

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

程琳琳^{1,2} 张俊飚^{1,2*} 何可^{1,2}

(1. 华中农业大学 经济管理学院, 武汉 430070;

2. 湖北农村发展研究中心, 武汉 430070)

摘要 为探究农业产业集聚对碳效率的作用机理,本研究基于随机前沿超越对数生产函数将农业碳排放纳入到农业经济核算体系之中,利用1997—2014年的面板数据对中国省域农业碳效率进行考察,并借助空间计量经济方法对农业碳效率的空间相关性及其与农业产业集聚的关系进行分析。结果表明,样本考察期内中国农业碳效率稳步增长,但受“梯度”发展模式的影响,农业碳效率具有以东部为高值“极核”区和以西部为低值“外围”区的分布结构特征。同时,区域内省份间农业碳效率的依赖性明显。而对农业产业集聚与农业碳效率关系初探后,发现二者之间整体上存在环境库兹涅茨曲线关系特征,即随着农业产业集聚度的提高,农业碳效率呈现出先得到改善后不断恶化的变化趋势。同时,处于不同集聚度下的群组情况各异,其中农业高集聚度区(中西部农业主产区)的农业碳效率随农业产业集聚度提高表现出“先升后降”的曲线特征,而在农业低集聚度区(东部经济发达区),农业产业集聚提高对农业碳效率的改善作用明显。

关键词 农业产业集聚; 农业碳效率; 超越对数生产函数; 空间效应

中图分类号 X22 **文章编号** 1007-4333(2018)09-0218-13 **文献标志码** A

Different spatial impacts of agricultural industrial agglomerations on carbon efficiency: Mechanism, spatial effects and groups differences

CHENG Linlin^{1,2}, ZHANG Junbiao^{1,2*}, HE Ke^{1,2}

(1. College of Economics & Management, Huazhong Agricultural University, Wuhan 430070, China;

2. Hubei Rural Development Research Center, Wuhan 430070, China)

Abstract In order to inspect the effects of agricultural agglomeration on agricultural carbon efficiency, based on the stochastic frontier transcendental logarithmic production function, this study integrated agricultural carbon emissions into the agricultural economic accounting system to calculate provincial agricultural carbon efficiency of China from 1997 to 2014, and then investigated the spatial auto-correlation of agricultural carbon efficiency and its relationship with agricultural agglomeration. The results showed that: Although the carbon efficiency of China's agriculture was increased steadily during the study period, the regional carbon efficiency distribution structure featured by “polar nuclear” area with high value in the eastern part and the western low value was gradually formed due to the long-term influence of “gradient type” development mode, and the imbalance of inter-provincial carbon efficiency became more serious. Meanwhile, agricultural carbon efficiency between provinces in the same region was relatively dependent; Based on the investigation of relationships between agro-industry agglomeration and agricultural carbon efficiency, it was found that there was a characteristic of environmental Kuznets curve between them, which is with the increase of agricultural industry agglomeration, the agricultural carbon efficiency would be improved and then be deteriorated. At the same time, different regions with different relationships between agro-industry agglomeration and agricultural carbon

收稿日期: 2017-10-24

基金项目: 国家自然科学基金重点项目(71333006); 教育部哲学社会科学重大项目(15JZD014); 国家自然科学基金青年项目(71703051); 财政部-农业部重大专项(4011-0141602)

第一作者: 程琳琳, 博士研究生, E-mail: ch07012210@163.com

通讯作者: 张俊飚, 教授, 主要从事资源与环境经济研究, E-mail: zhangjb513@126.com

efficiency showed different agglomeration degrees, which meant that the agricultural carbon efficiency of high agricultural agglomeration zone (central and western agricultural advantageous provinces) displayed “rising-decreasing” tendency with the increase of agricultural agglomeration degree. However, in low agricultural agglomeration area (developed coastal areas), the agglomeration of agricultural industry displayed a significant effect on the improvement of agricultural carbon efficiency.

Keywords agricultural industry agglomeration; agricultural carbon efficiency; transcendental logarithmic production function; spatial effects

21世纪，气候变化及其应对成为全球性重大问题。人类活动所产生的温室气体已引发了大气温度上升、气候变化无常以及海水酸化等环境问题，并对经济社会的可持续发展造成了严重损害^[1]。在此情况下，保证社会经济持续发展，又实现碳减排，是世界各国的共同愿景。通常认为，碳减排在一定程度上会减缓经济增长速度，甚至带来其他负面效应，但实际上碳减排与经济增长并不冲突。有研究指出，提高经济效率，可兼顾经济增长与碳减排的双重目标^[1]。这意味着，提高碳效率是破解碳减排困境的关键所在。而农业作为国民经济的基础产业及温室气体的重要来源，剖析农业碳效率的驱动因素，明晰农业碳减排的障碍，探究促进农业低碳转型的对策建议，有助于推动中国农业经济步入一个更具可持续发展能力的新阶段。

一般说来，农业前沿技术进步程度、经济发展条件、农业生产特征和社会结构等是影响农业碳效率的重要因素^[2]，而贸易开放、人力资本、城镇化、自然灾害亦是不可忽视的重要推力^[3-4]。除此之外，农业碳效率还受到农业生产要素、农户基本特征、土地细碎化程度及农业技术培训等微观因素的影响^[5]。多数文献关注了以上影响农业碳效率的因素，但它们却忽视了一个重要的因素——农业产业集聚。实际上，学界关于农业产业集聚的研究颇丰。既有研究表明，当前我国农业集聚发展趋势明显，如种植业集聚具有明显的“拐点”迹象与阶段性特征^[6]。进一步，考究农业产业集聚的形成机制，可以发现农业资源禀赋特别是农业自然环境与资源条件是农业产业集聚形成的基础^[7]。此外，技术与金融外部性、经济条件、制度创新等因素也发挥着重要作用^[6,8-9]。在有关农业产业集聚的作用研究方面，既有文献认为，由于农业产业集聚具有规模经济与范围经济，可将农业产业集聚作为提升农业竞争力与推动农业可持续发展的重要切入点^[10-11]。

提高农业碳效率是农业可持续发展的题中之义，而农业产业集聚在农业碳效率增长中又会发挥

何种作用？学界尚未就此问题展开研究。理论上讲，农业碳排放的增加并非产业集聚的必然结果，但若能发挥农业产业集聚在碳减排方面的规模经济效应，那么，农业碳效率提升亦不是问题。鉴于此，本研究将在分析农业产业集聚对农业碳效率影响机理的基础上，构建空间面板模型，利用1997—2014年中国省级层面数据，实证分析农业产业集聚对农业碳效率的影响及其差异性，旨在更为全面科学地把握农业碳效率的增长机制。

1 农业产业集聚对碳效率影响的机理分析

1.1 农业产业集聚的概念、类型及测度方法

农业产业集聚是指不同农业经济活动参与主体（如农户、农业企业等）相互联结构成的有机集合，并在地域空间上表现出高度集中特征的现象^[12]。通常，可将农业产业集聚看作是一个或多个农业主导产业及其经济活动在特定地域范围内的高度集中，并由此形成具有互补或共性有机体的动态发展过程^[13]。按照农业产业集聚特点来看，可划分为市场依托型、主导企业带动型、农业科技示范园型等；从产业范围等来看，可划分为种植业、养殖业、农产品加工与流通业以及科研开发等农业产业集聚类型^[14]。

目前，农业产业集聚的测度方法主要包括区位熵指数^[15]、空间基尼系数^[16]、产业集中率与地区产业平均集中率^[17]、Moran's I指数^[14]。鉴于区位熵指数具有相对真实地反映地理要素空间分布状况、消除地区规模差异等优点^[18]，同时考虑到数据可获取性，本研究选用该方法测度农业产业集聚。

