

# 长江三角洲区域农业碳补偿率空间 效应与影响因素研究

张颂心<sup>1</sup> 徐如浓<sup>2</sup> 黄靖<sup>31</sup>

(1. 台州职业技术学院 经贸学院, 浙江 台州 318000;

2. 浙江越秀外国语学院 国际商学院, 浙江 绍兴 312000;

3. 哈尔滨工业大学 公共管理学院, 黑龙江 哈尔滨 150006)

**【摘要】:**基于长江三角洲区域 27 个市域面板数据, 测算 2006—2018 年各市农业碳补偿率, 并在利用 Moran' s I 研究碳补偿率空间分布情况基础上, 构建 Durbin 空间模型分析探讨空间溢出效应与影响因素。研究发现: (1) 长江三角洲区域农业碳补偿率具有区域集聚特征, 最高值分布逐步由西翼转变为东西两翼, 较高值主要位于南部浙江省和西部安徽省, 较低值主要分布靠北的上海市和江苏省。(2) 区域间农业碳吸收水平呈相互促进、协同提升演变特征, 正向溢出效应较为明显, 邻近地区农业碳补偿率每提高 1%, 则本地农业碳补偿率相应上升 0.441%, 但随着时间的推移, 邻近地区彼此关联度逐渐有所减弱(3) 绿化程度、种植业优化结构的固碳作用最明显, 而化肥强度、农药强度和畜禽养殖优化结构是农业碳补偿率提升最重要抑制要素。建议长三角区域各市加强协同联动, 调节控制关键因素, 针对性探索多元减排增汇举措。

**【关键词】:** 莫兰指数 碳补偿率 碳补偿率空间分布 空间溢出效应

**【中图分类号】:** F323; F062.2 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1671-4407(2021)06-058-08

碳排放作为全球气候变暖的重要诱因, 是关系到世界各国经济社会能否可持续发展的关键问题之一, 为此 IPCC 在 2019 年制订目标, 到 2030 年全球碳排放量削减 45%, 到 2050 年实现碳排放量“净零增长”, 温度升幅控制在 1.5℃以内<sup>[1]</sup>。中国碳排放量居世界第一位, 占全球碳排放总量的 28%, 其工业作为节能减排最大领域受到政府广泛关注, 但农业作为重要碳排放源, 占全国碳排放总量的 17%, 也不能忽视<sup>[2]</sup>, 如若不采取有力减排增汇举措, 2050 年农业碳排放量可能再增加 30%<sup>[3]</sup>。同时, 农业和工业相比具有独特性, 表现出较强的碳吸收能力。研究数据显示, 2000 年以来中国作为绿化面积增速最快的国家, 农作物种植占绿化面积的比例达到 32%, 农业碳吸收贡献率超过 30%, 吸碳增汇作用比较显著<sup>[4]</sup>, 但是由于农业生产碳排放来源烦琐、影响机理复杂、核证成本过高等, 农业进一步增强碳排放减排增效举步维艰、效率较低<sup>[5]</sup>。因此, 开展农业碳吸收与生态补偿研究, 对区域实现绿色低碳发展具有重要现实意义。而全面准确把握农业碳排放水平、空间差异和影响因素是研究的基础课题, 也是采取有力举措、实现减排增效的重要前提。因受地理环境、农业结构、生产方式、区域示范等诸多因素影响, 大家普遍认为农

**作者简介:** 张颂心, 硕士, 副教授, 研究方向为农村环境治理。E-mail: zhangsongxin1234@126.com

**基金项目:** 浙江省社会科学规划项目“乡村振兴与绿色发展双重驱动下农业面源污染的趋势研判、政策评估与对策研究”(19NDJC393YBM); 教育部人文社会科学研究项目“绿色转型视角下低碳农业发展研究: 生产效率、空间差异与影响因素”(18YJCZH245)

业净碳水平呈现区域关联性,那么这种关联性究竟是否存在?各要素又如何影响?鉴于此,本研究以长江三角洲区域 27 个市域面板数据为基础,测算碳补偿率,并以其衡量区域农业碳吸收与排放双重作用下的净碳水平,探索空间分布、空间溢出效应与影响因素,以便于有针对性地制定区域协同减排增汇措施。

## 1 文献综述

近年来,在全球气候变暖背景下区域碳排放成为热点研究课题之一。其中,农业碳排放作为重要内容,引起广大学者的普遍关注,其研究主要涵盖农业碳排放源、驱动机理、排量测算和强度分析<sup>[6-8]</sup>,碳排放空间结构、区域差异及影响因素<sup>[9-11]</sup>,碳汇价值、核算、交易<sup>[12-14]</sup>,碳收支、补偿机制与模式<sup>[15-16]</sup>,等等。

随着研究的持续深入,农业碳源、碳汇和生态补偿存在空间关联特征已反复得到验证<sup>[17-18]</sup>。陈罗焯等<sup>[19]</sup>运用标准差椭圆等方法,发现 1991—2011 年全国净碳汇布局由集聚走向分散,空间中心逐步向东北移动,形成东南净碳汇和西北负碳汇分布格局。陈儒等<sup>[5]</sup>基于 Global 和 Local Moran' sI 分析碳排放全局与局部空间相关性发现,2007—2015 年中国八大地理区碳排碳汇空间布局发生变动,由东南向西北“升—降”调整为整体上升格局。夏四友等<sup>[20]</sup>基于 ESTDA 框架,运用 GWR 模型分析 1997—2016 年我国 31 个省份的农业碳排放时空演变,结果显示农业碳排放空间差异有所扩大,整体呈下降趋势。与此同时,部分学者对农业碳排放绩效、排放效率、减排潜力值等派生指标进行研究。在绩效评价方面,通常通过 ML 与 Moran' sI 指数以及 SMB 模型进行研究<sup>[21-22]</sup>,中国省级区域农业碳排放绩效呈现空间集聚变化特征,中部地区平均绩效最高,是中西部地区的 1~2 倍,但中部地区持续下降、西部地区有所改善。在碳减排潜力指数方面,方向距离函数<sup>[23]</sup>、Meta-Analysis<sup>[24]</sup>、DNDC 和 CGE 模型<sup>[25]</sup>是最常用的方法,研究主要包括农业碳减排潜力和空间关联特征、土地等农业资源减排效应、化肥等投入品减排潜力。在碳生产率方面,其空间集聚特征与农业绩效布局基本保持一致<sup>[26]</sup>,东部地区最高,中西部地区均低于全国平均数值,且省级地区存在明显空间溢出效应<sup>[27]</sup>。

