

王善高, 李佳睿. 我国农业生产环境效率及其收敛性分析——以农业生产碳排放为例[J]. 江苏农业科学, 2018, 46(12): 305–310.
doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2018.12.071

我国农业生产环境效率及其收敛性分析 ——以农业生产碳排放为例

王善高, 李佳睿

(南京农业大学经济管理学院, 江苏南京 210095)

摘要:近年来, 农业生产带来的环境问题日益引起广泛关注。而测算环境效率能直观反映农业生产对生态环境的影响, 使人们清楚地认识到农业生产所付出的环境代价, 进而推动我国农业生产向可持续性的方向转变。因此, 基于 2000—2012 年的省级宏观数据, 采用超越对数随机前沿分析方法测算我国农业生产的环境效率, 并对农业生产环境效率进行收敛性分析。结果表明, 我国农业生产环境效率与技术效率的平均值分别为 0.609、0.905, 且这 2 种效率之间具有较高的相关性; 环境效率呈现出中部、西部、东部依次递减的趋势, 随着时间的变化, 各地区的环境效率均呈现出递减趋势; 中部地区农业生产环境效率的 δ 收敛性尚不明确, 但同时存在绝对 β 收敛和条件 β 收敛, 说明中部地区各省的农业生产环境效率最终将稳定在同一水平上; 全国以及东部、西部地区的农业生产环境效率只存在条件 β 收敛而不存在 δ 收敛和绝对 β 收敛, 说明这 3 个区域层面内各省的农业生产环境效率差距没有缩小的趋势, 且分别朝着各自的均衡水平收敛。

关键词:农业碳排放; 环境效率; 技术效率; 随机前沿分析; 收敛性分析

中图分类号: F310 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-1302(2018)12-0305-06

改革开放以来, 我国农业经济取得了飞速发展, 但快速发展的农业也带来了诸如资源浪费、水土污染、生态破坏等问题, 从而造成农业发展与资源、环境的不协调, 限制了农业发展的可持续性。联合国政府间气候变化专门委员会 (Intergovernmental Panel on Climate Change, 简称 IPCC) 的评

估报告指出, 农业已成为全球温室气体的第二大来源, 农业温室气体占全球人为温室气体排放量的 13.5%, 而 CO_2 在温室气体的构成中占 76%^[1]。温室气体的排放加剧了气候的变化, 极端天气、自然灾害的发生将更加频繁, 不仅会影响农业生产, 而且会对人类居住环境造成不利影响^[2]。有研究表明, 我国农业生产活动产生的温室气体排放量已经达到了全国温室气体排放总量的 17%^[3]。农业作为国民经济的基础性产业, 对其碳排放问题采取放任、无视的态度, 将导致农业生产的不可持续, 最终引发环境灾难^[4]。在此背景下, 低碳农业成为实现经济增长与生态环境和谐共进、推进农业可持续发展的必然选择^[5], 采用低碳视角下的环境效率模型来考察经济增长与环境质量之间的关系显得尤为重要。环境效率

收稿日期: 2017-01-06

基金项目: 国家自然科学基金 (编号: 71473123、71333008); 国家社会科学基金重大项目 (编号: 14ZDA037)。

作者简介: 王善高 (1992—), 男, 江苏扬州人, 博士研究生, 主要从事农业生产效率分析研究。E-mail: 1551927977@qq.com。

通信作者: 李佳睿, 硕士研究生, 主要从事农业生产效率分析研究。E-mail: 1368250397@qq.com。

[12] Warman M, Kennedy T L. Understanding cooperatives: agricultural marketing cooperatives [M]. US Department of Agriculture, Rural Business - Cooperative Service, 1998.

[13] 黄祖辉. 中国农民合作组织发展的若干理论与实践问题 [J]. 中国农村经济, 2008 (11): 4-7.

[14] 唐宗锬. 合作社的真谛 [M]. 北京: 知识产权出版社, 2012.

[15] Zhang M, Guo X Y. Study on functions of the agriculture cooperative in food safety [J]. Agriculture and Agricultural Science Procedia, 2010, 1: 477-482.

[16] 黄季昆, 邓衡山, 徐志刚. 中国农民专业合作社经济组织的服务功能及其影响因素 [J]. 管理世界, 2010 (5): 75-81.

[17] 钟真, 程瑶瑶. 奶农专业合作社的农业社会化服务功能研究 [J]. 农业经济与管理, 2013 (4): 12-20.

[18] 毛飞, 王旭, 孔祥智. 农民专业合作社融资服务供给及其影响因素 [J]. 中国软科学, 2014 (7): 26-39.

[19] 郭红东, 蒋文华. 影响农户参与专业合作经济组织行为的因素分析——基于对浙江省农户的实证研究 [J]. 中国农村经济,

2004 (2): 10-16.

[20] 卢向虎, 吕新业, 秦富. 农户参加专业合作组织意愿的实证分析——基于 7 省 24 市 (县) 农户的调研数据 [J]. 农业经济问题, 2008 (1): 26-31.

[21] 占小军. 粮食主产区农户加入农业合作组织意愿的实证分析——以江西省为例 [J]. 经济地理, 2012, 32 (8): 131-135.

