

产业集聚对中国农业净碳效应的影响研究

田云,尹恣昊

(中南财经政法大学 工商管理学院,湖北 武汉 430073)



摘要 利用空间计量方法分析我国产业集聚对农业净碳效应的影响及其空间溢出效应,结果表明:2018年我国各省区农业净碳效应存在明显差异且两极分化严重;与2000年相比,各地农业净碳效应已出现均衡化趋势,整体梯度差异逐渐趋于收敛,高值省份数量增加且变化较大,低值省域数量减少且变化不大。产业集聚与农业净碳效应均存在空间自相关性,二者之间呈现“正N”型关系,即随着农业产业集聚程度的不断提升,农业净碳效应表现出“先增、后减、再增”的三阶段变化特征;从实际影响来看,区域内产业集聚度每提升1个百分点可促使农业净碳效应量增加1.621%;除此之外,农业公共投资、农业产业结构、区域经济发展水平等变量也表现出了一定的正向效应但作用力度要明显偏弱。产业集聚对农业净碳效应具有显著的溢出效应,并表现为区域间溢出和区域内溢出。具体而言,邻近地区产业集聚度每提升1%可促使本地农业净碳效应增加2.286%,而本地产业集聚对邻近地区产生影响后因受反馈作用自身农业净碳效应还会额外增加0.060%。

关键词 产业集聚;农业碳排放;核密度估计;空间杜宾模型;溢出效应

中图分类号:F 323.2 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2021)03-0107-11

DOI 编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2021.03.012

近年来,为了更好地应对全球气候变化,联合国召开了一系列立足于碳减排责任分担的气候会议,并达成了一揽子框架协定。即便如此,全球温室气体排放量仍未得到根本控制,持续升温态势也并未缓解。联合国环境规划署(UNEP)《2019年排放差距报告》显示,2018年全球温室气体排放量创下历史新高,达到了553亿吨,同时各国碳排放差距正处于逐年扩大态势。面对如此不利情形,2019年12月15日于马德里闭幕的《联合国气候变化框架公约》第25次缔约方大会创造了“筹备时间最短”和“谈判时间最长”两大历史记录,会上特别强调要运用“以自然为基础的解决方案”来应对气候变化。作为全球气候治理的积极参与者和支持者,中国是《联合国气候变化框架公约》的首批缔约国,不仅为达成《京都协议书》《巴黎协定》及其实施细则作出了重要贡献,自身更是在第七十五届联合国大会上向世界各国庄重承诺,将力争在2030年以前使碳排放量达到峰值,并努力争取于2060年之前实现碳中和。该承诺倘若付诸实施,我国在《巴黎协定》所确定的碳中和目标或许能提前5~10年实现。不同于二、三产业单一的碳排放特征,兼具碳源与碳汇双重属性的农业在推进碳中和工作中显然更能发挥作用。在此境况下,不断拓宽减排增汇路径,加快推进农业生产低碳转型已刻不容缓。

为了更好地推进农业生产低碳转型,越来越多的学者开始围绕农业碳问题展开探讨,并形成了较为丰硕的研究成果,主要集中在以下三个方面:一是农业碳排放相关研究。其中,早期主要聚焦于农业碳排放的精准测算,如West等^[1]从种子培育、化肥、农药以及灌溉等农资投入视角考察了种植业碳排放,Johnson等^[2]将农业碳排放源划分为水稻种植、农业能源利用、生物燃烧、牲畜肠道发酵与粪便管理以及农业废弃物处理等几个方面,并以此为基础展开相关测度。而后,随着研究的不断深入,

收稿日期:2021-01-29

基金项目:国家自然科学基金青年项目“巴黎协定下中国农业碳排放权省域分配及协同减排策略研究”(71903197);中央高校基本科研业务费专项资金资助项目“碳排放权分配视域下的中国农业碳减排补偿机制与支持政策研究”(2722020JCT020)与“产业集聚对农业净碳效应影响研究”(202111075)。

一些学者开始围绕中国农业碳排放的结构特征^[3]、时空演变规律^[4]、驱动机理^[5]等问题展开系统探讨。综合研究表明,近年来我国农业碳排放量总体处于上升趋势且区域差异明显,其驱动因素虽因时因地而异,但农业经济发展是导致其数量变化的关键动因。与此同时,还有不少学者围绕某一特定因素与农业碳排放之间的相互关系展开探究,并得到农业经济增长是主要驱动因素^[6]、农业机械化水平提升可促进农业碳减排而产业升级会加剧碳排放^[7]、农地经营规模对碳排放的影响取决于不同要素的投入强度^[8]、农业技术创新显著抑制了农业碳排放^[9]等一系列有价值结论。二是农业净碳效应相关研究。一方面,有学者在厘清我国农业净碳汇量的基础上^[10],深入探究其空间分异格局^[11]与时空演变特征^[12],研究发现,近年来我国农业净碳汇的空间相关性不断增强,地区间差距正逐步缩小。另一方面,还有学者着眼于农业净碳效应驱动机理的深度剖析,结果表明,其增长变化主要依赖于经济因素,而效率、劳动力等因素所起作用正好相反^[13]。除此之外,一些学者还围绕农业净碳汇的生态补偿价值^[14-15]展开探讨,发现农作物相比林木具有更高的碳补偿价值,且省际补偿水平存在明显差异。三是产业集聚与农业碳问题之间的相互关系研究。为实现经济增长与农业生产低碳转型的同步推进,有学者开始围绕产业集聚与农业碳排放之间的关系展开探究,如胡中应^[16]通过系统研究发现,二者之间存在明显的“倒U”型特征;而李文华等则进一步探讨了省际层面的空间分异特征^[17]。与此同时,还有学者剖析了产业集聚对农业碳效率、碳生产率的影响,其中前者不仅梳理了其影响机理,还深入剖析了不同地区农业碳效率的空间效应^[18],而后者则着重检验了产业集聚对农业碳生产率的“锁定”与“拥挤”效应,并指出克服这些问题的关键在于产业集聚的全面转型升级^[19]。