1.2 农业产业集聚对农业碳效率的影响机理与研究假说

农业产业集聚对农业碳效率的影响机理如下：第一，农业产业集聚通过发挥规模外部性效应进而影响农业碳效率。规模外部性主要包括由农业生产规模扩大所产生的基础设施共享、知识和技术溢出。前者能够降低农业碳减排的成本，从而推动农业碳

效率的提高;后者不仅是农业产业集聚依赖的“高级资源”^[19],也是推动碳效率提升的最根本因素,因此,以分享知识技术溢出效应为目的而形成的产业集群具有改进碳效率的可能^[20-21]。

第二,农业产业集聚通过发挥行业外部性效应进而影响农业碳效率。行业外部性得益于分工的实现^[14]。由农业产业集聚区内部的横向集聚与纵向集聚所催生的专业化分工能够提高交易效率,进而促进单位产出的碳排放量降低,从而起到改善农业碳效率的作用。同时,农业产业集聚带来的行业间企业在节能减排行动上的合作,能够形成迂回经济,亦有助于农业碳效率的提高^[22]。

第三,农业产业集聚通过发挥规模经济效应进而影响农业碳效率。伴随着农业产业集聚的形成,农业生产规模的扩大,农业生产效率、技术效率和流通效率将会得到显著改善,并形成规模经济效应^[23]。换言之,农业产业集聚在减少农业碳排放的同时,能够减少各生产要素及能源的投入^[24],从而提升农业碳效率。根据上述分析,本研究提出假说1:

H1:农业产业集聚度的提高有利于农业碳效率的改进。

农业产业集聚具有低级和中高级等阶段性之分^[25],这意味着,农业产业集聚对农业碳效率的影响可能并非一成不变。换言之,产业集聚虽然对提高碳效率存在积极作用,但这种积极作用或许仅限于一定的集聚度范围或一定时期内^[26],甚至二者之间不仅仅是单纯的线性关系。基于此,本研究提出假说2:

H2:农业产业集聚与农业碳效率之间可能存在非线性特征,且处于不同集聚度的地区其农业碳效率存在显著差异。

2 研究方法与数据来源

2.1 农业碳效率增长模型

目前,对于农业碳效率的测算方法主要有随机前沿分析方法(SFA)和数据包络分析方法(DEA)。由于随机前沿分析方法是结合生产函数与随机因素构造的,其测算结果更接近实际情况^[27]。对于随机前沿生产函数的选择,主要有柯布-道格拉斯函数和超越对数函数两种形式。相较于柯布道格拉斯函数而言,超越对数函数形式放宽了技术中性与产出弹性固定等假设,形式更为灵活,且具有避免因函数形

式设定错误而造成估计偏差等优点^[28]。因此,本研究将基于超越对数生产函数构建随机前沿模型展开分析,具体模型可表达为:

$$\ln y = \beta_0 + \sum_{n=1}^N \beta_n \ln x_n + \frac{1}{2} \sum_{n=1}^N \sum_{m=1}^N \beta_{nm} \ln x_n \ln x_m + \theta_1 t + \theta_2 t^2 + v_{it} - u_{it} \quad (1)$$

式中: x 分别为劳动、资本、土地和碳排放, t 表示趋勢项, β 和 θ 为待估参数。 v_{it} 为服从独立同分布的随机扰动项; u_{it} 为技术非效率项,即由技术无效率所引起非负截断半正态分布误差项,且其与 v_{it} 相互独立。由于模型设定恰当与否事关结论的科学性,需对模型做如下检验,即技术非效率存在性检验、技术变化存在性检验、技术变化的希克斯中性检验以及是否可简化为 C-D 函数检验。

2.2 ESDA 空间自相关检验

地理因素在研究环境经济问题时常常扮演着重要的角色^[29]。鉴于当前农业生产存在着较为明显的空间正相关性特征,并考虑到忽略空间异质性假设可能导致研究结论出现偏差的问题^[30],为更好地解释农业碳效率的空间分布状况及其与农业产业集聚的关系,本研究将采用空间计量经济分析方法进行分析。是否有必要在模型中引入空间因素,需先进行空间依赖性检验。最常用的方法为 Moran's I 指数,其计算公式为:

$$I_n = \frac{1}{S^2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y}) / \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} \quad (2)$$

式中: y 与 S^2 分别为农业碳效率及其方差; W_{ij} 为空间权重矩阵。考虑到地理位置上邻近但实际上并不相邻的省域之间的相互影响,在此选择反距离空间权重矩阵。Moran's I 的取值范围为 $[-1, 1]$;若非负,表示存在正空间自相关性;若为负,表示存在负空间自相关性;等于 0 时,表示目标区域在空间上呈随机分布。

2.3 空间面板模型

常用的空间计量经济模型,主要包括空间滞后模型(SLM)和空间误差模型(SEM)。SLM 主要探讨邻近地区被解释变量对本地区被解释变量的影响,即空间溢出效应。其基本表达式为:

$$y_{it} = \alpha + \rho W y_{jt} + \beta_i x_{it} + \epsilon_{it} \quad (3)$$

式中: y 为被解释变量; ρ 为空间滞后系数; W 为空间权重矩阵; x 为解释变量; β 为待估参数; ϵ 为随机误差项。

与 SLM 有所不同, SEM 的空间依赖关系存在于扰动误差项中,以此反映邻近地区因变量的误差冲击对本地区因变量的空间影响。其表达式为:

$$\begin{aligned} y_{it} &= \beta_i x_{it} + \epsilon_{it} \\ \epsilon_{it} &= \beta \lambda W \epsilon_{it} + u_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

式中: y 为被解释变量; x 为解释变量; β 为待估参数; λ 为空间误差系数; W 为空间权重矩阵; u 为随机误差项。

2.4 变量设定

2.4.1 SFA 投入产出变量界定

如上所述,农业碳效率测算中所涉及的投入指标有 4 类,分别为农业碳排放、资本、劳动及土地。其中,农业劳动力投入用农林牧渔业从业人员指标代替,相关数据来自《中国农村统计年鉴》等^①,单位为万人。由于中国官方统计年鉴缺乏有关农林牧渔业的土地使用面积,借鉴王钰等^[31]、李谷成^[32]的做法,采用“农作物播种面积”近似替代农林牧渔业土地使用面积,单位为万 hm²。农业产出指标以 1997 年为基期的农林牧渔业实际总产值表示,单位为亿元。

农业碳排放。具体计算公式为 $C = \sum C_i = \sum (E_i \cdot e_i)$, 其中: C 为碳排放总量, C_i 为第 i 类碳源排放量, E_i 与 e_i 为第 i 类碳源与排放因子。需要说明的是,本研究测算的农业温室气体,包括二氧化碳(CO_2)、甲烷(CH_4)与氧化亚氮(N_2O),为便于统计与比较,统一折算为二氧化碳当量(CO_2e)^②。具体农业碳排放囊括三大类,一为农地利用过程中产生的二氧化碳等,碳源包括化肥、农药、农膜、柴油、机械与灌溉等,排放系数参考李波等^[33];二为水稻生长过程中产生的甲烷,将水稻分为早稻、中稻与晚稻进行考察,排放因子出自闵继胜等^[34];三为农业畜禽养殖肠道发酵与粪便管理过程中引发的甲烷与