[22] 张广胜, 周娟, 周密. 农民对专业合作社需求的影响因素分析——基于沈阳市 200 个村的调查 [J]. 农业经济问题, 2007 (11): 68-73.

[23] 朱红根, 陈昭玖, 翁贞林, 等. 稻作经营大户对专业合作社需求的影响因素分析——基于江西省 385 个农户调查数据 [J]. 农业经济问题, 2008 (12): 71-78.

[24] 赵佳荣. 农户对专业合作社的需求及其影响因素比较——基于湖南省两类地区农户的实证分析 [J]. 中国农村经济, 2008 (11): 18-26.

[25] 高钰玲. 农民专业合作社服务功能: 理论与实证研究 [D]. 杭州: 浙江大学, 2014: 47.

能够反映在现有产出和投入不变的情况下,农业生产中非合意产出能够降低的程度。因此,测算低碳视角下的环境效率能够使人们直观地感受到我国农业生产所付出的环境代价,这对正确认识我国农业碳排放的发展现状,制定有差别的区域农业碳减排措施有着重要的指导意义。

关于农业生产率与效率的研究,早期学者大多忽略了农业生产对环境的不良影响,即未将非合意产出纳入到分析框架中^[6-7]。Shephard 等指出在评价生产者生产行为时,应该综合考虑各种产出,而不应该忽视非合意产出,否则会扭曲经济发展的绩效,最终影响决策者制定有效的政策建议^[8]。近年来,在我国政府大力提倡发展绿色农业和低碳农业的背景下,资源、环境约束下的农业生产率与效率问题成为学术界研究的热点,并产生了相当多的成果。如李谷成等利用我国 1993—2010 年的省级面板数据,在测算农业面源污染排放量的基础上,进一步测算了我国农业生产的全要素生产率,发现是否考虑环境污染因素对农业生产率的核算有显著影响^[9]。杨俊等利用方向距离函数测算了我国 1999—2008 年 30 个省(市)的农业环境技术效率,发现忽略环境因素会明显高估我国的农业生产率^[10]。田伟等基于碳排放的视角,运用非期望产出的 SBM 模型测算了我国 2002—2012 年的农业环境效率,发现东部地区的环境效率普遍高于中西部地区^[11]。此外,薛建良等也分别采用不同的方法从基于环境因素的视角考察了我国农业生产的全要素生产率^[12-14]。

通过对相关文献的梳理,发现当前的研究主要存在以下不足。第一,专门针对农业生产环境效率展开研究的文献相对较少,尤其在农业生产环境效率的定量测算和收敛性分析方面。第二,大多数学者是将传统意义上的农业面源污染物作为农业生产中的非合意产出,缺乏以碳排放作为非合意产出的研究。事实上碳排放也是一种重要的非合意产出,在日益严峻的全球气候变暖的大背景下,研究低碳视角下的环境效率更有助于推动低碳农业的发展。第三,在考虑环境因素条件下,许多学者测算的全要素生产率以及技术效率都是将农业生产中的非合意产出作为一种特殊产出,与合意产出一起引入模型,利用方向性距离函数进行分析^[12,15]。Lansink 等指出该方法只能得到各种物质对环境影响的综合评价,而不能计算出对环境有害的某一种物质的效率。特别地,当生产者面临一系列环境约束甚至须要限定产量时,该方法并不利于实际应用^[15]。此外,由于非合意产出与合意产出之间的度量单位并不统一,因而须要使用影子价格来估算非合意产出的市场价格,而影子价格的设定又存在较强的主观性^[16]。因此,本研究将在前人的研究基础上,在以下几个方面作出改进:第一,将农业生产中的碳排放作为非合意产出,从定量的角度测算低碳视角下我国农业生产的环境效率,并分析农业生产环境效率的地区差异及变动趋势;第二,对测算出的农业生产环境效率进行收敛性检验,探索农业生产环境效率的未来发展走势;第三,采用较为灵活的实证模型,将农业生产中的非合意产出作为一种特殊的投入要素引入模型中。

1 研究方法 with 数据来源

1.1 研究方法

环境效率又被称为生态效率,是衡量可持续发展能力的

重要指标,其核心思想是通过最少的能源和资源,生产出最多的产品,并对环境产生最小的影响^[11]。本研究参照 Reinhard 等的思想来测算我国农业生产的环境效率,首先,采用随机前沿生产函数测算个体的技术效率;其次,在此基础上,假设不存在技术效率损失,维持当前产出水平和传统投入要素不变,有害物质能够达到的最少投入量与当前投入量的比值就定义为该物质的环境效率^[17]。环境效率的测算思路如图 1 所示,假设当前在 A 点进行生产,其中传统要素投入为 X_R ,有害物质投入为 Z_R 。根据定义,当不存在技术效率损失时,当前产出量和传统要素投入量所需要的最少有害物质投入量为 Z^F ,即在 B 点生产。因此,此时的环境效率 $EE = OZ^F/OZ_R$ 。

