

# 种植专业化对农业环境技术效率的影响研究

——来自设施蔬菜主产区的微观证据

刘景政, 穆月英\*

(中国农业大学 经济管理学院, 北京 100083)



**摘 要** 专业化和绿色化是现代农业的发展方向,在资源和环境双重约束逐步趋紧的现实背景下,专业化生产对农业环境技术效率的影响具有重要意义。在对种植专业化与农业环境技术效率关系进行理论分析的基础上,基于环渤海设施蔬菜优势产区452个种植户样本数据,借助包含非期望产出的超效率SBM模型测算农业环境技术效率,并使用Tobit模型就种植专业化对农业环境技术效率的影响进行了检验。结果表明:(1)样本种植户平均环境技术效率为0.521,仍有较大提升潜力;(2)分设施类型来看,相较于温室生产,大棚生产种植户因绿色管理和技术水平更高而具有较高的环境技术效率;分省份来看,样本种植户环境技术效率由低到高依次为天津、北京、山东、辽宁和河北;(3)种植专业化会显著提升农业环境技术效率,在经过稳健性检验和克服内生性问题后,该结论仍然成立;(4)相较于种植规模大、人力资本水平高的农户,种植专业化对小规模种植户、人力资本水平较低农户的农业环境技术效率提升效果更加明显。因此,加强对专业化种植户的政策和绿色生产技术支持,因地制宜、分类施策鼓励专业化生产,是推动农业生产绿色低碳转型的有效途径。

**关键词** 种植专业化; 农业绿色转型; 农业环境技术效率; 超效率SBM模型; 设施蔬菜

**中图分类号:**F326.1 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2025)01-0134-13

**DOI编码:**10.13300/j.cnki.hnwkxb.2025.01.012

推进农业绿色发展,是农业高质量发展的应有之义,也是乡村振兴的客观需要<sup>①</sup>。实践中,传统农业粗放型生产造成对资源环境的负面影响,土壤肥力衰退、地下水位降低、碳排放过剩和农业面源污染加重等生态环境问题成为制约农业可持续发展的瓶颈<sup>[1]</sup>。因此,如何推进农业生产方式向资源节约型、环境友好型转变,实现农业经济增长、资源高效利用和生态环境保护同步发展,提高农业环境技术效率,是当前我国农业转型升级面临的重要课题。与此同时,已有经验证据表明,我国农业生产分工程度不断上升,农业生产经营正逐步向高度专业化和规模化方向发展<sup>[2-3]</sup>。那么,专业化生产能否促进农业绿色转型、提高农业环境技术效率?其影响机制是什么?科学回答该问题,对于推进农业专业化生产和实现农业可持续发展具有重要的理论价值和现实指导意义。

将资源与环境要素纳入到技术效率框架中的农业环境技术效率,能够综合考虑经济和环境效益,是反映农业经济增长、资源利用与生态环境保护之间协调发展关系的关键指标,并逐步得到学界的广泛关注。已有文献围绕农业环境技术效率进行了诸多有益探索,研究内容主要集中在以下三个

收稿日期:2024-02-12

基金项目:国家社会科学基金重大项目“我国粮食生产的水资源时空匹配及优化路径研究”(18ZDA074);国家自然科学基金项目“空间均衡视角下蔬菜跨区域供给、地区结构及供给效应研究”(71773121);现代农业产业技术体系“北京市产业经济与政策创新团队项目”(BAIC11-2023)。

\*为通讯作者。

① 参见中国政府网:[https://www.gov.cn/xinwen/2018-02/08/content\\_5264787.htm](https://www.gov.cn/xinwen/2018-02/08/content_5264787.htm)。

方面:第一,部分研究聚焦农业环境技术效率的评价与测算。农业环境技术效率通常将碳排放或面源污染量作为非期望产出纳入到生产效率的分析框架中,早期研究多使用以随机前沿法(SFA)为代表的参数估计方法或以数据包络分析(DEA)为代表的非参数估计法进行测算<sup>[4-6]</sup>。近年来,基于松弛变量的非径向非角度DEA模型(SBM模型)及其各类衍生方法被广泛应用<sup>[7-8]</sup>。第二,部分文献探究农业环境技术效率的时空差异与演变规律。基于宏观面板数据,已有研究利用SFA法、DEA法、Malmquist指数等多种方法对农业环境技术效率及绿色全要素生产率的时空演变特征进行深入探讨<sup>[9-11]</sup>,并结合各类空间计量模型对其空间关联性、时空收敛性和空间溢出效应进行分析<sup>[12-14]</sup>。第三,关于农业环境技术效率影响因素的研究。已有研究发现,农业机械投入强度<sup>[15]</sup>、劳动力转移<sup>[16]</sup>、土地流转<sup>[7]</sup>、生产环节外包<sup>[8]</sup>等因素均影响农业环境技术效率;此外,城镇化<sup>[17]</sup>、环境规制<sup>[18]</sup>以及经济和资源环境<sup>[19]</sup>等外部因素也作用于农业环境技术效率。

综上可知,已有文献在农业环境技术效率的评价与测算、时空差异与演变规律及其影响因素等方面进行了较为丰富的研究,所得结论具有较高学术价值和现实意义,并为后续研究奠定了坚实基础,但仍存在一些不足之处。第一,在测算方法上,已有文献在碳视角下构建农业环境技术效率评价指标体系时仅考虑了碳排放这一非期望产出,忽略了农业生产同时具有碳源和碳汇双重功能,相关测算结果存在被高估的可能。第二,在研究内容上,缺乏从生产专业化视角分析其对农业环境技术效率影响的研究。农业专业化生产已经成为我国农业现代化发展的必然趋势,专业化生产在促农增收的同时,也带来了要素投入结构和技术采纳行为的改变,从而作用于农业环境技术效率。然而,现有研究尚未就专业化生产如何影响农业环境技术效率进行深入探讨。第三,研究对象大多集中于畜牧业和粮食种植业,较少关注蔬菜种植业。我国是世界蔬菜生产和消费第一大国,2022年全国蔬菜播种面积为22434.1千公顷,总产值达31742.6亿元,蔬菜种植业以13.2%的种植面积创造了39.0%农业产值<sup>①</sup>;同年人均蔬菜消费量为108.2千克,较2016年增长8.1%,增幅远高于粮食消费量的3.0%<sup>②</sup>。由此可见,蔬菜种植业不仅是我国农村经济发展的重要支柱性产业,更是关系城乡居民餐桌食品安全的民生产业。近年来,设施蔬菜栽培技术的推广和应用在摆脱传统露地蔬菜种植“看天吃饭”难题、极大提高蔬菜单产水平和经济效益的同时,其高度集约利用的特点也带来了蔬菜质量安全问题和碳排放过剩等生态环境问题。因此,以蔬菜产业为例开展种植专业化对农业环境技术效率的影响研究对实现农业经济发展和生态环境保护协同增效具有重要现实意义。