纵览文献可知,目前关于中国农业碳问题的研究已极为丰富,涉及测算指标体系的构建、时空特征的分析、相关影响机理的探讨等方面,这为后续研究的进一步深入奠定了坚实基础。但同时,现有研究仍存在一定不足,具体表现在以下3个方面:第一,关于影响机理的分析目前仍聚焦于农业碳排放抑或农业碳效率,而较少关注农业净碳效应。第二,在对农业净碳效应进行探究的过程中,主要基于截面视角考察其分布现状与空间集聚特征,一定程度上忽视了对其动态演变轨迹的探讨。第三,大多数学者都是围绕产业集聚与农业碳排放之间的相互关系展开分析,而较少探讨其对农业净碳效应的影响,尤其缺乏对其溢出效应的关注。有鉴于此,本文尝试弥补这些不足,具体而言,将以我国30个省(市、自治区)^①为研究对象,首先厘清各自农业净碳效应数量并剖析其动态演进轨迹;而后,探讨产业集聚对农业净碳效应的具体影响与作用力度,并分析其空间溢出效应;最后,基于研究结论提出针对性策略,以为农业经济与农业净碳效应“双增”目标的实现提供必要的参考依据。

一、理论分析与研究假设

农业产业集聚是指各类农业经济活动主体通过有机整合,为更好地发挥农业生产的比较优势、提高农业生产综合能力,而在特定区域内形成一定规模集聚的经济现象^[20]。起初,得益于我国不同地区资源禀赋与自然条件所存在的显著异质性特征,加之市场和政府的有效引导,各区域相应出现了具有比较优势的农产品生产集聚区,进而推动了某种优势农产品产业集聚的形成^[21]。当前,随着农业规模化与集约化生产程度的不断提高,农业产业集聚已经成为破除中国农业诸多问题的一条必经之路^[22]。所谓农业净碳效应,具体指代农业生产过程中所产生的碳吸收(碳汇)与其碳排量之间的差额;需要说明的是,考虑到林地和草地尚未形成统一的测算标准且不易被人类活动所干预^[10]的现实境况,我们在对碳汇进行测度时仅考察种植业,即农作物生长全生命周期所产生的碳吸收,而不涉及林地或者草地碳汇。由农业净碳汇的定义可知,其增加的关键在于“增汇减排”。而在现实中,种植业水平的提升会对农业碳汇量产生正向影响^[23],农用物资利用效率的显著提升^[13]又可减少碳排放,这一切显然与产业集聚存在密切关联:一方面,产业集聚能促进种植业产出能力的提升,由此实现农业碳汇量的增加;另一方面,产业集聚通过经验溢出、技术溢出可以有效推进农业碳减排^[24]。据此,构建农业产业集聚对农业净碳效应的影响机理如图1所示。

① 由于部分甚至全部数据缺失,西藏以及港、澳、台地区均不在本次研究的考察之列。

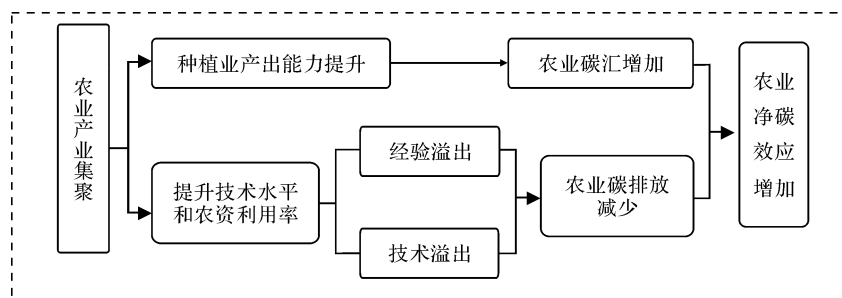


图1 农业产业集聚对农业净碳效应的影响机理

由图1可知,一方面,伴随着农业的产业集聚,种植业生产的标准化与规模化会逐步显现,由此促使其产出能力得到提升,进而带来农业碳汇量的增加。另一方面,产业集聚所诱发的基础设施共享与管理模式创新,均有助于农业生产技术水平的进步与农资利用效率的提升,进而带来农业生产成本的降低、农业碳排放量的减少与农业经济水平的增长。更为关键的是,此类增长还能引起周边地区的效仿和竞争,并通过管理经验和技术的溢出形成更大范围的产业集聚,由此促使农业碳排量进一步减少。最终,增汇减排的同步实现会使得农业净碳效应得到显著增加。但是,整个过程却也很难一帆风顺,通常会经历一定起伏。一般而言,早期农业产业因气候、土壤、地理等多重因素的影响,在某一时段或特定区域形成了具有特殊优势的要素和产业集中,一定程度上实现了农业基础设施共享、劳动力互助与农业技术创新,由此确保了种植业产出能力与农资利用效率的共同提升,增汇减排效应显现,农业净碳水平得以增加。到了中期,由于集聚规模偏少,基础设施不够完善、技术创新存在风险、资源配置与管理模式皆难达到最优状态等一系列问题的存在,导致经验与技术溢出效果难以完全凸显,其减排带动效应由此受到制约;同时,因要素和产业集中产生的价格指数效应^[25]已降本增利,具备相似条件的周边地区其同类产业开始形成竞争,为了追求产出与红利,农用物资过度使用、边际减排成本增加等问题开始显现,由此导致农业碳排放量激增,加之该阶段农业碳汇量增幅有限,致使农业净碳效应在一定时间内会出现下降态势。而到了后期,产业集聚通过边际生产成本降低、农业生产效率提升等方式实现地区工资水平增加,由此形成“中心-外围”格局,并促使农村劳动力跨区域流动^[26]以及部分产业向周边地区转移,进而引发新一轮的产业集聚。在此格局之下,农业基础设施逐渐完善、技术创新成本与风险不断下降、资源配置与管理模式逐步达到最优状态,同时淘汰机制的开始形成促使周边地区与其合作并产生良性互动,进而形成更大范围的产业集聚,在其循环累积作用之下管理经验与技术水平的不断溢出使得农业碳排放量进一步减少,加之该阶段种植业产出水平的提升会带来农业碳汇量的增加,由此确保了农业净碳效应的持续增长。据此,本文提出假设:

H₁: 产业集聚对中国农业净碳效应的影响存在非线性特征,且最终表现为促进作用。

H₂: 产业集聚对中国农业净碳效应的影响在空间上存在溢出效应,即产业集聚在促进本地农业净碳效应增长的同时,也会带动邻近地区一定程度的增长。

二、变量、研究方法 with 数据来源

1. 变量设定

(1) 农业净碳效应(ANC),亦称农业净碳汇。其为本研究的被解释变量,如前文所述,具体指代农业碳汇与农业碳排放之间的差额。其中,农业碳汇重点考察种植业碳汇,而不涉及林业、草地碳汇;农业碳排放则基于农用物资使用、水稻生长以及畜禽养殖等三个不同维度进行测度并加总。

(2) 产业集聚(LQ),其为本文的核心解释变量。目前,产业集聚的测度方法包含行业集中度、赫芬达尔-赫希曼指数、区位商和空间基尼系数等,各自适用范围也不尽相同。其中,行业集中度主要适用于企业市场集聚程度的计算,赫芬达尔指数在产业集聚度的测量中运用更为广泛,而空间基尼系数

则更倾向于对制造业分布进行考察^[27]。基于数据的可获取性以及消除区域规模差异因素^[28]的考量,本文选用区位商对产业集聚进行测度,其具体表达式为: $LQ_{ab} = (Q_{ab} / Q_b) / (Q_a / Q)$ 。式中, LQ_{ab} 表示 b 地区农业产业的区位商, Q_{ab} 为 b 地区农林牧渔业总产值, Q_b 表示 b 地区国内生产总值, Q_a 为全国农林牧渔业总产值, Q 为全国国内生产总值;在此基础上,加入 LQ_{ab}^2 和 LQ_{ab}^3 来考察产业集聚与农业净碳效应之间的非线性关系。

(3)其他解释变量。在借鉴已有研究成果^[17-18]的基础上,选取控制变量如下:农业经济发展水平(AGDP)。通常情况下,农业经济发展水平的高低不一显然会影响各地的农业生产水准,进而影响到农业净碳效应,为此有必要将其作为解释变量,并以各地区人均农业增加值作为替代指标,其计算公式为,人均农业增加值=农业增加值/第一产业从业人口。农业公共投资(API)。已有研究表明,农业公共投资的增加一定程度上可以减少碳排放量^[3],而净碳效应的多寡又与农业碳减排量紧密相关,为此本文也将其作为解释变量,具体以各地农林牧渔固定资产投资额为准,并取其对数。农业产业结构(AIS)。由前文分析可知,农业净碳效应水平与农业碳汇密切相关,而这一切均源于种植业,为此有必要将农业产业结构也作为重要解释变量,具体以种植业占农林牧渔总产值的比重作为衡量标准。区域经济发展水平(RGDP)。一般而言,地区整体经济发展水平通常会对当地农业生产产生影响,而农业发展程度的好坏又会影响到农业净碳效应,为此也将其作为解释变量,并以各省区人均 GDP 作为该指标的衡量依据。

2.研究方法

为了达到最终研究目的,本文将综合运用核密度估计、全局空间自相关、空间杜宾模型等多种方法展开分析。具体而言,首先利用核密度估计法分析我国各省区农业净碳效应的动态演进特征;其次,运用全局空间自相关法探讨产业集聚与农业净碳效应这两大核心变量是否具有空间自相关性;最后,倘若二者均存在空间自相关,则采用空间杜宾模型探讨产业集聚对农业净碳效应的影响及其空间溢出效应。具体分析方法与数据来源介绍如下:

(1)核密度估计法。核密度估计法是重要的非参数估计法之一。它是基于数据自身出发,不对其分布附加任何假定,而通过估计随机变量的概率密度并拟合出一条光滑且连续的曲线来分析问题的一种方法。相比其他方法,核密度曲线能较为直观地揭示随机变量的分布位置、形态和延展性等方面信息,其计算公式为:

$$f(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n k\left(\frac{x_i - x}{h}\right) \quad (1)$$

式(1)中, $k\left(\frac{x_i - x}{h}\right)$ 为核函数, h 为带宽, n 为观测值个数, x_i 为观测点值, x 为均值。接下来,将选取使用频率较高的高斯核函数来分析中国农业净碳效应的动态演进特征。

(2)全局空间自相关。全局空间自相关一般用于探究整个研究区域的空间模式与特征,通过某一测算指数来反映一个区域在空间上与其他相邻区域间的相关程度。本文将采用全局空间自相关指数(Global Moran's I)来衡量产业集聚水平与农业净碳效应的空间自相关性,其计算公式如下:

$$I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{(\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}) \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2} \quad (2)$$

$$s^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2 \quad (3)$$

式(2)中, I 为全局空间自相关指数, W_{ij} 为空间权重矩阵,由于邻接空间权重矩阵无法衡量一个地区与不相邻地区之间的影响和作用程度,故参考袁华锡等^[29]的研究通过构建地理距离权重矩阵(两地质心距离倒数的平方)来把握更远距离省际的空间作用影响。全局空间自相关指数数值域为 $[-1, 1]$,当 I 取值落在 $[0, 1]$ 之间时,研究区域呈现空间正相关即集聚程度,且数值越接近 1 正相关

性越强;当I取值落在 $[-1,0]$ 之间时,研究区域呈现空间负相关即离散程度,且数值越接近-1负相关性越强;当I取值趋近于0或等于0时,研究区域为独立随机分布。

(3)空间杜宾模型。空间杜宾模型适用于通过极大似然法进行估计^[30],本文采用此方法不仅可以从时空维度探究产业集聚对农业净碳效应的影响程度,而且还可同时考察空间相关性与空间溢出效应。为此,构建被解释变量为农业净碳效应,解释变量为产业集聚以及部分控制变量的空间计量模型如下:

$$Y_{it} = \alpha_i + \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} Y_{jt} + \beta X_{it} + \varphi \sum_{j=1}^n W_{jt} X_{jt} + \mu_i + \xi_t + \epsilon_{it} \quad (4)$$

