

中国农业低碳经济效率的时空差异及影响因素研究

——基于“碳投入”视角

张俊飏 程琳琳 何 可*

摘要:中国在供给侧改革的新时期,既要保障农业产业的快速发展,更要注重农业低碳经济效率的提高。与既有文献将碳排放作为“非合意产出”不同的是,本文基于“碳投入”视角,运用空间计量经济方法,探讨中国七大农区低碳经济效率的关联效应及农业产业集聚的影响。研究发现:尽管在低碳经济政策的作用下,农业低碳经济效率均有不同程度提高,但从整体和区域两个角度来观察依旧不尽人意,农业低碳经济效率差距存在明显扩大的趋势,特别是地区间差距仍在不断拉大,区域间不均衡发展已成为常态;与此同时,农业低碳经济效率在空间上亦有明显的溢出效应。究其原因,农业产业集聚、区域经济发展水平、农村基础教育、农业产业结构、城镇化及工业化之间的综合作用是造成上述结果的重要因素。

关键词:农业碳排放;低碳经济效率;农业产业集聚;空间面板模型

一、引言

推进低碳经济发展是“功在当代、利在千秋”的事业,而提高单位碳效率是低碳经济转型的重要举措,更是“保增长”“促减排”,实现“双赢”的主要方式(Beinhocker et al.,2008)。自20世纪90年代以来,气候变化及其应对问题逐步成为全球性重大问题。在经济社会发展面临日渐趋近的资源环境约束背景下,保持中高速增长并履行国际碳减排承诺的压力与日俱

*张俊飏,华中农业大学经济管理学院,湖北生态文明建设研究院,邮政编码:430070,电子邮箱:zhangjb513@126.com;程琳琳(通讯作者),华中农业大学经济管理学院,邮政编码:430070,电子邮箱:ch07012210@163.com;何可,华中农业大学经济管理学院,邮政编码:430070,电子邮箱:hekework@gmail.com

本文系国家自然科学基金重点项目“现代农业科技发展创新体系研究”(71333006)、教育部哲学社会科学重大课题攻关项目“‘绿色化’的重大意义及实现途径研究”(15JZD014)、国家自然科学基金青年项目“水稻全生命周期的碳足迹演化及对气候变化的响应机制研究”(41501213)、中央高校基本科研业务费专项“畜禽养殖污染防治生态服务价值的形成机理与实现途径研究”(2662017QD009)的阶段性成果。感谢匿名审稿人的宝贵意见,文责自负。

增。据2016年12月发布的《中华人民共和国气候变化第一次两年更新报告》显示,2012年由农业活动引起的温室气体排放量所占比重为7.9%,就各温室气体而言,农业领域甲烷和氧化亚氮排放量分别占到全国总量的40.9%和71.6%。作为传统农业大国,我国受气候变化的潜在影响在75%以上(高鸣、宋洪远,2015),这一特征使得我国农业可持续发展面临严峻制约。

毋庸置疑,提高农业生态系统中碳的利用效率是应对气候变化问题的有效途径(陈中督等,2015)。碳效率作为单位碳投入所产生的经济产值的有效价值量(Canadell et al., 2007),其可弥补运用碳排放量衡量农业系统对环境的碳效应时所忽略的碳成本对社会产生的效益(尹钰莹等,2016)。通常来讲,碳排放绩效涵盖经济绩效与福利绩效,两者反映的是单位碳排放的经济效益与社会福利效益(朱远、刘国平,2011)。农业生态系统碳效率可用生产效率、经济效率与生态效率来度量,其中碳生产效率为农作物经济产量与碳成本的比值,碳经济效率为经济产出与碳投入的比值,生态效率为固碳量与碳排放量的比值(Dubey & Rattan, 2009)。那么,低碳农业就是指提高单位农业产出的碳效率(陈中督等,2015)。

现有文献已对低碳经济效率作出探讨,但针对农业领域的研究仍相对偏少,且既有相关研究多将农业碳排放作为“非合意产出”考虑。实际上,农产品的生产形成过程均需消耗一定的碳量,这或可被理解为同劳动与资本等同质的生产要素的投入(潘家华等,2010),且在产出一定的条件下,只有该要素的投入尽可能的少,才能实现农业低碳经济效率尽可能的高,故本文将从碳投入视角考察农业低碳经济效率。与此同时,既有研究表明,在低碳农业空间非均衡性较强的现实情况下(田云、张俊飏,2017),对低碳产业结构调整时,不仅需考虑区域经济发展状况,更要审视宏观经济政策、城市化、工业化等因素的影响(张立峰,2013),但上述文献大多忽视了农业产业的自有特点。实际上,伴随全球一体化进程的加快,无论是其他国家,还是我国的农业生产,均具有集中化发展趋势(郑风田、程郁,2005),种植业甚至存在拐点特征(肖卫东,2012)。理论上讲,产业集聚的形成有利于降低交易成本、推进技术创新,并增加农民收入,但在生产实践过程中,这一积极作用可能并不显著,即产业集聚的作用存在理论与现实上的不一致性(王艳荣、刘业政,2011a)。同时,农业产业集聚度本身就是随着农业经济发展而动态变化的,遗漏农业产业集聚这一变量将有可能造成农业经济效率与农业碳排放之间关系的估计偏误。一般地,由于农业碳排放是农业经济发展过程中的负外部性产物,那么,农业碳排放一定程度上可被认为是阻碍农业产业进一步集聚的原因之一(Lange & Quaas, 2007)。但是,如果考虑到二氧化碳等温室气体的排放与治理可能具有规模经济特征的话,那么,农业碳排放并非一定与农业产业集聚成正比,农业产业集聚可能是控制农业碳排放强度、提升农业低碳经济效率的重要机制(陆铭、冯皓,2014)。这意味着,通过实证检验农业产业集聚对农业低碳经济效率的影响尤为必要。

基于此,本文在测度中国低碳经济效率的基础上,运用泰尔指数解释其区域不均衡特征及差距来源,采用空间计量经济模型辨明农业低碳经济效率的影响因素,并重点分析农业产业集聚的作用,以发现农业低碳经济效率改进的关键抓手。