鉴于此,本文在理论分析的基础上,利用环渤海设施蔬菜优势产区种植户的实地调研数据,同时考虑农业生产的碳源碳汇属性,构建包含非期望产出的超效率SBM模型对农业环境技术效率进行测度,采用Tobit回归模型实证检验种植专业化对农业环境技术效率的影响效果,并进一步分析其在不同类型农户之间的差异性。

## 一、理论分析与研究假说

### 1. 农业环境技术效率

农业有广义农业和狭义农业之分,其中,广义农业是农林牧渔业的总称,而狭义农业特指种植业。本文采用狭义农业概念,即种植业。基于已有文献并结合生产实际<sup>[7,20]</sup>,本文界定农业环境技术效率为在既定农业生产技术水平和经济产出目标下,生态环境负向影响最小时要素投入与实际要素投入之间的比率,其核心内涵是以最小化的要素投入和生态环境负向影响获得最大化的经济产出。已有研究多基于生产者行为最优化理论构建生产前沿面以实现对生产单位的环境技术效率评价,根据是否需要确定具体的生产函数形式,可分为以随机前沿分析法(SFA)为代表的参数法和以数据包络分析法(DEA)为代表的非参数法两大估计方法,后者因测算结果较为客观得到更加广泛的应用。由于本文纳入了环境负向影响这一非期望产出,故而使用基于松弛测度的SBM模型这一DEA方

① 数据来源于《中国农村统计年鉴2023》。

② 数据来源于《中国统计年鉴2022》。

法进行测算。具体而言,将每个种植户作为一个决策单元(DMU),基于既定投入和产出指标对所有决策单元进行线性规划求解最优权重系数并确定有效生产前沿面,根据各决策单元与生产前沿面上最优生产点之间的距离判断其相对有效性,进一步测算投入产出松弛变量及农业环境技术效率。

## 2. 种植专业化影响农业环境技术效率的机理分析

种植专业化是指种植户专门从事某种农产品或者以某种农产品为主导的生产经营活动。长久以来,厌恶风险的农民往往通过轮作和多样化种植的生产方式来应对不确定性。“小而全”的多样化经营方式在减少农户收入波动的同时,也导致其面临多种农作物生产技艺学习内容多、信息搜寻成本高以及经营粗放化带来的“高消耗、高污染、高排放”等问题<sup>[21]</sup>;而专业化生产有助于农户获得知识、技术外溢等外部规模经济性,在节约学习和生产成本的同时转变传统粗放型农业生产方式,促进农业生产向绿色化和可持续发展方向转型。

(1)种植专业化通过规模效应促进农业环境技术效率提升。一方面,对于种植户个体而言,专业化种植规模越大,对农膜、农药包装、菜秧等农业废弃物进行统一无害化处理的平均成本越低,其随意丢弃和焚烧农业废弃物的概率也随之降低,从而有利于促进农业生产碳减排,提高环境技术效率。另一方面,种植专业化会刺激种植户为替代劳动力而选择购买农业生产性服务,依托于服务供应商在要素市场的高议价能力和批量购买优势,种植户能够以较低价格购入先进绿色生产资料<sup>[22]</sup>,通过生物农药替代传统农药、有机肥替代化肥和病虫害绿色防控等方式降低传统农药、化肥等生产要素的施用强度,并在标准化技术规范下改善传统农业生产粗放经营方式,减少水土污染和温室气体排放,推动农业生产提质增效和绿色转型,促进提升环境技术效率。

(2)种植专业化通过学习效应促进农业环境技术效率提升。在农业生产过程中,种植户自身的种植经验、技术水平和资源禀赋条件决定了生产要素的投入组合。从事专业化种植的农户专注于生产特定种类的农作物并不断重复劳动,通常拥有丰富的生产管理经验和较高的技术水平<sup>[23]</sup>。一方面,专业化种植户更了解其所种植农作物的生长特征,在生产过程中实施精准要素投入和科学田间管理,能够控制化肥、农药等化学投入品的施用量,直接节约农业生产成本。另一方面,相较于普通种植户,专业化种植户采取较高水平的田间管理,不仅有助于促进生产要素的有效利用、提高生产要素配置效率,还能进一步释放农业生产的碳汇潜力<sup>[24]</sup>。因此,种植专业化通过学习效应实现化学投入品的减量、高效利用,减少农业碳排放的主要来源、降低碳排放强度,并提高农业生产碳汇水平,从而提升环境技术效率。

(3)专业化种植户更倾向于采用绿色生产技术以实现节本增产,进而促进农业环境技术效率提升。相较于传统生产技术,绿色生产技术有利于提升农产品品质、稳定并拓展销售渠道以提高产品溢价、实现长期盈利,由于专业化种植户对种植收入的依赖性较强,其更有可能采纳绿色生产技术以获得绿色生产技术带来的潜在好处<sup>[25]</sup>。与此同时,为促进农业生产向可持续发展模式转变,政府对测土配方施肥、病虫害绿色防控和节水灌溉等绿色生产技术进行补贴。绿色生产技术补贴不仅能够降低农户的技术投资成本,而且可以产生“以小见大”的精神激励效果<sup>[26]</sup>,加之专业化种植户学习新技术的机会成本更低,其采用绿色生产技术替代化肥、农药等传统生产要素的积极性更高<sup>[27]</sup>。因此,在市场和政府的双重驱动下,以经济利益最大化为目标的专业化种植户采用绿色生产技术的意愿更高,能够降低高污染排放类投入要素的施用强度,提升农业环境技术效率。此外,专业化的种植方式能够使土壤休耕并恢复土地肥力,直接减少农药和化肥用量,在提升作物产量的同时,减少水土污染和碳排放,从而有效提高农业生产环境技术效率。

基于此,提出研究假说H<sub>1</sub>:种植专业化会显著提高农业环境技术效率。

## 3. 种植专业化影响农业环境技术效率的异质性分析

我国不同农户之间存在显著差异,种植专业化对农业环境技术效率的影响也可能因此呈现差异。一方面,在人多地少的资源条件约束下,尽管“大国小农”是我国农业发展需要长期面对的现实,



但土地集约化和农业生产规模化的趋势不断加强。已有研究指出,农地经营规模与农业绿色生产密切相关<sup>[28-29]</sup>。因此,种植专业化对农业环境技术效率的影响因种植规模不同而表现出差异。另一方面,先进绿色生产技术的采用是影响农业环境技术效率的重要因素,而先进绿色生产技术的采纳受到人力资本的影响。通常情况下,人力资本水平较高的农户学习新知识、采用新技术的能力较高。因此,对于农户而言,种植专业化带来的农业环境技术效率提升也因人力资本水平的不同而具有异质性。理论分析框架见图1。

