda_1 + \mu_1)W]^{-1}(\beta_{1k}I + \beta_{2k}W)]^{\bar{d}}$	表示一个特定空间个体中的解释变量发生一个单位变化,在长时间内对这个变量自身空间个体被解释变量的平均效应
平均长期间接效应	$[(1 - \rho_1)I - (\lambda_1 + \mu_1)W]^{-1}(\beta_{1k}I + \beta_{2k}W)]^{\overline{rsum}}$	表示一个特定空间个体中的解释变量发生一个单位变化,在长时间内对其他所有空间个体被解释变量的平均效应

注: $\bar{d}$ 表示计算矩阵对角线元素均值的运算符,应用于短期直接效应和长期直接效应; $\overline{rsum}$ 表示计算矩阵非对角元素行和平均值的运算符,应用于短期间接效应和长期间接效应。

(三)估计方法

由于空间效应,各观测样本相互依赖,缺乏独立性,从而导致传统计量经济学的普通最小二乘估计方法不再适用于空间计量模型的估计。此外,单独用于估计动态非空间或空间非动态面板模型的方法所得到的估计结果也是有偏差的。目前针对混合了空间和时间效应的动态模型,文献中主要有三种估计方法:偏误修正的极大似然(ML)估计和准极大似然(QML)估计;基于工具变量或广义矩的估计(IV/GMM);贝叶斯马尔科夫链蒙特卡洛估计(MCMC)。本文选取偏误修正的极大似然(ML)估计方法^[24],用于估计动态空间杜宾模型。

四、变量说明与数据来源

(一)变量说明

1. 被解释变量:绿色经济效率

本文采用非期望产出 SBM 模型测算绿色经济效率。该模型有效解决了传统 CCR、BBC 模型的缺点,将投入和产出的松弛变量引入目标函数中,直接度量多余的投入量与不足的产出量,使计算的效率值更加切合实际^[25]。

(1)SBM 模型设定

假设每个省份作为一个决策单元(DMU),且每个决策单元有 3 个向量,即投入向量、期望产出向量和非期望产出向量,分别表示为 $x \in R_m$ 、 $y^g \in R_{S_1}$ 、 $y^b \in R_{S_2}$,定义矩阵 X 、 X^g 、 Y^b 分别为 $X = (x_{ij}) \in R_{m \times n}$ 、 $Y^g = (y_{ij}^g) \in R_{S_1 \times n}$ 、 $Y^b = (y_{ij}^b) \in R_{S_2 \times n}$ 。根据实际投入产出,假设 $X > 0$ 、 $Y^g > 0$ 、 $Y^b > 0$,加入非期望产出的 SBM 模型设定如下:

$$\rho^* = \min \frac{1 - \left(\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m S_i^- / X_{i_0} \right)}{1 + \frac{1}{S_1 + S_2} \left(\sum_{r=1}^{S_1} S_r^g / y_{r_0}^g + \sum_{r=1}^{S_2} S_r^b / y_{r_0}^b \right)}$$

$$s.t. \begin{cases} X_0 = X\lambda + S^-; y_0^g = Y^g\lambda - S^g; y_0^b = Y^b\lambda + S^b \\ S^- \geq 0, S^g \geq 0, S^b \geq 0, \lambda \geq 0 \end{cases}$$

其中, S^- 、 S^g 、 S^b 分别表示投入、期望产出和非期望产出, S_i^- 、 S_r^g 、 S_r^b 分别为第 i_0 个决策单

元 DMU 的投入冗余量,期望产出不足量和非期望产出超标量。 λ 为权重向量, ρ^* 为测算出的效率值,且满足 $\rho^* \in [0,1]$ 。当 $\rho^* = 1$ 时,即 $S^- = 0$ 、 $S^g = 0$ 、 $S^b = 0$ 时,决策单元才是完全有效的;当 $\rho^* < 1$ 时,即 S^- 、 S^g 、 S^b 三者中至少有一个不等于零时,决策单元是无效率的,存在投入产出上改进的必要性。

(2)投入与产出指标

投入指标包括劳动力投入、资本投入和能源投入。劳动力投入方面,参考孙振清等的方法^[26],通过年末各地区从业人数来测度,单位为万人;资本投入方面,目前大部分学者通用的方法是永续盘存法: $k_{i,t} = (1 - \delta)K_{i,t-1} + I_{i,t}$,参考单豪杰的方法^[27],以 10.96% 为折旧率,选择固定资产存量进行测度,单位为亿元;能源投入方面,参考朱风慧等的方法^[28],通过各地区全年用电量测度,单位为亿千瓦时。

产出指标包括期望产出和非期望产出。期望产出方面,参考朱风慧等的方法^[28],使用实际地区生产总值进行测度,单位为亿元,为剔除通货膨胀等因素,以 2008 年为基期对获取到的名义 GDP 数据进行平减;非期望产出方面,使用“工业三废”排放量,即使用废水排放量、SO₂ 排放量、烟粉尘排放量 3 个指标刻画非期望产出,并通过熵权法计算出“工业三废”排放指数,“工业三废”排放量相较于单一的 SO₂ 排放量指标更加综合全面。投入与产出指标的说明可见表 2。

表 2 投入指标与产出指标说明

指标	变量	说明
投入指标	劳动力投入	地区从业人数(万人)
	资本投入	固定资产投资总额(亿元)
	能源投入	地区电力消费量(亿千瓦时)
产出指标	期望产出	地区生产总值(亿元)
	非期望产出	“工业三废”排放指数