氧化亚氮,涉及的畜禽品种有猪、牛(黄牛、水牛、奶牛)、羊(山羊与绵羊)、马、骡、驴、骆驼以及家禽,并按畜禽出栏率调整其年均饲养量^③。

农业资本存量,按照永续盘存法测算,计算公式为 $K_t = K_{t-1}(1 - \delta) + I_t = K_{t-1} + I_t - D_t$ 。式中: K_t 为 t 期资本存量, I_t 为 t 期投资, δ 为资本折旧率。在核算时,需先确定基期农业资本存量(K_{t0})、当年农业资本投资(I_t)、资本折旧率(δ)以及农业投资品价格缩减指数(P_t)等指标。农业投资用农业固定资产形成额来度量,考虑到数据的可获得性,借鉴李谷成^[32]的做法,暂以农业固定资产投资在全社会固定资产投资的比重乘以全社会固定资本形成额表示^④。农业资本折旧量,以农业固定资产折旧代替,即用农业固定资产投资比重与全部固定资产折旧乘积表示。各投资指标以 1997 年为基期作不变价处理,农业投资品价格指数采用农业生产资料价格指数代替^⑤。基期农业资本存量按照 Hall 等^[35]做法,采用基期固定资本形成总额除以农业投资(几何)平均增长率与折旧率之和表示,即 $K_{\text{基期}} = I_{\text{基期}} / (\delta + g_t)$, 式中折旧率 δ 为 5.42%^[36], g_t 为 1997—2014 年农业实际总产值年均增长率。上述投入产出变量的描述性统计见表 1。

2.4.2 空间计量模型变量设置

农业碳效率(ce),由前面构建的随机前沿函数模型得出,以单位农业碳排放的实际产出与其完全有效(或最优)单位碳排放产出之比表示。相邻时间段内的碳效率增长可通过 TE_{it+1}/TE_{it} 求得,其中 $TE_{it} = \exp(-u_{it})$ 。

农业产业集聚(aa),以区位熵指标表征。具体计算公式为:

$$LQ_{ia} = (Y_{ia}/Y_i)/(Y_a/Y) \quad (5)$$

^① 由于 2013 和 2014 年农林牧渔业从业人员数据缺失,在此采用 2012 年农林牧渔业从业人员占乡村总人口比重乘以乡村总人口数量予以补齐。

^② 依据《IPCC 2007 年第四次评估报告》,1 t C、 CH_4 与 N_2O 产生的温室效应相当于 3.67 t CO_2 、25 t CO_2 和 298 t CO_2 引发的温室效应。

^③ 此处调整分为 2 种类型,一是对于年出栏率 ≥ 1 的生猪与家禽等,其各自的平均生产周期分别为 200 d 与 55 d,年饲养量调整公式为:年均饲养量 = 畜禽平均生长期 × 畜禽出栏量/365;二是对于出栏率 < 1 的畜禽品种,根据年末存栏量进行调整,具体调修公式为:年均饲养量 = [t 年年末存栏量 + (t-1) 年年末存栏量]/2。

^④ 实际上,尽管《中国国内生产总值核算历史资料:1952—2004》中涉及固定资本形成额等数据,但考虑到数据的连续性及测度的科学,在此统一采用农业固定资产投资比重与全部固定资本形成额乘积表示。需要说明的是,由于《中国固定资产投资统计年鉴》中 1999—2001 年实际数据并未发布,故在计算 1999—2001 年农业固定资本形成额时,用 1998 年农业固定资产投资比重乘以 1999—2001 年全部固定资本形成额予以补齐。

^⑤ 按照统计年鉴官方资料显示,农业生产资料种类包括农用手工工具、饲料、产品畜、半机械化农具、机械化农具、化学肥料、农药及农药械(化学农药和农药器械)、农用机油、其他农业生产资料(农用种子和其他)和农业生产服务 10 类。

表1 农业投入与产出指标描述性统计

Table 1 Descriptive statistics of agricultural input and output indicators

| 指标 Indicator | 均值 Mean | 中位数 Median | 标准差 Standard error | 最大值 Maximum value | 最小值 Minimum value |
|--|------------|---------------|-----------------------|----------------------|----------------------|
| 农业产值/亿元 Agricultural output | 2 736.68 | 1 510.96 | 3 167.27 | 19 212.34 | 41.45 |
| 农业碳排放量/万 t Agricultural carbon emission | 3 037.03 | 2 635.42 | 1 989.29 | 8 525.49 | 197.60 |
| 农业资本存量/亿元 Agricultural capital | 581.87 | 302.55 | 735.68 | 5 459.74 | 7.75 |
| 农业劳动力/万人 Agricultural labor | 963.55 | 760.60 | 749.88 | 3 558.60 | 33.40 |
| 耕地面积/万 hm ² Land area | 507.15 | 463.19 | 352.01 | 1 437.83 | 19.61 |

式中:LQ为农业产业集聚度; Y_{ia} 为 i 地区农业产值; Y_i 为 i 地区所有产业总产值; Y_a 为全国农业产值; Y 为全国所有产业总产值。同时,加入农业产业集聚的平方项,以反映农业产业集聚与农业碳效率是否存在曲线关系特征。

控制变量方面,借鉴以往研究^[2-4],从以下几个方面进行考察:城镇化(ur)用非农人口占总人口的比重表示;农业公共财政投资(afi),采用地区农业财政支出占财政总支出的比重表示;农村基础教育水平(edu),以农村劳动力中初中及以上劳动力比例

表示;工业化(il),以工业增加值占国内生产总值的比重表示;农业开放度.ol),以农业进出口总额占农业增加值的比重衡量,其中农业进出口总额由人民币对美元汇价计算而得;区域经济发展水平(el),以地区人均实际GDP表示,万元/人;农业产业结构(str),以种植业和畜牧业产值之和在农林牧渔业总产值的比重表示;自然灾害(dar),由农作物受灾面积占总播种面积的比例表示。表2报告了各变量的描述性统计情况。

表2 空间面板模型变量描述性统计

Table 2 Descriptive statistics of variables in spatial panel models

| 变量 Variable | 均值 Mean | 中位数 Median | 标准差 Standard error | 最大值 Maximum value | 最小值 Minimum value |
|----------------|------------|---------------|-----------------------|----------------------|----------------------|
| 农业碳效率 ce | 0.319 | 0.878 | 0.173 | 0.967 | 0.078 |
| 农业产业集聚 aa | 1.146 | 1.167 | 0.498 | 2.857 | 0.092 |
| 区域经济水平 el | 1.717 | 1.302 | 1.348 | 7.602 | 0.224 |
| 城镇化 ur | 0.343 | 0.300 | 0.164 | 0.903 | 0.138 |
| 工业化 il | 0.386 | 0.406 | 0.097 | 0.565 | 0.070 |
| 农业产业结构 str | 0.851 | 0.043 | 0.102 | 0.982 | 0.572 |
| 农村基础教育 edu | 0.628 | 0.133 | 0.161 | 0.947 | 0.006 |
| 农业公共投资 afi | 0.088 | 0.084 | 0.031 | 0.180 | 0.021 |
| 自然灾害 dar | 0.279 | 0.249 | 0.160 | 0.936 | 0.002 |
| 农业开放度 ol | 0.405 | 0.063 | 1.112 | 8.133 | 0.005 |

2.5 数据来源

本研究考察的对象为中国31省(市、区),时间跨度为1997—2014年,暂不涉及港、澳、台三地。所用数据均出自历年《中国农村统计年鉴》《中国农业

统计资料》《中国农业年鉴》《中国畜牧兽医年鉴》《新中国六十年农业统计资料》《中国人口与就业统计年鉴》《中国城市统计年鉴》《中国统计年鉴》《中国国内生产总值核算历史资料》及中华人民共和国统计局