二、研究方法 with 数据

(一)农业低碳经济效率的测度

如前所述,农业低碳效率可划分为生产效率、经济效率与生态效率等,也可以用农业碳排放强度和农业碳排放密度表示(张广胜、王珊珊,2014)。经济产值与碳要素投入的比值作为低碳经济效率,是测度农业低碳经济效率的重要指标(朱远、刘国平,2011),可用农林牧渔业增加值与同期农业碳排放量的比值来表示,即单位碳投入量的农业产出(潘家华等,2010;陈中督等,2015)。其计算公式为:

$$CE_{it} = AGDP_{it} / E_{it} \quad (1)$$

(1)式中, CE_{it} 为*i*地区*t*期的低碳经济效率; $AGDP$ 和 E 分别为农业增加值与农业碳排放量。

基于已有研究成果(李波、张俊飏,2012;闵继胜、胡浩,2012;田云、张俊飏,2013),并结合农业生产过程中不同碳排放源头特征,从农地利用物资、水稻生长与畜禽养殖等方面对农业温室气体进行测度。(1)农业投入品(农药、化肥、农膜、农用柴油)利用与农业灌溉引致的碳排放,各碳排放系数来自李波和张俊飏(2012)研究。(2)水稻生长期内产生的 CH_4 等气体,由于不同地区或同一地区不同时期稻田排放系数存在差异,参照闵继胜和胡浩(2012)的做法,将水稻分为早中晚三季稻,并估算其排放量。(3)畜禽养殖过程中由肠道发酵产生的 CH_4 与粪便管理系统引发的 CH_4 和 N_2O 排放。本测算中,畜禽品种包括猪、牛(黄牛、水牛、奶牛)、羊(山羊与绵羊)、马、骡、驴、骆驼与家禽等,相关碳源系数来自田云和张俊飏(2013)等研究。由于各畜禽品种饲养周期不同,根据畜禽出栏率对其年均饲养量进行调整与修正^①。基于此,构建农业碳排放核算公式,如下:

$$E = \sum E_i = \sum (T_i \cdot \delta_i) \quad (2)$$

(2)式中, E 为农业碳排放总量, E_i 为第*i*类碳源引发的农业碳排放量, T_i 和 δ_i 分别为第*i*类农业碳源与排放系数。由于各碳源产生的温室气体量不同,在此统一将C、 CH_4 与 N_2O 换算为二氧化碳当量(CO_2e)。依据IPCC 2007年《第四次评估报告》结果,1t C、 CH_4 与 N_2O 产生的温室效应相当于3.67t CO_2 、25t CO_2 和298t CO_2 引发的温室效应。

^①对于畜禽年均饲养量的计算,根据不同畜禽品种的开栏率情况进行调整。其中,对于开栏率 ≥ 1 的生猪与禽类,将各自的平均生命周期取为200天与55天,然后根据年开栏量进行调整;对于开栏率 < 1 的牲畜品种,根据其前一年与本年年末存栏量加总后平均求得。

(二)空间计量方法

空间因素在环境经济问题研究中扮演着重要角色(Anselin, 2001),以往诸多研究假设空间均质性,忽略地理空间因素,以致于分析结果不理想且缺乏现实参考价值(吴玉鸣、李建霞, 2006)。根据本文研究对象,在此将空间因素纳入进来,探讨区域间农业低碳经济效率的交互影响及改进着力点。按照空间计量经济学相关原理,需先检验变量的空间自相关性,如若存在空间地理效应,则需构建空间计量经济模型进行估计。

1. 空间自相关的测度

对于农业低碳经济效率空间相关性的考察,本文采用全域 Moran's I 指数进行度量(Ward & Gleditsch, 2008)。其具体计算公式为:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (CE_i - \overline{CE})(CE_j - \overline{CE})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (3)$$

(3)式中, I 为全域自相关指数; CE_i 、 CE_j 和 \overline{CE} 分别为 i 地和 j 地农业低碳经济效率及其均值; S^2 为方差; W_{ij} 为空间权重矩阵,此处采用 rook 邻接权重,即两地区只要存在共同边界即可视为相邻。其中,鉴于海南省相对独特的地理位置,将其处理为仅与广东省相邻;对于其他地区,两地区相邻赋值为 1;不相邻则赋值为 0。之后对指数进行标准化处理,如若检验指数大于 0 且显著,表明存在正空间自相关(L-L 或 H-H 集聚);反之,即存在负空间自相关(L-H 或 H-L 集聚);等于 0 时,呈随机分布状态。

2. 空间计量模型

空间依赖性的存在打破了经典计量研究中事物相互独立的基本假设。忽视地理因素的作用,易造成模型设定的偏误,那么最小二乘法(OLS)估计的模型系数会有偏或无效,按照 Anselin 的建议(Anselin, 2005),此时应采用极大似然法(MLE)进行估计。一般地,空间计量模型分为空间滞后模型(SLM)与空间误差模型(SEM)。在此,为消除量纲差异及可能存在的异方差,先对变量作对数化处理。基于此,构建农业碳生产率空间面板模型。其中,空间滞后面板模型为:

$$\ln(CE_{it}) = \beta_0 + \sum_{j=1}^n \beta_j \ln(X_{ijt}) + \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} (CE_{jt}) + v_i + \tau_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

空间误差模型可表示为:

$$\ln(CE_{it}) = \beta_0 + \sum_{j=1}^n \ln(X_{ijt}) + v_i + \tau_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\varepsilon_{it} = \lambda \sum_{j=1}^n W_{ij} \varepsilon_{jt} + \mu_{it}, \mu_{it} \sim N(0, \sigma_{it}^2) \quad (6)$$

(6)式中, $\ln(CE_{it})$ 表示 i 地区 t 时期的农业低碳经济效率的对数; X_{ijt} 为 i 地区 t 时期第 j 个解释变量; v_i 与 τ_t 分别表示空间效应和时间效应; ε_{it} 为独立同分布的随机误差项; ρ 为空间自回归系数; λ 为空间自相关系数; W_{ij} 为空间权重矩阵。对于模型的选择,仍采用 Anselin 的

建议判断,即若 LM-lag 较 LM-error 显著,且 Robust LM-lag 显著,而 Robust LM-error 不显著,则合适的模型为 SLM;反之亦然(Anselin & Rey, 1991)。但这些统计量均显著的情况较少,如若出现该情况,则需重新设定模型进行估计。当然,对于标准面板模型的估计,仍需控制个体效应或时间效应。