基于此,提出以下研究假说:

H<sub>2</sub>:种植专业化对农业环境技术效率的显著影响因农户种植规模而异。

H<sub>3</sub>:种植专业化对农业环境技术效率的显著影响因农户人力资本水平而异。

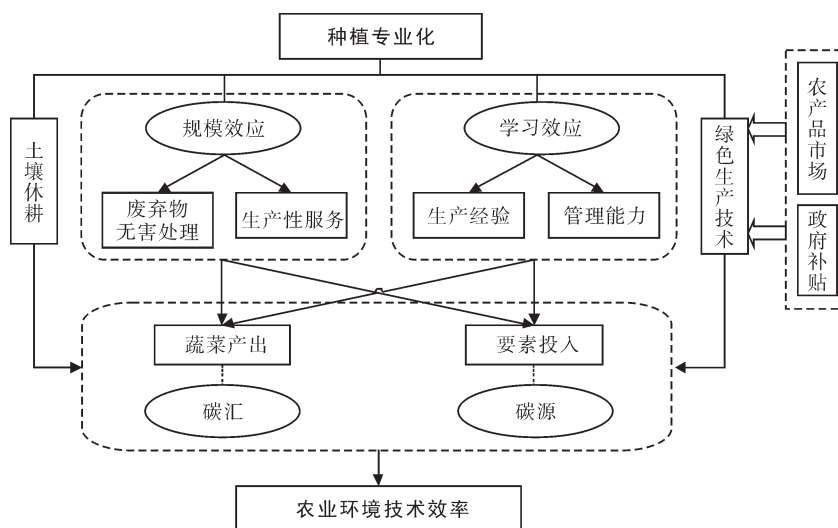


图1 理论分析框架

## 二、数据来源、模型构建与变量选择

### 1. 数据来源

本文所采用的数据来自课题组于2021年5月至7月开展的实地调研。根据《全国蔬菜产业发展规划(2011—2020年)》和《全国设施蔬菜重点区域发展规划(2015—2020年)》，黄淮海与环渤海地区是我国设施蔬菜优势产区,包含185个国家重点建设的蔬菜产业重点县(市、区);其中环渤海地区的山东、河北、辽宁、北京和天津五省(市)集中了159个蔬菜产业重点县(市、区),设施蔬菜播种面积占全国设施蔬菜总面积的57.2%,不仅是保障首都蔬菜供应的主力军,更是均衡全国蔬菜供应的重点区域,因此课题组将调查区域选定为环渤海地区五省(市)。结合相关统计资料,采取分层抽样和随机抽样相结合的方式对五省(市)中设施蔬菜生产大县以及其中以番茄、黄瓜、青椒等果类蔬菜为主要生产品种的蔬菜专业村进行调研样本的选择,以县(市、区)域为单位,最终选定山东省寿光市、青州市,河北省固安县、高邑县,辽宁省海城市、凌源市,北京市大兴区、顺义区、延庆区、密云区,天津市宁河区、宝坻区、武清区,调研共覆盖36个乡镇、85个行政村。在每个行政村内采取随机抽样和典型抽样相结合的方式抽取5~6位设施蔬菜种植户,通过课题组成员与种植户户主“一对一”访谈的方式进行问卷调查,剔除漏答关键变量和存在逻辑错误的问卷后,最终共得到有效问卷452份。

### 2. 农业环境技术效率测算方法

(1)包含非期望产出的SBM模型和超效率SBM模型。早期研究多采用角度的、径向的DEA方法进行效率测算,该方法需要对投入导向或产出导向进行设置,同时要求投入和产出变量同向变动,与现实生产情况不符。Tone提出基于松弛测度的SBM模型,同时解决了投入产出松弛性问题和非期望产出存在的效率评价问题<sup>[30]</sup>。

假设农业生产系统中有  $n$  个决策单元(设施蔬菜种植户), 每个决策单元中包含  $m$  种投入、 $s_1$  种期望产出和  $s_2$  种非期望产出, 向量表达式为:  $x \in R^m$ 、 $y \in R^{s_1}$ 、 $b \in R^{s_2}$ , 可定义矩阵如下:

$$X = [x_1, x_2, \dots, x_n] \in R^{m \times n} > 0$$

$$Y = [y_1, y_2, \dots, y_n] \in R^{s_1 \times n} > 0$$

$$B = [b_1, b_2, \dots, b_n] \in R^{s_2 \times n} > 0$$

进而定义有限生产可能性集合  $P$  为:

$$P = \{(x, y, b) | x \geq X\lambda, y \leq Y\lambda, b \geq B\lambda, \lambda \geq 0\}$$

假定规模报酬可变, 对某一决策单元  $(x_k, y_k, b_k)$ , 有如下包含非期望产出的 SBM 模型规划式:

$$\rho = \min \frac{1 - \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \frac{s_i^-}{x_{ik}}}{1 + \frac{1}{s_1 + s_2} \left( \sum_{r=1}^{s_1} \frac{s_r^+}{y_{rk}} + \sum_{z=1}^{s_2} \frac{s_z^{b-}}{b_{zk}} \right)} \quad (1)$$

$$s.t. \begin{cases} x_{ik} = \sum_{j=1}^m x_{ij} \lambda_j + s_i^-, \forall i \\ y_{rk} = \sum_{r=1}^{s_1} y_{rj} \lambda_j - s_r^+, \forall r \\ b_{zk} = \sum_{z=1}^{s_2} b_{zj} \lambda_j + s_z^{b-}, \forall z \\ \lambda_j \geq 0, j = 1, 2, \dots, n; s_i^- \geq 0, i = 1, 2, \dots, m \\ s_r^+ \geq 0, r = 1, 2, \dots, s_1; s_z^{b-} \geq 0, z = 1, 2, \dots, s_2 \end{cases}$$

其中,  $s_i^-$ 、 $s_r^+$  和  $s_z^{b-}$  分别表示投入、期望产出和非期望产出的松弛变量,  $x_{ik}$ 、 $y_{rk}$ 、 $b_{zk}$  分别表示第  $k$  个种植户的第  $i$  种投入、第  $r$  种期望产出和第  $z$  种非期望产出;  $\lambda_j$  表示权重向量, 权重之和为 1;  $\rho$  为农业环境技术效率。当  $\rho = 1$  时, 称该决策单元为 SBM 有效。然而, 该模型的评价结果中可能会出现多个决策单元同时为 SBM 有效, 从而无法对这些有效单元进行排序的问题。因此, Tone 进一步提出了超效率 SBM 模型以实现有效决策单元的进一步评价和排序<sup>[31]</sup>。基于超效率 SBM 模型的相关理论, 并借鉴已有研究对该模型的应用<sup>[8,10,32]</sup>, 可推导出包含非期望产出的超效率 SBM 模型规划式:

$$\rho^* = \min \frac{1 + \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \frac{s_i^-}{x_{ik}}}{1 - \frac{1}{s_1 + s_2} \left( \sum_{r=1}^{s_1} \frac{s_r^+}{y_{rk}} + \sum_{z=1}^{s_2} \frac{s_z^{b-}}{b_{zk}} \right)} \quad (2)$$

$$s.t. \begin{cases} x_{ik} \geq \sum_{j=1, j \neq k}^n x_{ij} \lambda_j - s_i^-, \forall i \\ y_{rk} \leq \sum_{j=1, j \neq k}^n y_{rj} \lambda_j + s_r^+, \forall r \\ b_{zk} \geq \sum_{j=1, j \neq k}^n b_{zj} \lambda_j - s_z^{b-}, \forall z \\ 1 - \frac{1}{s_1 + s_2} \left( \sum_{r=1}^{s_1} \frac{s_r^+}{y_{rk}} + \sum_{z=1}^{s_2} \frac{s_z^{b-}}{b_{zk}} \right) > 0 \\ \lambda_j \geq 0, j = 1, 2, \dots, n, j \neq k; s_i^- \geq 0, i = 1, 2, \dots, m \\ s_r^+ \geq 0, r = 1, 2, \dots, s_1; s_z^{b-} \geq 0, z = 1, 2, \dots, s_2 \end{cases}$$

其中,  $\rho^*$  为农业环境技术效率, 与  $\rho$  相比, 其取值可以大于 1, 其余变量含义与 (1) 式一致。

(2) 输出变量。传统技术效率测算中主要将经济产出作为输出变量, 考虑到设施蔬菜生产兼具

碳源和碳汇的生态属性,文中进一步纳入碳汇量和碳排放量两个生态指标,具体界定如下:

①蔬菜生产总产值。将经济产出作为一项期望产出指标,本文的经济产出变量为种植户的单位面积蔬菜产值。

②蔬菜生产碳汇量。将碳汇量作为蔬菜生产的生态期望产出,蔬菜生产的碳汇量主要是基于其在生产过程中因光合作用而吸收的二氧化碳总量,具体测算公式如下:

$$C=sY(1-Q)/HI$$

(3)

其中, $C$ 为蔬菜生产的碳吸收量, $s$ 表示光合作用碳吸收率,即通过光合作用合成单位有机质所需要吸收的碳; $Y$ 为蔬菜生产的实际产量, $Q$ 表示蔬菜成熟时的生物机体含水比率, $HI$ 为蔬菜经济产值的核算系数。

③农用物资碳排放量。以蔬菜生产碳排放量作为蔬菜生产的非期望产出。设施蔬菜具有生长周期短、技术密集的突出特征,在生产过程中通常会消耗大量农用品和能源,从而不可避免地会带来温室气体排放。本文选取农药、化肥、农膜等农用品投入,电力、农机燃油等能源消耗以及劳动力二氧化碳气体排放作为设施蔬菜生产碳排放源,对其进行定量核算,具体表达式为:

$$E=\sum E_l=\sum T_l\delta_l$$

(4)

其中, $E$ 表示设施蔬菜生产碳排放总量, $E_l$ 表示第 $l$ 个碳源的碳排放量, $T_l$ 和 $\delta_l$ 分别表示第 $l$ 个碳源的使用量和碳排放系数,各碳源所对应的碳排放系数如表1所示。

(3)输入变量。根据设施蔬菜的种植特点和实际种植情况,农业环境技术效率核算的输入变量包含单位面积种子费、机耕费、肥料费、农膜费、农药费、水电费及劳动力投入天数7个指标。其中,种子投入使用种植户在蔬菜种植过程中购买种子所花费的资金来衡量;机耕投入使用蔬菜生产全过程中涉及到播种、打药、施肥、收获等自有机械和雇佣机械投入总费用来衡量;化肥投入使用种植户在蔬菜种植过程中施用化肥(包括底肥和冲施肥)所花费的资金来衡量;农膜投入使用生产过程中购买农膜(包括棚膜和地膜)所花费的资金来衡量;农药投入和水电投入分别使用生产全过程中购买农药所花费资金和支付的水电费用来衡量;劳动力投入使用蔬菜生产过程中所耗费的劳动力天数(包括自用工和雇工)来衡量。具体投入产出指标及相关描述性统计如表2所示。

表1 设施蔬菜碳汇和碳排放的计算参数

参数	参数值	参考来源
光合作用碳吸收率( $s$ )	0.4500 kgCe/kg	田云等 <sup>[33]</sup>
生物机体含水比率( $Q$ )	0.9000	田云等 <sup>[33]</sup>
经济系数( $HI$ )	0.6000	田云等 <sup>[33]</sup>
农膜碳排放系数	0.6800 kgCe/kg	宋博等 <sup>[34]</sup>
农药碳排放系数	4.9341 kgCe/kg	田云等 <sup>[33]</sup>
化肥碳排放系数	0.8956 kgCe/kg	田云等 <sup>[33]</sup>
电力碳排放系数	0.2500 kgCe/kWh	宋博等 <sup>[34]</sup>
劳动力碳排放系数	0.2500 kgCe/工日	陈儒等 <sup>[35]</sup>
柴油碳排放系数	0.5927 kgCe/kg	IPCC

表2 投入产出变量的指标选取及含义

类别	指标名称	单位	指标解释	均值	标准差
期望产出	蔬菜总产值	元/公顷	单位面积蔬菜产值	38858.310	305871.590
	碳汇量	千克/公顷	单位面积蔬菜生产碳汇量	8978.128	6944.892
非期望产出	碳排放量	千克/公顷	单位面积蔬菜生产碳排放量	7450.514	14267.423
	种子投入	元/公顷	单位面积种子费用	23034.235	14686.097
投入要素	机耕投入	元/公顷	单位面积机耕费用	4197.345	6556.520
	化肥投入	元/公顷	单位面积化肥费用	40690.912	39012.582
	农膜投入	元/公顷	单位面积农膜费用	22070.082	11400.151
	农药投入	元/公顷	单位面积农药费用	16768.312	16322.578
	水电投入	元/公顷	单位面积水电费用	3731.296	3914.699
	劳动力投入	天/公顷	单位面积劳动力投入量	2698.057	1571.066

3.Tobit回归模型

在测算环境技术效率后,进一步考察种植专业化对环境技术效率的影响。由于超效率SBM模

型计算所得的环境技术效率最小值为 0,具有非负截断特性,属于受限被解释变量,使用普通最小二乘回归(OLS)会导致参数估计有偏差,因此选择 Tobit 模型进行分析。模型设定如下:

$$ETE_i=\beta_0+\beta_1X_i+\beta_2Z_i+\mu_i$$
 (5)

