

农业全要素碳生产率空间分异与收敛

胡江峰¹, 黄庆华^{2*}

(1.重庆社会科学院, 重庆 400020; 2.西南大学 经济管理学院, 重庆 400715)



摘 要 准确评估农业低碳发展绩效, 识别其时空演化特征和趋势, 是科学制定低碳农业发展政策, 实现农业经济增长与生态环境和谐共进的现实需要。首先基于 SBM 函数和 GML 指数测算 1999—2021 年中国 269 个城市农业全要素碳生产率(ATFCP), 然后使用 Dagum's Gini 系数刻画其空间分异特征, 最后采用空间面板模型检验其收敛性。实证结果表明, 中国农业全要素碳生产率总体呈上升趋势, 且主要由技术进步驱动。ATFCP 空间分异程度逐年扩大, 主要来自各省级行政区间的差异(58.10%), 其次为超变密度(38.15%), 各省级行政区内部差异最小仅为 3.75%。ATFCP 不存在 σ 收敛, 但存在 β 绝对收敛和 β 条件收敛, 并且还可能存在空间溢出效应, 即本地区 ATFCP 增长会加速促进周边地区 ATFCP 提升, 调整样本时期、变换时间间隔和空间权重矩阵等稳健性检验后依然成立。

关键词 农业全要素碳生产率; GML 指数; Gini 系数; 收敛; 空间面板模型

中图分类号: F323.2 **文献标识码**: A **文章编号**: 1008-3456(2024)05-0057-15

DOI 编码: 10.13300/j.cnki.hnwkxb.2024.05.006

全要素生产率不仅是驱动经济长期增长的重要源泉^[1], 而且是农业高质量发展的重要体现, 得到学界普遍关注和深入研究。然而, 传统全要素生产率仍以既定投入下的经济产出最大化为主要目标, 未将碳排放等环境因素纳入核算体系, 可能会扭曲农业发展绩效, 误导相关政策制定, 造成经济增长与环境质量改善相偏离。尤其是在我国“二氧化碳排放力争于 2030 年前达到峰值、2060 年前实现碳中和”目标下(简称“双碳”目标), 农业既是重要的碳排放源, 又具备强大的碳汇功能^[2]。2022 年 3 月习近平总书记在《坚持把解决好“三农”问题作为全党工作重中之重 举全党全社会之力推动乡村振兴》中强调, “农业农村减排固碳, 既是重要举措, 也是潜力所在。”因此, 如何准确评估农业低碳发展绩效, 是科学制定低碳农业发展政策, 实现农业经济增长与生态环境和谐共进的现实需要。

为了更好地契合低碳发展目标, 学者们将碳排放约束纳入全要素生产率核算框架, 即所谓的全要素碳生产率^[3]。全要素碳生产率将其他要素(资本、劳动、土地等)纳入碳生产率测度, 不仅考虑了产出端预期产出增长和碳排放减少, 而且考虑了要素端尽可能节约, 从而可以避免单因子的估计偏差^[4-5], 能够更为全面准确地评估我国低碳发展绩效。近年来, 有学者将全要素碳生产率这一概念引入农业领域。虽然中国农业全要素碳生产率呈波动上升趋势, 但水平仍然较低^[6], 而且由于幅员辽阔、各地区间的资源禀赋和农业发展差距较大, 致使区域间全要素碳生产率也存在较大差异^[7], 表现为东部地区较高而中西部地区较低的局面^[8], 甚至在特定省份内部各地级市之间农业低碳发展绩效也存在较大的差异^[9]。如果任由各地区农业全要素碳生产率差异持续扩大, 不仅难以整体推进中国农业绿色低碳转型, 而且不利于实现“双碳”目标。那么中国农业全要素碳生产率空间分异的长期趋势如何? 是否会随着时间的推移而收敛? 收敛模式有何不同? 这些问题的回答不仅能够拓展以往关于农业单要素碳生产率收敛特征的理论边界, 而且有利于明确中国农业低碳发展绩效区域差距的现状和变化趋势, 对于促进中国不同地区农业农村经济的协调发展和低碳转型, 具有重要的政策意义。

收稿日期: 2023-11-13

基金项目: 重庆社会科学院自主重大项目“绿色转型背景下中国农业资源配置扭曲与优化路径研究”(2023ZZ0101)。

*为通讯作者。

一、文献综述

根据新古典经济学派 Solow^[1]的观点,在资本边际收益递减的假设下,劳均资本较低的国家或地区具有更高的资本边际收益,经济增长相对更快,最终会与劳均资本较高的国家或地区收敛于同一稳态,即所谓的“绝对收敛”。然而,由于绝对收敛较为严苛,因而经验证据匮乏。这是因为各国(地区)之间除劳均资本不同之外,在资源禀赋、制度、经济结构等方面也存在较大差异,而这些差异会对经济收敛产生影响。为了弥补这一缺陷,Barro、Mankiw 等又进一步提出条件收敛,即由于异质性的存在,收敛仅存在于具有某些共同特征的经济体之中,或者说各国(地区)经济将向不同的稳态水平收敛^[10-11]。

目前,学界主要采用 σ 收敛、 β 绝对收敛和 β 条件收敛三种方法来检验经济收敛模式。前两种用于检验绝对收敛,最后一种用于检验条件收敛。从现有经验研究来看,大部分学者支持经济存在 β 条件收敛,但对于是否存在绝对收敛还没有统一的结论。Oh 等发现中国农业劳动生产率在 1992—2000 年存在条件收敛^[12]。由于单要素生产率无法全面反映其他要素对产出的影响,学者们开始转向研究中国农业 TFP 的收敛特征。Ma 等发现 1994—2008 年中国农业效率(效率变化和技术进步率)表现为 β 条件收敛,但并未就是否存在绝对收敛进行检验^[13]。随后,高帆对中国农业 TFP 专门进行了 σ 收敛检验,发现 1993—2012 年以来中国整体以及三大区域农业 TFP 累积增长率不存在 σ 收敛,而是呈现显著的发散特征^[14]。考虑到农业生产更易受到区域经济、气候、土壤等因素的影响。Wang 等在检验中国整体层面收敛特征的基础上,进一步将区域细分为东部、中部、北方、东北、西北、南方和西南等七个地区,发现所有地区均存在显著的 β 条件收敛,但显著的绝对收敛仅存在南方地区^[15]。尽管学者们将研究视角聚焦到更加细分的区域层面,但每个区域仍然包含了诸多资源禀赋迥异的省(自治区、直辖市)级单位,从而无法精准识别影响中国农业 TFP 空间分异和收敛的具体原因。对此,Gong 采用 1985—2010 年中国 1681 个县级层面的数据,发现在 28 个省份(自治区、直辖市)中有 5 个省份(自治区、直辖市)存在显著的绝对收敛^[16]。上述研究表明,农业 TFP 收敛情况具有明显的阶段性和区域性特征,并且如果将研究视角聚焦到更加具体的样本单元(如县和地级市),所获得的有关农业 TFP 收敛特征的信息无疑更加丰富和深刻。