式(4)中, i, j 表示不同省份, t 代表各年份, W_{ij} 为空间权重矩阵; Y_{it} 为被解释变量, X_{it} 为核心解释变量与控制变量; ρ, φ 为相应的空间自回归系数; μ_i 和 ξ_t 表示双固定效应, ϵ_{it} 表示随机误差项。后续分析中,将在使用地理距离矩阵的基础上,引入邻接空间权重矩阵(两地相邻为1,否则为0)、反距离矩阵(两地质心距离的倒数)^[29]等作为替代进行稳健性检验,以克服权重矩阵设定可能导致的误差。

3.数据来源与处理

农业碳排放与农业碳汇数据均源自本人测度,相关测算方法及数据来源参照田云等^[13]的研究,在此限于篇幅就不做详尽介绍。本文所用其他数据分别出自《中国统计年鉴》《中国统计摘要》《中国农村统计年鉴》《中国财政年鉴》《中国固定资产投资统计年鉴》以及各省区的相关统计年鉴或者国民经济和社会发展统计公报。需要说明的是,为了确保年际间的可比性,所有经济类数据均按2000年不变价进行调整。各变量的描述性统计结果如表1所示。

表1 变量的描述性统计结果

N=570

变量名称	单位	平均数	标准差	最小值	最大值
农业净碳效应 ANC	亿吨	0.131	0.132	-0.022	0.645
产业集聚 LQ	—	0.926	0.463	0.050	2.711
农业经济发展水平 AGDP	万元/人	0.902	0.500	0.162	2.752
农业公共投资 API	亿元	299.506	422.815	0.671	2983.382
农业产业结构 AIS	%	53.874	9.922	35.563	80.899
区域经济发展水平 RGDP	万元/人	2.401	1.874	0.266	11.860

三、结果分析

1.农业净碳效应的现状分析

(1)农业净碳效应的时空比较。测算30个省(市、自治区)的农业净碳效应结果如表2所示,限于篇幅,表中仅列出了2000年和2018年的相关结果。通过比较可知,2018年农业净碳效应排在首位的地区是河南,高达6446.81万吨;黑龙江以微弱劣势紧随其后,也达到了6023.84万吨;山东、广西、河北依次排在3~5位,其农业净碳效应量分别为5090.69万吨、3658.30万吨和3222.46万吨。与此对应,青海、福建作为仅有的两个农业净碳效应为负值的省份,排在倒数一、二位,其数量分别为-220.17万吨和-25.29万吨;北京、海南和上海依次排在倒数3~5位,其农业净碳效应量分别为12.97万吨、26.34万吨和29.61万吨。综合来看,各地区农业净碳效应量差异明显,排在前10位的地区占到了净碳效应总量的73.19%,而后10位的地区只占到了2.85%,两极分化较为严重。除了绝对数量的差异外,各地区农业净碳效应的增减变化趋势也不尽相同。相比2000年,有23个地区呈现增长态势且以内蒙古增幅最大,高达341.47%;新疆、黑龙江、吉林和广西依次排在2~5位,其增幅分别为241.51%、219.61%、160.87%和144.95%。余下7个省份则表现出了下降趋势且以福建降幅最大,高达118.12%;北京、浙江依次排在降幅榜二、三位,分别为88.27%和78.48%。整体而言,过去的18年间,绝大多数地区农业净碳效应量的增减变化都在50%以上,而这显然与各类农用物资投入数量的变化、农业产业结构的优化调整等紧密相关。

表 2 中国 30 个省(市、自治区)的农业净碳效应比较

万吨

地区	2000 年	2018 年	变化率/%	地区	2000 年	2018 年	变化率/%
北京	110.56	12.97	-88.27	江西	429.50	641.03	49.25
天津	102.48	173.89	69.69	广东	880.56	844.60	-4.08
河北	1949.08	3222.46	65.33	广西	1493.48	3658.30	144.95
山西	558.63	1103.42	97.52	海南	108.57	26.34	-75.74
内蒙古	581.92	2569.00	341.47	福建	139.58	-25.29	-118.12
上海	66.08	29.61	-55.19	四川	1765.47	2167.25	22.76
江苏	1631.85	2413.19	47.88	重庆	522.09	594.50	13.87
浙江	456.93	98.32	-78.48	贵州	533.26	553.81	3.85
山东	3314.12	5090.69	53.61	云南	1169.64	1666.30	42.46
安徽	1304.47	2644.04	102.69	陕西	726.91	871.98	19.96
辽宁	707.08	1706.09	141.29	甘肃	342.55	604.94	76.60
吉林	1157.94	3020.73	160.87	新疆	804.61	2747.80	241.51
黑龙江	1884.76	6023.84	219.61	青海	-197.13	-220.17	-11.69
湖北	1261.45	1522.31	20.68	宁夏	138.16	231.50	67.56
湖南	1052.99	1256.34	19.31	合计	28351.29	51696.60	82.34
河南	3353.70	6446.81	92.23	—	—	—	—

(2)农业净碳效应的动态演进。为了更为直观地呈现我国 30 个省区农业净碳效应的动态分布演变过程,本文以 2000、2006、2012 以及 2018 年等四个不同年份作为考察时点,使用核密度估计法对其进行分析,其结果如图 2 所示。