其中, $ETE_i$ 表示第*i*个种植户的环境技术效率, $X_i$ 为种植户是否进行专业化种植, $Z_i$ 表示户主特征、家庭特征、生产经营特征及省份区域特征的控制变量, $\beta_0$ 为常数项, $\beta_1$ 和 $\beta_2$ 为待估计系数, $\mu_i$ 为误差项。

4. 变量选择

(1)被解释变量。本文的被解释变量为前文测算得到的种植户环境技术效率。

(2)核心解释变量。本文重点关注种植专业化对农业环境技术效率的影响,使用“种植专业化”这一虚拟变量对种植户生产专业化情况进行表征(是=1;否=0)。结合已有研究成果和蔬菜生产特征,设施蔬菜种植户的种植专业化需同时满足以下三个条件:①农户家庭主要或多数劳动力从事蔬菜生产的时间占比在 80% 以上;②蔬菜收入占家庭年总收入的 80% 以上;③蔬菜的商品化率达 80% 以上。

(3)控制变量。综合考虑户主个体特征、家庭特征、生产经营特征,选取相应的控制变量。第一,户主个体特征包含年龄、文化程度和蔬菜种植年数。从调研农户来看,户主平均年龄为 55 岁,60 岁及以上的户主占比 29.9%,说明农户家庭的户主以中老年人为主;初中及以下学历的户主所占比例为 84.9%,仅有 38.7% 的户主蔬菜种植时间低于 20 年,表明户主受教育程度普遍偏低但蔬菜生产经验丰富。第二,家庭特征包含蔬菜种植面积、劳动力占比以及总收入。农户家庭的蔬菜种植面积平均为 0.328 公顷,种植面积在 0.5 公顷以上的农户占比为 22.1%,经营规模普遍不大。劳动力占家庭总人口的比重平均为 0.591,农户家庭平均年收入为 9.195 万元,不同农户之间存在一定的差距。第三,生产经营特征包含劳动力老龄化程度、环境保护型技术采用情况、土地流转和化肥投入。样本农户老龄人口占劳动力的比重达 24.5%,老龄化问题较为突出。环境保护型技术采用情况使用农户在生产过程中对生物菌肥、生物农药、测土配方施肥和节水灌溉技术(包含滴灌、微灌、喷灌)的具体采用数量进行衡量,样本种植户平均采用数量不足两种,环境保护型技术采纳率有待进一步提升。此外,样本农户平均化肥使用量为 2.817 吨/公顷,有 45.4% 进行了土地流转。

(4)地区虚拟变量。为控制不同地区在地理位置、气候条件、降水等方面的差异,进一步加入地区虚拟变量,以消除地区对环境技术效率的影响。相关变量的定义及描述性统计如表 3 所示。

表 3 变量定义及描述性统计

变量		变量说明及单位	均值	标准差
被解释变量	农业环境技术效率	根据 SBM 模型测算所得设施蔬菜种植户环境技术效率	0.521	0.340
核心解释变量	种植专业化	是否进行设施蔬菜种植专业化生产:是=1;否=0	0.575	0.495
户主特征	年龄	户主年龄	54.927	7.574
	文化程度	受教育年限	8.701	1.877
	蔬菜种植年数	从事蔬菜生产的年数	20.639	9.079
	蔬菜种植面积	蔬菜实际种植面积/公顷	0.328	0.236
控制变量	家庭特征	劳动力占比	0.591	0.270
		总收入	9.195	5.031
		劳动力老龄化程度	0.245	0.374
	生产经营特征	环境保护型技术采用情况	1.259	0.943
地区虚拟变量		土地流转	0.454	0.498
		化肥投入	2.817	2.526
	河北	是=1;否=0	0.150	0.358
	山东	是=1;否=0	0.179	0.384
	北京	是=1;否=0	0.301	0.459
	天津	是=1;否=0	0.124	0.330

注:以 60 岁作为划分老龄人口的标准。



三、结果与分析

1. 环境技术效率测算结果与分析

(1)环境技术效率总体情况。运用调研所收集的数据及前文介绍的研究方法,对样本设施蔬菜种植户的环境技术效率进行测算;并根据效率水平将其划分为四个组别,如表4所示。高效率组的种植户实现了效率状态,其生产处于生产前沿面上,环境技术效率等于或大于1;其余三个组别均存在一定的效率损失,没有达到生产前沿面,依据无效率农户与生产前沿面的距离,将其划分为极低效率组、低效率组和中效率组。从测算和分组结果可以发现,低效率组种植户数量最多,占比达49.4%;高效率组次之,占比为26.3%;极低效率组和中效率组种植户的占比分别为13.5%和10.8%。总体来看,大部分种植户的环境技术效率处于较低水平,中高效率组种植户的占比较小。样本种植户的环境技术效率均值为0.521,仍有巨大提升潜力。

表4 样本种植户环境技术效率测算结果

环境技术效率	数量	比例/%	平均值
极低效率组 ( $ETE<0.2$ )	61	13.5	0.167
低效率组 ( $0.2\leq ETE<0.5$ )	223	49.4	0.321
中效率组 ( $0.5\leq ETE<1$ )	49	10.8	0.592
高效率组 ( $ETE\geq 1$ )	119	26.3	1.051
全部种植户	452	100.0	0.521

(2)不同设施类型环境技术效率分组统计。表5结果显示,分设施类型来看,样本中大棚种植户的环境技术效率高于温室生产,与已有研究结论相一致<sup>[36]</sup>,说明采用大棚进行蔬菜生产的种植户绿色生产管理和技术水平相对较高;与此同时,大棚生产和温室生产的环境技术效率变异系数相差不大,说明相同设施类型种植户之间的绿色生产管理和技术水平差异较小。此外,温室和大棚设施蔬菜种植户的环境技术效率均呈现出低效率组占比最大,高效率组次之,中效率组占比最小的局面。

表5 不同设施类型环境技术效率

设施类型	平均值	变异系数/%	极低效率组占比/%	低效率组占比/%	中效率组占比/%	高效率组占比/%
温室	0.512	65.2	12.9	51.8	11.4	23.9
大棚	0.533	65.3	14.4	46.3	10.1	29.2

(3)不同省份环境技术效率分组统计。分省份来看,河北省设施蔬菜样本种植户在五个省(市)中环境技术效率最高,辽宁省次之,而天津市最低;从变异系数来看,天津市设施蔬菜样本种植户的环境技术效率变异程度最大,北京市次之,而辽宁省变异程度最小(如图2所示)。对五省(市)环境技术效率和规模效率进行对比,按照环境技术效率和规模效率是否“达标”进行分类,效率值高于五省(市)平均水平的为“达标”,反之则为“不达标”,将结果整理如图3所示。图3结果表明,辽宁省样本种植户属于规模效率和环境技术效率均高于平均水平的“双优”省份,说明辽宁省设施蔬菜种植户不仅生产技术水平较高、对环境污染较小,要素投入规模也接近最优规模;北京市样本种植户规模效率水平等于平均水平而环境技术效率低于平均水平,说明北京市设施蔬菜产业绿色生产管理有待进一步提升;河北省样本种植户环境技术效率高但规模效率低,天津市和山东省样本种植户则属于规模效率和环境技术效率均低于平均水平的“双低”省份。特别地,山东省是北方“菜篮子”产品主产省,设施蔬菜年播种面积约占全国的1/4,因此,亟待通过标准化生产和先进绿色技术推广应用等方式促进山东省设施蔬菜生产规模效率和环境技术效率达标。