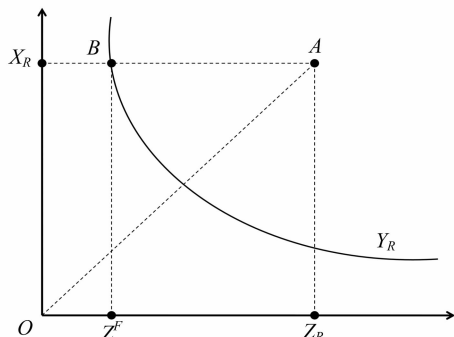


图1 环境效率测算示意

由于气候条件、自然灾害以及其他外生因素的影响,农业产出通常被视为一个随机变量。因此,本研究将采用随机前沿生产函数来测算我国农业生产的技术效率和环境效率,表达式如下:

$$Y_{it} = F(X_{it}, Z_{it}, \beta) \times \exp(V_{it} - U_{it}) \quad (1)$$

式中: Y_{it} 表示产量; $F(\cdot)$ 为农业生产技术,为具体设定的生产函数形式; X_{it} 表示传统的投入要素,主要包括土地、劳动力、资本、化肥等; Z_{it} 表示非合意产出; β 表示待估参数;第 1 个误差项 V_{it} 为传统误差项,表示各种随机环境因素对前沿产量的影响(如天气、自然灾害等),假定服从独立于 U_{it} 的正态分布 $N(0, \sigma_v^2)$;第 2 个误差项 U_{it} 为非效率项,用以衡量技术的非有效性,服从独立于 V_{it} 的截断正态分布 $N^+(\mu, \sigma_u^2)$ 。

根据定义,可以将各个生产单元的技术效率表示为

$$TE_{it} = \frac{Y_{it}}{Y_{it}^*} = \frac{F(X_{it}, Z_{it}, \beta) \times \exp(V_{it} - U_{it})}{F(X_{it}, Z_{it}, \beta) \times \exp(V_{it})} = \exp(-U_{it}) \quad (2)$$

式中: TE_{it} 表示技术效率; Y_{it} 表示被观察样本的实际产出; Y_{it}^* 表示给定投入水平以及技术水平下的最大可能产出。

在实证分析过程中,为了尽可能地降低模型设定误差,本研究选择相对灵活的超越对数生产函数。则公式(1)可以表示为

$$\begin{aligned} \ln Y_{it} = & \beta_0 + \sum_j \beta_j \ln X_{jit} + \beta_n \ln Z_{it} + \beta_1 T + \frac{1}{2} \sum_j \sum_k \beta_{jk} \ln X_{jit} \ln X_{kit} + \\ & \sum_j \beta_{jn} \ln X_{jit} \ln Z_{it} + \sum_j \beta_{jn} \ln X_{jit} T + \beta_{nn} \ln Z_{it} T + \frac{1}{2} \beta_{nn} (\ln Z_{it})^2 + \\ & \frac{1}{2} \beta_{tt} T^2 + V_{it} - U_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

式中: j 表示农业生产过程中的劳动、资本等传统要素投入, $j=1, 2, 3, \dots, n$; Z 表示农业生产过程中的非合意产出; T 表示

时间趋势。在计算环境效率时,保持传统投入要素及产出水平不变,用可能达到的最少的非合意产出 Z_{iu}^F 替代当前的非合意产出 Z_{iu} ,且假设不存在技术效率损失,即 $U_{iu}=0$,此处暗含的假设是当实现环境完全有效时,必定实现技术完全有效。因此,公式(3)改写为

$$\ln Y_{iu} = \beta_0 + \sum_j \beta_j \ln X_{ju} + \beta_n \ln Z_{iu}^F + \beta_i T + \frac{1}{2} \sum_j \sum_k \beta_{jk} \ln X_{ju} \ln X_{ku} + \sum_j \beta_{jn} \ln X_{ju} \ln Z_{iu}^F + \sum_j \beta_{ji} \ln X_{ju} T + \beta_{ni} \ln Z_{iu} T + \frac{1}{2} \beta_{nn} (\ln Z_{iu}^F)^2 + \frac{1}{2} \beta_{ii} T^2 + V_{iu} \quad (4)$$

根据定义,环境效率为 $EE_{iu} = Z_{iu}^F / Z_{iu}$,其对数形式为 $\ln EE_{iu} = \ln Z_{iu}^F - \ln Z_{iu}$ 。联立公式(3)和公式(4),并整理成 $\ln Z_{iu}^F - \ln Z_{iu}$ 的形式,可得

$$\frac{1}{2} \beta_{nn} (\ln Z_{iu}^F - \ln Z_{iu})^2 + (\beta_n + \sum_j \beta_{jn} \ln X_{ju} + \beta_{ni} T + \beta_{nn} \ln Z_{iu}) \times (\ln Z_{iu}^F - \ln Z_{iu}) + U_{iu} = 0 \quad (5)$$

因此,公式(5)可看作是关于 $\ln Z_{iu}^F - \ln Z_{iu}$ 的一元二次方程,通过公式(5)可以求出环境效率值。环境效率值为

$$\ln EE_{iu} = \{ -(\beta_n + \sum_j \beta_{jn} \ln X_{ju} + \beta_{ni} T + \beta_{nn} \ln Z_{iu}) \pm [(\beta_n + \sum_j \beta_{jn} \ln X_{ju} + \beta_{ni} T + \beta_{nn} \ln Z_{iu})^2 - 2\beta_{nn} U_{iu}]^{0.5} \} / \beta_{nn} \quad (6)$$