官方网站等。

3 实证结果分析

3.1 SFA 模型检验及结果分析

如前所述, 对超越对数生产函数模型设定的合理性进行检验, 主要包括: 1) 技术进步的检验, 若含有时间趋势 t 的项系数全部为零, 说明不存在技术进步 (H_0); 否则拒绝原假设, 表明存在技术进步 (H_1)。2) 技术中性检验, 若时间趋势 t 与其他变量的交互项系数全部为 0, 为技术进步 (H_0); 反之, 则为技术非中性 (H_1)。3) 函数设定形式检验, 若二次

项全部为 0, 函数应为 C-D 形式 (H_0); 否则拒绝原假设, 应选择超越对数函数 (H_1)。上述假设均通过似然比检验进行, 广义似然比统计量 (LR) 由零假设与备选假设下的对数似然函数计算得来。

表 3 报告了上述检验结果。经检验, 上述 3 个假设均不成立。同时, $\gamma = 0.927$, 在 1% 的置信水平上显著, 可以推断技术非效率项对农业碳效率具有显著影响, 且在影响农业碳效率的随机因素中, 技术非效率可解释其中的 92.70%。综上, 本研究应选取带技术非效率的、非技术中性的超越对数随机前沿模型进行估计, 不可简化为 C-D 函数形式。

表 3 随机前沿生产函数模型检验结果

Table 3 Test results of stochastic frontier production function model

| 假设检验 Hypothesis test | 对数似然值 Logarithmic likelihood | 似然率统计量(LR) Likelihood ratio | $\chi^2_{0.01}(k)$ 临界值 $\chi^2_{0.01}(k)$ value | 结论 Conclusion |
|--|---------------------------------|--------------------------------|--|------------------|
| H1: 原模型 Original model | 256.01 | | | |
| H0: 不存在技术变化 No Technical changes | 130.29 | 631.37 | 16.81 | 拒绝 |
| H0: 技术中性 Neutral technical progress | 245.57 | 628.57 | 13.28 | 拒绝 |
| H0: C-D 生产函数 C-D function | 115.50 | 730.72 | 30.58 | 拒绝 |

相应地, 在此也给出了随机前沿生产函数中各

参数的估计结果, 详见表 4。

表 4 随机前沿生产函数估计结果

Table 4 Estimation results of stochastic frontier production function model

| 变量 Variable | ML 估计值 Maximum likelihood value | t 统计值 t value | 变量 Variable | ML 估计值 Maximum likelihood value | t 统计值 t value |
|---------------------------------------|------------------------------------|----------------------|--|------------------------------------|----------------------|
| Cons | 2.460 | 1.521 | $\ln(\text{land})\ln(\text{CO}_2)$ | 0.618 *** | 5.173 |
| $\ln(\text{land})$ | -2.088 *** | -3.724 | $\ln(\text{labor})\ln(\text{capital})$ | -0.153 * | -1.844 |
| $\ln(\text{labor})$ | 4.106 *** | 8.122 | $\ln(\text{labor})\ln(\text{CO}_2)$ | -0.143 | -0.998 |
| $\ln(\text{capital})$ | -0.987 *** | -3.359 | $\ln(\text{capital})\ln(\text{CO}_2)$ | 0.158 ** | 2.138 |
| $\ln(\text{CO}_2)$ | -1.469 *** | -2.893 | t | 0.206 *** | 3.899 |
| $[\ln(\text{land})]^2$ | 0.058 | 0.509 | t^2 | -0.001 | -0.296 |
| $[\ln(\text{labor})]^2$ | 0.288 *** | 3.130 | $t\ln(\text{land})$ | -0.051 *** | -2.931 |
| $[\ln(\text{capital})]^2$ | -0.180 *** | -4.626 | $t\ln(\text{labor})$ | 0.038 *** | 2.788 |
| $[\ln(\text{CO}_2)]^2$ | -0.457 *** | -6.441 | $t\ln(\text{capital})$ | 0.050 *** | 4.465 |
| $\ln(\text{land})\ln(\text{labor})$ | -0.736 *** | -4.190 | $t\ln(\text{CO}_2)$ | -0.031 ** | -2.459 |
| $\ln(\text{land})\ln(\text{capital})$ | 0.315 *** | 2.969 | γ | 0.927 *** | 73.11 |

注: ***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 置信水平上显著。

Note: ***、** and * represents the significance at the levels of 1%, 5% and 10%, respectively.

3.2 农业碳效率的特征性事实

3.2.1 农业碳效率的时序变化特征

表5报告了1997—2014年中国及四大地区农业碳效率变动情况。由表可知,1997—2014年中国农业碳效率提升明显,即由“九五”的0.275增至“十二五”的0.363,保持着相对强劲的增长态势。东部地区农业碳效率一直最高,从1997年的0.4277增至

2014年的0.5335,增长了近25%;其他三大地区亦有明显的提高,其中中部和东北地区大致相当,而西部地区由于起点相对较低,10余年间增长高达52.25%。由此不难发现,考虑农业碳排放这一环境约束后,农业碳效率相对较小,但这可以相对真实地反映低碳约束下中国农业发展的实际状况。换言之,当前中国农业碳效率整体相对偏低,农业发展质量依然不高。

表5 全国及四大地区农业碳效率测算结果

Table 5 Agricultural carbon efficiency of different regions in China

| 地区 Regions | 年份 Year | | | | |
|---------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| | 1997—2000 | 2001—2005 | 2006—2010 | 2011—2014 | 1997—2014 |
| 东部 Eastern | 0.437 | 0.466 | 0.497 | 0.524 | 0.481 |
| 中部 Central | 0.247 | 0.277 | 0.311 | 0.342 | 0.294 |
| 西部 Western | 0.162 | 0.188 | 0.218 | 0.247 | 0.203 |
| 东北 Northeast | 0.244 | 0.273 | 0.305 | 0.335 | 0.289 |
| 全国 China | 0.275 | 0.303 | 0.334 | 0.363 | 0.319 |

注:各地区各时期数据均为计算得到的均值。

Note: The data is the average value of all provinces' agricultural low carbon efficiency in different regions and periods.

3.2.2 农业碳效率区域分布结构

图1报告了中国省域农业碳效率分布格局。不难发现,省际农业碳效率差异明显,且以东西部省份间差距最大。具体来看,东部以北京、天津、上海、山东等省市农业碳效率较高,浙江和河北等地偏低,省域农业碳效率异质化特征明显;其他地区亦有类似特征,中部山西、安徽与其他省份的差距较大,西部贵州、青海等地与其他省区的差异相对较大,东北地区以黑龙江碳效率最低,低碳转型压力最大。特别需要提及的是,上海、北京和天津等地较其他省份农业碳效率整体偏高,这从其农业产出不断增长而农业碳排放量略有小幅下降的变动趋势即可得知,而造成此种情况的原因可能在于农业科技的推广以及农业碳减排制度与政策的安排等^[3]。整体而言,由于长期受“梯度”发展模式的影响,使得农业碳效率也逐渐形成了以东部省区为高值“极核”区和以西部省区为低值“外围”区的区域分布结构,省际间的不均衡性较为明显。而在当前农业生产重心逐步向中西部转移的背景下,中西部农业主产省区的农业碳效率偏低,但提升空间较大。