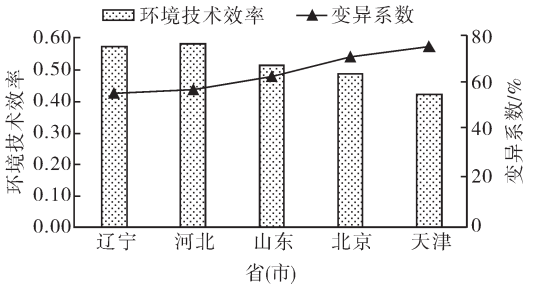


图2 不同省份样本种植户环境技术效率



2. 种植专业化对农业环境技术效率的影响分析

(1)基准回归结果分析。在采用Tobit模型进行基准回归分析时,依次将农户的户主个体特征、家庭特征和生产经营特征纳入模型进行回归分析,得到模型(1)~(3),如表6所示。多重共线性检验结果表明,各变量的方差膨胀因子(VIF)最大值为1.75,远小于10,说明各变量之间不存在严重的多重共线性,符合回归的基本要求。模型(1)~(3)的LR检验显示自变量均联合显著( $p<0.05$ ),拟合程度良好;与此同时,三个模型结果均表明种植专业化会显著提高农业环境技术效率, $H_1$ 得以验证。

为全面包含所有控制变量,以模型(3)结果为主进行分析,种植专业化在5%水平上显著提高了农业环境技术效率,计算平均边际效应为0.056,即种植专业化使农业环境技术效率平均提高5.6%。从控制变量来看,蔬菜种植面积在10%的显著性水平上负向影响种植户农业环境技术效率,家庭总收入在5%的显著性水平上正向影响农业环境技术效率。其余控制变量对农业环境技术效率的影响均不显著。

(2)内生性检验分析。在进行模型估计的过程中,种植专业化与农业环境技术效率之间可能存在内生性问题。主要有以下原因:一是测量误差,主要是在实地调研过程中获得的问卷数据可能存在一定的测量误差;二是遗漏变量,尽管本文控制了户主个体特征、家庭特征、生产经营特征以及地区特征等控制变量,但仍然可能会遗漏一些与种植专业化这一变量相关且影响农业环境技术效率的变量;三是种植专业化与农业环境技术效率之间可能存在联立性偏误问题。因此,本文使用工具变量法解决潜在内生性问题。

在选择工具变量时,借鉴已有研究<sup>[37]</sup>,选择村庄其他农户平均种植专业化水平作为工具变量,具体通过测算从事设施蔬菜专业化种植的农户占本村被调研农户的比重(不包含当前被调研农户)进行衡量。本文利用IV-Tobit模型,采用两阶段估计方法,将内生变量种植专业化作为被解释变量、工具变量村庄中其他农户的平均种植专业化水平作为解释变量进行估计,得到内生变量的拟合值,使用该拟合值作为解释变量引入(5)式进行估计,回归结果如表7所示。Wald内生性检验结果表明,种植专业化变量具有外生性,模型不存在显著的内生性问题。

(3)稳健性检验分析。为了检验模型回归结果的稳健性,采取替换核心解释变量和替换样本的

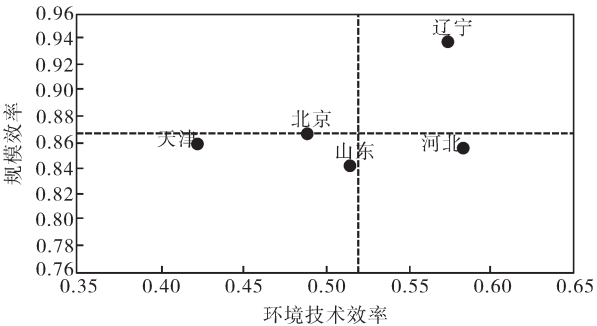


图3 不同省份样本种植户环境技术效率和规模效率分布象限图

表6 种植专业化对农业环境技术效率的影响:

变量	基准回归		
	模型(1)	模型(2)	模型(3)
N=452			
种植专业化	0.052** (0.026)	0.054** (0.026)	0.056** (0.026)
年龄	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	-0.000 (0.002)
文化程度	0.002 (0.007)	0.001 (0.007)	0.001 (0.007)
蔬菜种植年数		0.000 (0.002)	0.000 (0.002)
蔬菜种植面积		-0.122** (0.059)	-0.111* (0.060)
劳动力占比		0.042 (0.049)	0.047 (0.049)
总收入		0.006** (0.003)	0.007** (0.003)
劳动力老龄化程度			0.036 (0.042)
环境保护型技术采用情况			0.001 (0.014)
土地流转			-0.040 (0.027)
化肥投入			-0.002 (0.005)
常数项	0.429*** (0.161)	0.379 (0.172)	0.460** (0.183)
省份虚拟变量	已控制	已控制	已控制
LR	17.208	24.074	27.060
P值	0.016	0.012	0.028
Pseudo R <sup>2</sup>	0.044	0.062	0.070

注: \*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的水平上显著,括号内数字为标准误;系数为平均边际效应,下表同。

方法进行稳健性检验:一是替换核心解释变量。选取种植户设施蔬菜收入占家庭总收入的比重表征种植专业化程度。二是替换样本。考虑到老龄劳动力占比较大会影响种植户的绿色技术采用等农业生产活动,进而影响农业环境技术效率,因此删除一部分劳动力高度老龄化的样本,即参与农业生产的劳动力全部为老龄人口(以60岁作为划分老龄人口的标准)的种植户。两种稳健性检验方法的回归结果(表8)表明,种植专业化仍然对农业环境技术效率具有显著的正向影响,验证了上述基准回归结果的稳健性。

(4)异质性分析。尽管种植专业化总体上对农业环境技术效率存在正向影响,但这种影响是否因种植户特征不同而呈现异质性不得而知。根据理论分析,本文从种植户的蔬菜种植规模和人力资本两个方面开展种植专业化对农业环境技术效率影响的异质性分析。具体而言,按照蔬菜种植规模是否在0.33公顷(5亩)及以上、劳动力占比(家庭劳动力占总人数的比例)是否高于样本均值对全部样本农户进行分组,对各组农户分别考察种植专业化对农业环境技术效率的影响,异质性估计结果如表9所示。