通过文献分析发现,农业碳排放空间效应研究成果较少,多基于抽象空间维度假设区域农业碳效应彼此独立而进行探讨,与实际不符,减弱了研究的现实意义。而且,在为数不多考虑空间效应的研究中,多数着眼于碳排放,结合农业独特性对碳吸收的重视程度不够,兼顾碳排放与吸收双重效应的更是寥寥可数。同时,在空间模型构建上,多选用邻接空间权重矩阵展现区域碳效应属性,忽视非相邻空间存在的可能影响,也未体现地理距离作用差异。此外,研究大多从全国角度进行宏观研究,结合某一区域开展具体研究不多。鉴于以往研究的优点与不足,笔者以长江三角洲区域为例,测算了 2006—2018 年该区域 27 个市域农业碳补偿率,并基于非邻接空间作用的距离平方倒数矩阵,采用莫兰指数和 Durbin 空间模型探讨农业碳补偿率空间关联效应、溢出效应与影响因素,以期农业减排增效提供基础。

## 2 指标选取、研究方法与数据来源

### 2.1 指标选取

农业兼具碳吸收与排放双重效应,其中碳吸收是农作物通过光合作用吸收、固化 CO<sub>2</sub> 的过程<sup>[28]</sup>,而碳排放则是农业生产经营活动产生 CO<sub>2</sub> 的过程<sup>[29]</sup>。两者互相牵制形成农业净碳排放量。当农业碳吸收量高于碳排放量时,即为碳汇,反之则是碳源。农业碳补偿率是农业系统碳排放能力的量化,用碳吸收与排放量的比值表示,其分析构架见图 1。

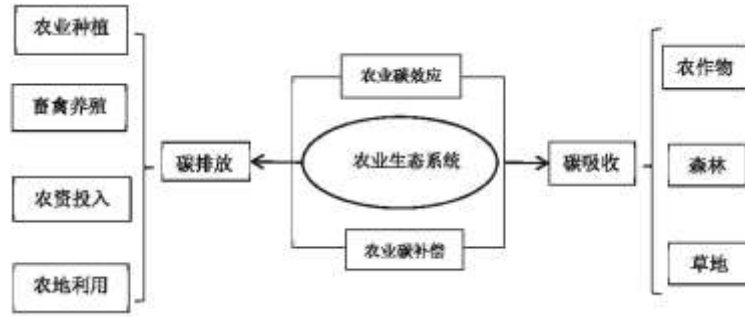


图1 农业碳补偿率分析框架

根据图1可知，农业生态系统碳排放与吸收的源头复杂，所有直接或间接对农业碳排放产生影响的要素，都可对碳补偿率产生影响。通过分析往期研究发现，农业要素投入、产业结构变动、能源消耗情况与经济发展等均会导致农业碳排放与吸收变化<sup>[30-31]</sup>，且碳效应并不是独立存在，而是相互影响、彼此关联的，存在空间溢出效应<sup>[17,32]</sup>。基于此，笔者结合农业发展实际，将碳补偿率影响要素分为农业资源要素和产业发展两类，具体详见图2。

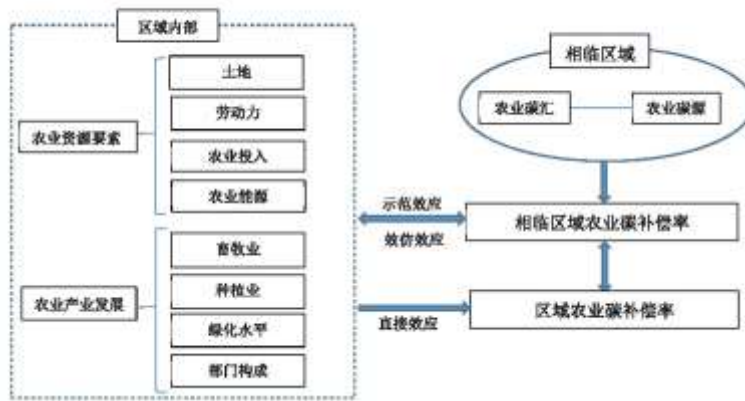


图2 区域农业碳补偿率的影响要素与溢出机理分析

就农业资源要素而言，土地和劳动力投入量等指标反映农业发展规模<sup>[2]</sup>，而农业生产过程中的化肥、农药、农膜等投入品，农业机械消耗的煤、电、汽油和柴油，均会增加农业碳排放量<sup>[5]</sup>。基于数据的可获得性，本文选取农作物年末面积、农业年末劳动人数、农业机械化水平、化肥强度、农药强度等5项指标作为变量，其中，农业机械化水平用农业总动力与农业人数的比来表示，化肥强度用化肥施用量与农作物种植面积的比来表示，农药强度用区域施用农药总量与农作物种植面积的比来表示。

就农业产业发展而言，农业部门内部产业结构对碳吸收和排放会产生影响<sup>[33]</sup>，结构相异能够演化出不同效应。种植业和畜禽养殖是农业碳排放的最主要来源，其中，种植业因农作物结构差异而表现出不同碳效应，畜牧业也因畜禽养殖种类不同，其肠道、粪便直接产生的 $CH_4$ 、 $N_2O$ 排放量和电力、自来水、饲料等使用间接释放的碳排放量亦不同<sup>[3]</sup>。而农业发展水平则是其生产效率、科技水平、生产方式等的综合反映，能够影响碳排放强度和减排能力<sup>[23]</sup>，直接影响农业碳补偿率。另外，绿化在碳吸收水平和固碳能力提高中具有举足轻重的作用，农作物种植和造林扩大绿化规模的固碳作用明显<sup>[34]</sup>。因此，本文基于文献资料和数据可获得性，选取了种植业结构、畜禽养殖结构、部门结构、绿化程度和农业发展水平等5个优化指数，其中，种植业结构优化指数用经济农作物种植面积占农作物种植面积的比来表示，畜禽养殖结构优化指数用食草性畜年末出栏量与牲畜总出栏量的比来表示，绿化面积指数用造林面积与森林总面积的比来表示，农业发展水平用区域农业产值与农业人口数量的比来表示。