(三) 区位熵指数

目前,对于农业产业集聚的概念,诸多学者从不同视角给予界定(尹成杰, 2006; 王艳荣、刘业政, 2011b; 肖卫东, 2015),但学界尚未对此形成明确的定义。结合各位学者的观点,本文认为,农业产业集聚是将农民、涉农企业及政府等主体联系在一起,并在地域与空间上呈现集聚特征的网络体系。同时,在农业产业集聚的测度上,学界也尚未形成一致化的测算方法。综合各学者的文献来看,主要有生产集中度、空间基尼系数、产业平均集中度、区位熵、克鲁格曼指数以及全域 Moran's I 指数等(钟甫宁、胡雪梅, 2008; 朱启荣, 2009; 杨春、陆文聪, 2010)。上述方法各有优缺点。例如,产业集中度等指标一般主要测度排名前几位省份的状况,难以兼顾全国省域或不同区域;空间基尼系数可用于计算某类农作物及种植业整体的情况,省域等层面难以涉及;产业平均集中度等均可计算不同省份不同农作物的地理集中度。相对而言,区位熵指数尽管更多层面度量的是优势度,存在一定的不全面性,但其真实地反映了地理要素的空间分布状况,并消除了地区规模差异,亦可以据此判断地区专业化产业,故被诸多学者所采用(陈国亮、陈建军, 2012; 杨仁发, 2013);加之考虑到数据的可得性及实际操作的可行性,本文借鉴吕超和周应恒(2011)的做法,选用该指标表征农业产业集聚度。其具体计算公式为:

$$LQ_{ia} = \frac{Y_{ia}/Y_i}{Y_a/Y} \quad (7)$$

其中, a 表示农业部门, LQ_{ia} 为 i 地区农业产业集聚度; Y_{ia} 和 Y_i 分别为 i 地区农业总产值和全部总产值; Y_a 和 Y 分别为中国农业总产值和全部总产值。一般地,若 $LQ_{ia} > 1$,说明农业产业集聚度高,且生产优势较全国明显; $0 < LQ_{ia} < 1$ 时,则说明农业集聚度低,农业生产较全国不具优势。

(四) 泰尔指数

对于农业低碳经济效率的不均衡状况,选用泰尔指数进行考察。借鉴 Dagum (1997) 的做法,其可表达为:

$$T = T_w + T_b \quad (8)$$

$$T = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^n \left(\frac{CE_{ij}}{\overline{CE}} \right) \ln \left(\frac{CE_{ij}}{\overline{CE}} \right) \quad (9)$$

$$T_w = \frac{1}{n\overline{CE}} \sum_{j=1}^k n_j \overline{CE}_j T_{wj} = \sum_{j=1}^k \frac{n_j \overline{CE}_j}{n\overline{CE}} \cdot \frac{1}{n_j} \sum_{i=1}^n \frac{CE_{ij}}{\overline{CE}_j} \quad (10)$$

$$T_b = \sum_{j=1}^k \left(\frac{n_j}{n} \right) T(\overline{CE}_1, \dots, \overline{CE}_k) = \sum_{j=1}^k \frac{n_j \overline{CE}_j}{n\overline{CE}} \ln \left(\frac{\overline{CE}_j}{\overline{CE}} \right) \quad (11)$$

上式中, T 表示总体差异, T_w 代表组内差距, T_b 为组间差距, j 代表分组 ($1, \dots, k$), 其他指标同上文。

(五)数据来源及处理

本研究样本为中国大陆31省(直辖市、自治区),时间跨度为1997-2014年,暂未考虑港澳台等地。文中涉及的农用物资(化肥、农药、农膜与柴油)及有效灌溉面积等数据均出自历年《中国农村统计年鉴》和《中国能源统计年鉴》,并以当年实际使用量为准;水稻等作物数据出自《改革开放三十年农业统计资料汇编》与历年《中国农业统计资料》,并以当年实际播种面积为准;不同畜禽品种出栏量与年末存栏量等原始数据均出自历年《中国农村统计年鉴》。

在区域划分上,与以往研究不同,依据《全国农业可持续发展规划(2015-2030)》,将全国分为七大地区,即东北区(黑、吉、辽)、黄淮海区(京、津、冀、豫、鲁)、长江中下游区(赣、浙、沪、苏、皖、鄂、湘)、华南区(闽、粤、琼)、西北及长城沿线区(新、宁、甘、晋、陕、蒙)、西南区(桂、贵、川、渝、滇)、青藏区(青、藏)。由于部分省份局部区域分属不同农区,在此按照文件中的“大部”并结合传统分区进行处理,如河北按照“河北中南部”所属“黄淮海区”处理,而非“河北北部”属于“西北及长城沿线区”处理,类似的省份还有安徽、江苏、内蒙古、甘肃、陕西、四川、湖北、湖南、云南等。

既有研究发现,城镇化、工业化、农业开放度、农业产业结构、农业公共投资等均是影响农业碳减排绩效的关键因素(张广胜、王珊珊,2014;高鸣、陈秋红,2014)。借鉴上述研究成果,结合研究目的,并考虑数据可得性,最终从农业产业集聚、区域经济发展水平、农村基础教育、工业化、城镇化、农业开放度、农业公共投资、农业自然灾害和农业产业结构等考察农业低碳经济效率的潜在影响因素,各变量具体含义及解释详见表1。在数据处理中,对涉及的产值和增加值等指标均以1997年为基期做不变价处理。

表1 变量具体含义及其计算公式

变量	具体计算公式	数据来源
农业产业集聚(ia)	用区位熵指数表示,详见式(7)	《中国统计年鉴》《中国农村统计年鉴》
经济发展水平(el)	不变价的GDP/年末总人口	《中国人口统计年鉴》《中国统计年鉴》
农村基础教育(edu)	初中及以上文化程度劳动力数量/农村总劳动数量*100%	《中国农村统计年鉴》
工业化(il)	工业增加值/GDP*100%	《中国统计年鉴》
城市化(ur)	非农人口数量/年末总人口*100%	《中国人口统计年鉴》
农业开放度(ol)	人民币对美元汇价折算后的农业进出口值/农业增加值*100%	《中国农业年鉴》
农业公共投资(fia)	财政支农资金/财政年总支出*100%	《中国统计年鉴》
农业自然灾害(dar)	农作物受灾面积/播种总面积*100%	《中国农村统计年鉴》
农业产业结构(as)	(种植业产值+畜牧业产值)/农林牧渔业总产值*100%	《中国农村统计年鉴》