须要说明的是,对于一元二次方程,通常有 2 个解,考虑到环境效率的取值应该在 0~1 之间,因此舍弃其中大于 1 或者为负的解。

1.2 数据来源及变量选取

1.2.1 数据来源 基于本研究的研究思路以及数据的可得性,本研究使用 2000—2012 年我国 31 个省(市)的农业生产投入产出数据进行分析。数据资料主要来源于《中国统计年鉴》《中国农村统计年鉴》《中国畜牧业年鉴》。须要说明的是,本研究之所以选择 2000 年作为研究的起点,是因为《中国畜牧业年鉴》从 1998 年才开始对我国畜禽存栏量和出栏量进行统计,且 1998 年和 1999 年的数据缺失严重,而以 2012 年作为研究终点则是由于《中国统计年鉴》对第一产业年末从业人员数只统计到 2012 年。此外,为了探讨地区之间农业生产的差异,本研究在估算前沿函数以及农业环境效率时将我国各省划分为东部、中部、西部三大区域对比研究。东部、中部、西部的划分参照国家统计局的标准,东部包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南等地区;中部包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南等地区;西部包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆等地区。

1.2.2 变量选取与说明 由于本研究采用的是超越对数生产函数,如果解释变量选取太多,会使得待估参数过多,最终影响回归结果的收敛趋势。因此,综合随机前沿分析对投入产出指标的基本要求,本研究选取以下变量。(1)农业产出(Y ,亿元):本研究以农林牧渔业总产值作为产出变量,并用农林牧渔业总产值指数进行平减,以剔除价格因素的影响。(2)土地投入(X_1 , $\times 10^3$ hm^2):考虑到数据来源的一致性,同时也为了消除复种指数的影响,本研究选取农作物播种面积作为土地投入的替代变量。(3)劳动力投入(X_2 ,万人):本研究将第一产业年末从业人员数作为历年劳动投入指标。(4)

化肥投入(X_3 ,万 t):以各省(市)每年的化肥折纯用量(包括氮肥、磷肥、钾肥和复合肥)作为化肥投入指标。(5)农业机械投入(X_4 ,万 kW):用各省(市)每年的农业机械总动力来反映。(6)非合意投入(X_5 ,万 t):选择农业碳排放作为非合意投入的替代变量。须要说明的是,与工业碳排放不同,农业既是碳源也是碳汇,因此碳源因子的确定更为繁杂,考虑到当前农业碳汇的测算尚存在诸多争议^[18],因此本研究只考虑农业生产过程中的碳排而暂不考虑碳汇问题。参照大多数学者的分析思路,本研究主要从 3 个方面核算农业碳排放:一是农用物资投入碳排放,包括化肥、农药、农膜、农用柴油直接使用以及农业灌溉耗电电能所导致的碳排放,其排放系数出自吴贤荣等的相关研究^[5,19-20]中;二是水稻种植所导致的甲烷(CH_4)排放,其排放系数主要出自王明星等的研究成果^[21],该系数充分考虑了水稻种植的地域分布及其生长周期差异,具有较强的科学性;三是畜禽养殖所引发的碳排放,包括畜禽肠道发酵所引起的 CH_4 排放以及粪便管理所导致的 CH_4 和 N_2O 排放,畜禽品种主要包括牛(水牛、奶牛、黄牛)、马、驴、骡、骆驼、猪、羊(山羊、绵羊)、兔子、家禽等,其排放系数均来自于 IPCC^[22]。考虑到不同牲畜品种饲养周期通常存在一定差异,因此本研究将参照胡向东等的研究方法^[23-24]对各类牲畜的年均饲养量进行调整。

结合上文分析,本研究采用被国内学者广泛引用的李波等的碳排放测算方法^[25],具体公式为

$$F = \sum F_i = T_i \times \sigma_i \quad (7)$$

式中: F 为农业生产过程中的碳排放总量; F_i 为各类碳源碳排放量; T_i 表示各碳排放源的原始量; σ_i 表示各碳排放源的碳排放系数。在对农业碳排放量进行加总时,为方便分析,本研究参照吴贤荣等的思路^[5]依据温室效应强度将 CO_2 、 CH_4 、 N_2O 统一转换成标准碳当量[2007 年 IPCC 第 4 次评估报告指出:1 t CO_2 含 0.272 7 t 碳;1 t CH_4 所引发的温室效应相当于 25 t CO_2 (约合 6.818 2 t 碳)所产生的温室效应;1 t N_2O 所引发的温室效应相当于 298 t CO_2 (约合 81.272 7 t 碳)所产生的温室效应]^[1]。