2.2 农业碳补偿率测算方法

不同地区资源环境、产业结构、劳力投入、经济发展等方面存在较大差异，农业碳排放和吸收量往往差距悬殊也较大，横向空间可比性不高。而农业碳补偿率不受地区碳排放和吸收基期总量的影响，更便于不同地区科学开展空间比较。农业碳补偿率用碳吸收与碳排放量的比来表示，比值如若大于 1，净效应体现为碳汇，且农业碳补偿率越高则农业碳汇能力越强<sup>[35]</sup>。

按照上文指标选取，农业碳排放来源为农业种植、畜禽养殖、农资投入和土地利用等 4 类，各类型又可进行细分，以细分项数据乘碳排放系数后进行加总得到碳排放总量。测算碳排放系数主要参考 IPCC<sup>[36]</sup>、史磊刚等<sup>[37]</sup>、周军<sup>[38]</sup>、闵继胜和胜胡浩<sup>[39]</sup>、王智鹏等<sup>[40]</sup>等学者的研究，碳排放系数详见表 1。其中，畜禽养殖借鉴周晶等<sup>[34]</sup>把水电、煤炭、饲料等间接碳排放考虑进来。在农业生态系统碳吸收方面，主要考虑森林、农作物两类，作物主要参照韩召迎等<sup>[41]</sup>对小麦、稻谷等 12 类农作物吸碳率研究成果，森林吸收碳量利用蓄积换算因子法进行测算<sup>[42]</sup>，详见表 2。

表 1 农业碳排放源和有关碳排放系数

| 碳排放源   | 碳排放系数                    | 文献来源                       |
|--------|--------------------------|----------------------------|
| 化肥     | 895.6kg/t                | 张震 <sup>[42]</sup>         |
| 农药     | 4934kg/t                 | 张震 <sup>[42]</sup>         |
| 农膜     | 5180kg/t                 | 中国农业大学                     |
| 土壤翻耕   | 312.6kg/km <sup>2</sup>  | IPCC 等 <sup>[36, 43]</sup> |
| 农业灌溉   | 266.48kg/km <sup>2</sup> | IPCC 等 <sup>[36, 43]</sup> |
| 农业机械   | 0.18kg/kW                | Elhorst <sup>[44]</sup>    |
| 电力碳排放  | 0.929kg/kg               | IPCC 等 <sup>[36, 43]</sup> |
| 自来水碳排放 | 0.91kg/t                 | IPCC 等 <sup>[36, 43]</sup> |
| 饲料碳排放  | 0.088kg/kg               | IPCC 等 <sup>[36, 43]</sup> |

表 2 主要农作物及林木碳吸收率

|      |      |      |      |      |      |      |      |
|------|------|------|------|------|------|------|------|
| 农作物  | 小麦   | 水稻   | 玉米   | 豆类   | 油菜籽  | 花生   | 棉花   |
| 碳吸收率 | 0.49 | 0.41 | 0.47 | 0.45 | 0.45 | 0.45 | 0.45 |
| 农作物  | 薯类   | 甘蔗   | 蔬菜   | 瓜果   | 其他   | 林木   | —    |
| 碳吸收率 | 0.42 | 0.45 | 0.45 | 0.45 | 0.45 | 0.5  | —    |

2.3 Durbin 空间模型

Durbin 空间模型 (SDM) 结合 Spatial Lag Model 和 Spatial Error Model, 能有效表现影响因素引起的空间溢出效应<sup>[43]</sup>, 详见公式 1。

$$T_{acrf} = \alpha k_{swm} T_{acrf} + \beta x + \lambda k_{swm} + m + \omega \quad (1)$$

式中:  $T_{acrf}$  和  $x$  分别表示农业碳补偿率及其影响因素,  $\alpha$ 、 $\beta$ 、 $\lambda$  表示回归系数,  $m$  为常数项,  $v$  为随机干扰项。若  $\alpha \neq 0$  且  $\lambda=0$ , 则 Durbin 空间模型即为 Spatial Lag Model; 若  $\alpha + \beta + \lambda=0$ , 则 Durbin 空间模型即为 Spatial Error Model。Durbin 空间模型适用于极大似然法估计, 过 Wald 与 LR 检验, 对于随机效应模型选择, 采用 Hausman 检验判断<sup>[44]</sup>。

2.4 数据来源

本文主要涉及 2006—2018 年长三角区域农业碳排放量、碳吸收水平、碳补偿率、碳空间集聚特征等相关指标, 测算数据主要来自中国农村、能源、林业、畜牧、物价统计年鉴和各省份统计年鉴, 以及国家温室气体排放清单、全国森林资源清查报告、全国农产品成本收益资料汇编、电力监管年度报告等。同时, 为确保研究数据的可比性, 笔者对数据进行平减处理, 各年度值以 2008 年为基准按可比价格进行折算, 以排除因价格因素变动产生的影响。因篇幅限制, 具体相关数据的处理此处不赘述。

3 实证分析

3.1 长三角区域农业碳补偿率空间布局演化

3.1.1 长三角区域农业碳补偿率

根据前文所述方法, 测算了 2006—2018 年长三角区域 27 个市农业碳排放和吸收量, 计算各市农业碳补偿率, 并以 13 年间各市农业碳排放与吸收均值测算平均碳补偿率, 详见表 3。结果显示, 2006—2018 年长江三角洲区域各市平均碳补偿率在  $[0.071, 1.676]$  之间, 大于 1 的地区包括池州、宣城, 是皖南山区的组成部分, 境内有黄山、天目山、九华山等山脉, 蕴含丰富森林资源, 固碳能力较强。其余各市基本都低于 1, 农业碳排放量大于吸收量, 净效应为碳源, 其中浙江的金华、台州、舟山和安徽的安庆、滁州等地碳补偿率逐年上涨, 发展势头好, 舟山已经实现了从碳源向碳汇转变, 其他地市也有望逐步实现。杭州、合肥、宁波、苏州、无锡、常州、温州、芜湖、马鞍山等地农业碳补偿率处于  $[0.2, 0.6]$ , 这些地区多为农业大市, 农业碳排放总量大, 碳吸收效应远低于碳排放作用。上海、南京碳补偿率低于 0.2, 主要受制于资源要素等影响, 森林储备少, 碳汇效应弱, 碳补偿率居末位。整体而言, 2006—2018 年, 长江三角洲区域农业碳补偿率具有区域集聚特征, 最高值呈现为沿山脉集聚而后延展于东西两翼, 高值主要位于南部浙江省和西部安徽省, 较低值主要分布在靠北的上海市和江苏省。