三、实证结果与分析

(一)农业低碳经济效率变动轨迹

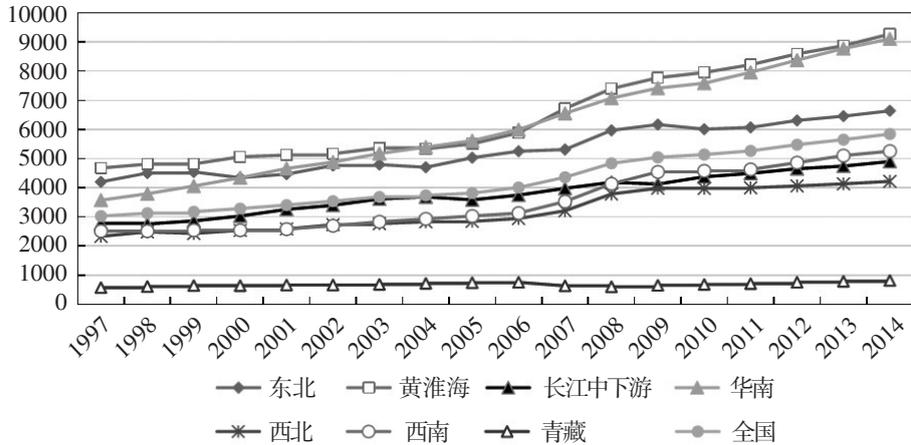


图1 1997-2014年中国及七大地区农业低碳经济效率变动趋势(元/吨)

图1展现了1997-2014年中国及七大地区农业低碳经济效率基本变动情况。整体而言,无论全国,还是各地区的农业低碳经济效率均呈明显的上升态势,且以华南区增长势头最为迅猛,而青藏区提升最为缓慢;按照各地区农业低碳经济效率变动轨迹来看,大致可划分为快速上升型(黄淮海区、华南区和西南区)、波动上升型(长江中下游区、西北区和东北区)和平稳增长型(青藏区)三类地区。具体来看,全国农业低碳经济效率从3000元/吨逐步增至5000元/吨,提升有序且明显;以其为界,可划分为高农业低碳经济效率区(黄淮海区、华南区和东北区)和低农业低碳经济效率区(长江中下游区、西北区、西南区和青藏区)。黄淮海区起点最高(4681元/吨),且在经过稳步增长后,与其他地区的差距不断拉大,长期稳居榜首;华南区尽管起步较黄淮海区滞后,但一直保持年均5.66%增速的强劲发展势头,并逐步成为仅有的能与黄淮海地区“抗衡”的地区;东北区起步与黄淮海地区大致相当,但在长期的动态发展过程,两者之间的差距越发明显;长江中下游区、西北区、西南区农业低碳经济效率增长相对缓慢,特别是在2008年西南区超过长江中下游区后,三者的位次基本稳定,西南最高,而西北最低,且两者之间的差距逐步增大;与其他地区有所不同,青藏区农业低碳经济效率一直相对稳定,且长期在1000元/吨以下,为农业低碳经济效率最低地区。

(二)农业低碳经济效率区域差异特征

为分析农业低碳经济效率的区域差异状况及差距来源,在此计算全国及各地区的泰尔指数,详见表2。泰尔指数由1997年的0.0943波动增至2007年0.1159后,呈弧形右上倾斜变动之势,并于2014年达到历史最大差距值0.1164。由此可知,全国、地区间及地区内农业低碳经

济效率的差距均存在明显的扩大之势,且以全国范围的差距最大。同时,对农业低碳经济效率差距进行分解,发现地区间差异扩大化趋势较地区内差距更加明显,区域间不均衡发展已成为常态。进一步对造成全国农业低碳经济效率分化的力量来源进行分解,可以发现,来自于地区间的差距要承担全国差距的65%以上,甚至部分年份这一比例高达77%;而地区内的差距对全国差距的贡献仅在23%~35%之间。在这其中,黄淮海地区和长江中下游地区内部省份间农业低碳经济效率差距是引起不均衡性的主要力量,而华南地区和青藏地区内部省份之间具有较强的一致性,西南地区 and 长江中下游地区省域农业低碳经济效率的趋同性亦在增强,东北地区各省份间彼此相对稳定,而唯有黄淮海地区内部省份间的差距不见缩小反而增大,尤其以北京与河南这两个省份间差距最甚。综上所述,在当前梯度发展模式下,农业低碳经济效率亦存在着明显的地区差异。

表2 1997-2014年中国及七大地地区农业低碳经济效率泰尔指数

年份	差距			差距贡献度(%)							
	全国	组间	组内	组间	东北	黄淮海	长江中下游	华南	西北	西南	青藏
1997	0.0943	0.0692	0.0251	73.35	2.90	9.98	7.20	0.49	3.30	2.66	0.12
1998	0.0972	0.0711	0.0261	73.15	4.48	11.00	5.42	0.51	3.36	1.97	0.10
1999	0.0954	0.0708	0.0246	74.25	5.18	10.85	5.61	0.19	2.32	1.46	0.15
2000	0.0979	0.0712	0.0267	72.72	4.55	12.28	6.34	0.24	2.37	1.32	0.19
2001	0.0981	0.0707	0.0274	72.06	4.43	11.44	8.16	0.15	2.21	1.37	0.18
2002	0.0990	0.0690	0.0300	69.67	4.00	12.25	9.79	0.04	2.55	1.54	0.16
2003	0.1046	0.0693	0.0353	66.28	3.74	13.32	12.41	0.06	2.42	1.63	0.16
2004	0.1026	0.0662	0.0364	64.52	3.13	13.80	13.72	0.02	2.83	1.81	0.17
2005	0.1016	0.0700	0.0316	68.91	2.38	14.55	8.83	0.01	3.24	1.94	0.15
2006	0.1089	0.0741	0.0348	68.06	2.35	16.12	8.29	0.02	3.43	1.62	0.10
2007	0.1159	0.0813	0.0346	70.14	2.46	15.02	6.78	0.11	3.80	1.63	0.06
2008	0.1071	0.0794	0.0277	74.18	2.35	10.59	5.48	0.25	6.15	0.79	0.22
2009	0.1043	0.0803	0.0241	76.94	2.19	10.05	4.86	0.20	5.22	0.34	0.21
2010	0.1042	0.0791	0.0250	75.96	2.23	10.61	4.92	0.15	5.28	0.63	0.21
2011	0.1073	0.0819	0.0254	76.30	2.34	9.59	5.00	0.27	5.03	1.27	0.19
2012	0.1111	0.0837	0.0274	75.30	2.46	10.96	5.12	0.65	4.33	0.98	0.20
2013	0.1122	0.0852	0.0270	75.94	2.44	10.84	4.70	0.84	4.15	0.88	0.21
2014	0.1164	0.0872	0.0292	74.89	2.22	12.07	4.39	0.86	4.56	0.82	0.20

(三) 农业产业集聚与低碳经济效率关系初步识别

在初步把握农业低碳经济效率时间演变及空间集聚特征后,为识别哪些省份为低碳农业优势区,先对1997-2014年各地区农业区位熵指数进行测算,其具体变动趋势见图2。七大农区中,东北、西北与西南农业区位熵指数整体有所提高,且东北提升尤为明显;而其他农区均在不同程度出现下降趋势,并以华南降低幅度最大。具体来看,东北LQ值2004年前一直徘