2. 核心解释变量:产业协同集聚

为构建制造业与生产性服务业协同集聚指数(*coagg*),本文参考张广胜等的测度方法^[1],首先计算制造业与生产性服务业的区位熵:

$$R_{ij} = (e_{ij}/E_i)/(e_j/E)$$

其中, j 代表地区, i 代表产业, e_{ij} 表示 j 地区 i 产业的就业人数, E_i 表示全国 i 产业的就业人数, e_j 表示 j 地区所有产业的就业人数, E 表示全国总就业人数。

然后利用制造业与生产性服务业的区位熵构造两者的协同集聚指数:

$$coagg_j = 1 - |R_{mj} - R_{sj}|/(R_{mj} + R_{sj})$$

其中 R_{mj} 、 R_{sj} 分别表示 j 地区制造业、生产性服务业的区位熵。协同集聚指数值越大, j 地区制造业与生产性服务业的集聚水平越接近,两者的协同集聚水平越高。

3. 中介变量:技术创新

本文采用专利授权数的对数值对技术创新(*tech*)进行衡量。专利申请数或专利授权数常被用来衡量技术创新,专利申请数指一个国家或地区在特定时间内提交的专利申请数量,而专利授权数是指报告期内由专利行政部门授予专利权的件数。专利授权数小于或等于专利申请数,只有那些具有较高技术含量和创新性的专利申请才能获得授权,进而为申请人带来经济效益和市场优势。因此,专利授权数可以作为一个地区技术创新能力强弱的直接体现,即专利授权数相较于专利申请数更能反映一个地区的实际技术创新能力。

4. 控制变量

为检验产业协同集聚、技术创新和绿色经济效率三者间的关系,选取控制变量如下(表 3):

表 3 控制变量设定

变量名称	变量符号	计算方式
经济发展水平	<i>EDL</i>	人均 GDP
外商直接投资	<i>FDI</i>	外商直接投资额按各年汇率中间价的折算额
对外开放水平	<i>open</i>	进出口总额/GDP
教育水平	<i>edu</i>	科教支出/财政支出
城镇化	<i>urban</i>	年末城镇人口占总人口比重
人力资本	<i>human</i>	普通高等学校在校人数
财政分权	<i>finance</i>	财政收入/财政支出
政府干预	<i>gover</i>	去除科教支出后的非公共财政性支出占 GDP 之比
人口密度	<i>pop</i>	年末总人口/占地面积
基础设施水平	<i>basement</i>	公路与铁路里程之和与占地面积的比值
工资水平	<i>wage</i>	平均工资额
制度创新	<i>innovation</i>	非国有经济固定资产投资占全社会固定资产投资之比

(二)数据来源

本文选取了 2009—2022 年我国 30 个省份(西藏除外)共计 420 个样本的面板数据,数据来源于各年《中国统计年鉴》和《中国科技统计年鉴》。表 4 和表 5 分别报告了本文所涉及变量和各省份绿色经济效率的描述性统计结果。从表中的变量描述性统计可以看出,作为被解释变量的绿色经济效率,极小值与极大值差异悬殊,表明我国不同省份的绿色经济效率存在较大差异,有必要分析这种差异受哪些因素的影响。此外,技术创新的标准差较大,表明中国技术创新水平的区域差异悬殊。从表中的标准差还可以看出,区域外商直接投资、对外开放水平和人口密度也存在较大差异。从各省份绿色经济效率的描述性统计可以看出,北京、天津、上海、海南等东部省份的效率值明显较高,吉林、黑龙江、湖南等中部省份的效率值其次,而甘肃、青海、宁夏等西部省份的效率值明显偏低,绿色经济效率存在显著区域性差异。

表 4 主要回归变量的描述性统计

变量	<i>N</i>	均值	中位数	标准差	极小值	极大值
<i>GEE</i>	420	0.655 0	0.657 0	0.269 0	0.023 8	1.000 0
<i>coagg</i>	420	0.770 0	0.801 0	0.155 0	0.300 0	1.000 0
<i>tech</i>	420	10.100 0	10.190 0	1.531 0	5.576 0	13.680 0
<i>EDL</i>	420	10.810 0	10.810 0	0.513 0	9.241 0	12.160 0
<i>FDI</i>	420	8.613 0	8.600 0	1.496 0	5.069 0	12.850 0
<i>open</i>	420	0.657 0	0.154 0	2.039 0	0.000 8	23.280 0
<i>edu</i>	420	0.184 0	0.185 0	0.031 6	0.106 0	0.262 0
<i>urban</i>	420	0.582 0	0.567 0	0.127 0	0.299 0	0.896 0
<i>human</i>	420	4.268 0	4.379 0	0.814 0	1.477 0	5.643 0
<i>finance</i>	420	0.491 0	0.447 0	0.190 0	0.148 0	0.931 0
<i>gover</i>	420	0.200 0	0.179 0	0.088 8	0.076 4	0.567 0
<i>pop</i>	420	4.355 0	2.869 0	5.509 0	0.077 7	30.220 0
<i>basement</i>	420	4.362 0	4.540 0	0.748 0	2.154 0	5.436 0
<i>wage</i>	420	11.010 0	11.020 0	0.434 0	10.090 0	12.270 0
<i>innovation</i>	420	0.736 0	0.770 0	0.108 0	0.440 0	0.905 0