①区分蔬菜种植规模。种植专业化对小规模蔬菜种植户和大规模蔬菜种植户的农业环境技术效率都有正向影响,但这一正向影响只在蔬菜种植规模小于0.33公顷的农户样本中显著,H<sub>2</sub>得以验证。可能的原因是,在我国尚未完全建立“优质优价”农产品市场机制的现实背景下,蔬菜种植规模较大的农户参与市场交易的程度较高,其在逐利性目标驱动下倾向施用更多化学投入品以提高产量<sup>[38]</sup>,种植专业化难以显著提升农业环境技术效率。

②区分人力资本水平。表9的估计结果显示,种植专业化对低人力资本组的农户农业环境技术效率具有显著的正向影响,对高人力资本组的农户农业环境技术效率的影响为正但不显著,H<sub>3</sub>得以

表7 种植专业化与农业环境技术效率:工具变量法

N=452

变量	(1)第一阶段 回归结果	(2)第二阶段 回归结果
村庄其他农户平均种植专业化水平	0.489*** (0.086)	
种植专业化		0.151* (0.090)
控制变量	已控制	已控制
省份虚拟变量	已控制	已控制
Wald内生性检验	1.28	

表8 种植专业化对农业环境技术效率的影响:稳健性检验

变量	(1)替换核心解释变量	(2)替换样本
种植专业化		0.062** (0.028)
蔬菜收入占家庭总收入的比重	0.119** (0.046)	
控制变量	已控制	已控制
常数项	0.377** (0.190)	0.523*** (0.189)
省份虚拟变量	已控制	已控制
LR	28.977	30.372
P值	0.016	0.011
Pseudo R <sup>2</sup>	0.075	0.094
样本量	452	382

表9 种植专业化对农业环境技术效率的影响:异质性分析

变量	(1)区分蔬菜种植规模		(2)区分人力资本水平	
	小规模种植户 (0.33公顷以下)	大规模种植户 (0.33公顷及以上)	低人力资本组	高人力资本组
种植专业化	0.106*** (0.034)	0.005 (0.038)	0.071** (0.033)	0.024 (0.042)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	-0.005 (0.250)	0.883*** (0.256)	0.237 (0.240)	0.712*** (0.262)
省份虚拟变量	已控制	已控制	已控制	已控制
LR	22.425	35.972	28.412	13.860
P值	0.070	0.001	0.013	0.460
Pseudo R <sup>2</sup>	0.096	0.233	0.120	0.093
样本量	265	187	259	193

验证。可能的原因是,人力资本水平较低的农户面临劳动力的刚性约束,而种植专业化将家庭劳动力集中于蔬菜生产,提高其学习和使用绿色生产技术的可行性,进而显著提升农业环境技术效率。

#### 四、结论与建议

在资源和环境双重约束逐步趋紧的现实背景下,提高农业环境技术效率是推动农业可持续发展的必然选择。本文以2021年环渤海设施蔬菜优势产区452个蔬菜种植户为例,在理论分析的基础上实证检验了种植专业化对农业环境技术效率的影响。主要研究结论概括如下:

(1)样本种植户的环境技术效率水平普遍较低,不同设施类型和不同省份的样本种植户环境技术效率存在显著差异。总体来看,样本种植户绿色生产水平不高,环境技术效率均值为0.521,仍有较大提升潜力;分设施类型来看,生产管理和技术水平相对较高的大棚蔬菜种植户具有高于温室种植户的环境技术效率;分地区来看,样本种植户环境技术效率由低到高依次为天津、北京、山东、辽宁和河北,仅辽宁省种植户实现了环境技术效率和规模效率的双“达标”。

(2)种植专业化会显著提高农业环境技术效率。具体而言,专业化种植户的农业环境技术效率比未进行专业化种植的农户高出5.6%,在变换自变量衡量方式和调整样本容量后,这一核心结论仍然稳健。

(3)异质性分析发现,种植专业化对农业环境技术效率的影响存在不均衡性。相较于种植规模大、人力资本水平高的农户,种植专业化对小规模种植户、人力资本水平较低农户的农业环境技术效率提升效果更加明显。

根据上述研究结论,得到以下政策启示:(1)在推进农业发展绿色转型的同时,积极推动农业生产专业化水平的提高。加大对农户从事专业化生产的政策和技术支持力度,制定并出台针对性激励方案、安排专项资金进行补贴、建设生产性社会化服务平台,以多样化支持体系引导和带动农户利用好自身比较优势,切实提高农业生产专业化水平。(2)各地区应探索适合当地的农业生产经营模式,因地制宜鼓励实施专业化、绿色化、低碳化生产。建立常态化生产技术指导服务机制,通过农技推广部门组织科技专家和农技员定期深入生产一线开展针对性技术指导、科普宣传活动,鼓励农户采用低碳农业生产方式,帮助农户掌握绿色高效生产技术,进而提升其科学管理水平和农业环境技术效率。(3)鉴于农户资源禀赋和生产经营特征的差异性,应重点关注小规模经营农户和家庭人力资本水平较低的农户,在绿色生产技术引进、基础设施建设以及农业生产性服务等方面加强对弱势农户的支持,帮助其实现小农生产方式的绿色化现代化转型。

#### 参 考 文 献

- [1] 姚鹏,李慧昭.农业水权交易能否推动农业绿色发展[J].中国农村经济,2023(2):17-40.
- [2] 罗明忠,刘恺.农业生产的专业化与横向分工:比较与分析[J].财贸研究,2015,26(2):9-17.
- [3] 王璐,杨汝岱,吴比.中国农户农业生产全要素生产率研究[J].管理世界,2020,36(12):77-93.
- [4] URDIALES M P, LANSINK A O, WALL A. Eco-efficiency among dairy farmers: the importance of socio-economic characteristics and farmer attitudes[J]. Environmental and resource economics, 2016, 64(4): 559-574.
- [5] OREA L, WALL A. A parametric approach to estimating eco-efficiency[J]. Journal of agricultural economics, 2017, 68(3): 901-907.
- [6] 姚增福,刘欣.技术进步约束、不确定性与农业环境效率——基于730份微观数据和改进的两步法DEA模型的检验[J].调研世界,2021(7):24-33.
- [7] 马贤磊,车序超,李娜,等.耕地流转与规模经营改善了农业环境吗?——基于耕地利用行为对农业环境效率的影响检验[J].中国土地科学,2019,33(6):62-70.
- [8] 畅倩,蔡瑜,赵敏娟.生产环节外包与农业环境技术效率的“U”型关系——来自中国粮食主产区的证据[J].西北农林科技大学学报(社会科学版),2023,23(2):138-150.
- [9] 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.
- [10] 吕娜,朱立志.中国农业环境技术效率与绿色全要素生产率增长研究[J].农业技术经济,2019(4):95-103.