2 结果与分析

2.1 模型估计

在随机前沿分析方法中,关于面板数据的技术效率计算方法有 2 种不同的假设,第 1 种假设为技术效率不随时间改变,第 2 种假设为技术效率随时间的变化而变化。本研究的考察期为 2000—2012 年,共 13 年时间,时间跨度较长,我国农业生产的技术、管理水平等都可能发生变化,技术效率也可能随之发生变化。因此,选择第 2 种方法估算技术效率更为合理。此外,为了检验生产函数是否可以简化为柯布-道格拉斯生产函数形式,本研究对公式(3)中所有的 β_{ik} 进行联合显著性检验($\chi^2 = 499.33$, $P = 0.000\ 0$),结果拒绝了超越对数生产函数的二次项以及交叉项系数同时为 0 的原假设,因此随机前沿生产函数选取超越对数函数的形式是合理的。在实证分析过程中,采用 Stata 12 软件对随机前沿生产函数进行估计。

由表 1 可知,播种面积(X_1)、农业劳动力(X_2)以及农业机械总动力(X_4)的估计系数均显著为正,表明这 3 种投入要

素对我国农业生产的技术效率具有显著的正效应。而农业化肥(X_3)的估计系数在 1% 水平上显著为负,表明农业化肥的施用对农业生产技术效率具有负向影响,一种可能的解释是,当前我国农业生产中普遍存在农业化肥过度施用问题,而化肥的过量施用会带来经济损失,从而降低了农业生产的技术效率。农业碳排放(X_5)的估计系数也在 1% 水平上显著为

负,表明随着农业生产中的碳排放增加,我国农业生产技术效率在降低。此外, t 的估计系数显著为负,而 t^2 的估计系数显著为正,表明随着时间的推移我国农业生产技术效率经历了先递减后递增的“U”形趋势,总体来说,随着时间的推移,我国农业生产技术效率在提升。

表 1 随机前沿生产函数的参数估计结果

变量	估计系数值	<i>t</i> 值	变量	估计系数值	<i>t</i> 值	变量	估计系数值	<i>t</i> 值
$\ln(X_1)$	2.544 ***	4.350	t^2	0.007 ***	5.315	$\ln(X_3) \times \ln(X_5)$	-0.435 ***	-6.095
$\ln(X_2)$	0.922 **	2.325	$\ln(X_1) \times \ln(X_2)$	-0.661 ***	-5.901	$\ln(X_3) \times t$	0.023 ***	2.596
$\ln(X_3)$	-3.251 ***	-4.651	$\ln(X_1) \times \ln(X_3)$	0.914 ***	6.246	$\ln(X_4) \times \ln(X_5)$	-0.081	-1.229
$\ln(X_4)$	2.427 ***	6.370	$\ln(X_1) \times \ln(X_4)$	-1.074 ***	-8.737	$\ln(X_4) \times t$	-0.003	-0.525
$\ln(X_5)$	-2.505 ***	-6.184	$\ln(X_1) \times \ln(X_5)$	1.061 ***	10.347	$\ln(X_5) \times t$	0.010	1.537
t	-0.100 ***	-2.664	$\ln(X_1) \times t$	0.020 *	1.701	Dummy1	0.890 ***	25.551
$[\ln(X^1)]^2$	-0.103	-0.497	$\ln(X_2) \times \ln(X_3)$	0.314 ***	3.557	Dummy2	0.231 ***	9.155
$[\ln(X^2)]^2$	-0.155	-0.949	$\ln(X_2) \times \ln(X_4)$	0.852 ***	8.255	_cons	-3.682 ***	-2.801
$[\ln(X^3)]^2$	-0.841 ***	-4.421	$\ln(X_2) \times \ln(X_5)$	-0.269 ***	-3.740	mu	-0.576	-0.442
$[\ln(X^4)]^2$	0.093	0.930	$\ln(X_2) \times t$	-0.027 ***	-2.825	usigma	-2.529	-1.644
$[\ln(X^5)]^2$	-0.269 ***	-3.221	$\ln(X_3) \times \ln(X_4)$	0.063	0.508	vsigma	-4.770 ***	-17.791

注:“*”“**”“***”分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著相关,表 4、表 5 同。 X_1 、 X_2 、 X_3 、 X_4 、 X_5 分别代表播种面积、农业劳动力、农业化肥、农业机械总动力、农业碳排放。

2.2 环境效率的时空差异分析

依据表 1 的估计结果,利用公式(6)计算 2000—2012 年我国各地区农业生产的环境效率值。由表 2 可知,从全国范围来看,我国农业生产的环境效率平均值为 0.609,表明在维持当前投入与产出水平不变的情况下,如果能够消除效率损失,我国农业生产中的非合意产出(碳排放)可以降低 39.1%。分地区来看,我国农业生产环境效率的平均值呈现出中部、西部、东部依次递减的趋势。中部地区农业生产环境

效率的平均值达 0.734,高出全国平均水平 12.5 百分点;西部和东部地区次之,分别为 0.679、0.443。从时间上来看,除中部地区外,全国以及东部、西部地区的农业生产环境效率值均随时间推移呈现出递减趋势。其中,全国农业生产环境效率平均值在此期间下降 0.057,说明我国农业生产的背后普遍存在着农业生态环境不断恶化的现象,因此有必要重新审视我国的农业生产方式。