表 5 各省份绿色经济效率描述性统计

Pro	Mean	Std	Min	Max	Obs	Pro	Mean	Std	Min	Max	Obs
北京	1.00	0.00	1.00	1.00	14	河南	0.63	0.05	0.56	0.73	14
天津	1.00	0.00	1.00	1.00	14	湖北	0.73	0.10	0.52	0.86	14
河北	0.47	0.04	0.42	0.57	14	湖南	0.86	0.10	0.67	0.99	14
山西	0.42	0.09	0.31	0.64	14	广东	0.80	0.16	0.60	1.00	14
内蒙古	0.89	0.18	0.56	1.00	14	广西	0.54	0.16	0.20	0.71	14
辽宁	0.61	0.07	0.53	0.73	14	海南	1.00	0.00	1.00	1.00	14
吉林	0.96	0.03	0.90	1.00	14	重庆	0.78	0.08	0.66	0.94	14
黑龙江	0.97	0.06	0.83	1.00	14	四川	0.70	0.09	0.53	0.83	14
上海	1.00	0.00	1.00	1.00	14	贵州	0.30	0.12	0.04	0.41	14
江苏	0.73	0.18	0.55	1.00	14	云南	0.47	0.05	0.40	0.55	14
浙江	0.55	0.07	0.41	0.67	14	陕西	0.66	0.08	0.54	0.85	14
安徽	0.70	0.15	0.51	1.01	14	甘肃	0.30	0.05	0.21	0.38	14
福建	0.67	0.09	0.53	0.84	14	青海	0.18	0.03	0.15	0.25	14
江西	0.61	0.30	-0.02	0.99	14	宁夏	0.15	0.03	0.13	0.22	14
山东	0.67	0.12	0.55	0.87	14	新疆	0.30	0.16	0.17	0.63	14

五、实证分析

(一) 基于系数点估计值的中介效应分析

为了对比起见,本文首先根据模型(1)~(3),基于变量系数的点估计值,分析制造业与生产性服务业协同集聚是否通过技术创新间接促进绿色经济效率。表 6 同时列示了静态空间杜宾模型(静态 SDM)和动态空间杜宾模型(动态 SDM)的模型估计结果。

通过对比表 6 中的结果可知,一方面,模型(3)中动态 SDM 下绿色经济效率的空间滞后项($W * GEE$)、时间滞后项($L.GEE$)与时空滞后项($W * L.GEE$)均显著为正,即其他省份当期、本省上期和其他省份上期的绿色经济效率均会对本省当期的绿色经济效率产生显著影响,说明我国省际间绿色经济效率具有显著的空间交互效应和跨期交互效应;模型(2)中动态 SDM 下技术创新的空间滞后项($W * tech$)和时间滞后项($L.tech$)显著为正,即其他省份当期和本省上期的技术创新均会对本省当期的技术创新产生显著影响。可见,模型中的空间滞后项、时间滞后项与时空滞后项不容忽视,否则会存在遗漏变量风险。另外,需要强调的是,三类模型下动态 SDM 的拟合优度(0.897、0.944 和 0.891)也明显大于静态 SDM 的拟合优度(0.165、0.004 和 0.186),表明采用动态 SDM 考察产业协同集聚通过技术创新对绿色经济效率产生的影响更加合理,研究结论也更加科学。

另一方面,产业协同集聚在 10% 的显著性水平上对绿色经济效率具有促进作用;本省产业协同集聚对技术创新的直接影响不显著,但其他省份的产业协同集聚在 1% 的显著性水平上对本省的技术创新存在间接负向影响;纳入中介变量技术创新后,产业协同集聚对绿色经济效率的促进作用在 5% 的水平上显著且有所提升。若根据变量系数的点估计值,由于模型(2)中产业协同集聚对中介变量技术创新的影响没有通过显著性检验,则判断技术创新在产业协同集聚对绿色经济效率的影响中不存在中介效应。然而,若考虑空间效应,可以发现其他省份的产业协同集聚会显著影响技术创新,且在后续模型(3)纳入中介变量技术创新后,产业协同集聚对绿色经济效率的促进作用在 5% 的水平上显著且有所提升。可见仅考虑变量系数的点估计值可能会得出偏误的结论。

表 6 静态 SDM 和动态 SDM 估计结果

	模型(1)		模型(2)		模型(3)	
	静态 SDM	动态 SDM	静态 SDM	动态 SDM	静态 SDM	动态 SDM
$W * GEE$	-0.450 0** (0.214 0)	0.573 0** (0.223 0)			-0.456 0** (0.215 0)	0.570 0** (0.220 3)
$L.GEE$		1.163 0*** (0.030 0)				1.180 0*** (0.030 4)
$W * L.GEE$		0.338 0 (0.314 0)				0.609 0* (0.322 0)
$W * tech$			-0.786 0*** (0.214 0)	0.601 0*** (0.214 0)	0.044 9 (0.526 0)	-0.072 5 (0.306 0)
$L.tech$				0.873 0*** (0.031 4)		
$W * L.tech$				0.344 0 (0.281 0)		
$coagg$	-0.076 0 (0.083 0)	0.083 2* (0.048 7)	0.170 0 (0.184 0)	-0.162 0 (0.122 0)	-0.075 4 (0.083 7)	0.099 0** (0.049 1)
$W * coagg$	-1.235 0** (0.508 0)	-0.022 8 (0.300 0)	-1.697 0 (1.135 0)	-3.177 0*** (0.759 0)	-1.190 0** (0.526 0)	-0.072 5 (0.306 0)
$tech$					0.009 0 (0.021 9)	-0.031 4** (0.012 6)
Z	控制	控制	控制	控制	控制	控制
WZ	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	420	390	420	390	420	390
R^2	0.165	0.897	0.004	0.944	0.186	0.891