随着学界对农业绿色低碳发展的重视,越来越多的研究将面源污染、碳排放等非预期产出纳入全要素生产率核算框架内,并分析其收敛特征。例如葛鹏飞等以碳排放作为非期望产出,利用非参数方法测算中国省际(自治区、直辖市)农业绿色全要素生产率,发现全国、东中西部、粮食功能区均不存在 σ 收敛,仅粮食主销区存在 β 绝对收敛,但全国及各区域均存在显著的 β 条件收敛^[17];郭海红等也发现中国省际(自治区、直辖市)农业绿色全要素生产率(以农业面源污染和碳排放作为非预期产出)并不存在 σ 收敛^[18],但全国及各地区存在显著的 β (绝对和条件)收敛^[19];Wu 等基于 2001—2019 年中国省域数据,采用 SBM—DEA 方法测算了中国农业低碳发展绩效,发现 σ 收敛仅存在中国东部和西部地区,而 β (绝对和条件)收敛则所有区域都存在^[20]。此外,也有学者指出农业全要素碳生产率 β 条件收敛的存在性与所选测度方法的技术前沿面以及是否加入空间溢出系数有关。如刘亦文等发现,在考虑了空间效应的情况下,农业绿色全要素生产率的全局 M 指数不存在条件 β 收敛而农业绿色全要素生产率的群组 M 指数存在条件 β 收敛^[21]。

由上述文献可知,大多数研究都认为中国农业全要素碳生产率存在 β (绝对和条件)收敛,但对于是否存在 σ 收敛还有较大的争议。此外,上述文献主要基于省际(自治区、直辖市)面板数据,采用当期生产前沿面测算农业绿色全要素生产率和传统面板固定效应模型检验 β 收敛,从而可能存在以下不足:第一,农业全要素碳生产率与农业绿色全要素生产率的概念和测度方法基本一致,差异在于农业全要素碳生产率仅将碳排放作为非预期产出,而农业绿色全要素生产率的非预期产出部分则包括了面源污染、碳排放等单种或多种污染物,非预期产出上的不同会使得测度结果有所差异;第二,已有研究通常采用当期生产前沿面来测算农业全要素碳生产率(绿色全要素生产率),从而使得各决策单元间的农业全要素碳生产率(变化率)不具可比较性,这是因为不存在统一可比较的生产前沿面;第三,现有文献大

多采用省级(自治区、直辖市)面板数据,而省级(自治区、直辖市)面板数据无法捕捉农业全要素碳生产率变化的更多细节特征和影响因素,可能会导致结果偏差,同时也会使研究结果的适用性受到限制;第四,根据Tobler的第一地理定律,地理表面上的指标均存在空间相关性,并且距离较近的指标比距离较远的指标关联性更强^[22]。相关研究表明,中国农业碳排放绩效存在空间相关性,而传统面板固定效应模型无法捕捉全要素碳生产率以及其他指标的空间溢出效应,从而也会导致结果偏误。有鉴于此,基于SBM函数和GML指数测算1999—2021年269个城市农业全要素碳生产率(ATFCP),然后采用Dagum's Gini系数刻画其空间分异特征,最后采用空间面板模式检验其收敛特征。

相对于已有研究,本文的边际贡献可归结如下:第一,本文主要研究基于“双碳”目标下的农业低碳发展绩效的空间分异与收敛特征,仅将农业碳排放作为非预期产出,使用农业全要素碳生产率这个概念无疑更加准确。第二,构建全局生产前沿面测算农业全要素碳生产率指数(GML),确保不同时点上的各决策单元都具有相同的生产前沿面,从而可以较好地解决各决策单元间的农业全要素碳生产率(变化率)无法比较的问题。第三,以往研究受限于在区域或全国层面的视角,本文采用1999—2021年269个城市面板数据,可以将农业全要素碳生产率空间分异和收敛特征的分析聚焦到省级(自治区、直辖市)层面,不仅能够精准捕获中国农业全要素碳生产率空间分异的具体来源(省内差异贡献和省际差异贡献),而且关于各省空间分异和收敛特征的结论更加具有一般性。第四,本文将空间面板模型运用到对农业全要素碳生产率的收敛特征检验,不仅能够捕获影响本地收敛特征的直接因素,而且还能进一步探查本地区对周边地区收敛特征的间接影响,即空间溢出效应。

二、研究方法

1. SBM-GML DEA

对于全要素碳生产率的测度,本文参考郭海红等^[19]、Oh^[23]、Zhao等^[24],通过求解线性规划式(1):

$$\begin{aligned} \vec{D}^G(x_i^t, y_i^t, c_i^t; g^x, g^y, g^c) = \max & \frac{\frac{1}{K} \sum_{k=1}^K \frac{s_{ik}^x}{g_{ik}^x} + \frac{1}{2} \left(\frac{s_i^y}{g_i^y} + \frac{s_i^c}{g_i^c} \right)}{2} \\ \text{s.t. } & \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^I \lambda_j^t x_{ik}^t + s_{ik}^x = x_{ik}^t, \forall k \\ & \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^I \lambda_j^t y_i^t - s_i^y = y_i^t \\ & \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^I \lambda_j^t c_i^t + s_i^c = c_i^t \\ & s_{ik}^x \geq 0, \forall i, \forall k; s_i^y \geq 0, s_i^c \geq 0 \end{aligned} \quad (1)$$

其中每个决策单元使用 K 种投入, $x_{ik}(k=1, \dots, K) \in R^+$, i 表示为第 i 个城市, 生产出1种非负预期产出(Y_i)和1种非负非预期产出, 即碳排放(C_i); (g^x, g^y, g^c) 为方向向量, 分别表示投入节约、预期产出增加、非预期产出减少的方向; (s_{ik}^x, s_i^y, s_i^c) 为松弛向量, 分别表示投入冗余、期望产出不足、非期望产出过多的量。

进一步地, ATFCP可采用全局ML指数(GML)表达为:

$$\begin{aligned} ATFCP = \frac{1 + \vec{D}^G(x_i^t, y_i^t, c_i^t; g^x, g^y, g^c)}{1 + \vec{D}^G(x_i^{t+1}, y_i^{t+1}, c_i^{t+1}; g^x, g^y, g^c)} &= \left[\frac{1 + \vec{D}^G(x_i^t, y_i^t, c_i^t; g^x, g^y, g^c)}{1 + \vec{D}^{t+1}(x_i^{t+1}, y_i^{t+1}, c_i^{t+1}; g^x, g^y, g^c)} \right] \times \\ & \left\{ \frac{\left[1 + \vec{D}^G(x_i^t, y_i^t, c_i^t; g^x, g^y, g^c) \right]}{\left[1 + \vec{D}^G(x_i^{t+1}, y_i^{t+1}, c_i^{t+1}; g^x, g^y, g^c) \right]} \right\} \\ &= GEC \times GTC \end{aligned} \quad (2)$$

其中 $ATFCP$ 表示全要素碳生产率指数, GEC 表示技术效率变化指数, GTC 表示技术进步指数; 当 $ATFCP > 1$ 、 $GEC > 1$ 和 $GTC > 1$ 则分别表示全要素碳生产率提升、技术效率改善和技术进步, 否则表示全要素碳生产率降低、技术效率恶化和技术退步。

2. Dagum's Gini 系数

现有研究主要采用 Theil 指数^[25]和传统 Gini 系数^[26]测度区域间的发展差异, 但这两种方法仅能够对测度结果进行一般性比较, 无法进一步分解出区域差异的来源。为弥补上述方法的不足, Dagum 将 Gini 系数分解为区域内差异、区域间净差异和超变密度^[27]。该方法根据不同子样本的分布特征, 精准识别区域差异的来源, 从而有效解决不同样本组间的重叠问题。基于此, 本文采用 Dagum's Gini 指数分解方法测度中国 $ATFCP$ 区域差异及其来源。

$$G = \sum_{j=1}^k \sum_{h=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_h} |y_{ji} - y_{hr}| / 2n^2 \bar{y} \quad (3)$$