表 2 各地区农业生产的环境效率值

地区	环境效率值													
	2000 年	2001 年	2002 年	2003 年	2004 年	2005 年	2006 年	2007 年	2008 年	2009 年	2010 年	2011 年	2012 年	平均值
东部	0.526	0.473	0.427	0.404	0.424	0.432	0.335	0.404	0.476	0.459	0.465	0.483	0.447	0.443
中部	0.725	0.694	0.668	0.687	0.734	0.720	0.606	0.737	0.826	0.798	0.795	0.795	0.751	0.734
西部	0.747	0.716	0.685	0.671	0.694	0.652	0.567	0.640	0.723	0.693	0.689	0.703	0.654	0.679
全国	0.663	0.624	0.589	0.580	0.609	0.591	0.495	0.581	0.662	0.637	0.637	0.649	0.606	0.609

2.3 环境效率与技术效率的关系

如前文所述,环境效率反映的是在现有产出和投入不变的情况下,生产中非合意产出能够降低的程度,而技术效率反映的是在现有投入不变的情况下,生产中产出可以增加的程度。由表 3 可知,随着环境效率的提高,高技术效率(技术效率>0.8)农户的占比呈逐步增大趋势。具体而言,在 0~0.4 的分组中,技术效率高于 0.8 的农户占比为 79.1%;而在 0.8~1.0 的分组中,技术效率高于 0.8 的农户占比达 100%,说明环境效率与技术效率呈现明显的正向相关关系,这与大部分学者得出的结论^[17,26]一致。

3 农业生产环境效率的收敛性分析

通过上文分析,发现全国农业生产环境效率在时间上和空间上存在明显的非均衡性。在时间上,全国以及三大地区的环境效率均呈现出递减趋势;在空间上,三大地区的环境效率也表现出中部、西部、东部递减趋势。由于对经济发展有巨

表 3 环境效率与技术效率分布

技术效率分组	不同环境效率分组的占比(%)				样本数合 计(个)
	0~0.4	0.4~0.6	0.6~0.8	0.8~1.0	
0.6~0.7	5.5	0	0	0	5
0.7~0.8	15.4	12.7	1.6	0	25
0.8~0.9	25.3	36.6	34.1	7.0	100
0.9~1.0	53.8	50.7	64.3	93.0	273
样本数合计(个)	91	71	126	115	403

大的政策意义,长期以来,收敛一直是经济学家关注的热门话题。当前,在有关收敛的研究文献中,比较常见的是 σ 收敛和 β 收敛。 σ 收敛描述的是地区间差距随着时间的推移而逐渐缩小^[27],通常采用标准差、变异系数等指标进行分析。而 β 收敛则反映的是初期水平较低个体的增长率高于初期水平较高个体的增长率,体现了落后个体向发达个体的追赶过程^[28],包括绝对 β 收敛和条件 β 收敛,其中,绝对 β 收敛是指无论各个个体的初始状况如何,它们的效率都会达到完全相

同的稳态水平,而条件 β 收敛则充分考虑了不同个体各自的特征和条件,分别朝着不同的稳态水平收敛。除此之外,还有随机收敛和俱乐部收敛等。关于收敛性的分类和概念,唐文健等作了较详细的分析^[29]。本研究主要对各地区农业生产环境效率进行 σ 收敛和 β 收敛分析。

3.1 农业环境效率的 σ 收敛

对于 σ 收敛,本研究采用变异系数作为测度指标。由图2可知,总体来看,全国农业生产环境效率的变异系数呈现上升趋势,说明我国农业生产环境效率存在一定的发散性,即各省之间的农业生产环境效率的差距在逐步扩大。分地区来看,东部地区变异系数曲线最高且上升趋势最为明显,说明东部区域内各省之间的农业环境效率差距较大,意味着东部区域内各省的环境效率两极化严重;中部地区变异系数曲线没有出现明显的上升趋势,呈现出“W”形波动但波动幅度不大,因此中部地区各省之间的农业生产环境效率的 σ 收敛性尚不明确,须在今后做进一步观察;而西部地区变异系数曲线的变动趋势与全国水平大体一致,说明西部地区各省之间的农业生产环境效率差距在逐步扩大。通过以上分析,发现除中部地区以外,全国以及东部、西部地区的农业生产环境效率均存在不同程度的 σ 发散。

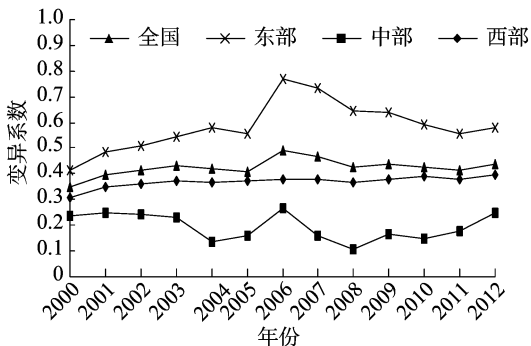


图2 全国及三大区域农业生产环境效率的变异系数

3.2 农业环境效率的 β 收敛

3.2.1 绝对 β 收敛 对于绝对 β 收敛,本研究将采用Barro等^[28]提出的检验方程,其表达式为

$$[\ln(EE_{i,j+T}) - \ln(EE_{i,t})]/T = \alpha + \beta \ln(EE_{i,t}) + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