注：***、**、* 分别表示通过 1%、5%、10% 水平的显著性检验，括号内为标准误。下同

(二) 基于空间效应分解的中介效应分析

由于仅关注变量系数点估计值的中介效应分析，在存在空间效应的前提下，无法准确刻画变量的影响程度并可能得出具有偏误的结论，因此，本文在动态 SDM 的基础上，进行了空间效应分解，以更准确地测度产业协同集聚、技术创新和绿色经济效率三者间的影响关系。由效应分解可以得到地区变量间相互影响的短期效应矩阵和长期效应矩阵，矩阵内容包括四部分：(1) 产业协同集聚对绿色经济效率的影响矩阵；(2) 产业协同集聚对技术创新的影响矩阵；(3) 加入中介变量后，技术创新对绿色经济效率的影响矩阵；(4) 加入中介变量后，产业协同集聚对绿色经济效率的影响矩阵。矩阵对角线元素表示直接效应，矩阵非对角线元素表示间接效应，行和表示接受的总效应，列和表示输出的总效应。

表 7 报告了短期效应矩阵，由于篇幅限制，表中仅选取了华中和华东地区的省份进行报告。以上海为例，除其自身以外，短期内上海制造业与生产性服务业协同集聚对浙江绿色经济效率的溢出影响最大(0.004 6)，其次是福建和江苏等；同样地，上海绿色经济效率短期内受到浙江产业协同集聚的影响最大(0.005 4)，其次是江苏和福建等，并且在一定程度上来说，空间距离越远的省份之间影响效应越小。同理可得对应的长期效应矩阵，对比短期效应矩阵，可以发现长期效应矩阵中的系数符号有明显改变，说明变量间的相互影响在短期和长期内具有明显差别，仅考察变量系数的点估计值也无法捕捉这种差异，由此得出的研究结论也是可能有偏误的。