表 3 2006—2019 年长江三角洲地区 27 个市农业碳补偿率

| 地区  |    | 2006 年 | 2008 年 | 2010 年 | 2012 年 | 2014 年 | 2016 年 | 2018 年 | 均值    |
|-----|----|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|-------|
| 上海市 |    | 0.071  | 0.077  | 0.084  | 0.086  | 0.088  | 0.089  | 0.091  | 0.083 |
| 江苏省 | 南京 | 0.151  | 0.160  | 0.168  | 0.189  | 0.197  | 0.181  | 0.176  | 0.175 |
|     | 无锡 | 0.321  | 0.432  | 0.463  | 0.547  | 0.579  | 0.462  | 0.419  | 0.440 |
|     | 常州 | 0.254  | 0.267  | 0.282  | 0.315  | 0.346  | 0.302  | 0.298  | 0.295 |

|     |     |       |       |       |       |       |       |       |       |
|-----|-----|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
|     | 苏州  | 0.362 | 0.389 | 0.426 | 0.427 | 0.431 | 0.408 | 0.397 | 0.406 |
|     | 扬州  | 0.267 | 0.519 | 0.271 | 0.274 | 0.315 | 0.321 | 0.325 | 0.335 |
|     | 南通  | 0.289 | 0.294 | 0.102 | 0.341 | 0.291 | 0.215 | 0.210 | 0.249 |
|     | 镇江  | 0.201 | 0.212 | 0.215 | 0.231 | 0.243 | 0.257 | 0.269 | 0.281 |
|     | 泰州  | 0.221 | 0.232 | 0.230 | 0.241 | 0.247 | 0.284 | 0.285 | 0.291 |
|     | 盐城  | 0.371 | 0.347 | 0.293 | 0.518 | 0.462 | 0.379 | 0.373 | 0.392 |
| 浙江省 | 杭州  | 0.211 | 0.237 | 0.245 | 0.255 | 0.262 | 0.277 | 0.283 | 0.304 |
|     | 宁波  | 0.242 | 0.259 | 0.271 | 0.274 | 0.265 | 0.271 | 0.292 | 0.312 |
|     | 温州  | 0.370 | 0.411 | 0.472 | 0.483 | 0.490 | 0.501 | 0.503 | 0.547 |
|     | 湖州  | 0.412 | 0.473 | 0.517 | 0.538 | 0.520 | 0.526 | 0.532 | 0.569 |
|     | 嘉兴  | 0.314 | 0.317 | 0.332 | 0.352 | 0.361 | 0.375 | 0.382 | 0.391 |
|     | 绍兴  | 0.421 | 0.451 | 0.462 | 0.476 | 0.489 | 0.491 | 0.497 | 0.503 |
|     | 金华  | 0.552 | 0.579 | 0.613 | 0.653 | 0.679 | 0.692 | 0.713 | 0.715 |
|     | 台州  | 0.532 | 0.546 | 0.583 | 0.591 | 0.642 | 0.660 | 0.672 | 0.686 |
|     | 舟山  | 0.678 | 0.735 | 0.809 | 0.862 | 0.897 | 0.931 | 0.971 | 1.02  |
| 安徽省 | 合肥  | 0.241 | 0.254 | 0.263 | 0.269 | 0.286 | 0.291 | 0.295 | 0.231 |
|     | 芜湖  | 0.479 | 0.565 | 0.629 | 0.795 | 0.812 | 0.836 | 0.868 | 0.733 |
|     | 马鞍山 | 0.312 | 0.343 | 0.358 | 0.372 | 0.403 | 0.452 | 0.482 | 0.511 |
|     | 铜陵  | 0.272 | 0.301 | 0.325 | 0.371 | 0.392 | 0.410 | 0.437 | 0.477 |
|     | 安庆  | 0.507 | 0.534 | 0.678 | 0.681 | 0.687 | 0.701 | 0.711 | 0.731 |
|     | 滁州  | 0.512 | 0.631 | 0.642 | 0.647 | 0.653 | 0.692 | 0.721 | 0.736 |
|     | 池州  | 1.392 | 1.373 | 1.379 | 1.462 | 1.518 | 1.523 | 1.597 | 1.671 |
|     | 宣城  | 1.512 | 1.592 | 1.639 | 1.640 | 1.643 | 1.652 | 1.663 | 1.676 |

### 3.1.2 长江三角洲区域农业碳补偿率空间关联分析

为验证长江三角洲区域农业碳补偿率是否具有统计意义上显著集聚特征, 本文通过 Stata 软件测算了 2006—2018 年长江三角洲地区 27 个市农业碳补偿率 Moran' sI 指数, 详见表 4。结果显示, 长江三角洲区域农业碳补偿率 Moran' sI 指数都大于 0.11, 且在 5%显著性水平下绝大多数年份通过 Z 检验, 说明该区域农业碳补偿率并不是封闭独立的, 而是呈现集聚态势。相互邻近市域在地理环境、资源要素、农业结构、生产经验、人口素养等方面较为相似, 因而农业生态系统碳排放能力和吸收水平差距不

大，并且邻近地区会在生产模式转变、减排技术利用和农业结构调整等方面相互学习效仿，进一步缩小地区间农业碳排放与吸收的差异性。2012 年以来，长江三角洲地区 Moran' sI 指数总体呈现下降态势，说明区域间农业碳补偿率空间关联性有所减弱，这与近年来各省市实施以功能区为引领的地区发展战略有关，各市根据差异化定位，调整产业结构、发展减排技术、提高农资投入品利用率，减排增汇差异逐步扁平化、多样化，独立性得到有效加强。

表 4 2006—2018 年长江三角洲地区农业碳补偿率区域 Moran' sI 指数

| 年份   | Moran' sI | Z 统计量 | P 值   |
|------|-----------|-------|-------|
| 2006 | 0.135     | 1.978 | 0.027 |
| 2007 | 0.139     | 1.945 | 0.028 |
| 2008 | 0.141     | 1.913 | 0.025 |
| 2009 | 0.143     | 1.893 | 0.029 |
| 2010 | 0.146     | 1.872 | 0.032 |
| 2011 | 0.142     | 1.863 | 0.034 |
| 2012 | 0.138     | 1.856 | 0.037 |
| 2013 | 0.136     | 1.843 | 0.048 |
| 2014 | 0.132     | 1.835 | 0.041 |
| 2015 | 0.129     | 1.793 | 0.059 |
| 2016 | 0.120     | 1.743 | 0.055 |
| 2017 | 0.118     | 1.689 | 0.056 |
| 2018 | 0.113     | 1.621 | 0.053 |