其中 G 为 $ATFCP$ 总体 Gini 系数, \bar{y} 为所有城市 $ATFCP$ 的均值, n 为城市个数, k 为按省(自治区、直辖市)分组的子群个数, $n_j(n_h)$ 为第 $j(h)$ 个区域分组的城市个数, $y_{ji}(y_{hr})$ 为第 $j(h)$ 个区域分组的 $ATFCP$ 。

在对 Gini 系数进行 Dagum 分解之前, 区域需要按照各自均值进行排序:

$$\bar{y}_1 \leq \bar{y}_2 \leq \dots \leq \bar{y}_j \leq \dots \leq \bar{y}_k \quad (4)$$

总体 Gini 系数可被分解为区域内部差异贡献(G_w)、区域间净差异贡献(G_{nb})、超变密度贡献(G_t)。其中 G_w 表示相同分组地区内部不同城市之间的分布差异, G_{nb} 表示不同分组间(省际间)的分布差异, G_t 表示不同区域间 $ATFCP$ 交叉影响下基尼系数的冗余项。三者之间存在以下关系:

$$G = G_w + G_{nb} + G_t \quad (5)$$

$$G_w = \sum_{j=1}^k G_{jj} p_j s_j \quad (6)$$

$$G_{jj} = \sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_j} |y_{ji} - y_{jr}| / 2n_j^2 \bar{y}_j \quad (7)$$

其中 G_{jj} 表示第 j 分组地区内部的 Gini 系数, $p_j = \frac{n_j}{n}$, $s_j = \frac{n_j \bar{y}_j}{n \bar{y}}$ 。

$$G_{nb} = \sum_{j=2}^k \sum_{h=1}^{j-1} G_{jh} (p_j s_h + p_h s_j) D_{jh} \quad (8)$$

$$G_{jh} = \sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_h} |y_{ji} - y_{hr}| / n_j n_h (\bar{y}_j + \bar{y}_h) \quad (9)$$

$$G_t = \sum_{j=2}^k \sum_{h=1}^{j-1} G_{jh} (p_j s_h + p_h s_j) (1 - D_{jh}) \quad (10)$$

其中 $D_{jh} = \frac{d_{jh} - p_{jh}}{d_{jh} + p_{jh}}$ 表示第 j 个子群和第 h 个子群间的 Gini 系数。 $d_{jh} =$

$\int_0^\infty dF_j(y) \int_0^y (y-x) dF_h(x)$ 表示子群间(j 和 h) $ATFCP$ 的差异, 可表示为第 j 个子群和第 h 个子群所有 $y_{ji} - y_{hr} > 0$ 样本值加总的数学期望。 $p_{jh} = \int_0^\infty dF_h(y) \int_0^y (y-x) dF_j(x)$ 为超变一阶矩, 可解释为第 j 个子群和第 h 个子群所有 $y_{ji} - y_{hr} < 0$ 样本值加总的数学期望。

3. 收敛模型设定

本文主要采用大部分文献常用的 σ 收敛和 β (绝对和条件) 收敛。

σ 收敛衡量的是随着时间的推移, 各城市 $ATFCP$ 水平在多大程度上趋于一致, 是一种无条件收敛。其模型可表达为:

$$\text{var}(\ln ATFCP_t) = \phi_1 + \phi_2 t + \epsilon_t \quad (11)$$

其中 $\text{var}(\ln ATFCP_t)$ 为 t 年所有城市 $ATFCP$ 自然对数的方差。如果 ϕ_2 在统计上显著为负, 则表

明存在 σ 收敛。最后, ϵ_t 为随机扰动项。

β 绝对收敛指穷国将会增长得更快,并最终追赶上富国,即所谓“追赶效应”。根据新古典主义增长理论,当穷国拥有与富国相同的经济结构参数(技术水平、储蓄率、人口增长和资本折旧),那么两国将会经历 β 绝对收敛,最终收敛于同一人均资本和人均GDP的稳态水平^[1]。本文参考Gong^[16]、Sala-i-Martin^[28]建立 β 绝对收敛模型:

$$\Delta \ln ATFCP_{it+T} = \phi_1 + \phi_2 \ln ATFCP_{it} + \epsilon_t \quad (12)$$

其中 $\Delta \ln ATFCP_{it+T} = \frac{1}{T} \ln \left(\frac{ATFCP_{it+T}}{ATFCP_{it}} \right)$ 为第*i*个城市*t*+*T*年的全要素碳生产率的年均增长率。本文参考Ma等^[13]、Wang等^[15]、Thirtle等^[29]设置*T*=5,一个重要原因在于政府通常以五年为周期制定经济社会发展规划纲要(即“五年计划”),因此将*T*设置为5年具有一定合理性。然而,由于本文的研究时期为1999—2021年,*T*=5可能与“五年计划”所囊括的时间段并不完全吻合,在稳健性检验中将研究时期缩短为2001—2020年,然后重新进行收敛性检验。此外,为了排除因时间间隔*T*的选择而对结果产生偏误,在后续稳健性检验中,本文将时间间隔*T*分别设置为10年和15年。当 ϕ_2 在统计上显著为负,则全要素碳生产率较低的城市将会实现更快的增长,即 β 绝对收敛;否则发散。

考虑到全要素碳生产率具有空间关联性,采用空间计量模型无疑更加符合现实。从而将式(12)扩展为空间计量模型:

$$\Delta \ln ATFCP_{it+T} = \phi_1 + \phi_2 \ln ATFCP_{it} + \lambda \times W \times \Delta \ln ATFCP_{it+T} + \mu_{it} \quad (13)$$

其中 $W = W_{ij} = \begin{cases} 1, & i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases}$ 为空间邻接矩阵。如果第*i*个市与第*j*个市具有相同边界,那么 $W_{ij} = 1$,

否则 $W_{ij} = 0$ 。为了排除空间权重矩阵的选择对结果产生偏误,因而在后续稳健性检验中,将*W*邻接矩阵分别替换为地理距离权重矩阵和地理距离衰减矩阵。 $\mu_{it} = \rho \times W \times \mu_{it} + \epsilon_{it}$ 为空间误差项, ϵ_{it} 为随机扰动项。如果 $\lambda = 0$ 且 $\rho \neq 0$,则为空间误差模型(SEM);如果 $\lambda \neq 0$ 且 $\rho = 0$,则为空间滞后模型(SAR);如果 $\lambda \neq 0$ 且 $\rho \neq 0$,则为空间滞后和误差模型(SAREM)。

然而, β 绝对收敛要求地区之间具有相同的特征,未考虑地区特征等其他因素对绝对收敛的影响。由此,本文进一步采用 β 条件收敛:

$$\Delta \ln ATFCP_{it+T} = \phi_1 + \phi_2 \ln ATFCP_{it} + \delta \ln X_{it+T} + \lambda \times W \times \Delta \ln ATFCP_{it+T} + \mu_{it} + \epsilon_t \quad (14)$$

其中*X*为可能影响*ATFCP*的控制变量矩阵, \ln 表示取自然对数。如果 ϕ_2 在统计上显著为负,则表示存在条件收敛,并且数值越大,收敛速度越快。

进一步地,本文根据Ma等^[13]、Wang等^[15]计算收敛速度:

$$\hat{\beta} = -\frac{\ln(1 - T\phi_2)}{T} \quad (15)$$

三、变量与数据

1. 变量设定

(1)投入产出变量。农业产出。学术界将产出划分为预期产出(*Y*)和非预期产出(*C*)。预期产出(*Y*):本文以第一产业总产值来衡量产出,并采用1999年第一产业产值价格指数进行平减。非预期产出(*C*):非预期产出主要是来自机械、化肥、农药、农膜、播种和灌溉带来的碳排放,具体测算过程参考胡江峰等^[30]:

$$C = \sum_i^k T_i \times \delta_i \quad (16)$$

式中,*C*、*k*分别表示农业碳排放总量与碳源数量,*T_i*、 δ_i 分别表示第*i*个碳源的使用量和碳排放系数。农业碳排放源主要涉及机械、化肥、农药、农膜、播种和灌溉,其碳排放相关系数分别为:0.18 kg/kw、0.8956kg/kg、4.9341kg/kg、5.18kg/kg、312.6kg/hm²、25kg/hm²。