表 7 效应分解的短期效应矩阵

Panel A:模型(1) <i>coagg</i> 对 <i>GEE</i> 中的影响矩阵										
	上海	江苏	浙江	安徽	福建	江西	山东	河南	湖北	湖南
上海	0.084 5	0.003 6	0.005 4	0.003 0	0.002 9	0.002 3	0.002 7	0.002 1	0.002 2	0.001 9
江苏	0.002 7	0.084 8	0.003 7	0.004 8	0.002 6	0.002 7	0.003 3	0.002 3	0.002 4	0.002 0
浙江	0.004 6	0.004 2	0.084 8	0.003 3	0.003 4	0.002 5	0.002 7	0.002 1	0.002 3	0.001 9
安徽	0.002 1	0.004 5	0.002 7	0.084 8	0.002 3	0.003 3	0.003 4	0.002 5	0.002 8	0.002 1
福建	0.002 9	0.003 4	0.003 9	0.003 3	0.084 3	0.002 9	0.002 6	0.002 3	0.002 5	0.002 1
江西	0.001 8	0.002 7	0.002 2	0.003 5	0.002 2	0.084 6	0.002 6	0.002 8	0.004 1	0.002 8
山东	0.001 9	0.003 0	0.002 2	0.003 3	0.001 8	0.002 4	0.084 9	0.002 6	0.002 5	0.002 0
河南	0.001 4	0.002 0	0.001 7	0.002 4	0.001 5	0.002 5	0.002 5	0.084 8	0.003 6	0.002 8
湖北	0.001 5	0.002 2	0.001 8	0.002 7	0.001 7	0.003 8	0.002 5	0.003 6	0.084 8	0.003 5
湖南	0.001 4	0.002 0	0.001 7	0.002 3	0.001 6	0.002 8	0.002 1	0.003 2	0.003 9	0.084 6
Panel B:模型(2) <i>coagg</i> 对 <i>tech</i> 中的影响矩阵										
	上海	江苏	浙江	安徽	福建	江西	山东	河南	湖北	湖南
上海	-0.352 7	-0.490 9	-0.734 0	-0.412 5	-0.396 7	-0.328 3	-0.372 0	-0.298 9	-0.313 8	-0.267 3
江苏	-0.368 4	-0.399 1	-0.511 2	-0.647 7	-0.355 2	-0.374 5	-0.451 3	-0.320 8	-0.344 8	-0.278 4
浙江	-0.624 9	-0.579 9	-0.392 8	-0.453 9	-0.457 9	-0.344 7	-0.375 5	-0.299 7	-0.320 5	-0.269 0
安徽	-0.294 4	-0.616 1	-0.380 6	-0.399 4	-0.324 1	-0.452 5	-0.463 9	-0.350 3	-0.394 0	-0.301 9
福建	-0.396 0	-0.472 6	-0.536 9	-0.453 3	-0.328 4	-0.398 0	-0.359 1	-0.318 6	-0.353 2	-0.300 1
江西	-0.247 3	-0.376 0	-0.305 0	-0.477 6	-0.300 3	-0.373 0	-0.362 6	-0.393 0	-0.567 3	-0.390 0
山东	-0.259 7	-0.419 9	-0.307 9	-0.453 7	-0.251 1	-0.336 0	-0.410 9	-0.359 9	-0.349 6	-0.279 2
河南	-0.202 4	-0.289 4	-0.238 4	-0.332 3	-0.216 1	-0.353 2	-0.349 1	-0.398 6	-0.494 5	-0.392 0
湖北	-0.216 2	-0.316 5	-0.259 3	-0.380 3	-0.243 7	-0.518 8	-0.344 9	-0.503 1	-0.395 2	-0.481 8
湖南	-0.202 4	-0.281 0	-0.239 3	-0.320 2	-0.227 6	-0.392 0	-0.302 8	-0.438 4	-0.529 6	-0.369 1
Panel C:模型(3) <i>tech</i> 对 <i>GEE</i> 中的影响矩阵										
	上海	江苏	浙江	安徽	福建	江西	山东	河南	湖北	湖南
上海	0.029 3	-0.005 7	-0.008 8	-0.004 8	-0.004 6	-0.003 8	-0.004 3	-0.003 4	-0.003 6	-0.003 0
江苏	-0.004 3	0.028 8	-0.006 0	-0.007 7	-0.004 1	-0.004 3	-0.005 2	-0.003 6	-0.003 9	-0.003 2
浙江	-0.007 5	-0.006 8	0.028 9	-0.005 3	-0.005 4	-0.004 0	-0.004 3	-0.003 4	-0.003 6	-0.003 0
安徽	-0.003 4	-0.007 3	-0.004 4	0.028 8	-0.003 8	-0.005 3	-0.005 4	-0.004 0	-0.004 5	-0.003 4
福建	-0.004 6	-0.005 5	-0.006 3	-0.005 3	0.029 6	-0.004 6	-0.004 1	-0.003 6	-0.004 0	-0.003 4
江西	-0.002 8	-0.004 3	-0.003 5	-0.005 6	-0.003 5	0.029 1	-0.004 2	-0.004 5	-0.006 7	-0.004 5
山东	-0.003 0	-0.004 9	-0.003 5	-0.005 3	-0.002 9	-0.003 8	0.028 7	-0.004 1	-0.004 0	-0.003 2
河南	-0.002 3	-0.003 3	-0.002 7	-0.003 8	-0.002 4	-0.004 1	-0.004 0	0.028 8	-0.005 8	-0.004 5
湖北	-0.002 4	-0.003 6	-0.002 9	-0.004 4	-0.002 8	-0.006 1	-0.003 9	-0.005 9	0.028 9	-0.005 6
湖南	-0.002 3	-0.003 2	-0.002 7	-0.003 6	-0.002 6	-0.004 5	-0.003 4	-0.005 1	-0.006 2	0.029 1
Panel D:模型(3) <i>coagg</i> 对 <i>GEE</i> 中的影响矩阵										
	上海	江苏	浙江	安徽	福建	江西	山东	河南	湖北	湖南
上海	0.098 2	0.002 3	0.003 5	0.001 9	0.001 9	0.001 5	0.001 7	0.001 3	0.001 4	0.001 2
江苏	0.001 7	0.098 0	0.002 4	0.003 1	0.001 7	0.001 7	0.002 1	0.001 5	0.001 6	0.001 3
浙江	0.003 0	0.002 7	0.098 0	0.002 1	0.002 2	0.001 6	0.001 7	0.001 4	0.001 5	0.001 2
安徽	0.001 4	0.002 9	0.001 8	0.098 0	0.001 5	0.002 1	0.002 2	0.001 6	0.001 8	0.001 4
福建	0.001 9	0.002 2	0.002 5	0.002 1	0.098 3	0.001 8	0.001 6	0.001 4	0.001 6	0.001 4
江西	0.001 1	0.001 7	0.001 4	0.002 2	0.001 4	0.098 1	0.001 7	0.001 8	0.002 7	0.001 8
山东	0.001 2	0.001 9	0.001 4	0.002 1	0.001 1	0.001 5	0.097 9	0.001 6	0.001 6	0.001 3
河南	0.000 9	0.001 3	0.001 1	0.001 5	0.001 0	0.001 6	0.001 6	0.098 0	0.002 3	0.001 8
湖北	0.001 0	0.001 4	0.001 2	0.001 7	0.001 1	0.002 4	0.001 6	0.002 3	0.098 0	0.002 3
湖南	0.000 9	0.001 3	0.001 1	0.001 5	0.001 0	0.001 8	0.001 4	0.002 0	0.002 5	0.098 1

表 8 报告了基于空间效应分解的中介效应结果,即关键变量产业协同集聚和技术创新的平均直接效应和平均间接效应。模型(1)为产业协同集聚对绿色经济效率的效应分析,从表中可以看出,产业协同集聚在短期内对本地区和其他地区的绿色经济效率具有显著溢出效应。原因可能在于,短期内制造业与生产性服务业间的关联机制可以产生一定的规模效益,从而促进绿色经济效率的提升;而产业协同集聚在长期内可能会存在“拥塞效应”,进而抑制绿色经济发展水平。模型(2)为产业协同集聚对技术创新的效应分析,可以看出,若仅考虑变量系数的点估计值,产业协同集聚对技术创新的影响并不显著,但空间效应分解的中介效应分析显示,产业协同集聚在短期内对其他地区的技术创新具有显著抑制作用,即产业集聚对技术创新的影响可能存在“拥塞效应”和“路径依赖效应”。模型(3)为纳入中介变量后,产业协同集聚和技术创新对绿色经济效率的效应分析,从表中可以看出,不论是基于系数点估计值的中介效应分析,还是基于空间效应分解的中介效应分析,产业协同集聚和技术创新对绿色经济效率的影响均显著为正,但后者可以进一步识别出产业协同集聚在短期内对本地区和其他地区的绿色经济效率具有显著正向溢出效应,技术创新在短期内对本地区的绿色经济效率具有显著正向溢出效应。