长江三角洲区域 Moran' sI 指数能反映整体关系变化趋势，但无法刻画农业碳补偿率区域空间集聚变化的具体特征。为此，笔者对 2006—2018 年长江三角洲区域的 27 个市空间相关性进行检验，以散点图的形式描述 13 年间农业年均碳补偿率及其空间滞后变量关联性，体现其区域集聚情况，散点图由 4 个象限构成，分别为双高 (H&H) 集聚型、低低 (L&L) 集聚型、低高 (L&H) 集聚型与高低 (H&L) 集聚型。结果发现，处在第一象限的有池州、宣城 2 个市，表现为高碳补偿率区域集聚，农业碳吸收呈现空间关联效应，相邻地区碳吸收水平整体较高。处于第二象限的有金华、台州、舟山、安庆、滁州 5 个市，表现为高碳补偿率区域临近低碳补偿率区域。位于第三象限的有上海、南京、杭州、宁波、温州、湖州、嘉兴等 20 个市，表现为低碳补偿率区域相互包围，这些地区碳补偿率均低于 1.0，农业碳吸收效应弱于碳排放。可见，2006—2018 年长江三角洲地区农业碳补偿率总体情况为：H&H 集聚型主要沿山脉集聚而后延展于东西两翼，L&L 集聚型位于上海市和江苏省。值得重视的是低值集聚十分明显，大多数地区属于 L&L 集聚型。

Moran' sI 散点图不能反映集聚情况显著与否，笔者通过 Arcgis 软件，在 5%显著性水平输出 Lisa 集聚图，结果详见表 5。随着农业生产模式变革、区域发展战略调整和产业结构变化，长江三角洲区域农业碳补偿率布局情况发生变化。首先观察 H&H 集聚型，2006 年池州、宣城为高值中心，2004—2016 年只有池洲，2018 年舟山也保持集聚态势。对于 L&L 集聚型而言，南京、

杭州为最初低数值集聚区域，随后苏州、合肥先后加入低极辐射范围，2016 年起只有南京、合肥继续保持。研究时间范围内，4 种集聚型中 L&H 和 H&L 不显著，L&L 涉及范围总体呈现先增加后减少的趋势，说明生态保护越来越得到重视，各地采取了有力减排增汇举措，碳补偿低空间关联度弱化。

表 5 长江经济带 9 省 2 市农业碳补偿率空间关联类型

| 年份   | 双高型   | 双低型         | 低高型 | 高低型 |
|------|-------|-------------|-----|-----|
| 2006 | 池州、宣城 | 南京、杭州       | —   | —   |
| 2008 | 池州、宣城 | 南京、苏州、合肥    | —   | —   |
| 2010 | 池州、宣城 | 南京、杭州、苏州、合肥 | —   | —   |
| 2012 | 池州、宣城 | 南京、苏州、合肥    | —   | —   |
| 2014 | 池州    | 南京、苏州、合肥    | —   | —   |
| 2016 | 池州    | 南京、合肥       | —   | —   |
| 2018 | 池州、舟山 | 南京、合肥       | —   | —   |

### 3. 2 长江三角洲区域农业碳补偿率溢出效应与影响因素

经过空间自相关分析可知，长江三角洲区域农业碳补偿率空间布局存在关联性。为进一步研究长江三角洲区域空间集聚效应和影响因素，笔者通过 Durbin 空间模型，以 2006—2018 年 27 个市域农业碳补偿率为因变量，基于距离倒数的权重矩阵( $g_i$ )和上文所选的农业年末劳动力人数、化肥使用强度等 10 个指标为自变量进行回归分析。同时，将距离平方倒数矩阵用距离倒数( $g_2$ )与邻接权重矩阵( $g_3$ )替代，并基于邻接矩阵对 SAR 与和 SEM 模型，做稳健性检验。

在进行 Durbin 空间模型分析前，通过对农作物年末面积、农业年末劳动力人数、农业机械化水平、农业发展水平、化肥使用强度、农药使用强度 6 个变量取对数以便让数据稳定。自变量方差膨胀因子极值 9.318，多重共线性可以不考虑。运用 Stata 软件开展 Hausman 检验，相关统计量通过 5%显著性水平检验，因而选取固定效应模型，极大似然估计的空间计量模型回归分析结果详见表 6。结果显示，在 1%的水平上 Wald 与 LR 统计量显著，说明 Durbin 空间模型不能简化为 SAR 抑或 SEM 模型；对比估计结果，各变量显著性基本一致，说明回归分析结果较稳健。空间回归系数为 0.441，且在 1%显著水平下通过 Z 检验，说明邻近地区农业碳补偿率如若提高 1%，则本地农业碳补偿率上升 0.441%，验证邻近地区农业碳汇能力具有相互影响的正向溢出效应，推测主要是受到国家减排战略整体性、区域政策效仿性、产业结构相似性、先进技术扩散性等影响。

但 Durbin 空间模型由于具有空间相关性，模型在加入空间滞后项后，各回归系数并无法很好描述 10 个自变量对农业碳补偿率的影响，因而需进行相关效应分解，计算 10 个自变量总体效应、直接效应和溢出效应，综合反映自变量对因变量的作用、邻近地区自变量对本地因变量的作用和自变量对因变量的总影响<sup>[45]</sup>。为确保数据稳定、结论可靠，采取邻接权重矩阵计算，2006—2018 年长江三角洲区域 27 个市的农业碳补偿率 Durbin 空间模型自变量效应分析结果详见表 7。结果发现，lnh、lnf 和在 5%显著水平下通过 Z 检验，x 呈现边缘显著，其对应系数分别是 0.098、-1.444、1.027 和-1.120。化肥强度、农药强度、畜禽养殖结构制约碳补偿率提升，部门优化结构、绿化程度是驱动碳补偿率增强的主要因素。