投入变量。劳动投入(N):本文以第一产业就业人数作为劳动力投入;土地投入(L):为反映复种套种、补种改种和移植作物等情况,本文以农作物总播种面积表示;机械投入(M):本文以农机总动力表示;化肥投入(F):本文以每年实际用于农业生产的化肥施用量的折纯量表示化肥投入,包括氮肥、磷肥、钾肥和复合肥。

(2)控制变量。控制变量主要包括:人口密度($DESP$)以每平方公里人口数量(人/平方公里)表示。城镇化率($URBR$)以市级城镇人口与总人口之比表示。经济发展水平($PGDP$)以GDP与总人口之比表示。森林覆盖率($AFFR$)以造林总面积与各省(自治区、直辖市)行政面积之比表示森林覆盖率。农业科技投入($TRLR$)以农业科技人员与总事业单位科技人员之比表示农业科技投入。

2. 数据来源

本文的实证数据采用1999—2021年269个城市平衡面板数据。考虑到部分城市数据存在缺失问题,为保证数据连贯性,本文采用以下方法补齐:

第一,将县域层面的数据加总成市级数据;第二,参考胡江峰等^[31]采用线性拟合的方法补齐;第三,根据城市与省级(自治区、直辖市)层面的比值,将省级(自治区、直辖市)层面的数据分解到城市层面;第四,剔除仍然存在缺失值的样本。此外,由于DEA方法对异常数据较为敏感,需对数据进行前后1%缩尾处理。原始数据来源于《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国农业年鉴》和各省级行政全区域的统计年鉴,所有数据均可在EPS数据库(<https://www.epsnet.com.cn/index.html>)获得。

四、实证结果分析

1. $ATFCP$ 测度结果

由图1可知,2000—2021年中国农业全要素碳生产率在绝大多数年份表现为增长趋势。具体而言,在2010年之前, $ATFCP$ 呈现剧烈波动特征,由2000年的0.9623迅速上升到2004年的1.0491,然后又下降到2009年的0.9913。2000—2006年技术效率剧烈波动主导了 $ATFCP$ 的变化趋势,而在2007—2009年因为技术进步不稳定,造成 $ATFCP$ 大起大落。在2010—2016年, $ATFCP$ 均大于1,表明这一期间为稳定增长阶段,主要因为持续的技术进步和技术效率变化相对稳定。在这一阶段,中国政府日益重视起生态文明建设。2015年中国农业部在《全国农业可持续发展规划(2015—2030年)》中提出,“应从依靠拼资源消耗、拼农资投入、拼生态环境的粗放经营,尽快转到注重提高质量和效益的集约经营上来”。2015年10月,增强生态文明建设首度被写入国家五年规划。2016年,“农业绿色发展”被写入中央一号文件。这意味着农业产出增长并非唯一目标。在2017—2021年, $ATFCP$ 又进入新一轮的剧烈波动阶段,由2017年的0.9722迅速攀升至2020年的1.0504,随后2021年又降至0.9959,主要是受到技术进步剧烈震荡而技术效率又支撑不足的共同影响。

由表1可知,中国农业全要素碳生产率整体大于1,为1.0109,表明在1999—2021年期间 $ATFCP$ 整体为增长趋势。然而,从分解项来看, GEC 为0.9990, GTC 为1.0129。这一结果与大部分研究一致,表明 $ATFCP$ 增长动力主要来源于技术进步,中国农业面临着技术效率相对不足的局面^[3, 32]。从东部、东北、中部和西部四个区域对比来看,1999—2021年西部 $ATFCP$ 指数为1.0124高于中部(1.0119)、东部(1.0106)和东北(1.0048)。在同类研究中,刘亦文等发现西南经济区的农业绿色全要素生产率增长最快,而东北经济区增长最慢且低于全国平均水平^[21];郭海红等发现粮食主销区农业绿色全要素生产率增长最快,而粮食主产区农业绿色全要素生产率整体表现为衰退^[19]。一般认为,东部、东北和中部具有先进的农业技术、优越的自然禀赋和严格的环境规制, $ATFCP$ 增长率应该实现更快的增长。本文认为可能的原因是:第一,西部大部分地区因地质、气候、历史等因素的影响大多为畜牧业,而本文主要考察种植业碳排放,并未包括畜牧业带来的碳排放,低估了西部非预期产出,造成西部 $ATFCP$ 增长率偏高。第二,根据吕娜等的观点,长期以来,西部地区由于经济发展相对滞后、农业基础设施薄弱、管理水平较低,与东部、东北和中部地区比较其后发优势明显^[33],尤其是在中国政府大力倡导农业绿色低碳转

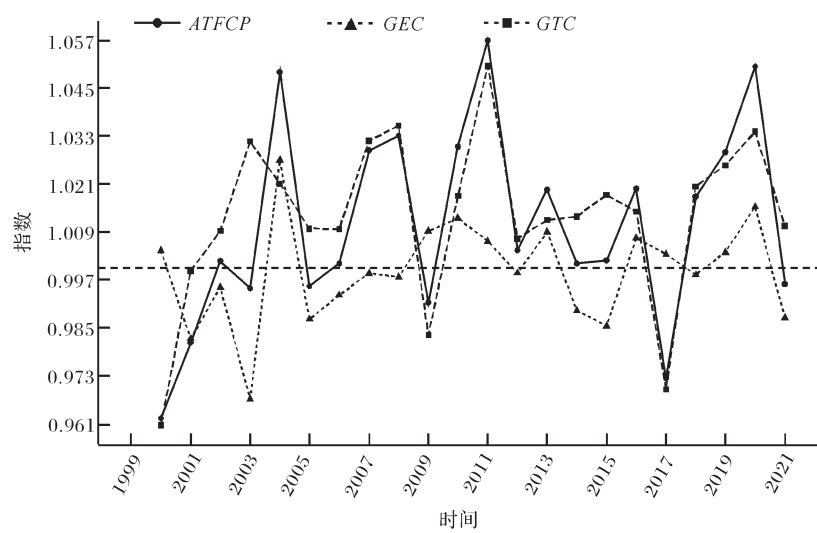


图1 ATFCP、GEC 和 GTC 变化趋势

型的背景下,通过加速引进和推广先进农业技术,提高管理水平,从而触发“赶超效应”。第三,从技术上来讲,这里测算的ATFCP为变化率,西部地区ATFCP最高,仅能代表该地区农业全要素碳生产率提升最快,由于初始值可能较低,因此并不意味着该地区农业全要素碳生产率水平也最高。在后文研究ATFCP的空间分异和收敛特征时,本文参考郭海红等^[19]的做法,主要采用ATFCP的累积变化率来进行分析。