对于技术创新在产业协同集聚影响绿色经济效率中起到的作用,两类中介效应分析得出的结论存在明显差异,对比这两类中介效应分析的结果,可以发现如果仅考虑变量系数的点估计值,技术创新在产业协同集聚对绿色经济效率的影响中不具有“中介效应”,但其忽视了个体间的空间相关关系;而通过效应分解,可以发现技术创新在产业协同集聚对绿色经济效率的影响中具有“部分中介效应”。此外,在空间计量框架下,产业协同集聚、技术创新和绿色经济效率三者之间的关系在短期和长期内的影响也不尽相同,这也更加印证了考虑跨期动态效应的必要性。

表 8 关键变量的平均直接效应和平均间接效应

	变量关系	基于系数点估计值的 中介效应分析	基于空间效应分解的中介效应分析			
			短期直接	短期间接	长期直接	长期间接
模型(1)	$coagg \rightarrow GEE$	0.083 2** (0.048 7)	0.090 5* (0.046 9)	0.055 3* (0.193 0)	-0.584 0 (0.908 0)	-0.279 0 (13.760 0)
模型(2)	$coagg \rightarrow tech$	-0.162 0 (0.122 0)	-0.071 3 (0.116 0)	-2.049 0*** (0.492 0)	0.403 0 (7.202 0)	-13.420 0 (118.300 0)
模型(3)	$coagg \rightarrow GEE$	0.099 0** (0.049 1)	0.107 0** (0.046 2)	0.071 1* (0.215 0)	-0.602 0 (0.707 0)	0.602 0 (18.120 0)
	$tech \rightarrow GEE$	0.031 4** (0.012 6)	0.030 5** (0.012 0)	0.029 4 (0.058 3)	0.176 0 (0.271 0)	-0.039 1 (7.511 0)

(三)稳健性检验

为使研究结论更为稳健可靠,本文通过替换被解释变量计算方法的方式,对表 6 中的估计结果进行稳健性检验,具体结果如表 9 所示。将稳健性检验的结果与表 6 进行对比,可以发现结果没有显著差异。

在稳健性检验中,本文对比了基于系数点估计值和基于空间效应分解的中介效应分析结果差异,具体如表 10 所示。模型(1)中,产业协同集聚在短期和长期内对本地区的绿色经济效率具有显著促进作用。模型(2)中,基于系数点估计值的中介效应分析,产业协同集聚对技术创新的影响是不显著的,但空间效应分解的中介效应分析显示,产业协同集聚在短期内对其他地区的技术创新具有显著抑制作用。模型(3)中,基于系数点估计值的中介效应分析,技术创新对绿色经济效率的影响并不显著;而基于空间效应分解的中介效应分析,可以识别出技术创新在短期内对其他地区的绿色经济效率具有显著正向影响。对于技术创新是否起到中介作用,两类中介效应分析得出的结论同样存在差异。基于系数点估计值的中介效应分析中,技术创新不具有“中介效应”;基于空间效应分解的中介效应分析中,技术创新在产业协同集聚对绿色经济效率的影响中

仍具有“部分中介效应”。

表 9 静态 SDM 和动态 SDM 的稳健性估计结果

	模型(1)		模型(2)		模型(3)	
	静态 SDM	动态 SDM	静态 SDM	动态 SDM	静态 SDM	动态 SDM
$W * GEE$	-0.820 0*** (0.224 0)	0.683 0*** (0.225 0)			-0.808 0*** (0.223 0)	0.679 0*** (0.225 0)
$L.GEE$		0.477 0*** (0.052 8)				0.468 0*** (0.053 0)
$W * L.GEE$		0.991 0** (0.394 0)				0.976 0** (0.393 0)
$W * tech$			-0.786 0*** (0.214 0)	0.601 0*** (0.214 0)	0.082 2 (0.148 0)	0.111 0 (0.148 0)
$L.tech$				0.873 0*** (0.031 4)		
$W * L.tech$				0.344 0 (0.281 0)		
$coagg$	0.232 0*** (0.080 0)	0.184 0** (0.083 8)	0.170 0 (0.184 0)	-0.162 0 (0.122 0)	0.226 0*** (0.080 3)	0.181 0** (0.084 4)
$W * coagg$	0.826 0* (0.488 0)	0.753 0 (0.513 0)	-1.697 0 (1.135 0)	-3.177 0*** (0.759 0)	0.930 0* (0.504 0)	0.877 0* (0.527 0)
$tech$					0.042 3** (0.021 0)	0.025 9 (0.021 6)
Z	控制	控制	控制	控制	控制	控制
WZ	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	420	390	420	390	420	390
R^2	0.002	0.704	0.004	0.944	0.001	0.813

表 10 稳健性检验中关键变量的平均直接效应和平均间接效应

		基于系数点估计值的 中介效应分析	基于空间效应分解的中介效应分析			
			短期直接	短期间接	长期直接	长期间接
模型(1)	$coagg \rightarrow GEE$	0.184 0** (0.083 8)	0.175 0** (0.081 7)	0.381 0 (0.316 0)	0.341 0* (0.244 0)	0.0824 (0.375 0)
模型(2)	$coagg \rightarrow tech$	-0.162 0 (0.122 0)	-0.071 3 (0.116 0)	-2.049 0*** (0.492 0)	0.403 0 (7.202 0)	-13.420 0 (118.300 0)
模型(3)	$coagg \rightarrow GEE$	0.181 0* (0.084 4)	0.167 0** (0.080 6)	0.503 0 (0.352 0)	0.284 0* (0.223 0)	0.226 0 (0.378 0)
	$tech \rightarrow GEE$	0.025 9 (0.021 6)	0.023 0 (0.020 7)	0.055 8* (0.092 3)	0.042 3 (0.057 8)	0.017 6 (0.100 0)