- [11] 姚增福. 中国粮食生产功能区农业环境效率及其改进程度——基于FDH方法的经济和人力资本空间异质性检验[J]. 经济地理, 2022, 42(1): 182-190.
- [12] 高杨, 牛子恒. 农业信息化、空间溢出效应与农业绿色全要素生产率——基于SBM-ML指数法和空间杜宾模型[J]. 统计与信息论坛, 2018, 33(10): 66-75.
- [13] 侯孟阳, 姚顺波. 空间视角下中国农业生态效率的收敛性与分异特征[J]. 中国人口·资源与环境, 2019, 29(4): 116-126.
- [14] 郭海红, 刘新民. 中国农业绿色全要素生产率的时空分异及收敛性[J]. 数量经济技术经济研究, 2021, 38(10): 65-84.
- [15] 睢忠林, 刘春明, 周杨. 农业机械对劳动力的替代能否提高粮食生产环境效率[J]. 世界农业, 2021(1): 99-108.
- [16] 田红宇, 祝志勇. 农村劳动力转移、经营规模与粮食生产环境技术效率[J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2018, 17(5): 69-81.
- [17] 赵丽平, 侯德林, 王雅鹏, 等. 城镇化对粮食生产环境技术效率影响研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2016, 26(3): 153-162.
- [18] 姚增福. 环境规制、农业投资与农业环境效率趋同——“波特假说”和投资调整成本整合框架的分析[J]. 统计研究, 2020, 37(8): 50-63.
- [19] 吕洪渠, 任燕燕. 环境影响、空间依赖与中国农业技术效率变化[J]. 华东经济管理, 2017, 31(8): 77-84.
- [20] 杨骞, 司祥慧, 王珏. 减排增汇目标下中国粮食生产效率的测度及分布动态演进[J]. 自然资源学报, 2022, 37(3): 600-615.
- [21] 张露, 罗必良. 规模经济抑或分工经济——来自农业家庭经营绩效的证据[J]. 农业技术经济, 2021(2): 4-17.
- [22] 张露, 杨高第, 李红莉. 小农户融入农业绿色发展: 外包服务的考察[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2022(4): 53-61.
- [23] 杨丹. 农业分工和专业化能否引致农户的合作行为——基于西部5省20县农户数据的实证分析[J]. 农业技术经济, 2012(8): 56-64.
- [24] 赵敏娟, 石锐, 姚柳杨. 中国农业碳中和目标分析与实现路径[J]. 农业经济问题, 2022(9): 24-34.
- [25] 赵连阁, 蔡书凯. 农户IPM技术采纳行为影响因素分析——基于安徽省芜湖市的实证[J]. 农业经济问题, 2012(3): 50-57.
- [26] 乔金杰, 穆月英, 赵旭强. 基于联立方程的保护性耕作技术补贴作用效果分析[J]. 经济问题, 2014(5): 86-91.
- [27] 朴英爱, 付兰珺. 日本型农业直接补贴政策分析[J]. 现代日本经济, 2021(3): 59-67.
- [28] 赵昶, 孔祥智, 仇焕广. 农业经营规模扩大有助于化肥减量吗——基于全国1274个家庭农场的计量分析[J]. 农业技术经济, 2021(4): 110-121.
- [29] 魏梦升, 颜廷武, 罗斯炫. 规模经营与技术进步对农业绿色低碳发展的影响——基于设立粮食主产区的准自然实验[J]. 中国农村经济, 2023(2): 41-65.
- [30] TONE K. A slacks-based measure of efficiency in data envelopment analysis[J]. European journal of operational research, 2001, 130(3): 498-509.
- [31] TONE K. A slacks-based measure of super-efficiency in data envelopment analysis[J]. European journal of operational research, 2002, 143(1): 32-41.
- [32] 孟祥海, 周海川, 杜丽永, 等. 中国农业环境技术效率与绿色全要素生产率增长变迁——基于种养结合视角的再考察[J]. 农业经济问题, 2019(6): 9-22.
- [33] 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.
- [34] 宋博, 穆月英. 设施蔬菜生产系统碳足迹研究——以北京市为例[J]. 资源科学, 2015, 37(1): 175-183.
- [35] 陈儒, 邓悦, 姜志德. 农业生产项目的综合碳效应分析与核算研究——基于陕西安塞的农户调查数据[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2017(3): 23-34.
- [36] 金珏雯, 穆月英. 碳视角下的设施蔬菜生产效率——基于北京市调研的实证[J]. 中国农业大学学报, 2019, 24(5): 240-252.
- [37] 蔡文聪, 杨海钰, 张强强, 等. 农户兼业是否导致农业生产低效率? ——基于农业社会化服务视角[J]. 干旱区资源与环境, 2022, 36(1): 26-32.
- [38] 陈雪婷, 冯中朝, 黄炜虹, 等. 经营规模对农户异质性生态生产行为的影响研究[J]. 长江流域资源与环境, 2021, 30(5): 1252-1263.

## Impacts of Planting Specialization on the Agricultural Environmental Technology Efficiency

——Micro Evidence from the Main Facility Vegetable Production Areas

LIU Jingzheng, MU Yueying

**Abstract** Specialization and greening are the development directions of modern agriculture, and it is of great significance to study the impact of specialized production on the agricultural environmental technology efficiency in the context of increasing resource and environmental constraints. On the basis of a theoretical analysis of the relationship between planting specialization and agricultural environmental technology efficiency, based on household survey data of 452 farmers in the main vegetable production areas of Bohai Economic Rim, the super efficiency SBM model, which includes unexpected outputs, is used to measure the agricultural environmental technology efficiency, and the Tobit model is further used to test the effect of planting specialization on the agricultural environmental technology efficiency. The results show that: 1) The average environmental technology efficiency of the sample farmers is 0.521, indicating considerable potential for improvement. 2) From the perspective of facility types, farmers using greenhouses have lower environmental technical efficiency compared to those using tunnels, as the latter employ more advanced green management and techniques. From the perspective of provinces, the environmental technology efficiency of the sample farmers, from lowest to highest, is Tianjin, Beijing, Shandong, Liaoning, and Hebei. 3) Planting specialization can significantly improve the agricultural environmental technology efficiency. The conclusion is still valid after the robustness test with the endogenous problem resolved. 4) Compared with large-scale farmers and farmers with higher labor capital levels, the effect of specialized farming on improving agricultural environmental technical efficiency is more pronounced for small-scale farmers and those with lower labor capital. Therefore, strengthening policy and green production technical support for specialized planting, and implementing measures tailored to local conditions to encourage specialized production, can be effective ways to promote the green and low-carbon transformation of agricultural production.

**Key words** planting specialization; green transformation of agriculture; agricultural environmental technology efficiency; super-efficient SBM model; facility vegetable

(责任编辑:王 薇)