2.Gini 系数分解结果

由表2可知,2000—2021年整体Gini系数均值相对较小,仅为0.0974,但呈逐年递增的趋势,从2000年的0.0362,上升到2021年的0.1322,增长了近4倍。这一结果与Hu^[34]的研究一致。可能的原因是,本文采用的是累积ATFCP,包含了自基期(2000年)以来的所有差异,导致本文的Gini系数呈递增态势。从区域比较来看,东北内部总体差异最大(0.0978),其次为东部(0.0967),再次为西部(0.0963),中部最小(0.0938)。从区域比较来看,各区域Gini系数比较接近,但仍呈东北、东部、西部和中部依次递减的特征。从各区域间的Gini系数来看,东部与西部间的Gini系数最大,为0.1035,表明东西部农业全要素碳生产率增长差异存在较大差距,其次为东北和西部差距,Gini系数为0.1018。

表3为各省级行政区域内部Gini系数。在东部,广东的Gini系数最大,高达0.0872;在东北,代表吉林内部ATFCP差异的Gini系数为0.0775,高于黑龙江和辽宁;在中部,Gini系数最大的是内蒙古(0.0765),最小的是安徽(0.0589);在西部,Gini系数最大的是四川(0.091),高于广东和吉林,表明四川省内部农业全要素碳生产率差异远大于其他省份。

表4为样本期间Gini系数各分解项对总体Gini系数的贡献。由表可知,省际间分异对总体空间分异程度的贡献率最大,平均贡献率高达58.10%,略低于Hu等所测的61.20%^[35],略高于郭海红等所测的48.70%^[19]。主要原因是,Hu等未将农业碳排放纳入全要素生产率核算框架内^[35],而郭海红等采用的

表1 各区域ATFCP、GEC和GTC

地区	ATFCP	GEC	GTC
全国	1.0109	0.9990	1.0129
东部	1.0106	0.9992	1.0117
东北	1.0048	0.9923	1.0159
中部	1.0119	0.9993	1.0132
西部	1.0124	1.0012	1.0132

表2 2000—2021年分区域Gini系数

地区	2000	2005	2010	2015	2021	均值
总体	0.0362	0.0793	0.1024	0.1125	0.1322	0.0974
东部	0.0421	0.0828	0.098	0.1210	0.1563	0.0967
东北	0.0360	0.0737	0.1036	0.1087	0.1193	0.0978
中部	0.0340	0.0888	0.0962	0.0946	0.1099	0.0938
西部	0.0343	0.0654	0.1032	0.1307	0.1387	0.0963
东-东北	0.0400	0.0788	0.1043	0.1161	0.1392	0.0991
东-中	0.0400	0.0872	0.1022	0.1112	0.1372	0.0984
东-西	0.0405	0.0775	0.1080	0.1289	0.1654	0.1035
东北-中	0.0357	0.0823	0.1017	0.1042	0.1166	0.0977
东北-西	0.0361	0.0719	0.1052	0.1214	0.1475	0.1018
中-西	0.0343	0.0812	0.1017	0.1151	0.1414	0.0992

是省际面板数据^[19]。超变密度的贡献为38.15%，超变密度是指 *ATFCP* 在不同地区之间的交叉重叠程度。省域内分异对总体分异的贡献率最小，仅为3.75%。以上结果表明，省际间分异是 *ATF-CP* 空间分异的主要来源，其次是超变密度，即 *ATFCP* 在不同地区间的交叉重叠程度，省内的分异程度对 *ATFCP* 空间分异的贡献最小。

3.σ收敛检验

由表5可知，总体样本和所有区域(东部、东北、中部和西部)的时间趋势系数均在1%的统计水平上显著为正。由此表明，中国所有区域 *ATF-*

表3 各省(自治区)Gini系数

东部		东北		中部		西部	
省份	Gini系数	省份	Gini系数	省份	Gini系数	省份	Gini系数
广东	0.0872	黑龙江	0.0665	内蒙古	0.0765	四川	0.091
山东	0.0858	吉林	0.0775	湖北	0.0711	甘肃	0.0885
江苏	0.0805	辽宁	0.0659	江西	0.0671	云南	0.0871
浙江	0.0759			河南	0.0646	陕西	0.0847
广西	0.0721			湖南	0.063	宁夏	0.0771
河北	0.0678			安徽	0.0589	贵州	0.0698
海南	0.0601						

表4 Gini系数来源贡献率 %

年份	省内差异贡献率	省际差异贡献率	超变密度贡献率	年份	省内差异贡献率	省际差异贡献率	超变密度贡献率
2000	3.50	59.89	36.61	2011	3.86	57.64	38.50
2001	3.79	49.81	46.40	2012	3.80	58.57	37.63
2002	3.83	52.09	44.09	2013	3.86	56.52	39.62
2003	3.77	57.48	38.75	2014	3.94	53.31	42.75
2004	3.81	56.63	39.55	2015	3.96	54.17	41.87
2005	3.72	60.55	35.73	2016	3.68	61.22	35.10
2006	3.70	59.13	37.17	2017	3.77	57.71	38.52
2007	3.80	57.08	39.12	2018	3.63	62.71	33.66
2008	3.72	58.76	37.52	2019	3.75	59.10	37.15
2009	3.72	61.52	34.76	2020	3.63	60.56	35.81
2010	3.63	63.24	33.13	2021	3.61	60.62	35.77

CP 均不存在σ收敛，也意味着中国区域内部的方差不仅没有缩小趋势，而且随着时间推移 *ATFCP* 的差异还会持续扩大。根据新古典增长理论，效率较低的地区具有后发优势，因而随着时间不同区域间的效率差距将会逐渐缩小。然而，本文的结果并未呈现这一特征。可能的原因是，农业全要素碳生产率的提高既有赖于低碳技术进步，同时也要求低碳技术迅速扩散被应用到农业生产。然而，长期以来，在以GDP考核的锦标赛竞争规则中，地方政府倾向于推广和采用以经济产出最大化为主要目标的农业技术，从而造成低碳技术效率低下，难以支撑全要素碳生产率快速提升。从发散速度来看，西部的发散速度(0.4%)远高于其他地区，从而应重视西部地区农业低碳协调发展。

表5 σ收敛检验估计结果

变量	总体	东部	东北	中部	西部
<i>time</i>	0.0025*** (0.0001)	0.0017*** (0.0002)	0.0028*** (0.0002)	0.002*** (0.0001)	0.004*** (0.0002)
	0.0036** (0.0014)	0.0104*** (0.0029)	0.0005 (0.0023)	0.0041** (0.0019)	-0.0054* (0.0026)
收敛/发散	发散	发散	发散	发散	发散

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%显著性水平上显著，括号内为标准误，下同。

考虑到中国地域辽阔、自然禀赋和经济发展差异极大，即使将总样本划分为东部、东北、中部和西部四个子样本，但仍然无法消除阻碍技术溢出的影响。基于此，本文参考Gong^[16]的做法，分别对每个省级行政区域进行σ收敛检验。由表6可知，仅山东、广东和宁夏的系数在10%的统计水平上不显著，表明随着时间推移，这三个省份内部地级市 *ATFCP* 的差异既没有扩大也没有缩小。然而，对于其他19个省份而言，估计系数均显著为正，表明这些省份内部 *ATFCP* 的差异随着时间的推移而逐渐扩大。尤其是对于云南而言，发散速度为0.51%，显著大于其他省份，表明云南省内部 *ATFCP* 分化速度相对更快。

4. β 收敛检验

(1)基准回归检验。学界一般采用Moran's I 指数来检验单变量空间自相关性。根据Anselin等、You等的观点,Moran's I 指数为正且显著,表明样本地区间存在空间聚类;而Moran's I 指数显著为负,表明样本地区间存在空间离散性^[36-37]。由表7可知,1999—2021年中国269个城市ATFCP空间自相关检验结果,Moran's I 指数为0.3014,且在1%的水平上显著为正,表明本地区与周边地区的ATFCP存在正相关关系,意味着存在空间效应。