式中: $EE_{i,t}$ 、 $EE_{i,t+T}$ 分别代表初期、末期的环境效率值; T 表示时间跨度; α 为截距项; ε_{it} 为随机扰动项。如果估计系数 β 为负且显著,则表明农业生产环境效率存在绝对 β 收敛,否则表示不存在收敛。须要说明的是,为了消除极端值(初期值和末期值)对增长率的影响,本研究将2000—2003年的环境效率平均值作为初期值,将2010—2012年的环境效率平均值作

为末期值,时间跨度 T 为12年。

由表4可知,从全国范围来看,全国的 β 估计值显著为正,说明各省农业生产环境效率趋于分散,即各省农业生产环境效率不会趋向于一个稳定的水平。分地区来看,东部和西部地区的 β 估计值也为正,且西部的系数不显著,说明东部和西部地区各省的农业生产环境效率都不存在绝对 β 收敛;而中部地区的 β 估计值显著为负,说明中部各省的农业生产环境效率存在收敛趋势,即中部地区农业生产环境效率落后的省份在各种条件的作用下正在缩小与高环境效率省份的差距,各省的环境效率逐步向稳态水平靠拢。

表4 我国各地区农业生产环境效率绝对 β 收敛的估计结果

地区	β 估计值	t 值	是否收敛
全国	0.012 ***	2.832	不收敛
东部	0.020 ***	4.148	不收敛
中部	-0.040 ***	-11.156	收敛
西部	0.017	1.577	不显著

3.2.2 条件 β 收敛 在条件 β 收敛的估计方法上,本研究将采用公式(9)来检验我国各地区农业生产环境效率是否收敛。

$$\ln(EE_{i,t+1}) - \ln(EE_{i,t}) = \alpha + \beta \ln(EE_{i,t}) + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

式中: $EE_{i,t}$ 、 $EE_{i,t+1}$ 分别代表当期、后一期的环境效率值; α 为截距项; ε_{it} 为随机扰动项。为剔除偶然不确定因素和平复周期性波动对农业生产活动的影响,本研究将2000—2012年的数据以2年为1个周期进行划分(本研究的研究时间为2000—2012年,时间跨度为13年,以2年为1个周期,共划分为6期,其中最后一期为3年),即周期 $t=1,2,3,\dots,6$,并将每个时期的环境效率平均值作为该时期的环境效率值。此外,本研究同时采用固定效应模型(fixed effects,简称FE)和随机效应模型(random effects,简称RE)对我国农业生产环境效率的条件 β 收敛性进行检验,并依据Hausman检验进一步选择模型。

由表5可知,全国及三大区域的收敛方程均通过了Hausman检验,拒绝了随机效应模型以及固定效应模型无系统性差别原假设,因此均采用固定效应模型的回归结果。总体来看,无论是全国还是东部、中部、西部地区,固定效应模型的 β 估计值均显著为负,说明这4个区域层面包含的省份均存在条件 β 收敛的特征,即4个区域层面省份的农业生产环境效率一直在朝着各自的均衡水平收敛。

通过上文收敛性检验可以发现,除中部地区以外,全国以及东、西部地区农业生产环境效率均不存在 σ 收敛和绝对 β 收敛,但存在条件 β 收敛,表明全国以及东部、西部地区农业

表5 我国各地区农业生产环境效率条件 β 收敛的估计结果

地区	变量	β 估计值	t 值	Hausman 检验	是否收敛
全国	FE	-0.395 ***	-8.392	109.77(0.000 0)	收敛
	RE	0.016	0.611		
东部	FE	-0.563 ***	-6.024	48.23(0.000 0)	收敛
	RE	-0.041	-0.737		
中部	FE	-0.566 ***	-4.035	8.61(0.003 3)	收敛
	RE	-0.273 ***	-2.772		
西部	FE	-0.244 ***	-4.808	56.46(0.000 0)	收敛
	RE	-0.014	-0.348		

生产环境效率在增长速度和增长水平上没有出现向同一个方向发展的趋势,但其农业生产环境效率分别朝着各自的均衡水平收敛,而且这 3 个区域层面内各省的农业生产环境效率差距没有缩小的趋势。而中部地区农业生产环境效率的 σ 收敛性尚不明确,但却同时存在绝对 β 收敛和条件 β 收敛,表明中部地区各省的农业生产环境效率最终将稳定在同一水平上。

4 结论

本研究采用 2000—2012 年全国农业生产投入产出的省级宏观数据,首先核算了我国农业生产的碳排放量,然后通过随机前沿分析方法定量测算了低碳视角下的农业生产环境效率,并在此基础上,借助经典收敛回归模型对农业生产环境效率的收敛性进行了检验。我国农业生产环境效率与技术效率的平均值分别为 0.609、0.905,且这 2 种效率之间具有较高的相关性。而农业生产环境效率存在明显的地区差异,呈现出中部、西部、东部依次递减的趋势。须要引起重视的是,全国以及东部、西部地区的农业生产环境效率均呈现出递减趋势,这说明我国农业生产的背后普遍存在着农业生态环境不断恶化的现象。在现有的农业生产技术水平下,中部地区农业生产环境效率的 σ 收敛性尚不明确,但同时存在绝对 β 收敛和条件 β 收敛,说明中部地区各省的农业生产环境效率最终将稳定在同一水平上。而全国以及东部、西部地区的农业生产环境效率只存在条件 β 收敛而不存在 σ 收敛和绝对 β 收敛,说明 3 个区域层面内各省的农业生产环境效率差距没有缩小的趋势,且分别朝着各自的均衡水平收敛。因此,全国以及东部、西部地区应当在保持适合当地农业生产的原则下,以农业生产环境效率水平较高的省份为典型,通过借鉴其农业生产经验,不断提高各自的农业生产环境效率水平,降低碳排放。