表 7 长三角地区农业碳补偿率 Durbin 空间模型效应分析

| 变量  | Direct effect     |                   | Indirect effect   |                   | Total effect      |                   |
|-----|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
|     | SDMg <sub>1</sub> | SDMg <sub>3</sub> | SDMg <sub>1</sub> | SDMg <sub>3</sub> | SDMg <sub>1</sub> | SDMg <sub>3</sub> |
| lns | -0.021            | 0.027             | -0.412            | 0.181             | -0.413            | 0.184             |
| lnl | -0.123***         | -0.162            | -0.713            | -0.925            | -0.791            | -0.957            |
| lnj | 0.083             | 0.094***          | -0.152            | -0.406            | -0.085            | -0.421            |
| lnh | -1.314**          | -0.621***         | -0.173            | -0.082            | -1.352**          | -0.724**          |
| lnn | -1.311**          | -0.592***         | -0.171            | -0.080            | -1.342**          | -0.667**          |
| lnf | 0.031*            | 0.043*            | 0.082**           | 0.087**           | 0.097**           | 0.172*            |
| Z   | -0.516            | -0.514            | 0.839             | 1.417***          | 0.503             | 1.042             |
| x   | -1.312**          | -1.308*           | 0.062             | -0.670            | -1.311***         | -1.696**          |
| g   | 0.423***          | 0.401***          | 0.057             | 0.145             | 0.415             | 0.526             |
| b   | 0.314***          | 0.462**           | 0.826**           | 1.312*            | 1.18**            | 1.521*            |

表 6 长江三角洲地区农业碳补偿率空间模型分析结果

| 变量    | SDMg <sub>1</sub> |       | SDMg <sub>2</sub> |        | SDMg <sub>3</sub> |        | SARg <sub>1</sub> |       | SEMg <sub>2</sub> |       |
|-------|-------------------|-------|-------------------|--------|-------------------|--------|-------------------|-------|-------------------|-------|
|       | 系数                | Z 统计量 | 系数                | Z 统计量  | 系数                | Z 统计量  | 系数                | Z 统计量 | 系数                | Z 统计量 |
| lns   | 0.05              | -0.05 | -0.101            | -1.05  | 0.013             | 0.13   | -0.235            | 1.34  | 0.211             | -1.13 |
| lnl   | 0.081**           | -2.31 | -0.153*           | -0.081 | -1.63             | -1.212 | -0.179            | -1.21 | -0.216            | -0.92 |
| lnj   | 0.032*            | 1.81  | 0.028             | 1.50   | 0.042***          | 2.75   | 0.032*            | 1.71  | 0.032*            | 1.89  |
| lnh   | -0.822*           | -4.13 | -1.435*           | -3.52  | -0.387*           | -3.13  | -0.242**          | -2.09 | -0.1766***        | -1.71 |
| lnn   | -0.921*           | -4.27 | -1.407*           | -3.52  | -0.421*           | -3.21  | -0.242**          | -2.31 | -0.187***         | -1.71 |
| lnf   | 0.032***          | 1.82  | 0.021             | 1.51   | 0.041*            | 2.71   | 0.032***          | 1.70  | 0.021***          | 1.89  |
| Z     | -0.653*           | -2.91 | -0.583**          | -2.67  | -0.602*           | -2.81  | -0.425            | -1.36 | -0.721            | -1.42 |
| x     | -1.281*           | -7.62 | -1.217*           | -7.62  | -1.236*           | -7.21  | -1.109***         | -1.91 | -1.138***         | -1.81 |
| g     | 0.431***          | 1.82  | 0.378**           | 2.09   | 0.317***          | 1.92   | 0.422             | 1.37  | 0.324             | 1.45  |
| b     | 0.167             | 1.34  | 0.192             | 1.31   | 0.162             | 1.20   | 0.231             | 1.61  | 0.301**           | 1.73  |
| w'lnl | -0.318            | -1.36 | -0.071            | -0.28  | 0.129             | 0.71   |                   |       |                   |       |

|               |          |        |          |        |          |       |          |      |          |      |
|---------------|----------|--------|----------|--------|----------|-------|----------|------|----------|------|
| w' lnfj       | -0.142   | -1.71  | -0.439   | -1.149 | -0.323*  | -4.29 |          |      |          |      |
| w' lnh        | -0.112   | -1.56  | -0.181** | -2.34  | -0.039   | -0.53 |          |      |          |      |
| w' lnn        | -0.112   | -1.41  | -0.171** | -2.53  | -0.051   | -0.49 |          |      |          |      |
| w' lnf        | 0.051*** | 1.91   | 0.131*   | 2.81   | 0.063*   | 3.51  |          |      |          |      |
| w' z          | 0.842*** | 1.71   | 0.937    | 0.78   | 1.236*   | 2.89  |          |      |          |      |
| w' x          | 0.485    | 1.31   | 0.731    | 1.12   | 0.004    | 0.02  |          |      |          |      |
| w' g          | -0.109   | -0.31  | -0.269   | -0.36  | -0.039   | -0.14 |          |      |          |      |
| w' b          | 0.471*** | 1.82   | 1.286*   | 2.53   | 0.812*   | 3.79  |          |      |          |      |
| P/λ           | 0.441*   | 3.81   | 0.451*   | 4.09   | 0.321*   | 4.41  | 0.462*   | 4.56 | 0.435*   | 4.12 |
| Loglikelihood | 415.3117 |        | 412.2123 |        | 431.5600 |       | 394.9559 |      | 389.1534 |      |
| Hausman       | 26.09*   |        | 31.24*   |        | 21.56**  |       | 153.31*  |      | 34.2*    |      |
| Wald-err      | 43.95*   | 74.73* | 39.02*   |        |          |       |          |      |          |      |
| wald-lag      | 41.11*   | 68.12* | 34.12*   |        |          |       |          |      |          |      |
| LR-err        | 42.88*   | 73.51* | 37.2*    |        |          |       |          |      |          |      |
| LR-lag        | 39.13*   | 61.53* | 31.8*    |        |          |       |          |      |          |      |