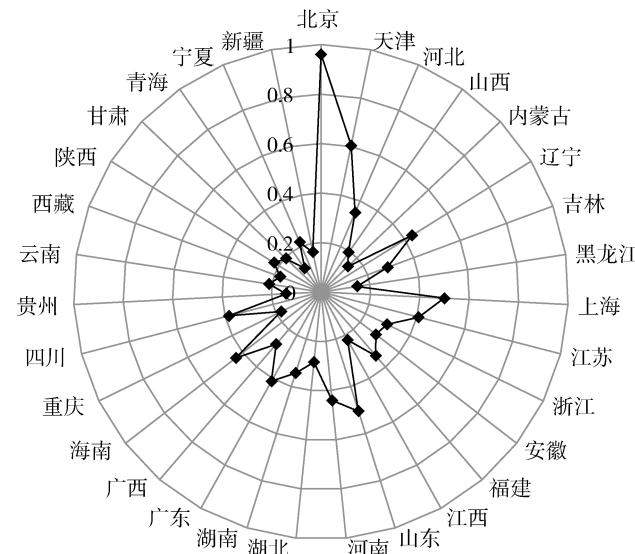


图1 中国农业碳效率省际分布格局

Fig. 1 Distribution pattern of provincial agricultural carbon efficiency in China

3.2.3 农业碳效率全局空间相关性分析

运用Geoda软件对农业碳效率的Moran's I指数进行测度,结果详见表6。1997—2014年,全局

Moran's I 指数为正,且在 1% 的置信水平上显著,这表明中国农业碳效率存在着显著的正空间自相关性。换言之,对于农业碳效率相对较高的省份,往往存在着一个或多个高值省区与之相邻(高-高正相

关);而农业碳效率低值省区也趋向于与低值省区相邻(低-低正相关)。值得注意的是,样本考察期内,Moran's I 指数均在 0.38 上下波动,说明中国省域农业碳效率关联效应不仅强且较为稳定。

表 6 1997—2014 年中国省域农业碳效率全局 Moran's I 统计值

Table 6 Moran's index of agricultural carbon efficiency in China from 1997 to 2014

| 统计量 | 年份 Year | | | | | | | | |
|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| | 1997 | 1998 | 1999 | 2000 | 2001 | 2002 | 2003 | 2004 | 2005 |
| Moran's I | 0.377 *** | 0.378 *** | 0.380 *** | 0.381 *** | 0.382 *** | 0.383 *** | 0.385 *** | 0.386 *** | 0.387 *** |
| Z-value | 4.003 | 3.962 | 3.961 | 4.128 | 4.073 | 4.070 | 3.867 | 3.999 | 4.048 |
| Moran's I | 0.388 *** | 0.404 *** | 0.389 *** | 0.390 *** | 0.391 *** | 0.392 *** | 0.392 *** | 0.393 *** | 0.393 *** |
| Z-value | 4.161 | 3.991 | 4.019 | 3.940 | 4.106 | 4.226 | 4.021 | 4.193 | 4.025 |

注: ***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 置信水平上显著。

Note: *** , ** and * represents the significance at the level of 1%, 5% and 10%, respectively.

3.3 模型回归结果及分析

3.3.1 总样本回归结果

由上述可知,省域间农业碳效率存在空间依赖性。那么,运用传统经典估计方法(如普通最小二乘法等)得到的结果将有偏,应采用空间计量经济模型进行估计。在此,借助 Matlab 软件采用最大似然估计法,对空间滞后模型和空间误差模型进行回归估计。表 7 展示了不同个体效应下的 SLM 和 SEM 估计结果。结果显示,SLM 和 SEM 均以空间固定效应模型估计结果为佳,但 SLM 的拉格朗日乘子、拟合优度和似然对数等统计量较 SEM 更为显著,说明 SLM 较 SEM 更为合适。故以下主要就 SLM 空间固定效应模型估计结果进行解释与分析。SLM 的空间滞后项系数 ρ 显著为正,表明省域农业碳效率存在着显著的空间溢出性,即邻省农业碳效率的提高对本省具有带动作用。

1) 农业产业集聚的影响。农业产业集聚是本研究重点关注的变量。所有模型中,该变量一次项系数均为正,且在 5% 的置信水平上显著,即农业产业集聚度的提高对农业碳效率的改进具有正向促进作用,与预期一致。同时,除个别模型,农业产业集聚二次项系数显著为负,表明随着农业产业集聚度的提高,我国农业碳效率会出现“先升后降”的“倒 U”型曲线变动轨迹。那么,对此如何解释?本研究认为,在不同的农业产业集聚状况下,集聚所引起的空间外部性效应与拥挤效应之间的冲突,使得农业产业集聚与农业碳效率之间呈“倒 U”型曲线关系。一般地,得益于农业生产规模扩大、产业地理空间集

聚以及分工的逐步演进,可以实现劳动力市场、基础设施、中间投入品和专业化服务的共享并产生知识与技术外溢效应,形成空间正外部性效应,有利于农业碳效率的提升。但当集聚超过拐点时,又会出现因过度集聚而导致资源错配或低效供给等状况,引发拥挤效应,进而阻碍农业碳效率的提高。

不过,整体来看,当前中国农业仍处于“倒 U”型曲线的左侧。这意味着,在其他条件不变的情况下,随着产业集聚度的提高,农业碳排放量增速放缓,农业碳效率具有不断改进的潜力与可能。那么,在农业集聚度超越拐点后,农业碳效率也不一定会降低。相反,技术的创新与进步、农业供需结构性矛盾的解决以及发展方式优化等,能够延缓或改变这一拐点,而农业碳效率保持持续增长并非不可能。

2) 控制变量的影响。城镇化的回归系数显著为负,这表明城镇化的推进不利于农业碳效率的提高。实际上,当前中国城镇人口的快速扩张,会增加对肉蛋奶等相对高碳农产品的需求。然而,以增产为导向的农业政策,不仅造成农产品大量无效供给,还产生了更多的碳排放量,使得农业碳效率整体偏低。另一方面,农村劳动力的非农化转移与外流,使得农业生产对化学投入品过度依赖,这对农业低碳转型与可持续发展提出了更大的挑战。

区域经济发展水平、农村基础教育、农业产业结构与农业碳效率呈现正相关关系。一般地,区域经济发展水平作为农业发展的物质条件,在农民“增产不增收”难题依然难以破解的现实情况下,经济增长仍是区域发展的要务之一,并为碳效率提升提供物

表7 农业产业集聚与农业碳效率的不同面板计量模型估计结果

Table 7 Estimation results of agricultural agglomeration and agricultural carbon efficiency in different panel models