由图 2 可知,整体来看,密度函数中心不断右移,曲线宽度及覆盖面积持续扩大,由此表明我国农业净碳效应总量处于持续增加态势,且在整個考察期内变化幅度较大;同时,由微弱双峰逐步转变为单峰,且波峰趋于平缓、峰值不断下降,由此揭示我国农业净碳效应出现均衡化趋势,整体梯度差异逐渐趋向收敛。分阶段来看,2006 年较 2000 年密度中心几无变化,但峰值下降明显,宽度也显著扩大,且双峰趋势开始消失,表明此阶段我国农业净碳效应总量增幅较小,并由两极凸显向无极化转变。2012 年较 2006 年密度中心大幅右移,波峰逐步趋于平缓且峰值大幅降低,曲线宽度进一步扩大,同时右端再次呈现略微起伏态势,表明在此期间我国农业净碳效应总量大幅增加,梯度差异程度虽不断缩小,但由于高值省域净碳效应持续增加,而低值省域变化较小,故而再次出现两极凸显趋势。2018 年较 2012 年密度中心轻微右移,波峰横扩趋势不再明显,峰值下降程度大幅减缓,曲线变得更为平滑,右端明显延长且极为平稳,表明该阶段我国农业净碳效应总量仅略微增加,同时省域间梯度差异趋于收敛,低值省域变化较小且相对稳定。总体而言,2018 年与 2000 年相比,密度中心大幅右移且峰值显著降低,并由陡峭多峰逐步演变为平滑单峰,曲线宽度明显扩大,右端大幅延长,由此表明我国农业净碳效应总量在考察期内已有较大幅度增长,梯度差异程度明显缩小,高值省域数量增加且变化较大,而低值省域数量减少且几无变化。究其原因可能归结于两个方面:一是产业集聚程度的不同会导致差异化的规模效应,进而使得净碳效应增量也不尽相同;二是不同地区的农业现代化程度、区域经济发展水平以及农业公共投资力度均存在较大差异,加之农资利用效率与技术水平也不尽相同,由此导致各地区的减排效果存在差距。

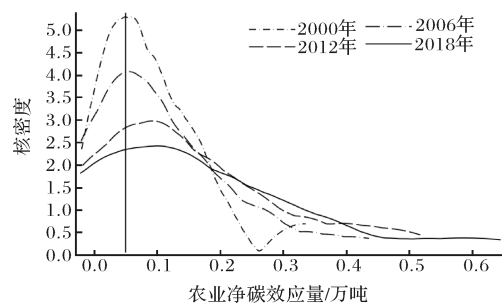


图 2 中国 30 个省份 2000—2018 年农业净碳效应核密度估计

2. 产业集聚对农业净碳效应影响的实证分析

(1)农业净碳效应与产业集聚全局空间自相关。在探讨各变量的空间影响关系之前,首先需要判断它们是否存在空间自相关性。由于本文重点考察产业集聚对农业净碳效应的影响,其他解释变量均为控制变量,故仅需对二者进行全局空间自相关检验,其莫兰指数测算结果如表 3 所示。从中不难发现,农业净碳效应的莫兰指数在绝大多数年份通过了显著性检验,且虽年际间存在一定波动,但空

间集聚程度总体处于上升态势。由此表明,考察期内我国省域农业净碳效应存在空间自相关特征,此特征往往表现为农业净碳效应高值省区与一个或多个高值省区相邻,而低值省区也出现与其他低值省区相邻的趋势。产业集聚的莫兰指数在所有年份都通过了显著性检验,并围绕数值 1.55 上下波动,表明产业集聚的空间关联效应强且极为稳定。从演变轨迹来看,农业净碳效应的莫兰指数值总体处于波动上升趋势,而产业集聚则经历了“先降后升”但总体平稳的态势。综合来看,二者在空间上可能存在某种非线性关系,亟待进一步验证。

表3 2000—2018年农业净碳效应和农业产业集聚的 Moran's I 统计值

年份	ANC	LQ	年份	ANC	LQ	年份	ANC	LQ
2000	0.083*	0.167**	2007	0.078	0.161**	2014	0.122**	0.142**
	(1.315)	(2.210)		(1.253)	(2.248)		(1.704)	(2.093)
2001	0.100*	0.152**	2008	0.092*	0.156**	2015	0.129**	0.142**
	(1.495)	(2.080)		(1.395)	(2.215)		(1.788)	(2.098)
2002	0.116**	0.150**	2009	0.077	0.154**	2016	0.135**	0.145**
	(1.643)	(2.053)		(1.229)	(2.207)		(1.842)	(2.133)
2003	0.104*	0.160**	2010	0.106*	0.157**	2017	0.162**	0.146**
	(1.505)	(2.194)		(1.544)	(2.222)		(2.153)	(2.129)
2004	0.126**	0.157**	2011	0.126**	0.150**	2018	0.128**	0.151**
	(1.758)	(2.177)		(1.752)	(2.163)		(1.788)	(2.190)
2005	0.113*	0.160**	2012	0.127**	0.148**			
	(1.633)	(2.211)		(1.759)	(2.157)			
2006	0.117**	0.154**	2013	0.134**	0.142**			
	(1.684)	(2.158)		(1.829)	(2.099)			

注: *、** 分别表示在 10%、5% 水平上显著,括号内为 Z 统计量。

(2) LM、LR、Wald、Hausman 以及联合显著性检验。基于前文分析已知,农业净碳效应和产业集聚均存在空间自相关特征,接下来则需引入空间计量模型对其展开深入探讨。在此,通过 LM 检验、LR 和 Wald 检验来判断空间计量模型的一般形式(空间杜宾模型)是否会退化为空间滞后模型或空间误差模型;而后,进一步通过 Hausman 检验以及联合显著性检验选择相应的固定效应,相关结果如表 4 所示。从中不难发现,LM(Robust)检验在 1% 显著性水平下表现出了强烈的空间效应,从统计量来看,更倾向于选择空间误差模型;而 LR 和 Wald 检验分别在 1% 以及 10% 水平下显著拒绝原假设,即空间杜宾模型不会退化为空间滞后模型和空间误差模型。Hausman 检验显示,个体固定效应、时间固定效应和双固定效应均在 1% 水平下通过显著性检验;联合显著性检验结果揭示,个体固定效应与时间固定效应也均在 1% 水平下通过显著性检验。有鉴于此,本文将选择双固定效应空间杜宾模型进行相关实证分析。

表4 普通面板模型 LM、LR、Wald、Hausman 以及联合显著性检验结果

检验	统计量	检验	统计量
LM(error) test	660.314***	LR(sdm sar) test	59.47***
Robust LM(error) test	303.325***	Wald(sdm sar) test	12.23*
LM(lag) test	361.066***	LR(sdm sem) test	74.25***
Robust LM(lag) test	4.076**	Wald(sdm sem) test	12.68*
Hausman test	Ind(27.14***)	Time(170.43***)	Both(97.13***)
联合显著性检验	Ind(39.78***)	Time(1256.07***)	