表8为基准回归结果。列(1)和列(5)为混合面板OLS模型回归结果、列(2)和列(6)为SAR模型回归结果、列(3)和列(7)为SEM回归结果、列(4)和列(8)为SAREM回归结果。由结果可知,在列(1)—(8)中 $\ln ATFCP_t$ 的系数均显著为负,表明中国农业全要素碳生产率存在 β (绝对和条件)收敛。从系数大小来看,OLS、SAR和SEM模型的回归系数将会高估ATFCP的收敛速度。基于此,本文在后续的实证中仅对SAREM的回归结果进行解释,即列(4)和列(8)。

在列(4)中, $\ln ATFCP_t$ 为负,且在1%的统计水平上显著,表明中国ATFCP存在 β 绝对收敛,意味着从全局来看中国农业全要素碳生产率存在追赶效应。本文所估计的年均收敛速度为0.51%,远低于Wang等估计的1.6%^[15]和郭海红等估计的3.8%^[19],但接近于Hu估计的0.96%^[34]。可能的原因来自以下三点:第一,Wang等、Hu并未将碳排放考虑在内^[15,34],从而可能高估收敛速度;第二,郭海红等采用的是省际面板数据^[19],从而无法精准捕捉城市层面的因素对收敛速度的影响;第三,上述研究采用的均为传统OLS回归,并未考虑到空间溢出效应,即本地区也会影响周边地区农业全要素碳生产率。在列(8)中, $\ln ATFCP_t$ 的系数显著为负,表明存在 β 条件收敛。值得注意的是,条件收敛的速度相对较慢,整体年均收敛速度降低至0.4%。这意味着,消除其他控制变量的差异,中国农业全要素碳生产率的收敛速度会有所放缓。 λ 和 ρ 的系数均在1%的统计水平上显著,表明应该同时纳入空间滞后和空间误差项。其中 λ 的系数为正向,意味着ATFCP增长率具有正向空间溢出效应,即本地区ATFCP增长会促进周边地区ATFCP提升。可能是由于ATFCP较高的地区容易形成地区间“示范效应”进行空间传导,绿色低碳技术具有正的外部性,可以被周边地区学习和模仿运用到农业生产过程中,有利于周边地区农业全要素碳生产率快速提升。

从控制变量来看。除TRLR不显著之外,其余控制变量均显著为正。具体而言,DESP的系数显著为正,表明城市人口集聚能够加快促进农业全要素碳生产率增长。这是因为,人口快速集中意味着强劲的经济发展前景,而经济增长一般有利于农业高质量发展,如PGDP的系数显著为正。URBR的系数显著为正,表明加速推进城镇化有助于农业全要素碳生产率增长率提升。这是因为城镇化有利于

表6 σ 收敛检验估计结果:省际比较

省份	系数	SE	区域	结论
广西	0.0010***	(0.0002)	东部	发散
江苏	0.0005***	(0.0001)	东部	发散
河北	0.0006***	(0.0001)	东部	发散
浙江	0.0005***	(0.0001)	东部	发散
海南	0.0018***	(0.0005)	东部	发散
黑龙江	0.0023***	(0.0003)	东北	发散
吉林	0.0005**	(0.0002)	东北	发散
辽宁	0.0028***	(0.0003)	东北	发散
内蒙古	0.0019***	(0.0004)	中部	发散
安徽	0.0026***	(0.0001)	中部	发散
江西	0.0020***	(0.0002)	中部	发散
河南	0.0012***	(0.0001)	中部	发散
湖北	0.0023***	(0.0002)	中部	发散
湖南	0.0004***	(0.0001)	中部	发散
云南	0.0051***	(0.0004)	西部	发散
四川	0.0024***	(0.0002)	西部	发散
甘肃	0.0035***	(0.0005)	西部	发散
贵州	0.0026***	(0.0002)	西部	发散
陕西	0.0030***	(0.0002)	西部	发散
山东	0.0001	(0.0002)	东部	无
广东	0.0000	(0.0001)	东部	无
宁夏	-0.0004	(0.0005)	西部	无

表7 269个城市Global Moran's I 指数

变量	Moran's I	Expectation	Std.Dev.	Z值	P值
ATFCP	0.3014***	-0.0002	0.0057	52.7300	0.0000

表 8 β 收敛检验估计结果

N=4842

变量	β 绝对收敛				β 条件收敛			
	(1)OLS	(2)SAR	(3)SEM	(4)SAREM	(5)OLS	(6)SAR	(7)SEM	(8)SAREM
$\ln ATFCP_{it}$	-0.012*** (0.002)	-0.007*** (0.002)	-0.007*** (0.002)	-0.005*** (0.001)	-0.009*** (0.002)	-0.005*** (0.002)	-0.005*** (0.002)	-0.004** (0.002)
$\Delta \ln DESP_{it}$					0.736*** (0.166)	0.706*** (0.149)	0.418*** (0.153)	0.779*** (0.143)
$\Delta \ln URBR_{it}$					0.066*** (0.013)	0.041*** (0.012)	0.030** (0.014)	0.038*** (0.010)
$\Delta \ln PGDP_{it}$					0.116*** (0.008)	0.072*** (0.007)	0.070*** (0.008)	0.063*** (0.007)
$\Delta \ln SCMA_{it}$					0.030*** (0.002)	0.026*** (0.002)	0.035*** (0.002)	0.022*** (0.002)
$\Delta \ln AFR_{it}$					0.553*** (0.046)	0.238*** (0.041)	0.590*** (0.092)	0.158*** (0.032)
$\Delta \ln TRLR_{it}$					-0.393 (0.375)	0.135 (0.337)	0.414 (0.548)	0.107 (0.274)
Constant	0.011*** (0.000)	0.004*** (0.000)	0.011*** (0.001)	0.002*** (0.000)	0.009*** (0.000)	0.003*** (0.000)	0.010*** (0.001)	0.002*** (0.000)
λ		0.646*** (0.016)		0.822*** (0.017)		0.576*** (0.018)		0.703*** (0.029)
ρ			0.648*** (0.016)	-0.515*** (0.058)			0.612*** (0.018)	-0.292*** (0.074)
β	0.0124	0.0071	0.0071	0.0051	0.0092	0.0051	0.0051	0.0040
收敛/发散	收敛	收敛	收敛	收敛	收敛	收敛	收敛	收敛

农村劳动力转移,提高劳动生产率^[38]。此外,劳动力的转移可以为土地流转集中创造机会,从而可以减少化肥的使用,有利于农业生态环境改善^[39-40]。 $AFFR$ 的系数显著为正,表明加速扩大森林覆盖率对中国农业全要素碳生产率增长率具有显著的促进作用。一方面,作为陆地生态系统主体,森林是庞大的碳库,具有强大的固碳增汇功能,在应对气候变化中发挥着重要作用;另一方面,林业经济高质量发展也有利于带动休闲农业、旅游业等生态产业发展,将绿水青山的生态价值转化为金山银山的经济价值。 $TRLR$ 的系数在10%的统计水平上不显著,意味着农业科技投入无法显著促进农业全要素碳生产率加速增长。长期以来中国农业技术主要以产出最大化为主要目标,虽然带来了农业产出的增长,但这种污染偏向技术进步也会对生态环境产生负面影响^[39],在产出增长和生态破坏两种相反作用力的牵制下,造成 $TRLR$ 对农业全要素碳生产率没有显著的影响。