| 变量 Variable | 空间滞后模型 SLM | | | | | | 空间误差模型 SEM | | |
|--------------------------|----------------|------------|-----------------------|------------|--------------------|-----------|-------------------------------|------------|------------------|
| | 混合 No fixed | | 空间固定 Spatial fixed | | 时期固定 Time fixed | | 双固定 Spatial and time fixed | | 空间固定 No fixed |
| | 常数项 cons | 0.091 | 0.394 *** | 0.622 *** | 0.461 *** | 0.422 ** | 0.239 *** | 0.726 *** | 0.492 *** |
| 农业产业集聚 aa | 0.423 ** | -0.034 | -0.037 *** | -0.054 ** | -0.045 *** | -0.034 | -0.020 *** | -0.068 *** | -0.048 *** |
| 农业产业集聚平方 aa ² | -0.375 *** | -0.060 *** | -0.352 *** | -0.083 *** | -0.370 *** | -0.034 | -0.385 *** | -0.079 *** | |
| 城镇化 ur | -0.021 | 0.007 ** | -0.013 | 0.007 ** | -0.021 | 0.008 ** | -0.003 | -0.003 | 0.007 ** |
| 农业公共投资 afi | -0.380 *** | -0.025 *** | -0.535 *** | -0.028 ** | -0.373 *** | 0.002 | -0.580 *** | -0.028 * | |
| 自然灾害 dar | -0.145 *** | -0.026 *** | 0.143 *** | -0.029 *** | 0.147 *** | 0.073 *** | 0.504 *** | 0.059 *** | |
| 农村基础教育 edu | 0.467 *** | 0.061 *** | 0.475 *** | 0.055 *** | 0.465 *** | 0.073 *** | 0.504 *** | 0.059 *** | |
| 工业化 il | -0.420 *** | -0.006 | -0.444 *** | -0.007 | -0.416 *** | -0.022 * | -0.458 *** | -0.005 | |
| 农业对外开放度 ol | 0.380 *** | 0.116 *** | 0.327 *** | 0.063 *** | 0.362 *** | 0.248 *** | 0.370 *** | 0.058 *** | |
| 区域经济发展水平 el | 0.023 | 0.160 ** | -0.014 | 0.279 *** | 0.024 | 0.126 * | 0.120 | 0.281 *** | |
| ρ/λ | -0.066 | 0.698 *** | -0.050 | 0.707 *** | -0.058 | 0.588 *** | -0.877 *** | 0.527 *** | |
| Adj-R ² | 0.691 | 0.916 | 0.682 | 0.425 | 0.692 | 0.906 | 0.680 | 0.404 | |
| LogL | -82.31 | 1 036.92 | -72.15 | 1 047.57 | -82.39 | 994.37 | -64.61 | 1 038.86 | |
| LM-lag | Robust LM-lag | | | | LM-error | | | | Robust LM-error |
| | 19,722 *** | 66,119 *** | 1,699 | 1,699 | 48,096 *** | | | | |

注: ***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 置信水平上显著。

Note: *** , ** and * represents the significance at the level of 1%, 5% and 10%, respectively.

质基础。农村基础教育普及率越高,在很大程度上会诱导农民做出环境友好型生产决策,进而有助于推动碳效率的改进。同时,农业自然灾害的发生会正向影响农业碳效率,尽管影响程度相对较小,但其作用为正。造成这一结果的根源可能在于,长期以来,中国农业粗放式发展方式引起了“反向”结果,即农业自然灾害抑制了以一次性过量施用化肥为代表的高碳生产行为。

农业公共投资和农业对外开放程度负向影响农业碳效率,即财政支农资金比例的提高,反而不利于农业碳效率的提升,这与传统经验不一致。可能的解释是:尽管财政涉农支农投资比重逐步提高,但受限于重复投资或并未投入“节能减排”环节等原因,其对碳效率提升的积极作用难以有效发挥。而在当前农业发展方式粗放、资源能源依赖程度高等现实背景下,农产品出口为满足国际质量标准或特定国家绿色壁垒要求,单位产品要素与能源投入更多,并将农业碳排放留在国内,不利于农业碳效率提升。

同时,从虚拟资源角度来看,农产品进口虽然可节约农业生产要素投入,但实际作用并不大。特别是在当前中国粮食“三量齐增”怪象明显、农产品供需结构性矛盾失衡问题突出形势下,通过进口来实现低碳转型是不切实际的,故农业对外开放度的提高整体上反而不利于农业碳效率的改进。

3.3.2 分群回归结果

尽管本研究在全国层面已发现了农业产业集聚度对碳效率的影响,但并未阐释农业产业集聚度高低群组间的差异。为此,借鉴相关学者^[15]的做法,根据农业产业集聚发展阶段及其变动情况,将样本划分为高集聚区($LQ \geq 1$)和低集聚区($LQ < 1$)^①,并进行对比分析。由表8空间自相关诊断检验结果,并结合Hausman检验可知,高农业集聚度地区应选择固定效应SEM,低农业集聚度地区以固定效应SLM为佳。与全国较为类似,高低集聚度地区的农业碳效率亦均表现出显著的空间溢出效应,且以高集聚度地区更为明显。

表8 不同集聚度下的空间面板模型回归结果

Table 8 Estimation results of spatial panel models of different regions

| 变量 Variable | 高集聚度地区 High agglomeration area | | 低集聚度地区 Low agglomeration area | |
|---------------------------------|--------------------------------|----------------------|-------------------------------|-----------------------|
| | 空间滞后模型 SLM | | 空间误差模型 SEM | |
| | 固定效应 Fixed effect | 固定效应 Fixed effect | 固定效应 Fixed effect | 随机效应 Random effect |
| 农业产业集聚 aa | 0.191 | 0.416* | 0.328*** | 0.201 |
| 农业产业集聚平方 aa ² | -0.017 | -0.037* | -0.027 | -0.008 |
| 城镇化 ur | -0.108*** | -0.105*** | 0.058 | 0.118*** |
| 农业公共投资 afi | -0.029*** | -0.006 | -0.013 | -0.023 |
| 自然灾害 dar | 0.012*** | 0.011** | 0.004 | 0.004 |
| 农村基础教育 edu | 0.048*** | 0.050*** | 0.292*** | 0.324*** |
| 工业化 il | -0.089*** | -0.108*** | 0.017 | 0.013 |
| 农业对外开放度 ol | -0.029*** | -0.027*** | -0.028*** | -0.030*** |
| 区域经济发展水平 el | 0.068*** | 0.118*** | 0.069*** | 0.086*** |
| 农业产业结构 str | -0.199** | -0.225** | 0.334*** | 0.324*** |
| 常数项 cons | | | | -1.327*** |
| ρ/λ | 0.516*** | 0.537*** | 0.313*** | 0.067 |
| Adj-R ² | 0.936 | 0.932 | 0.649 | 0.621 |
| LogL | 736.69 | 727.68 | 332.36 | 283.49 |
| 地区 Area | LM-lag | Robust LM-lag | LM-error | Robust LM-error |
| 高集聚度 High agglomeration area | 13.940*** | 0.020 | 15.880*** | 1.970* |
| 低集聚度 Low agglomeration area | 5.380*** | 8.870*** | 0.074 | 3.560*** |

注:***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 置信水平上显著。

Note: ***、** and * represents the significance at the level of 1%, 5% and 10%, respectively.

① 按照 1997—2014 年各省份农业 LQ 均值分布情况分类,其中高集聚度区为琼、桂、新、皖、滇、川、豫、贵、湘、甘、吉、藏、赣、黑、冀、鄂、内、宁、陕、闽;低集聚度区包括辽、渝、青、苏、浙、晋、粤、津、京、沪。

就农业产业集聚与碳效率的关系来看,按照当前农业发展态势,在农业集聚度高的地区,农业产业集聚与农业碳效率之间呈“先升后降”的“倒U”型曲线关系;但在农业产业集聚度低的地区,二者仅存在正相关关系。究其原因,或在于不同地区发展阶段差异所致。低集聚度地区以东部沿海省份为主,尽管农业所占份额较小,但其农业生产效率及资源配置效率相对较高,故随着其农业产值增加与农业集聚发展,其农业碳效率也在不断改善。而在农业逐步向中西部转移的过程中,高集聚度的中西部省份作为农业主产区的优势越发明显,得益于农业生产规模扩大及生产技术改进等,其农业碳效率不断得到提升。但在这其中,由化学品支撑农业增产的生产模式盛行,农业碳排放量也一直居高不下,而农业碳效率偏低也是此种粗放型发展模式引致的负面效应之一。