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著,下同。Hausman test 中 Ind 为随机效应/个体固定效应检验,Time 为随机效应/时间固定效应检验,Both 为随机效应/双固定效应检验。联合显著性检验中 Ind 为个体固定效应/双固定效应检验,Time 为时间固定效应/双固定效应检验。括号中为对应检验的统计量结果。

(3) 产业集聚对农业净碳效应影响的结果分析。为了探究产业集聚对农业净碳效应的影响,本文基于地理距离矩阵(W_1)使用双固定效应空间杜宾模型对产业集聚的一次项、二次项、三次项及各变量(农业经济发展水平、农业公共投资、农业产业结构、区域经济发展水平)进行相应回归;在此基础上,参照吴昊玥^[31]的做法,选取邻接空间权重矩阵(W_2)和反距离矩阵(W_3)替换地理距离矩阵进行稳健性检验,其研究结果如表 5 所示。

表 5 各变量对农业净碳效应影响回归结果

N=570

变量	模型 I [SDM(W ₁)]		模型 II [SDM(W ₂)]		模型 III [SDM(W ₃)]	
	系数	Z 统计值	系数	Z 统计值	系数	Z 统计值
LQ	1.621***	13.32	1.588***	14.48	1.781***	14.13
LQ ²	-1.030***	-12.80	-0.963***	-13.21	-1.149***	-13.51
LQ ³	0.188***	11.54	0.169***	11.28	0.214***	12.36
AGDP	-0.008	-0.70	0.013	1.28	-0.020	-1.61
API	0.008***	3.22	0.006**	2.31	0.008***	3.21
AIS	0.329***	4.44	0.155**	2.14	0.354***	4.81
RGDP	0.031***	7.05	0.026***	7.38	0.033***	7.02
W×LQ	1.669***	5.54				
W×LQ ²	-1.281***	-6.09				
W×LQ ³	0.302***	6.64				
W×AGDP	-0.044	-1.56				
W×API	0.012**	2.07				
W×AIS	0.199	1.17				
W×RGDP	0.059***	5.85				
Rho	0.172** (2.22)		-0.526*** (-4.37)		-0.121 (-0.72)	
Variance Sigma2_e	0.001*** (16.81)		0.001*** (16.58)		0.001*** (16.86)	
R ²	0.234		0.219		0.193	
Log-L	1240.073		1219.442		1239.023	

由模型 I 可知,产业集聚对农业净碳效应的影响在 1%水平下通过显著性检验,且一次项系数为正,二次项系数为负,三次项系数为正。由此表明,产业集聚与农业净碳效应之间存在“正 N”型关系,即随着产业集聚程度的提升,农业净碳效应先增后减,并在降至一定程度之后重新处于持续增加态势,且最终表现出了正向影响,区域内产业集聚度每提升 1%农业净碳效应增加 1.621%,研究假设 H₁ 在此得到验证。究其原因,可能源于农业产业集聚三阶段特征的存在:第一阶段为产业集聚初期,种植业规模的扩大促使碳汇量增加,同时农业基础设施共享、劳动力互助、农业科技水平以及农资利用效率的提升均有助于碳排放量的减少,进而确保农业净碳效应得到提升。到第二阶段时,集聚程度虽已达到一定规模,但基础设施建设不够完善、技术研发面临各种风险、管理模式与资源配置皆未达到最优状态等一系列问题的暴露,使得我们只能通过加大对农用物资的使用力度来追逐红利,由此诱发了“要素拥挤”现象,化肥、农药、农膜、农用柴油等农用物资的大量使用导致了农业碳排放量的快速增加。最终,该阶段虽实现了农业经济水平的提升,但由于碳汇水平相对稳定,碳排放量的增加一定程度上使得农业净碳效应出现下降。而当产业集聚到了第三阶段,随着区域经济发展水平与农业公共投资力度的不断上升,农业基础设施得到有效改善、管理模式不断接近最优,加之集聚的正外部性已激发其内部的“创新补偿”效应^[32],促使农业技术水平与资源利用效率均得到相应提升,化肥、农药、农膜、农机等的使用方式也越发趋于合理,农业碳排放量随之减少;而在碳汇水平基本稳定且略有提升的整体态势下,农业净碳效应得以再次呈现上升趋势。控制变量方面,农业公共投资、农业产业结构、区域经济发展水平均通过了显著性检验,其每提升 1%农业净碳效应依次增加 0.008%、0.329% 和 0.031%;相比较而言,农业经济发展水平未通过显著性检验。综合比较模型 I、模型 II 和模型 III 的结果可知,各变量的系数符号、显著性特征较为一致,由此表明实证分析结果具有较强的稳健性。

3. 产业集聚对农业净碳效应的空间溢出效应

为了弥补 SDM 模型估计系数不能准确反映解释变量对因变量产生影响的不利情形,本文参照 Lesage 等^[33]的做法采用偏微分法将模型 I 的实证估计结果进一步分解为直接效应、间接效应和总效应。其中,直接效应亦称本地效应,具体由两部分构成,即自变量对本地因变量的影响与本地因变量所受到的反馈效应。在此,反馈效应是指本地解释变量对邻近地区产生影响之后又反向影响本地被

解释变量的作用力,又称区域内溢出效应。间接效应即空间溢出效应,是指邻近地区的解释变量对本地被解释变量的影响程度,又称区域间溢出效应。基于这一思路,剖析各个解释变量对农业净碳效应的直接效应与空间溢出效应结果如表6所示。

表6 各个解释变量对农业净碳效应的直接效应与空间溢出效应

变量	直接效应		间接效应		总效应	
	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值
LQ	1.681***	13.780	2.286***	6.090	3.968***	9.630
LQ ²	-1.075***	-13.220	-1.709***	-6.060	-2.784***	-8.880
LQ ³	0.199***	12.090	0.392***	6.110	0.591***	8.350
AGDP	-0.009	-0.830	-0.054	-1.600	-0.064	-1.540
API	0.008***	3.390	0.016**	2.210	0.024***	3.140
AIS	0.340***	4.590	0.294	1.420	0.634***	2.760
RGDP	0.033***	6.930	0.076***	5.930	0.108***	6.970