(2)异质性检验。将总样本分为东部、东北、中部和西部四个子样本组,然后进行 β 收敛检验。由表9可知,东部、东北和中部存在 β 绝对收敛,表明随着时间推移,东部、东北和中部 $ATFCP$ 均会趋于各自稳态。从收敛速度来看,东部收敛速度(2%)高于东北(0.71%)和中部(1.03%)。一般来说,东部具有技术优势,而技术具有正的外部性,一经发明便会通过引进、模仿等方式迅速被区域内其他城市采用,从而使得区域内 $ATFCP$ 快速趋于一致;东北和中部大部分地区为粮食主产区,较为相似的地理、气候环境,也有利于区域内 $ATFCP$ 收敛,但由于整体经济发展水平低于东部,从而使得收敛速度慢于东部。西部在 β 收敛检验中均表现为发散,这意味着西部内部的 $ATFCP$ 差距将会随着时间的推移而加大。可能的原因是,西部各省内部和各省间的地势、气候方面差异巨大,如甘肃省内部气候多样,使得

农业发展也呈现多样化特征(种植业、畜牧业等),从而造成西部地区 *ATFCP* 差距扩大。在条件收敛检验中,仅东部的系数显著为负,东北和中部的系数不再显著,但西部发散特征仍然存在。

表9 β 收敛检验估计结果:区域比较

变量	β 绝对收敛				β 条件收敛			
	(1) 东部	(2) 东北	(3) 中部	(4) 西部	(5) 东部	(6) 东北	(7) 中部	(8) 西部
$\ln ATFCP_{it}$	-0.019*** (0.0030)	-0.007* (0.0040)	-0.010*** (0.0040)	0.011*** (0.0040)	-0.015*** (0.0030)	0.0000 (0.0060)	-0.0030 (0.0030)	0.009** (0.0040)
<i>Constant</i>	0.012*** (0.0010)	0.001* (0.0010)	0.022*** (0.0030)	0.02*** (0.0040)	0.012*** (0.0010)	0.006*** (0.0020)	0.001** (0.0010)	0.017*** (0.0030)
λ	-0.1210 (0.1270)	0.869*** (0.0240)	-0.536*** (0.0930)	-0.568*** (0.0970)	0.0450 (0.1160)	0.352*** (0.1240)	0.811*** (0.0280)	-0.426*** (0.1180)
ρ	0.633*** (0.0620)	-0.941*** (0.1340)	0.839*** (0.0250)	0.823*** (0.0270)	0.469*** (0.0860)	0.0590 (0.1840)	-0.546*** (0.0940)	0.732*** (0.0480)
<i>N</i>	1638	504	1458	1242	1638	504	1458	1242
β	0.0200	0.0071	0.0103	-0.0107	0.0156	0.0000	0.0030	-0.0088
收敛/发散	收敛	收敛	收敛	发散	收敛	收敛	收敛	发散

从空间溢出效应的系数来看。在列(1)、列(3)、列(4)中, λ 的系数为负,表明在东部、中部和西部城市 *ATFCP* 加速增长对周边地区 *ATFCP* 增长率具有抑制作用。这主要是因为,东部、中部和西部各城市间的技术进步、经济发展、自然禀赋等差距较大,同时又有明显的行政边界和区域锁定效应对 *ATFCP* 增长率空间溢出效应形成屏障,造成负向的空间溢出效应。列(2)表明在东北地区内部本地区 *ATFCP* 加速增长对周边地区 *ATFCP* 增长率具有显著的促进作用,东北地区各城市农业发展环境较为相似,绿色技术一经发明便可以在东北地区其他城市推广和使用,从而推动这些城市 *ATFCP* 加速增长。在 β 条件收敛检验中,显著的正向空间溢出效应仅存在于东部和中部,表明考虑其他如经济增长、城镇化、科技投入等因素之后,本地区 *ATFCP* 增长也会加速推进周边地区 *ATFCP* 协同增长。

考虑到将总样本划分为东部、东北、中部和西部四个子区域,包含了诸多禀赋差异巨大的省份,无法精准识别各区域 β 收敛特征的内部因素。基于此,本文充分利用地级市层面的数据优势,将 β 收敛特征检验聚焦到省级层面。结果如表10所示。

在22个省级行政区域中有15个存在 β 绝对收敛,其中东部6个、东北3个、中部4个和西部2个。在这些收敛的省份中,吉林的收敛速度最快,达到13.42%。吉林省内部各地级市之间的经济社会和自然禀赋更加相近,从而内部各地级市趋同性更强。从 β 条件收敛来看,有11个省的系数显著为负,其中东部5个、东北1个、中部2个和西部3个。值得注意的是,陕西不存在 β 绝对收敛,但在 β 条件收敛上显著,表明陕西省内部各城市的农业 *ATFCP* 将分别向各自的稳态水平收敛。最后,广西、辽宁、江西、河南和黑龙江5个地区存在显著的 β 绝对收敛,但在 β 条件收敛上不显著,表明如果不考虑经济发展、科技投入等因素的影响,这5个地区内部城市的农业 *ATFCP* 最终将会趋于一致。

5. 稳健性检验

为了验证实证结果是否稳健,本文采取以下三种方法加以检验:第一,将样本时期缩短为2001—2020年,同时仍将 *T* 设置为5年,从而保持与“五年计划”时间段一致。第二,分别将时间间隔 *T* 设置为10年和15年。第三,变换空间权重矩阵,采用地理距离权重矩阵(WD_1)和地理距离衰减矩阵(WD_2),重新进行回归。以上稳健性结果与基准模型中的一致,表明中国 *ATFCP* 的收敛特征不会受到调整样本时期、变换时间间隔、变换空间权重矩阵的影响,即本文的结果具有较强的稳健性^①。

① 因篇幅有限,具体结果留存备索。

表 10 β 收敛检验估计结果:省际比较

省份	β 绝对收敛			β 条件收敛			地区
	系数	SE	β	系数	SE	β	
山东	-0.042***	(0.0065)	0.0471	-0.0252***	(0.0077)	0.0269	东部
广东	-0.0729***	(0.0085)	0.0906	-0.0485***	(0.0070)	0.0555	东部
江苏	-0.0212***	(0.0079)	0.0224	-0.0164**	(0.0070)	0.0171	东部
浙江	-0.0328***	(0.0103)	0.0359	-0.0496***	(0.0111)	0.0570	东部
海南	-0.0477***	(0.0094)	0.0545	-0.0409***	(0.0094)	0.0458	东部
内蒙古	-0.0403***	(0.0099)	0.0450	-0.0173*	(0.0092)	0.0181	中部
吉林	-0.0978***	(0.0132)	0.1342	-0.0656***	(0.0186)	0.0795	东北
湖南	-0.0549***	(0.0115)	0.0641	-0.0408***	(0.0100)	0.0456	中部
宁夏	-0.0251**	(0.0110)	0.0268	-0.0223***	(0.0082)	0.0237	西部
甘肃	-0.0121*	(0.0073)	0.0125	-0.0202**	(0.0084)	0.0213	西部
广西	-0.0289***	(0.0074)	0.0312	-0.0061	(0.0080)	0.0062	东部
辽宁	-0.0138***	(0.0051)	0.0143	-0.0108	(0.0070)	0.0111	东北
江西	-0.0162**	(0.0074)	0.0169	-0.0007	(0.0100)	0.0007	中部
河南	-0.0078**	(0.0038)	0.0079	-0.0049	(0.0062)	0.0050	中部
黑龙江	-0.0383***	(0.0136)	0.0425	-0.0067	(0.0123)	0.0069	东北
陕西	0.0089	(0.0094)	-0.0087	-0.0286***	(0.0079)	0.0309	西部
四川	-0.0057	(0.0082)	0.0058	0.0072	(0.0086)	-0.0071	西部
贵州	0.0090	(0.0129)	-0.0088	0.0048	(0.0127)	-0.0048	西部
河北	0.0003	(0.0052)	-0.0003	0.0075	(0.0075)	-0.0074	东部
安徽	0.0221***	(0.0066)	-0.0209	0.0119*	(0.0062)	-0.0116	中部
湖北	0.0156*	(0.0091)	-0.0150	0.0137*	(0.0077)	-0.0132	中部
云南	0.0154***	(0.0057)	-0.0149	0.011*	(0.0058)	-0.0107	西部