综上可知,相较于基于系数点估计值的中介效应分析,基于空间效应分解的中介效应分析可以更加细致准确地分析中介效应,因此,在存在空间效应的前提下,使用基于空间效应分解的中介效应分析方式更加准确科学,而仅考虑系数点估计值的中介效应分析可能会导致实证结果出现偏误,进而可能得出误导性的研究结论。

六、结论与启示

(一)研究结论

新质生产力赋能的产业协同集聚能够集中创新资源、促进产业与技术创新深度融合,为绿色经济发展提供强大的技术支持。本文利用非期望 SBM 模型,测度了 2009—2022 年中国 30 个省份的绿色经济效率,并基于空间计量模型,通过将空间效应分解为短期直接效应、短期间接效应、

长期直接效应和长期间接效应,实证考察了新质生产力赋能的制造业与生产性服务业产业协同集聚对绿色经济效率的影响以及技术创新在其中所起的中介作用。结果显示:(1)中国省际间的绿色经济效率具有显著的空间交互效应和跨期交互效应。(2)产业协同集聚在短期内对本地区及其他地区的绿色经济效率具有显著促进作用,长期内可能存在过度集聚而产生“拥塞效应”。(3)产业协同集聚在短期内对其他地区的技术创新具有显著抑制作用,即产业集聚可能存在“拥塞效应”和“路径依赖效应”进而阻碍其他地区的技术创新发展。(4)传统中介效应分析和基于空间计量模型的中介效应分析具有明显差异,传统中介效应分析方法下,技术创新在产业协同集聚对绿色经济效率的影响中不具有“中介效应”,而基于空间计量模型的中介效应分析,技术创新则具有“部分中介效应”。在存在空间效应的前提下,仅考虑系数点估计值的中介效应分析可能会导致实证结果出现偏误,因此使用基于空间效应分解的中介效应分析方法更加准确科学。

(二)研究启示

首先,中国各省的绿色经济效率存在显著的正向空间相关性。地区共同发展绿色经济不仅是新质生产力实践的重要体现和应用领域,也是推动绿色可持续发展的关键路径,因此,应鼓励各地区充分发挥自身优势,加强区域合作共赢理念。具体而言,各地应建立健全区域间绿色经济协同发展机制。例如,定期召开区域间绿色经济协同发展联席会议;设立专门负责绿色经济协同发展的部门;加强区域间绿色政策法规的对接与交流,确保各区域绿色政策法规的一致性和协调性;降低绿色贸易壁垒,促进绿色产品和服务在区域间的自由流动;强化区域间绿色经济发展的宣传以提高公众对绿色经济的认识和参与度,逐步形成绿色发展理念深入人心、绿色经济协同发展的新格局。其次,产业协同集聚在短期内对绿色经济效率具有显著促进作用,长期内可能存在“拥塞效应”。产业协同集聚是形成和提升新质生产力不可或缺的一个阶段,因此,可以在短期内以提高产业协同集聚水平为目标,长期视角下着重于提升产业集聚质量,以进一步发挥产业协同集聚对绿色经济效率的正外部性。一方面,短期内中央政府可以提供土地、税收激励等优惠政策,吸引更多的企业同一区域内聚集;鼓励技术创新和知识共享,通过建立技术创新中心或孵化器等机构,促进企业之间的合作与交流。另一方面,鼓励产业的多元化发展,避免过度依赖某一特定产业以降低产业集聚过程中的风险;注重生态环境保护,在产业集聚的过程中合理规划和利用资源;强调创新驱动的发展模式,通过技术创新和管理创新提高产业集聚的竞争力和可持续发展能力。最后,产业协同集聚在短期内对其他地区的技术创新具有显著抑制作用。技术创新是新质生产力发展的核心要素和内在驱动力,因此,应强化产业协同集聚的技术和知识溢出效应,增强产业协同集聚对技术创新的正外部性进而提升绿色经济效率。具体而言,各级地方政府可以建立开放式创新平台,促进企业间的合作与交流,使得不同企业可以共享技术和知识资源,加速技术创新和知识转移;加强产学研合作,鼓励产业与高校、科研机构之间的合作,推动科研成果的转化和应用;制定和完善统一的技术标准和规范,降低技术壁垒以加速技术的传播和应用。

参考文献:

- [1] 张广胜,陈晨. 产业集聚与城市生态效率动态关系研究 [J]. 科技进步与对策,2019(13):48-57.
- [2] 于斌斌,杨宏翔,金刚. 产业集聚能提高地区经济效率吗?——基于中国城市数据的空间计量分析 [J]. 中南财经政法大学学报,2015(3):121-130.
- [3] 伍先福. 生产性服务业与制造业协同集聚提升全要素生产率吗? [J]. 财经论丛,2018(12):13-20.
- [4] 关海玲,武祯妮. 地方环境规制与绿色全要素生产率提升——是技术进步还是技术效率变动? [J]. 经济问题,2020(2):118-129.
- [5] WANG K,WEI Y M. China's regional industrial energy efficiency and carbon emissions abatement costs [J]. Applied energy, 2014,130:617-631.
- [6] 林晓,徐伟,杨凡,等. 东北老工业基地绿色经济效率的时空演变及影响机制——以辽宁省为例 [J]. 经济地理,2017(5):125-132.
- [7] 岳鸿飞,徐颖,吴璘. 技术创新方式选择与中国工业绿色转型的实证分析 [J]. 中国人口·资源与环境,2017(12):196-206.
- [8] 钱争鸣,刘晓晨. 我国绿色经济效率的区域差异及收敛性研究 [J]. 厦门大学学报(哲学社会科学版),2014(1):110-118.