由表6可知,产业集聚的直接效应与间接效应均在1%水平下通过显著性检验,表明其对农业净碳效应具有显著的溢出效应,研究假设H₂得以验证。从具体作用力来看,邻近地区产业集聚度每提升1%会促使本地农业净碳效应增加2.286%,而本地产业集聚对邻近地区产生影响后因受反馈作用自身农业净碳效应还会增加0.060%。其他因素方面,农业公共投资变量无明显区域内溢出,但空间溢出效应明显;农业产业结构变量所处情形正好相反,无明显空间溢出效应,但存在一定的区域内溢出;至于区域经济发展变量,一方面其水平每提升1%会使本地农业净碳效应产生0.002%的区域内溢出,另一方面还存在较为明显的空间溢出效应。综合来看,多数变量都显现出了较强的空间溢出效应;可能的解释是,产业集聚发挥外部规模经济效应带动周边地区争先效仿,促使邻近区域也形成集聚模式;后续随着集聚程度的提升,农业公共投资增加、区域经济发展水平提高,由此带来了技术水平的提升与管理模式的优化,周边地区通过充分的学习与吸取,逐步产生了技术溢出、经验溢出。而当周边地区产业与本地形成竞争之后,相邻地区为追逐红利,通过过度使用化肥、农药、农膜等来提高产量,从而导致农业碳排放总量不断攀升,故产业集聚在一段时间内的溢出效应会使得邻近地区农业净碳效应出现下降。但是,当竞争达到一定程度后,受到政策约束或者面临市场淘汰的风险,邻近地区农业产业开始倾向合作且随着合作程度的不断加深,逐步形成了技术水平共同提升、管理模式持续优化的良性互动机制,进而促使地区间产业开始转移,并由此产生了正向反馈效应,使得本地和周边地区农业净碳效应都持续增加。

四、结论与启示

1. 结论

本文基于我国30个省(市、自治区)2000—2018年的面板数据,首先科学测度了各地区农业净碳效应现状并运用核密度估计法探讨了其动态演进特征;而后,利用空间计量方法分析了产业集聚对农业净碳效应的影响,并剖析了其空间溢出效应。主要结论如下:

(1)2018年我国各省区农业净碳效应量存在明显差异,其中河南最高达6446.81万吨,黑龙江、山东紧随其后分列二、三位;青海最低,其数值甚至为负(-220.17万吨),福建、北京则依次排在倒数二、三位;排在前10位的地区占到了净碳效应总量的73.19%,而后10位的地区只占到了2.85%,两极分化较为严重。同时,相比2000年有23个省份呈现增长态势且以内蒙古增幅最大,7个省份表现出了下降趋势且以福建降幅最大。核密度估计结果显示,我国农业净碳效应已出现均衡化趋势,整体梯度差异逐渐趋于收敛,高值省域数量增加且变化较大,低值省域数量减少且几无变化。

(2)在考察期内,产业集聚与农业净碳效应均存在空间自相关性,且二者之间表现出“正N”型关系,即随着农业产业集聚程度的不断提升,农业净碳效应表现出“先增、后减、再增”的三阶段变化特征。其中,莫兰指数结果显示,农业净碳效应的空间集聚程度处于不断上升趋势,而产业集聚则表现

出了稳定且极强的空间关联效应。模型回归结果显示,区域内产业集聚度每提升 1%可促使农业净碳效应量增加 1.621%;农业公共投资、农业产业结构、区域经济发展水平每提升 1%会使得农业净碳效应分别增加 0.008%、0.329%和 0.031%。

(3)产业集聚对农业净碳效应具有显著的溢出效应,并表现为区域间溢出和区域内溢出。具体而言,邻近地区产业集聚度每提升 1%可促使本地农业净碳效应增加 2.286%,而本地产业集聚对邻近地区产生影响后因受反馈作用自身农业净碳效应还会增加 0.060%。其他因素方面,农业公共投资无区域内溢出,却具有显著的区域间溢出;农业产业结构变量的情形正好相反,即无明显空间溢出效应却存在一定的区域内溢出;而区域经济发展水平二者兼具,既表现出了显著的空间溢出效应,也呈现出了一定的区域内溢出效应。

2. 启 示

本文探讨了产业集聚对我国农业净碳效应的影响,与已有研究^[34]相比,论文对农业碳排放的考察更为全面,不仅涉及了农用物资投入,还兼顾了水稻种植与畜禽养殖,而农业碳汇则选择了与人类活动联系更为紧密的种植业,放弃了林地和草地。差异化的指标选取使得农业净碳效应的计算结果存在不同,进而会对最终分析结果产生显著影响。此外,在具体变量的选择上也存在较大不同,产业集聚这一核心解释变量的引入极大丰富了论文的内涵,而控制变量的多样化选择则进一步深化了本文的研究意义。研究结果揭示,虽然我国不同地区的农业净碳效应表现出了较大差异,但产业集聚可以促使其数量显著提升,并同时邻近地区产生积极影响。为此,政府相关部门在今后的工作中应加快推进农业产业集聚步伐,以此促进农业净碳效应数量的增加。具体而言,可尝试从以下几方面着手:一是宏观层面应强化政策引导,注重差异化制度的施行。各个地区应科学评估产业集聚对农业净碳效应所带来的具体影响,在此基础上结合自身发展特点施以差异化政策,其中对于促进效应较为突出的地区应进一步强化支持力度,以实现农业净碳效应再上新台阶;而对于促进效应不太明显的地区则应设立目标约束,并找准病因对症下药,以确保产业集聚的正外部性得以彰显。二是强化合作共赢并加大财政支持力度,充分发挥产业集聚的正向空间溢出效应。各区域制定农业产业集聚规划时,应着重考虑其对农业净碳效应的溢出效应。一方面,建立健全省域间的合作共赢机制,充分发挥各个地区的资源与区位优势,促进规模效应的形成并防止“要素拥挤”现象的出现。另一方面,各地适当增加财政支出并加大农业公共设施投入力度,以使产业集聚的外溢效应得到充分彰显,并对部分地区的高碳现状产生中和效应。三是进一步优化农业产业结构,着力提高种植业生产的规模效应与农用物资利用效率。通过改良种植业生产结构,优化其生产方式,实现农业碳汇水平的提升;同时,逐步推进农业生产精细化作业,降低农用物资使用强度,提升其利用效率,以实现农业碳排放量的降低;双管齐下,则能确保农业净碳效应水平得到有效提升。