参考文献:

- [1] IPCC. 气候变化 2007:综合报告,政府间气候变化专门委员会第四次评估报告第一、第二和第三工作组的报告[R]. 瑞士日内瓦:IPCC,2007.
- [2] 曾大林,纪凡荣,李山峰. 中国省际低碳农业发展的实证分析[J]. 中国人口·资源与环境,2013,23(11):30-35.
- [3] 董红敏,李玉娥,陶秀萍,等. 中国农业源温室气体排放与减排技术对策[J]. 农业工程学报,2008,24(10):269-273.
- [4] 崔晓,张屹山. 中国农业环境效率与环境全要素生产率分析[J]. 中国农村经济,2014(8):4-16.
- [5] 吴贤荣,张俊飏,田云,等. 中国省域农业碳排放:测算、效率变动及影响因素研究——基于 DEA-Malmquist 指数分解方法与 Tobit 模型运用[J]. 资源科学,2014,36(1):129-138.
- [6] Justin L F. Rural reforms and agricultural growth in China[J]. The American Economic Review,1992,82(1):34-51.
- [7] Fan S G. Technological change,technical and allocative efficiency in Chinese agriculture:the case of rice production in Jiangsu[J]. Journal of International Development,2000,12(1):1-12.
- [8] Shephard R W, Färe R. The law of diminishing returns[M]// Production theory. Berlin:Springer Heidelberg,1974:1006.
- [9] 李谷成,陈宁陆,闵锐. 环境规制条件下中国农业全要素生产率增长与分解[J]. 中国人口·资源与环境,2011,21(11):153-160.
- [10] 杨俊,陈怡. 基于环境因素的中国农业生产率增长研究[J]. 中国人口·资源与环境,2011,21(6):153-157.
- [11] 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):59-71,95.
- [12] 薛建良,李秉龙. 基于环境修正的中国农业全要素生产率度量[J]. 中国人口·资源与环境,2011,21(5):113-118.
- [13] 岳立,王晓君. 环境规制视域下我国农业技术效率与全要素生产率分析——基于距离函数研究法[J]. 吉林大学社会科学学报,2013,53(4):85-92.
- [14] 韩海彬,赵丽芬. 环境约束下中国农业全要素生产率增长及收敛分析[J]. 中国人口·资源与环境,2013,23(3):70-76.
- [15] Lansink A O, Reinhard S. Investing technical efficiency and potential technological change in Dutch pig farming[J]. Agricultural Systems,2004,79(3):353-467.
- [16] Pittman R W. Multilateral productivity comparisons with undesirable outputs[J]. Agricultural Systems,1983,93(372):883-891.
- [17] Reinhard S, Thijssen G. Econometric estimation of technical and environmental efficiency:an application to Dutch dairy farms[J]. American Journal of Agricultural Economics,1999,81(1):44-60.
- [18] 田云,张俊飏. 中国省级区域农业碳排放公平性研究[J]. 中国人口·资源与环境,2013,23(11):36-44.
- [19] 田云,张俊飏,李波. 中国农业碳排放研究:测算、时空比较及脱钩效应[J]. 资源科学,2012,34(11):2097-2105.
- [20] 贺亚亚,田云,张俊飏. 湖北省农业碳排放时空比较及驱动因素分析[J]. 华中农业大学学报(社会科学版),2013(5):79-85.
- [21] 王明星,李晶,郑循华. 稻田甲烷排放及产生、转化、输送机理[J]. 大气科学,1998,22(4):600-612.
- [22] IPCC. 2006 IPCC guidelines for national greenhouse gas inventories volume 4: agricultural, forestry and other land use[M]. Paris: OECD,2006.
- [23] 胡向东,王济民. 中国畜禽温室气体排放量估算[J]. 农业工程学报,2010,26(10):247-252.
- [24] 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.
- [25] 李波,张俊飏,李海鹏. 中国农业碳排放时空特征及影响因素分解[J]. 中国人口·资源与环境,2011,21(8):80-86.
- [26] Yang C C. Productive efficiency,environmental efficiency and their determinants in farrow-to-finish pig farming in Taiwan[J]. Livestock Science,2009,126(1/2/3):195-205.
- [27] Quah D. Galton's fallacy and tests of the convergence hypothesis[J]. Scandinavian Journal of Economics,1990,95(4):427-443.
- [28] Barro R J. Convergence[J]. Journal of Political Economy,1992,100(2):223-251.
- [29] 唐文健,李琦. 中国区域俱乐部收敛的形成与变化——基于参数与非参数估计的研究[J]. 华东经济管理,2008,22(9):44-48.