从农业碳补偿率 Durbln 空间模型直接效应看，在 1%或 5%水平下 lnf、lnh、lnn 和 x 显著，lnl、b 和 g 呈现边缘性显著。其中，lnf 为 0.031，说明农业发展水平如若提升 1%，则农业碳补偿率提升 0.031%。随着我国市域经济发展壮大，农业科技水平有效提高、基础设施持续完善、种植养殖模式加快更迭，有利于农业减排增汇。lnh、lnn 分别为-1.314 和-1.311，意味着化肥或农药强度提高 1%，将带动农业碳补偿率分别降低 1.314%和 1.311%，主要由于化肥、农药是重要农业投入品，施用中能够产生大量碳排放，容易导致碳补偿率下降。x 为-1.312，说明食草牲畜年末出栏量和牲畜总出栏量的比，与农业碳补偿率呈负相关关系，这主要是因为食草牲畜为反刍动物，碳排放系数高于非食草牲畜，且我国传统畜禽养殖以散养和小规模养殖为主，养殖主体环保意识薄弱、环保技术推广难、畜禽粪便管理随意，制约碳补偿率提升。在边缘显著变量中，因工业化城市化持续推进，大量农业从业者向第二产业或第三产业转移，从而促进农业从业人口缩减，间接导致农业碳排放减少，因而 lnl 表现为-0.123，即农业年末劳动力人数每减少 1%，农业碳补偿率则提升 0.123%。同时，因非种植业不需要化肥、农药等投入品，加上林业经济发展的固碳作用，畜禽养殖又不如种植业碳排放多元而广泛，因此，农林牧副渔比例优化与农业碳补偿率呈现正向相关，b 直接效应数值为 0.314，意味着经济农作物种植面积占农作物种植面积比每提高 1%，带动地区农业碳补偿率上升 0.123%。最后，g 为 0.423，其固碳作用十分明显，说明森林碳汇功能较强大，如果进一步加大造林力度、改善植被绿化情况，生态系统农业碳吸收能力将显著提升。

从农业碳补偿率 Durbln 空间模型溢出效应看，在 5%显著水平下 lnf 和 b 通过 Z 检验。其中，lnf 为 0.082，说明相互邻近地区的农业发展水平每增加 1%，则本地农业碳补偿将上升 0.082%，主要是因为相互邻近的地区在自然资源禀赋、农业种植结构、技术发展水平和从业人口素质等方面往往极具相似性，且在政策、技术等方面存在示范与模仿效应。随着相互邻近地区农业向高质量发展迈进，生产方式逐步由传统粗放型向绿色低碳高效型转变，本地也倾向于学习模仿邻近地区发展模式，从而同步实

现碳排放量和碳补偿率“一降一增”。 $b$  为 0.826，说明相互邻近地区部门优化结构指数每提升 1%，本地农业碳补偿率将增加 0.826%，其减碳增汇效应十分显著，主要原因同样归结于相互邻近地区的示范和模仿效应。

## 4 结论与建议

### 4.1 结论

经研究，主要得出以下结论。

(1) 2006—2018 年，长江三角洲区域农业碳补偿率具有区域性集聚特征，但随时间变化关联度逐渐弱化。H&H 集聚型呈现沿山脉集聚，分布逐步由西翼转变为东西两翼。L&L 集聚型发展趋势明显，主要分布在靠北的上海市和江苏省，值得高度重视。L&H 集聚型不显著。

(2) 长江三角洲区域农业碳补偿率存在显著的正向溢出效应，相邻地区农业碳补偿率每提升 1%，则本地农业碳补偿率提高 0.441%，主要源于相邻地区在减排政策、减排技术、种养经验等方面的示范性，在资源禀赋、产业结构、人口素质等方面的相似性，地区之间呈现相互学习、相互促进、协同提升的鲜明特征。

(3) 长江三角区域绿化程度、种植业优化结构的固碳作用最明显，而化肥强度、农药强度和畜禽养殖优化结构是抑制农业碳补偿的最主要因素。从直接效应看，本地农业碳补偿率与农业发展水平、部门优化结构、农业机械化水平、绿化程度呈现正相关关系，与农作物年末面积、农业年末劳动力人数、化肥强度、农药强度、种植业优化结构指数、畜禽养殖优化结构呈负相关关系。而从溢出效应来看，相互邻近的地区农业发展水平、农业部门优化结构均能促进本地农业碳补偿率升高。

### 4.2 建议

针对研究结论并结合实际，提出如下减排增汇举措。

(1) 立足发展实际，采取差异化、针对性政策。

农业碳补偿率存在空间关联性，相互之间彼此影响。因此，舟山、池州、宣城等 H&H 集聚型和 L&H 集聚型，要继续增强碳汇优势，强化对周边地区示范和辐射影响力。南京、杭州等 L&L 集聚型，应作为重点整治对象，科学调整农业产业结构，加快种植养殖和管理环保技术推广使用，积极探索多元增汇路径，逐步缩小与其他地区的碳补偿率的差距。

(2) 坚持多措并举，强化工作举措、治理效能。

农业碳补偿率影响因素多种多样，10 个变量呈现不同程度或方向影响。因此，应按照影响因素的作用，采取多样化政策，一方面多管齐下，推进农业集约化发展，深入实施畜禽养殖分区管理政策，全力优化农业产业产品结构，加快病虫害绿色防治，实施精准施肥技术，确保农业碳源排放减量化。另一方面，通过培训宣传，强化环保低碳理念，支持鼓励发展林业经济，增加森林绿化种植面积，确保发挥绿色植物的固碳作用。通过碳源减排和固碳效应的双重作用，实现农业碳补偿率的有效提升。

(3) 推动共治共享，探索联防联控、跨界治理。

碳补偿率具有明显的正向溢出效应，不仅受到多种因素影响，而且还与相互邻近地区相关联，尤其是农业发展水平、部门结构 2 个要素能有效实现本地碳补偿率升高。因此，各地要建立协作沟通机制，联合开展减排技术攻关，系统总结治理经验，

---

共同开展新技术宣传推介、应用指导和服务保障，确保相互进步、协同提高。(4)强化制度约束，以制度管根本、管长远。进一步打破区域行政壁垒，完善多领域、多层级环境保护“预防+激励+惩罚”制度体系，建立健全跨区域环保治理和补偿制度，以制度筑牢生态保护屏障，确保治理有主体、惩处有依据、协同有基础。