- [9] YUE S.J., YANG Y., HU Y.Y. Does foreign direct investment affect green growth? evidence from China's experience [J]. Sustainability, 2016(2):158.
- [10] 李繁荣, 尚云舟, 薛紫玥. 外商直接投资对我国绿色发展的影响——基于中国 260 个地级市的数据验证 [J]. 经济问题, 2022(4):75-84.
- [11] 林伯强, 谭睿鹏. 中国经济集聚与绿色经济效率 [J]. 经济研究, 2019(2):119-132.
- [12] 张军涛, 朱悦, 游斌. 产业协同集聚对城市经济绿色发展的影响 [J]. 城市问题, 2021(2):66-74+94.
- [13] 黄庆华, 时培豪, 胡江峰. 产业集聚与经济高质量发展: 长江经济带 107 个地级市例证 [J]. 改革, 2020(1):87-99.
- [14] 金浩, 刘肖. 产业协同集聚、技术创新与经济增长——一个中介效应模型 [J]. 科技进步与对策, 2021(11):46-53.
- [15] 李成刚, 杨兵, 苗启香. 技术创新与产业结构转型的地区经济增长效应——基于动态空间杜宾模型的实证分析 [J]. 科技进步与对策, 2019(6):33-42.
- [16] 刘胜, 李文秀, 陈秀英. 生产性服务业与制造业协同集聚对企业创新的影响 [J]. 广东财经大学学报, 2019(3):43-53.
- [17] 汤长安, 张丽家. 产业协同集聚的区域技术创新效应研究——以制造业与生产性服务业为例 [J]. 湖南师范大学社会科学学报, 2020(3):140-148.
- [18] 谢波. 资源产业集聚、技术创新能力与区域经济增长——基于省际面板的实证分析 [J]. 科技进步与对策, 2013(7):31-36.
- [19] 原毅军, 郭然. 生产性服务业集聚、制造业集聚与技术创新——基于省级面板数据的实证研究 [J]. 经济学家, 2018(5):23-31.
- [20] BARON R.M., KENNY D.A. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: conceptual, strategic, and statistical considerations [J]. Journal of personality and social psychology, 1986(6):1173-1182.
- [21] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 等. 中介效应检验程序及其应用 [J]. 心理学报, 2004(5):614-620.
- [22] LESAGE J.P., PACE K.R. Introduction to spatial econometrics [M]. New York: Taylor & Francis Group, 2009.
- [23] LESAGE J.P., PACE K.R. A matrix exponential spatial specification [J]. Journal of econometrics, 2007(1):190-214.
- [24] YU J.H., DE JONG R., LEE L.F. Quasi-Maximum likelihood estimators for spatial dynamic panel data with fixed effects when both n and T are Large [J]. Journal of Econometrics, 2008(1):118-134.
- [25] TONE K. Dealing with undesirable outputs in DEA: a slacks-based measure (SBM) approach [EB/OL]. (2007-04-10) [2024-02-26]. <http://scienedinks.jp/east>.
- [26] 孙振清, 鲁思思, 刘保留. 省级区域生态效率评价及提升路径研究——基于超效率 SBM 模型和 Tobit 回归 [J]. 生态经济, 2021(1):124-129.
- [27] 单豪杰. 中国资本存量 K 的再估算: 1952~2006 年 [J]. 数量经济技术经济研究, 2008(10):17-31.
- [28] 朱风慧, 刘立峰. 我国产业结构升级与经济高质量发展——基于地级及以上城市经验数据 [J]. 云南财经大学学报, 2020(6):42-53.

Industrial Collaborative Agglomeration, Technological Innovation and Efficiency of Green Economy from New Quality Productivity: A Mediation Effect Analysis based on Spatial Econometric Model

SUN Xuqin^{1,2}, LU Xueyan³

(1. Nanjing Sport Institute, Nanjing 210014, China;

2. School of Government, Nanjing University, Nanjing 210014, China;

3. School of Business, Hohai University, Nanjing 211100, China)

Abstract: Based on provincial-level data from 2009 to 2022, this paper combines spatial econometric model and mediation effect analysis to investigate the influence of industrial collaborative agglomeration enabled by new quality productivity on green economy efficiency and the mediating role of technological innovation. Compared with the traditional mediation effect analysis, this method which considered spatial effect can correct the errors caused by ignoring spatial correlation, and identify the influence relationship between variables more accurately through spatial effect decomposition. The results show that, firstly, the efficiency of green economy among provinces in China has significant spatial and intertemporal interaction effects. Secondly, the collaborative agglomeration has a significant promoting effect on the efficiency of the region itself and others in a short term. While in a longer term, excessive agglomeration may produce “congestion effect”. Thirdly, the agglomeration has a significant negative impact on other regions’ technological innovation in a short term, indicating that the influence on technological innovation may have “congestion effect” and “path dependence effect”. Fourthly, there is a significant difference between the traditional mediation effect analysis and the spatial econometric model-based mediation effect analysis. Technological innovation does not have a “mediation effect” under the traditional method, but the spatial econometric model-based mediation effect analysis shows that technological innovation has a “partial intermediary effect” in the impact of industrial collaborative agglomeration on the green economy efficiency.

Key words: new quality productivity; industrial collaborative agglomeration; technological innovation; efficiency of green economy; spatial econometrics; mediation effect

责任编辑 任剑乔
网 址: <http://xbbjb.swu.edu.cn>