参 考 文 献

- [1] WEST T O, POST W M. Soil organic carbon sequestration rates by tillage and crop rotation[J]. Soil science society of america journal, 2002, 66(6): 1930-1946.
- [2] JOHNSON J M F, FRANZLUEBBERS A J, WEYERS S L. Agricultural opportunities to mitigate greenhouse gas emissions[J]. Environmental pollution, 2007, 150(6): 107-124.
- [3] 张广胜, 王珊珊. 中国农业碳排放的结构、效率及其决定机制[J]. 农业经济问题, 2014(7): 18-26, 110.
- [4] 田云, 张俊飏, 尹朝静, 等. 中国农业碳排放分布动态与趋势演进——基于 31 个省(市、区)2002-2011 年的面板数据分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2014, 24(7): 91-98.
- [5] 何艳秋, 戴小文. 中国农业碳排放驱动因素的时空特征研究[J]. 资源科学, 2016, 38(9): 1780-1790.
- [6] 吴贤荣, 张俊飏. 中国省域农业碳排放: 增长主导效应与减排退耦效应[J]. 农业技术经济, 2017(5): 27-36.
- [7] 陈银娥, 陈薇. 农业机械化、产业升级与农业碳排放关系研究——基于动态面板数据模型的经验分析[J]. 农业技术经济, 2018(5): 122-133.
- [8] 刘琼, 肖海峰. 农地经营规模影响农业碳排放的逻辑何在? ——要素投入的中介作用和文化素质的调节作用[J]. 农村经济, 2020(5): 10-17.

- [9] 张金鑫,王红玲.环境规制、农业技术创新与农业碳排放[J].湖北大学学报(哲学社会科学版),2020,47(4):147-156.
- [10] 田云,张俊飏.中国农业生产净碳效应分异研究[J].自然资源学报,2013,28(8):1298-1309.
- [11] 陈罗焯,薛领,雪燕.中国农业净碳汇空间集聚与分异[J].生态环境学报,2015,24(11):1777-1784.
- [12] 陈罗焯,薛领,雪燕.中国农业净碳汇时空演化特征分析[J].自然资源学报,2016,31(4):596-607.
- [13] 田云,张君.地理分区视角下的农业碳效应驱动机理研究[J].华中农业大学学报(社会科学版),2020(2):78-87,165-166.
- [14] 滕永忠,白保勋,陈东海,等.河南省中北部不同土地利用类型净碳汇及其价值[J].河南农业科学,2019,48(9):60-66.
- [15] 周嘉,王钰萱,刘学荣,等.基于土地利用变化的中国省域碳排放时空差异及碳补偿研究[J].地理科学,2019,39(12):1955-1961.
- [16] 胡中应,胡浩.产业集聚对我国农业碳排放的影响[J].山东社会科学,2016(6):135-139.
- [17] 李文华,周倩,陈永强.农业产业集聚与碳排放:我国省际层面的实证分析[J].江苏农业科学,2018,46(24):436-441.
- [18] 程琳琳,张俊飏,何可.农业产业集聚对碳效率的影响研究:机理、空间效应与分群差异[J].中国农业大学学报,2018,23(9):218-230.
- [19] 张哲晰,穆月英.产业集聚能提高农业碳生产率吗? [J].中国人口·资源与环境,2019,29(7):57-65.
- [20] 尹成杰.新阶段农业产业集群发展及其思考[J].农业经济问题,2006(3):4-7,79.
- [21] 王栋.基于专业化水平分工的农业产业集群机理研究[J].科学学研究,2007(S2):292-298.
- [22] 杜建军,张军伟,邵帅.供给侧改革背景下中国农业产业集群的形成演变研究[J].财贸研究,2017,28(5):33-46,99.
- [23] 尚杰,杨滨键.种植业碳源、碳汇测算与净碳汇影响因素动态分析:山东例证[J].改革,2019(6):123-134.
- [24] 刘耀彬,袁华锡,封亦代.产业集聚减排效应的空间溢出与门槛特征[J].数理统计与管理,2018,37(2):224-234.
- [25] 陈建军,胡晨光.产业集聚的集聚效应——以长江三角洲次区域为例的理论和实证分析[J].管理世界,2008(6):68-83.
- [26] 范剑勇,王立军,沈林洁.产业集聚与农村劳动力的跨区域流动[J].管理世界,2004(4):22-29,155.
- [27] 年猛.农业产业集群:文献综述及其引申[J].生态经济,2018,34(5):93-98.
- [28] 杨仁发.产业集聚与地区工资差距——基于我国269个城市的实证研究[J].管理世界,2013(8):41-52.
- [29] 袁华锡,刘耀彬,胡森林,等.产业集聚加剧了环境污染吗? ——基于外商直接投资视角[J].长江流域资源与环境,2019,28(4):794-804.
- [30] ANSELIN L. Spatial econometrics: methods and models [M]. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers, 1988.
- [31] 吴昊玥,何艳秋,陈文宽,等.中国农业碳补偿率空间效应及影响因素研究——基于空间Durbin模型[J].农业技术经济,2020(3):110-123.
- [32] 原毅军,谢荣辉.产业集聚、技术创新与环境污染的内在联系[J].科学学研究,2015,33(9):1340-1347.
- [33] LESAGE J P, PACE R K. Introduction to spatial econometrics [M]. Boca Ration, FL: CRC Press, 2009.
- [34] 李波,王春好,张俊飏.中国农业净碳汇效率动态演进与空间溢出效应[J].中国人口·资源与环境,2019,29(12):68-76.

(责任编辑:金会平)