城镇化、工业化和农业产业结构对高低集聚度地区农业碳效率的作用不一,其中对于高集聚度地区的负面效应明显,而对低集聚度地区却具有正面推动作用。实际上,在现有“梯度”发展模式下,由于大部分高农业集聚度地区相较低集聚度地区在社会经济发展方面相对落后,城镇化与工业化阶段相对较低且发展质量不高,加之农业发展方式相对粗放等原因,其农业低碳转型压力较大,农业碳效率偏低。农村基础教育和区域经济发展水平对两类地区农业碳效率的正面促进作用明显,而农业对外开放则会起到抑制作用。除此之外,自然灾害对高集聚度地区农业碳效率的促进作用明显,这并不符合直觉判断,但由以上分析也是可以理解的。尽管如此,在此仅是对这一现象进行解释,并非鼓励自然灾害的发生。

4 结论与启示

4.1 主要结论

相比以往研究,本研究通过构建随机前沿生产函数模型测度农业碳效率,对其诸多特征性事实进行揭示,并探讨农业产业集聚与碳效率的关系。结果发现:1)1997—2014年中国农业碳效率提升明显,但受到“梯度”发展模式的影响,以东部为高值“极核”区和以西部为低值“外围”区的农业碳效率区域分布结构基本稳定,省际间的不均衡性较强。2)空间自相关检验及空间面板模型结果均表明,省域农业碳效率存在着显著的空间依赖性及溢出效

应。3)中国农业产业集聚与农业碳效率之间整体上存在环境库兹涅茨曲线关系特征,即随着农业产业集聚度的提高,农业碳效率先得到改善后不断恶化。同时,处于不同农业集聚状态下的群组情况各异;在农业高集聚度区(中西部农业主产省区),农业碳效率随农业产业集聚度提高,表现出“先升后降”的曲线变动轨迹;而在农业低集聚度区(经济发达沿海省区),农业产业集聚度提高对农业碳效率的改善作用明显。

4.2 讨论及启示

本研究探讨的核心问题为农业产业集聚对农业碳效率的影响。经实证分析后发现,当前阶段,农业产业集聚对农业碳效率存在着明显的正向推动力作用,假说1得到验证。同时,根据另一研究结论“随着农业产业集聚度的提高,农业碳效率先得到改善后不断恶化”来看,农业产业集聚与农业碳效率之间存在着显著的“倒U”型曲线关系特征,故假说2得到验证。由此,说明当前农业产业集聚对农业碳效率具有的正外部性发挥着主导作用,但在长期,农业产业集聚度的进一步提高将不利于农业碳效率的提升,且这一关系在不同地区有着较大的差异性。与以往研究相比,本研究所做的尝试如下:考虑到农业产业集聚在地理空间上对邻近地区具有独特的要求,从农业碳效率是否存在空间自相关这一现象出发,借助空间计量经济分析方法,特别探讨了空间因素作用下的农业产业集聚与农业碳效率之间的关系,较以往诸多研究中假设空间均质的结论更符合现实,也更为客观。

根据上述得到的农业产业集聚与碳效率的相关结论,本研究认为应重视农业生产集中、产业链条延伸所带来的规模效应。根据不同地区农业发展阶段与集聚类型,制定农业发展战略,通过技术创新与进步、优化农业资源与要素配置、完善农业生态保护建设等途径,利用集聚规模经济带来的空间正外部性,延缓农业碳效率拐点的来临,尽量避免规模不经济对农业发展带来的环境污染与经济损失,保持农业碳效率的持续增长,为新时期解决农产品供需矛盾、农民增产增收、农业提质增效及农村增绿等问题提供契机。

参考文献 References

- [1] Obama B. The irreversible momentum of clean energy[J]. *Science*, 2017, 355(6321):126-129

- [2] 田伟,杨璐嘉,姜静.低碳视角下中国农业环境效率的测算与分析:基于非期望产出的SBM模型[J].中国农村观察,2014(5):59-71
Tian W, Yang L J, Jiang J. The calculation and analysis of agricultural eco-efficiency in China: Based on SBM model of undesirable outputs (carbon emission) [J]. *China Rural Survey*, 2014(5):59-71 (in Chinese)
- [3] 高鸣,陈秋红.贸易开放、经济增长、人力资本与碳排放绩效:来自中国农业的证据[J].农业技术经济,2014(11):101-110
Gao M, Chen Q H. Trade liberalization, economic growth, human capital and carbon emissions performance: Evidence from Chinese agriculture [J]. *Journal of Agrotechnical Economics*, 2014(11):101-110 (in Chinese)
- [4] 李博,张文忠,余建辉.碳排放约束下的中国农业生产效率地区差异分解与影响因素[J].经济地理,2016,36(9):150-157
Li B, Zhang W Z, Yu J H. Decomposition and influence factors of district difference of China agricultural production efficiency under the constraint of carbon emission[J]. *Economic Geography*, 2016,36(9):150-157 (in Chinese)
- [5] 田旭,王善高.中国粮食生产环境绩效及其影响因素分析[J].资源科学,2016,38(11):2106-2116
Tian X, Wang S G. Environmental efficiency and its determinants regarding China's grain production[J]. *Resources Science*, 2016,38(11):2106-2116 (in Chinese)
- [6] 肖卫东.中国种植业地理集聚:时空特征、变化趋势及影响因素[J].中国农村经济,2012(5):19-31
Xiao W D. Geographical agglomeration of crops in China: Time-spatial characteristics, trends and influencing factors[J]. *Chinese Rural Economy*, 2012(5):19-31 (in Chinese)
- [7] 王栋.我国农业产业集聚区形成机理研究[M].北京:中国传媒大学出版社,2009
Wang D. *The formation mechanism of agricultural cluster in China* [M]. Beijing: Communication University of China Press, 2009 (in Chinese)
- [8] 王艳荣,刘业政.农业产业集聚形成机制的结构验证[J].中国农村经济,2011(10):77-85
Wang Y R, Liu Y Z. Structural verification of agricultural industrial agglomeration formation mechanism [J]. *Chinese Rural Economy*, 2011(10): 77-85 (in Chinese)
- [9] 陈大政,李二玲,李琬.1989—2009年河南省农作物地理集聚及其演化机制[J].地理科学进展,2013,32(8):1237-1245
Chen T Z, Li E L, Li W. Geographical agglomeration of crops and its evolutionary mechanism in Henan province during 1989—2009[J]. *Progress In Geography*, 2013, 32 (8): 1237-1245 (in Chinese)
- [10] 郑丰田,程郁.从农业产业化到农业产业区:竞争型农业产业化发展的可行性分析[J].管理世界,2005(7):64-73
Zheng F T, Cheng Y. From agricultural industrialization to agricultural industrial area: Feasibility analysis of competitive agricultural industrialization development [J]. *Management World*, 2005(7):64-73 (in Chinese)
- [11] 王艳荣,刘业政.农业产业集聚对产业增长贡献率的测度与分析[J].中国农业科学,2012,45(15):3197-3202
Wang Y R, Liu Y Z. Measurement and analysis of the contribution of agricultural agglomeration to the industrygrowth [J]. *Scientia Agricultura Sinica*, 2012, 45 (15): 3197-3202 (in Chinese)
- [12] 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
Yin C J. Growth of agricultural in the new stage ofdevelopment [J]. *Issues in Agricultural Economy*, 2006 (3):4-7 (in Chinese)
- [13] 肖卫东.中国种植业地理集聚的空间统计分析[J].经济地理,2014,34(9):124-129
Xiao W D. Spatial statistics analysis of China's planting geography agglomeration[J]. *Economic Geography*, 2014, 34 (9):124-129 (in Chinese)
- [14] 肖卫东.农业空间布局研究的多维视角及引申[J].理论学刊,2015(8):49-57
Xiao W D. Multidimensional perspective and its extension of agricultural spatialdistribution[J]. *Theory Journal*, 2015(8): 49-57 (in Chinese)
- [15] 李二玲,位书华,胥亚男.中国大豆种植地理集聚格局演化及其机制[J].经济经纬,2016,33(3):37-42
Li E L, Wei S H, Xu Y N. An analysis of the evolution and mechanism of China's soybean planting agglomeration and geographic pattern[J]. *Economic Survey*, 2016, 33 (3): 37-42 (in Chinese)
- [16] 贾兴梅,李平.农业产业集聚变动特征及其与农业经济增长的关系:我国12类农作物空间布局变化的实证检验[J].中国农业大学学报,2014,19(1):209-217
Jia X M, Li P. Degree of agriculture concentration and agricultural economic growth: Empirical test spatial layout changes of types of crops inChina [J]. *Journal of China Agricultural University*, 2014, 19(1): 209-217 (in Chinese)
- [17] 王国刚,王明利,杨春.中国畜牧业地理集聚特征及其演化机制[J].自然资源学报,2014,29(12):2137-2146
Wang G G, Wang M L, Yang C. Characteristics and mechanism of animal husbandry's geographical agglomeration in China[J]. *Journal of Natural Resources*, 2014, 29 (12): 2137-2146 (in Chinese)
- [18] 杨仁发.产业集聚与地区工资差距[J].管理世界,2013(8):41-52
Yang R F. Industrial agglomeration and regional wagegap [J]. *Management World*, 2013(8):41-52 (in Chinese)
- [19] 宋燕平,王艳荣.面向农业产业集聚发展的技术进步效应分析[J].科学学研究,2009,27(7):1005-1010
Song Y P, Wang Y R. Research on the effects of technology improvement of agriculturalagglomeration [J]. *Studies in Science of Science*, 2009, 27(7):1005-1010 (in Chinese)
- [20] 李思慧.产业集聚、人力资本与企业能源效率:以高新技术企业为例[J].财贸经济,2011(9):128-134