#### 参考文献:

- [1]IPCC.Special report on the ocean and cryosphere in a changing climate[R].Hayama:Institute for Global Environmental Strategies,2019.
- [2]李波, 张俊飏, 李海鹏. 中国农业碳排放与经济发展的实证研究[J]. 干旱区资源与环境, 2011(12): 8-13.
- [3]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.
- [4]Chen C.China and India lead in greening of the world through land-use management[J].Nature Sustainability, 2019(02):122-129.
- [5]陈儒, 邓悦, 姜志德. 基于修正碳计量的区域农业碳补偿时空格局[J]. 经济地理, 2018(6): 168-177.
- [6]黄祖辉, 米松华. 农业碳足迹研究——以浙江省为例[J]. 农业经济问题, 2011(11): 40-47.
- [7]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.
- [8]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.
- [9]庞丽. 我国农业碳排放的区域差异与影响因素分析[J]. 干旱区资源与环境, 2014(12): 1-7.
- [10]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.
- [11]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.
- [12]张颖, 张莉莉, 金笙. 基于分类分析的中国碳交易价格变化分析——兼对林业碳汇造林的讨论[J]. 北京林业大学学报, 2019(2): 116-124.
- [13]李青青, 龚梦祯, 顾庆平. 总量控制与交易机制中的碳补偿制度研究[J]. 环境科学与管理, 2013(8): 51-55.
- [14]赵荣钦, 刘英, 李宇翔, 等. 区域碳补偿研究综述: 机制、模式及政策建议[J]. 地域研究与开发, 2015(5): 116-120.
- [15]BARUA S K,Lintunen J,Uusivuori J,et al.On the economics of tropical deforestation:Carbon credit markets and national policies[J].Forest Policy and Economics,2014,47(10):36-45.
- [16]Knoke T,Steinbeis O,Bosch M,et al.Cost-effective compensation to avoid carbon emissions from forest loss:An

---

approach to consider price-quantity effects and risk-aversion[J]. *Ecological Economics*, 2011, 70 (6):1139-1153.

[17]李秋萍, 李长建, 肖小勇, 等. 中国农业碳排放的空间效应研究[J]. *干旱区资源与环境*, 2015(4): 30-35.

[18]田云, 张俊飏, 陈池波. 中国低碳农业发展的空间异质性及影响机理研究[J]. *中国地质大学学报(社会科学版)*, 2016(4): 33-44.

[19]陈罗焯, 薛领, 雪燕. 中国农业碳生态类型区时空演化分析[J]. *中国人口·资源与环境*, 2015(S2): 304-308.

[20]夏四友, 赵媛, 许昕, 等. 1997—2016 年中国农业碳排放率的时空动态与驱动因素[J]. *生态学报*, 2019(21): 854-7865.

[21]高鸣, 宋洪远. 中国农业碳排放绩效的空间收敛与分异——基于 Malmquist-Luenberger 指数与空间计量的实证分析[J]. *经济地理*, 2015(4): 142-148.

[22]Dhanda K K, Murphy P J. The new wild west is green:Carbon offset markets, transactions, and providers[J]. *Academy of Management Perspectives*, 2011, 25 (4):37-49.

[23]吴贤荣, 张俊飏, 田云, 等. 基于公平与效率双重视角的中国农业碳减排潜力分析[J]. *自然资源学报*, 2015(7): 1172-1182.

[24]赵鑫. 基于 Meta-analysis 对我国保护性耕作农田土壤固碳减排效应及其潜力的研究[D]. 北京: 中国农业大学, 2017.

[25]赵子健, 李广瑜, 顾海英. 低碳农业发展的途径、潜力和间接减排效应[J]. *上海交通大学学报(农业科学版)*, 2018(1): 68-75.

[26]钱丽, 肖仁桥, 陈忠卫. 碳排放约束下中国省际农业生产效率及其影响因素研究[J]. *经济理论与经济管理*, 2013(9): 100-112.

[27]程琳琳, 张俊飏, 曾杨梅, 等. 中国农业碳生产率的分布演进与空间俱乐部收敛研究[J]. *中国农业大学学报*, 2016(7): 121-132.

[28]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(8): 1298-1309.

[29]Johnson J M F, Franzluebbbers A J, Weyers S L, et al. Agricultural opportunities to mitigate greenhouse gas emissions[J]. *Environmental Pollution*, 2007, 150(01):107-124.

[30]李国志, 李宗植. 中国农业能源消费碳排放因素分解实证分析——基于 LMDI 模型[J]. *农业技术经济*, 2010(10): 66-72.

[31]苏洋, 马惠兰, 颜璐. 新疆农地利用碳排放时空差异及驱动机理研究[J]. *干旱区地理*, 2013(6): 1162-1169.

[32]刘佳骏, 史丹, 汪川. 中国碳排放空间相关与空间溢出效应研究[J]. *自然资源学报*, 2015(8): 1289-1303.

[33]文清, 田云, 王雅鹏. 中国农业碳排放省域差异与驱动机理研究——基于 30 个省(市、区)1993—2012 年的面板数据分

---

析[J]. 干旱区资源与环境, 2015(11): 1-6.

[34]周晶, 青平, 颜廷武. 技术进步、生产方式转型与中国生猪养殖温室气体减排[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2018(4): 38-45.

[35]张巍. 陕西省重点生态功能区碳汇/碳源核算与生态补偿研究[J]. 生态经济, 2018(10): 191-194.

[36]IPCC. IPCC guidelines for national greenhouse gas inventories[R]. Hayama: Institute for Global Environmental Strategies, 2006.

[37]史磊刚, 陈阜, 孔凡磊, 等. 华北平原冬小麦—夏玉米种植模式碳足迹研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2011(9): 93-98.

[38]周军. 生猪养殖规模与主产地移动、温室气体排放研究—基于江苏省调查数据[D]. 南京: 南京农业大学, 2012.

[39]闵继, 胜胡浩. 江苏省农业生产过程中碳减排潜力的理论与实证分析[J]. 科技进步与对策, 2012(8): 35-38.

[40]王智鹏, 孔凡斌, 潘丹. 江西省畜牧产业温室气体排放时空差异分析——基于 LCA 方法[J]. 鄱阳湖学刊, 2015(3): 26-36.

[41]韩召迎, 孟亚利, 徐娇吴, 等. 区域农田生态系统碳足迹时空差异分析——以江苏省为案例[J]. 农业环境科学学报, 2012(5): 1034-1041.

[42]张震. 由森林蓄积换算因子法计量森林碳汇及经济评价的研究[J]. 上海经济, 2017(1): 23-31.

[43]Lesage J P. A spatial econometric examination of China's economic growth[J]. Annals of Geographic Information Sciences, 1999, 5(2): 143-153.

[44]Elhorst P J. Specification and estimation of spatial panel data models[J]. International Regional Science Review, 2003, 26(3): 244-268.

[45]Lesage J P, Pace R K. Introduction to spatial econometrics (statistics, textbooks and monographs) [M]. New York: Chapman & Hall/CRC Press, 2009.