徊于1上下,2005-2014年提升明显,可持续农业优化发展区的优势越发凸显;西北地区 LQ 指数亦有提升,但其增长幅度相对较小,且一直围绕1.15左右波动,整体相对平稳。对于其他五大农区而言,尽管 LQ 值均出现了下滑之势,但黄淮海长期稳定于1上下,其身份亦在农业优势区与非优势区之间变化;长江中下游区、华南区和青藏区指数缩减幅度均在10%以上,华南甚至达到14.5%,而青藏区亦由农业相对优势区变为次优发展区。

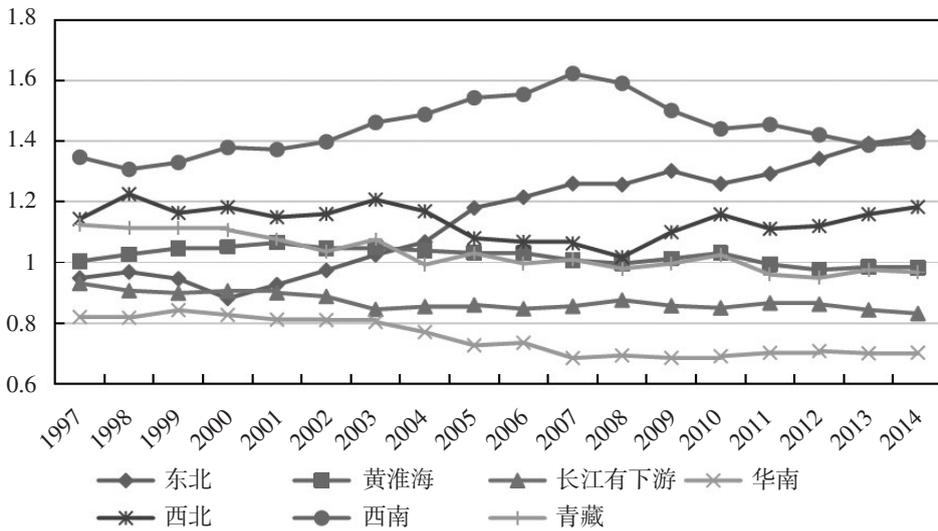


图2 1997-2014年中国七大地区农业产业区位熵指数变动趋势

进一步地,结合七大农区低碳经济效率及农业产业集聚状况,划分不同类型农业发展区,其具体划分依据为,若 $CE_{it} > \overline{CE}$ 为 CE 高值区, $LQ_{it} > 1$ 为 LQ 高值区,如此可将全国划分为低 CE -低 LQ 、低 CE -高 LQ 、高 CE -低 LQ 和高 CE -高 LQ 四类,划分结果详见表3。

表3 农业产业集聚与碳经济效率不同关系类型地区分布情况

地区类型	1997-2000年	2001-2005年	2006-2010年	2011-2014年
高 LQ -高 CE	黄淮海	黄淮海、东北	黄淮海、东北	东北
高 LQ -低 CE	西北、西南、青藏	西北、西南、青藏	西北、西南、青藏	西北、西南
低 LQ -高 CE	东北、华南	华南	华南	黄淮海、华南
低 LQ -低 CE	长江中下游	长江中下游	长江中下游	长江中下游、青藏

在四大类地区中,以高 LQ -低 CE 的农区数量相对最多,而“双低”地区数量相对最少,东北、西北、西南、长江中下游和华南地区长期保持相对稳定状态,黄淮海和青藏地区略有变动。具体来看,黄淮海长期作为“双高”优势发展区,但随着时间的推移及国家农业发展政策倾斜,东北地区农业生产“要镇”的地位更加凸显,并逐步超越黄淮海地区;而黄淮海地区则逐步变为“低 LQ -高 CE ”地区,与华南地区属于同一类型。可能的解释是,得益于这些地区知识密集型等产业的正外溢性,其单位农业碳投入的经济产出仍偏高。类似的,青藏区由于农

业技术发展与应用水平相对落后,农业产出偏低,从而在一定程度上导致了该区域属于“低LQ-低CE”地区,上述基本情况在很大程度上与农业可持续发展区划现状较为一致。

由此不难发现,当前我国农业发展方式仍相对粗放,需进一步优化。特别值得注意的是,作为国家粮食主产区及产粮基地,长江中下游地区的农业生产自然条件较好,但就当前发展现状来看,其农业低碳转型压力较大,这与其化肥主要消费区的身份,以及农业现代化过程中过度依赖城镇化与工业化不无关系(刘忠、隋晓晨,2008;孙剑、乐永海,2012)。而东北地区属于“双高”优势发展区,主要得益于东北地区单位面积产量相对较高与单位投入相对较低(黄晓敏等,2016)。

(四)农业低碳经济的影响因素分析

对模型估计前,为避免“伪回归”问题,先进行平稳性检验。经检验,一阶差分后各序列基本平稳,限于篇幅,不再展示相关结果。与此同时,通过自相关检验可以发现,中国省域农业低碳经济效率存在着空间正自相关,那么传统OLS回归估计不再具有一致性,故需考虑采用加入空间因素的空间计量模型估计。接下来,采用最大似然估计方法对模型进行估计,并采用Matlab软件对拉格朗日乘子及稳健拉格朗日乘子进行模型的选择。

由于本文构建的是短面板数据,对于随机扰动项自相关的讨论存在一定困难,故假设其独立同分布,只需考虑个体效应。对于固定效应与随机效应的选择,根据Hausman检验进行甄选。根据Hausman检验结果判断,应选择空间滞后面板固定效应模型和空间误差随机效应模型。同时,由于采用最大似然法估计模型参数,那么对于残差平方和分解的拟合优度(R^2)检验意义不大,在此可根据Log-likelihood值等判断(吴玉鸣、李建霞,2006),最终选择空间滞后固定效应模型对全国数据进行回归估计与检验(当然,这并非否认随机效应空间误差模型不能用以解释)。由表4可见,加入空间因素后,模型似然对数值有了明显提高,这进一步证明了建立空间计量模型的必要性与合理性。

当然,在选择模型的过程中,容易忽略的是空间杜宾模型是否可简化为空间误差模型和空间滞后模型的问题,对这一问题通常通过Wald检验和LR检验判断。检验结果显示,Wald_spatial_lag和LR_spatial_lag的值分别为11.2106和8.5846,各自的伴随概率prob_spatial_lag依次为0.1900和0.3785,Wald_spatial_error和LR_spatial_error的值分别为6.7056和3.5713,各自的伴随概率prob_spatial_error为0.5687和0.7873,均未通过10%的显著水平检验,则意味着空间杜宾模型可以化简为空间滞后模型和空间误差模型。结合上述分析,本文最终选取空间固定效应滞后模型对下文进行解释,模型回归结果如下:

(1)空间溢出效应。空间自回归系数 ρ 与空间自相关 λ 系数均为正,且通过1%的显著性检验,表明邻近区域农业低碳经济效率存在着明显的空间交互影响与依赖效应,整体而言,周围省份农业低碳经济效率每增加1%,会引起本省份相应提高0.408%,空间溢出效应明显,彼

此间具有的空间相互作用可通过邻接地区传导与影响。

表4 中国农业低碳经济效率不同面板模型回归结果

变量	普通面板模型		空间滞后模型		空间误差模型	
	固定效应	随机效应	固定效应	随机效应	固定效应	随机效应
<i>Cons</i>		-0.0267***		-0.0224***		-0.0227***
<i>ia</i>	0.1509***	0.1539***	0.0778**	0.0896***	0.1881***	0.2075***
<i>ur</i>	-0.0243	-0.0202	-0.0142	-0.0031	-0.0750	-0.0566
<i>as</i>	0.2586***	0.2383***	0.0294	0.0030	0.1633*	0.1117
<i>fia</i>	-0.0318	-0.0329	-0.0282	-0.0293	-0.0305	-0.0298
<i>dar</i>	-0.0058	-0.0052	-0.0057	-0.0049	-0.0069	-0.0057
<i>edu</i>	0.1557***	0.1624***	0.1241***	0.1302***	0.1095***	0.1159***
<i>il</i>	0.0377*	0.0380*	0.0354**	0.0367**	0.0268	0.0260
<i>ol</i>	0.0210***	0.0222***	0.0191***	0.0202***	0.0182***	0.0191***
<i>el</i>	0.6333***	0.6376***	0.4302***	0.4293***	0.7086***	0.7148***
ρ			0.4080***	0.4090***		
λ					0.4540***	0.4600***
Log-L	473.4319	457.8612	513.9697	379.6210	472.9706	485.5725
Hausman test			X ² =8.8904 (0.5425)		X ² =20.1140 (0.0282)	
空间相关性诊断检验						
Moran's I	LM-lag	Robust LM-lag	LM-error	Robust LM-error		
0.3715***	79.8311***	31.8325***	48.3483***	0.3497		

注:***、**、*分别表示在1%、5%和10%的置信水平上显著。同时,对于固定效应与随机效应的选择,采用matlab软件中的Hausman检验进行甄别,若P值>0.05拒绝随机效应,接受固定效应;反之亦然。

(2)农业产业集聚。该变量系数全部为正且显著,进一步验证在其他条件不变的情况下,现阶段农业产业集聚度的提高有助于农业低碳转型与发展。农产品优势品种的集群布局与区域专业化生产等规模经济优势会降低农户单位产品生产要素投入量以及碳排放量,带动碳经济效率的提高,这种减排效应目前在种植业领域尤为突出。不过需要注意的是,此类集聚的规模经济效应,需根据农业资源禀赋与农产品特性确定(周新德,2009),并维持在一定的集聚水平上才能实现,否则会起到抑制作用。

(3)农村基础教育。该变量在所有模型全部显著为正,这反映出农村基础教育的普及对农业低碳经济效率提高的促进作用较为稳定且明显。在现阶段农村劳动力文化教育程度仍相对偏低的背景下,农村基础教育的普及与发展,对于农户低碳生产意识的培养以及低碳生产方式的选择具有较强的引导带动作用,并增大农户低碳生产的可能性,进而有利于农业生产效率的提升、投入要素的节约以及环境的改善。

(4)区域经济发展水平、农业开放度与工业化。区域经济发展条件是农业低碳转型的重要物质基础,随着区域经济水平的进一步提升及工业化进程的深入推进,可为农业提供更好的发展条件与机会,并增加农业碳减排目标达成的可能性。农业开放度的提高,尽管会对其

产生正向拉动作用,但影响程度相对较小。农产品进口的增加,可将部分碳减排国际责任转嫁于农产品出口国(地区),间接减轻我国碳减排压力,但在本国(地区)农业竞争优势不甚明显且生产效率依旧偏低的情况下,其对碳经济效率提升的积极效应亦非常有限,不可作为碳减排的重要手段予以实施。

(5)其他变量。由于非农人口的增加,会对农业低碳经济效率产生负面效应(陈真玲,2016),但由此会催生农民对劳动节约型生产方式的采用,有利于农业低碳转型,故最终使城镇化对农业低碳经济效率的影响并不显著。尽管农业中种植业与畜牧业产值的增加有利于农业低碳经济效率的提高,但这往往是在技术等条件不变的情况下产生的,而现实中,种植业与畜牧业产值的增加往往意味着碳排放量的同向增长,因此也会使得该变量对农业低碳经济效率的影响并不明显。同时,尽管当前农业公共投资有利于降低农业碳排放强度(张广胜、王珊珊,2014),限于诸多农业公共投资并未用于节能减排环节以及投资过程中所存在的浪费及使用效率不高等现象,致使农业公共投资对农业低碳转型与可持续发展并不产生显著作用。自然灾害的发生通常会造成本地农业低碳经济效率的降低(田云等,2016),但得益于现代先进技术以及农业灾害预警等可在一定程度上弥补部分损失,使得该变量对农业低碳经济效率的影响也并不明显。

表5 中国七大农区农业低碳经济效率空间面板回归结果

变量	东北	黄淮海	长江中下游	华南	西北	西南	青藏
Cons		-0.0018					
ia	0.2390***	0.0242	0.1957**	0.2985***	0.1072	-0.1438	0.1415
ur	-0.0335	0.2900**	-0.1425	-0.0762**	-0.7298***	0.0110	0.1614
as	-0.2982	0.3206**	0.1791	0.5115***	1.1679***	1.0884***	0.9210***
fia	-0.0407	0.1276***	-0.0576	0.0944***	0.0410	0.0324	-0.2185***
dar	-0.0202**	-0.0055	-0.0129**	0.0012	-0.0173	0.0100	-0.0086
edu	0.6403**	0.2946	0.0419	0.4117***	0.0317	0.2314	0.0151
il	-0.0034	0.2719**	0.3110**	0.2611***	0.0154	-0.1116	-0.3894
ol	0.0063	-0.0051	-0.0052	-0.0012	0.0041	0.0038	0.0069
el	0.7093***	0.3798***	0.6237***	0.2369***	0.4859***	0.3615***	0.3130
λ	0.1180	0.3205***	0.0100	-0.4430***	0.4429***	0.4320***	0.0909
Log-L	83.8247	144.2777	167.5348	121.8249	147.7598	128.2643	41.4262