- Li S H. Industrial agglomeration, human capital and the firms' energy efficiency [J]. *Finance & Trade Economics*, 2011(9):128-134 (in Chinese)
- [21] 熊欢欢, 邓文涛. 环境规制、产业集聚与能源效率关系的实证分析 [J]. *统计与决策*, 2017(21):117-121
- Xiong H H, Deng W T. Empirical analysis on relationship between environmental regulation, industrial agglomeration and energy efficiency [J]. *Statistics & Decision*, 2017(21): 117-121 (in Chinese)
- [22] 杨礼琼, 李伟娜. 集聚外部性、环境技术效率与节能减排 [J]. *软科学*, 2011, 25(9):14-19
- Yang L Q, Li W N. Agglomeration externality, environmental technology efficiency and ESER [J]. *Soft Science*, 2011, 25(9): 14-19 (in Chinese)
- [23] 王学真, 郭香峰, 高峰. 寿光蔬菜产业发展对相关产业的影响 [J]. *农业经济问题*, 2007(3):91-95
- Wang X Z, Guo Z X, Guo F. The influence of Shouguang vegetable cluster on relevant industries [J]. *Issues in Agricultural Economy*, 2007(3):91-95 (in Chinese)
- [24] 纪玉俊, 赵娜. 产业集聚有利于提高能源效率吗? 基于产业集聚度与对外开放水平的门槛回归模型检验 [J]. *北京理工大学学报:社会科学版*, 2016, 18(4):19-27
- Ji Y J, Zhao N. Is industrial agglomeration beneficial to improve energy efficiency [J]. *Journal of Beijing Institute of Technology: Social Sciences Edition*, 2016, 18(4): 19-27 (in Chinese)
- [25] 周新德. 基于生命周期阶段的农业产业集群形成和演化机理分析 [J]. *经济地理*, 2009, 29(7):1134-1138
- Zhou X D. Analysis on the agricultural industry's cluster composing on lifecycle stage and evolvement mechanism [J]. *Economic Geography*, 2009, 29(7):1134-1138 (in Chinese)
- [26] 同逢柱, 苏李, 乔娟. 产业集聚发展与环境污染关系的考察 [J]. 2011, 29(1):79-83
- Yan F Z, Su L, Qiao J. Research on influence factors of knowledge transfer from implementation consultant to key user in ERP [J]. *Studies in Science of Science*, 2011, 29(1): 79-83 (in Chinese)
- [27] 雷玉桃, 杨娟. 基于SFA方法的碳排放效率区域差异化与协调机制研究 [J]. *经济理论与经济管理*, 2014(7):13-22
- Lei Y T, Yang J. A study of regional difference of carbon emission efficiency based on stochastic frontier analysis [J]. *Economic Theory and Business Management*, 2014(7):13-22 (in Chinese)
- [28] 傅晓霞, 吴利学. 前沿分析方法在中国经济增长核算中的适用性 [J]. *世界经济*, 2007(7):56-66
- Fu X X, Wu L X. The applicability of frontier analysis in China's economic growth accounting [J]. *The Journal of World Economy*, 2007(7):56-66 (in Chinese)
- [29] Anselin L. Spatial effects in econometric practice in environmental and resource economics [J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 2001, 83(3):705-710
- [30] 吴玉鸣. 中国区域农业生产要素的投入产出弹性测算: 基于空间计量经济模型的实证 [J]. *中国农村经济*, 2010(6):25-37
- Wu Y M. Calculation on the elasticity of agricultural input-output in China: Based on spatial econometrics models [J]. *Chinese Rural Economy*, 2010(6):25-37 (in Chinese)
- [31] 王珏, 宋文飞, 韩先锋. 中国地区农业全要素生产率及其影响因素的空间计量分析: 基于1992—2007年省域空间面板数据 [J]. *中国农村经济*, 2010(8):24-35
- Wang J, Song W F, Han X F. Spatial econometrics analysis of China's agricultural total factor productivity and its influence factors: Based on provincial spatial panel data from 1992 to 2007 [J]. *Chinese Rural Economy*, 2010(8):24-35 (in Chinese)
- [32] 李谷成. 资本深化、人地比例与中国农业生产率增长: 一个生产函数分析框架 [J]. *中国农村经济*, 2015(1):14-30
- Li G C. Capital deepening, labor-land ratio and increase in Chinese agricultural productivity: An analytical framework with production function [J]. *Chinese Rural Economy*, 2015(1):14-30 (in Chinese)
- [33] 李波, 张俊彪. 基于我国农地利用方式变化的碳效应特征与空间差异研究 [J]. *经济地理*, 2012, 32(7):135-140
- Li B, Zhang J B. Study on carbon effects and spatial differences based on changes in China's agricultural land use [J]. *Economic Geography*, 2012, 32(7):135-140 (in Chinese)
- [34] 闵继胜, 胡浩. 中国农业生产温室气体排放量测算 [J]. *中国人口·资源与环境*, 2012, 22(7):21-27
- Min J S, Hu H. Calculation of greenhouse gases emission from agricultural production in China [J]. *China Population · Resources and Environment*, 2012, 22(7):21-27 (in Chinese)
- [35] Hall R E, Jones C L. Why do some countries produce so much more output per worker than others [J]. *Nber Working Papers*, 1999, 114(1):83-116
- [36] 吴方卫. 我国农业资本存量的估计 [J]. *农业技术经济*, 1999(6):34-38
- Wu F W. Estimation of agricultural capital stock in China [J]. *Journal of Agrotechnical Economics*, 1999(6):34-38 (in Chinese)

责任编辑:王岩