注:***、**、*分别表示在1%、5%和10%的置信水平上显著。

进一步地,按照前文所划分农区进行分区域回归估计,结果见表5。与全国有所不同的是,空间误差模型较空间滞后模型对各地区更富解释力。从回归结果来看,在黄淮海区、华南区、西北区和西南区存在着明显的空间依赖效应,但与其他三个地区略显不同的是,华南区内部分邻近省份关于农业低碳经济效率的误差冲击不利于本省份农业低碳经济效率的提高。

对于东北区和长江中下游地区而言,其农业低碳经济效率受到农业产业集聚、自然灾害

和区域经济发展水平等因素的显著影响;但农村基础教育、工业化在对两个地区低碳经济的影响上作用不一。而城镇化、农业产业结构、农业公共投资、工业化以及区域经济发展水平则是影响黄淮海区和华南区发展的重要因素,且农业产业集聚与农村基础教育的普及亦会在很大程度上有助于华南区农业低碳转型的实现。对于西北区和西南区而言,种植业与畜牧业产业比重的增加以及区域经济发展水平是推动其农业低碳经济效率进一步提高的重要方式,但城镇化对西北区农业低碳转型的发展存在不利影响。对于青藏区,提高其种植业与畜牧业的比重有利于农业低碳经济效率提高,但增加政府涉农公共投资反而起到了抑制作用。

四、结论与讨论

与已有研究不同,本文基于碳投入视角,对农业低碳经济效率的时间演进及空间集聚特征展开了研究,在此基础上检验了农业产业集聚等因素对农业低碳经济效率的影响。基本研究结论如下:尽管在低碳经济政策的强力推动下,中国农业低碳经济效率提升较大,但从整体和区域两个层面分析,则依旧不尽人意,特别是地区间差距仍在不断拉大,黄淮海区、华南区与其他地区的分化愈加明显,区域间不均衡发展已成为常态。同时,中国农业低碳经济效率呈现出较为显著的溢出效应。考究进一步提升农业低碳经济效率的有效路径,本研究发现,农业产业集聚、区域经济发展水平及农村基础教育是不可替代的重要推力。分区域而言,东北区和长江中下游区分别还受到自然灾害与工业化的显著影响,黄淮海区和华南区还受到城镇化、农业产业结构、农业公共投资与工业化的共同影响,西北、西南和青藏区则均受到农业产业结构的作用较大。值得一提的是,对于西北区和青藏区而言,城镇化的推进及农业公共投资的增加反而会对农业低碳经济效率产生明显的抑制作用,可能的原因是这一地区地域宽大广袤,农业基础设施投入量巨大而效率低,从而引发的碳排放可能会更多一点。

农业温室气体主要包括由农地利用、稻田、畜禽养殖等生产过程产生的二氧化碳、甲烷与氧化亚氮等气体。事实上,农业种植与养殖活动自身排放温室气体比例并不大,而农用物资、农用能源以及农业废弃物(畜禽粪便与秸秆)的最终处置却是温室气体的重要来源,且以化肥等工业投入品的引致碳排放量最大(黄祖辉、米松华,2011)。因此,减少化肥、农药与农膜等工业投入品、强化畜禽养殖粪便与作物残留焚烧管理是提升农业低碳经济效率的有效途径。

本文研究还证明了农业生产集聚与产业结构调整有利于农业低碳经济效率的提高。区域要素禀赋决定着分工与专业化,进而催生集聚经济,推动区域空间结构优化与区际辐射扩散能力强化。那么,在原有产业结构并未发生明显变化的条件下,可继续发挥农业产业集聚在推动农业经济发展与碳减排方面的积极作用。然而,经济活动是以人的需求为导向,而人的需求往往是动态变化的,在当前“去库存、去产能、去杠杆、降成本、补短板”问题凸显、供求结构性矛盾突出的情况下,原有产业结构已不适应区域发展之需要,即要素禀赋与主导产业

功能定位已发生变化,那么也需要衍生出新的分工与专业化形式。如若原有产业结构不作调整,那么农业产业集聚将难以实现帕累托最优,甚至会导致区域农业发展停滞不前。因此,适度提高农业产业集聚度,通过延伸农业产业链条、提升农产品品质以及优化区域空间结构,来充分发挥农业集聚经济效应。

同时,本文还发现,虽然高效的城镇化有助于要素市场的形成与财富的积累,并能够通过释放集聚效应推动低碳经济效率的提高,但对于农业低碳经济效率相对较高的华南区和效率相对较低的西北区,城镇化却起到了相反的作用。这意味着因地制宜地推进区域城镇化发展是今后值得深思的问题。工业化方面,尽管工业可为农业发展提供技术支撑与机械装备以及产业化动力,从而推动农业低碳经济效率的提升。然而,工业化的推进,也会带来工业碳排放量的增加(国涓等,2011),这也可由东北区、西南区和青藏区的结果中得到了一定印证。此外,农业公共投资在农业碳减排中的作用也仍待进一步探究,尽管部分地区(如黄淮海区和华南)其正向推动作用明显,其他学者的研究中亦发现了类似的结论(张广胜、王珊珊,2014);但在青藏区却具有负面影响,这可能与当地资源环境的脆弱性、农业公共投资的效率有关。因此,提高农业公共投资效率,把控好城镇化与工业化建设的“度”,是发挥城镇化与工业化对农业节能减排积极效应的关键所在。

参考文献:

- [1] 陈中督,吴尧,遆晋松,陈阜,李永. 湖南省双季稻生产系统碳效率[J]. 应用生态学报, 2015, 26(1): 87-92.
- [2] 陈国亮,陈建军. 产业关联、空间地理与二三产业共同集聚——来自中国212个城市的经验考察[J]. 管理世界, 2012, (4): 82-100.
- [3] 陈真玲. 生态效率、城镇化与空间溢出——基于空间面板杜宾模型的研究[J]. 管理评论, 2016, 28(11): 66-74.
- [4] 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, 35(4): 142-148.
- [5] 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.
- [6] 国涓,刘长信,孙平. 中国工业部门的碳排放:影响因素及减排潜力[J]. 资源科学, 2011, 33(9): 1630-1640.
- [7] 黄晓敏,陈长青,陈铭洲,宋振伟,邓艾兴,张俊,郑成岩,张卫建. 2004-2013年东北三省主要粮食作物生产碳足迹[J]. 应用生态学报, 2016, 27(10): 3307-3315.
- [8] 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(月刊), 2011, (11): 40-47.
- [9] 李波,张俊飏. 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.
- [10] 刘忠,隋晓晨. 中国区域化肥利用特征分析[J]. 资源科学, 2008, 30(8): 822-828.
- [11] 陆铭,冯皓. 集聚与减排:城市规模差距影响工业污染强度的经验研究[J]. 世界经济, 2014, (7):

86-114.

[12] 吕超,周应恒. 我国农业产业集聚与农业经济增长的实证研究——基于蔬菜产业的检验和分析[J]. 南京农业大学学报(社会科学版),2011,11(2):72-78.

[13] 闵继胜,胡浩. 中国农业生产温室气体排放量的测算[J]. 中国人口·资源与环境,2012,22(7):21-27.

[14] 潘家华,庄贵阳,郑艳,朱守先,谢倩漪. 低碳经济的概念辨析及核心要素分析[J]. 国际经济评论,2010(4):88-101.

[15] 孙剑,乐永海. 长江中下游流域农村环境质量变化及影响因素研究[J]. 长江流域资源与环境,2012,12(3):355-360.

[16] 田云,张俊飏. 中国低碳农业发展的动态演进及收敛性研究[J]. 干旱区资源与环境,2017,31(3):1-7.

[17] 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.

[18] 田云,张俊飏,陈池波. 中国低碳农业发展的空间异质性及其影响机理研究[J]. 中国地质大学学报(社会科学版),2016,16(4):33-44.

[19] 王艳荣,刘业政. 农业产业集聚对农民收入影响效应研究[J]. 农业技术经济,2011a,(9):50-57.

[20] 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,2011b,(10):77-85.

[21] 吴玉鸣,李建霞. 中国区域工业全要素生产率的空间计量经济分析[J]. 地理科学,2006,26(4):385-391.

[22] 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.

[23] 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.

[24] 杨春,陆文聪. 基于空间计量经济模型的县域粮食生产区域格局研究[J]. 农业技术经济,2010,(5):24-29.

[25] 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.

[26] 尹钰莹,郝晋珉,牛灵安,陈丽. 河北省曲周县农田生态系统碳循环及碳效率研究[J]. 资源科学,2016,38(5):918-928.

[27] 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.

[28] 张立峰. 碳生产率的经济背景及其内涵分析[J]. 经济问题探索,2013,(5):37-41.

[29] 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):18-27.

[30] 郑风田,程郁. 从农业产业化到农业产业区——竞争型农业产业发展的可行性分析[J]. 管理世界,2005,(7):64-73.

[31] 钟甫宁,胡雪梅. 中国棉花生产区域格局及影响因素研究[J]. 农业技术经济,2008,(1):4-9.

[32] 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.

[33] 朱启荣. 中国棉花主产区生产布局分析[J]. 中国农村经济,2009,(4):31-38.

[34] 朱远,刘国平. “金砖四国”碳排放绩效比较研究[J]. 亚太经济,2011,(5):78-83.

[35] Anselin, L. Exploring Spatial Data with Geoda: A Workbook(2005)[R]. 2005.

[36] Anselin, L. Spatial Effects in Econometric Practice in Environmental and Resource Economics[J]. American Journal of Agricultural Economics, 2001, 83(3): 705-710.

[37] Anselin, L. and S. Rey. Properties of Tests for Spatial Dependence in Linear Regression Models[J]. Geographical Analysis, 1991, 23(2): 112-131.

[38] Beinhocker, E., J. Oppenheim, B. Irons, M. Lahti, D. Farrell, S. Nyquist, J. Remes, T. Naucler, and P. A. Enkvist. The Carbon Productivity Challenge: Curbing Climate Change and Sustaining Economic Growth [R]. 2008.

[39] Canadell, J. G. , Q. C. Le, M. R. Raupach, B. F. Christopher, E. T. Buitenhuis, C. Philippe, J. C. Thomas, P.

G. Nathan, R. A. Houghton, and M. Gregg. Contributions to Accelerating Atmospheric CO₂ Growth from Economic Activity, Carbon Intensity, and Efficiency of Natural Sinks[J]. Proceeding of the National Academy of Sciences of the United States of America, 2007, 104(47): 18866–18870.

[40] Dagum, C. A New Approach to the Decomposition of the Gini Income Inequality Ratio[J]. Empirical Economics, 1997, 22(4): 515–531.

[41] Dubey, A. and L.Rattan. Carbon Footprint and Sustainability of Agricultural Production Systems in Punjab, India, and Ohio, USA[J]. Journal of Crop Improvement, 2009, 23(4): 332–350.

[42] Lange, A. and M. F. Quaas. Economic Geography and the Effect of Environmental Pollution on Agglomeration[J]. Journal of Economic Analysis & Policy, 2007, 7(1): 1724.

[43] Ward, M. D. and K. S. Gleditsch. Spatial Regression Models[M]. L. A.: SAGE Publications, 2008.

The Difference of China's Agricultural Low-carbon Economic Efficiency in Spatial and Temporal and Its Influencing Factors : A Perspective of Carbon Input

Zhang Junbiao^{a,b}, Cheng Linlin^a and He Ke^a

(a: College of Economics & Management, Huazhong Agricultural University;

b: Institute of Hubei Ecological Civilization Construction)

Abstract: It is not only necessary to guarantee the rapid development of agricultural industries but also to focus on the improvement of agricultural low-carbon economy as China during the new period of supply-side structural reform. Unlike the existed literatures regarding carbon emissions as “an undesirable output”, this paper, from the perspective of “carbon input”, aims to explore the association effect of low-carbon economy efficiency among the whole nation and seven agricultural regions and to analyze the crucial factors influencing low-carbon economy efficiency with the spatial econometric model. Results show that, though agricultural low-carbon economy efficiency has increased to various extent under the influence of the low carbon economy policy, the agricultural low-carbon economy efficiency from the overall and regional perspective is still unsatisfactory, the gap among regions has still been expanding, which indicates that the uneven development of regional agricultural low-carbon economy efficiency has become the normal. Besides, the efficiency of agricultural low-carbon economy has obvious spatial spillover effects. The regional difference in agricultural low-carbon economic efficiency results from the synthetic effects of factors including agricultural industry agglomeration, regional economic development level, basic education in rural areas, agricultural industry structure, urbanization and industrialization, etc.

Keywords: Agricultural Carbon Emissions; Low-carbon Economy Efficiency; Agricultural Industry Agglomeration; Spatial Panel Model

JEL Classification: Q54, Q58

(责任编辑:卢玲)