五、结论与政策建议

基于SBM函数和GML指数测算1999—2021年中国269个城市农业全要素碳生产率(ATFCP),然后采用Dagum’s Gini系数刻画其空间分异特征,最后采用空间面板模式检验其收敛特征。本文的研究结论可归结如下:第一,中国农业全要素碳生产率总体呈上升趋势,主要由技术进步驱动。在2010年之前,ATFCP呈现剧烈波动特征,主要是因为技术效率改善和技术进步不稳定;在2010—2016年期间,为ATFCP稳定增长阶段,主要因为持续的技术进步和相对稳定的技术效率改善;在2017—2021年期间,ATFCP又进入新一轮的剧烈波动阶段,主要是受到技术进步剧烈震荡而技术效率又支撑不足的共同影响。第二,各区域间的ATFCP存在较大的差异。从地区比较来看,西部ATFCP指数高于东部、东北和中部。随着时间推移,ATFCP区域差异逐渐加大,主要来自各省间的贡献(58.10%),其后是超变密度贡献(38.15%),而省级内部的贡献仅为3.75%。此外,空间相关性检验结果表明,ATFCP存在显著的正向空间相关性,即本地区ATFCP与其他区域ATFCP提升正相关。第三,ATFCP不存在 σ 收敛,但存在 β 绝对收敛和 β 条件收敛。 σ 收敛检验表明,无论是整体、区域(东部、东北、中部和西部)还是地区(山东、广东和宁夏)均表现为显著的发散特征。从发散速度比较来看,西部发散速度高于其他区域。 β 收敛检验表明,ATFCP同时存在 β 绝对收敛和 β 条件收敛,并且还存在着空间溢出效应,即本地区ATFCP增长会加速促进周边地区ATFCP增长率提升。从区域比较来看,仅东部同时存在 β 绝对收敛和条件收敛,西部在 β 收敛检验中均表现为发散。在省际层面,有15个省级行政区域存在 β 绝对收敛,其中东部6个、东北3个、中部4个和西部2个;有11个省份存在 β 绝对收敛,其中东部5个、东

北1个、中部2个和西部3个。从收敛速度来看,无论是绝对收敛还是条件收敛,东部收敛速度均高于其他区域。

为加快促进中国不同地区农业农村经济协调低碳发展,实现农业经济增长与生态环境和谐共进,结合上述结论,提出如下政策建议:第一,针对技术效率改善不足的问题,应重视农业绿色低碳技术研发和推广协同推进。一要转变以往一味追求高产量的农业技术研发偏好,建立健全面向绿色低碳技术的财政、税收和政策支持体系,加大农业绿色低碳技术研发力度,推动农业经济实现质的有效提升和量的合理增长;二要持续发挥科技特派员制度优势,在农村地区增设农技站,增加科技人员下乡人次,并以绿色低碳技术推广成效作为考核指标。第二,重视收敛效应,促进农业全要素碳生产率协调增长。考虑到不同地区具有不同的收敛特征,应该根据各地区禀赋差异,构建优势互补的区域差异化减碳增效机制,推动各地区农业全要素碳生产率向各自稳态收敛。东部地区应继续发挥技术和资本优势,加大对农业绿色低碳技术的研发力度,为其他地区农业绿色低碳转型提供技术支撑;中部地区应积极实施轮作休耕、推广生态循环农业以及对环境污染严重地区进行整改与治理等措施,推广测土配方技术实现化肥减量化;东北地区应对黑土地进行保护性耕种、实施耕地轮作休耕制度以及推进秸秆综合利用等,同时加快推动农机装备电气化、智能化升级改造,提升能源效率,降低碳排放;西部地区大部分为生态脆弱区,应加强环境规制和治理,根据各省市日照、降水、土壤等条件,积极发展果蔬等经济附加值高的特色农业。第三,关注空间溢出效应,发挥低碳转型先行区的示范作用。由于全要素碳生产率存在空间溢出效应,单个区域低碳技术研发成本较高,也存在较强的正外部性,客观要求跨区域的联动合作。具体而言:其一,弱化行政边界,建立跨区域农业绿色低碳合作机制,如通过座谈会、调研和搭建信息平台等方式,加强绿色低碳技术交流合作;其二,建立低碳农业试点区域,鼓励产学研相结合,试点地区先行采用最新绿色低碳技术,待技术成熟之后,再推广至全国;其三,探索发展乡村旅游、休闲农业、绿色康养等新型业态,推动乡村自然资本加快增值,加速实现生态优势转化为发展态势,总结、宣传和推广成功经验和主要做法。

参 考 文 献

- [1] SOLOW R M. A Contribution to the theory of economic growth[J]. The quarterly journal of economics, 1956, 70(1): 65-94.
- [2] 吴贤荣, 张俊鹰, 朱烨, 等. 中国省域低碳农业绩效评估及边际减排成本分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2014, 24(10): 57-63.
- [3] 吴传清, 邓明亮. 信息化水平促进中国全要素碳生产率增长的路径研究[J]. 中国软科学, 2023(4): 177-188.
- [4] 王凯, 马月琴, 甘畅, 等. 中国旅游业全要素碳生产率动态演进及其影响因素[J]. 环境科学研究, 2020, 33(10): 2388-2398.
- [5] BAI C Q, DU K R, YU Y, et al. Understanding the trend of total factor carbon productivity in the world: insights from convergence analysis[J]. Energy economics, 2019, 81: 698-708.
- [6] ZHANG N, ZHANG G Y, LI Y. Does major agriculture production zone have higher carbon efficiency and abatement cost under climate change mitigation? [J]. Ecological indicators, 2019, 105: 376-385.
- [7] 崔许锋, 王雨菲, 张光宏. 面向低碳发展的农业生态效率测度与时空演变分析——基于SBM-ESDA模型[J]. 农业经济问题, 2022(9): 47-61.
- [8] 高鸣, 魏佳朔. 新一轮千亿斤粮食产能提升的源泉: 全要素生产率的增长与贡献[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2024, (1): 15-27.
- [9] GU R L, DUO L H, GUO X F, et al. Spatiotemporal heterogeneity between agricultural carbon emission efficiency and food security in Henan, China[J]. Environmental science and pollution research, 2023, 30(17): 49470-49486.
- [10] BARRO R J. Convergence[J]. Journal of political economy, 1992, 100(2): 223-251.
- [11] MANKIW N G, ROMER D, WEIL D. A contribution to the empirics of economic growth[J]. The quarterly journal of economics, 1992, 107(2): 407-437.
- [12] OH D, HESHMATI A. A sequential Malmquist-Luenberger productivity index: environmentally sensitive productivity growth considering the progressive nature of technology[J]. Energy economics, 2010, 32(6): 1345-1355.
- [13] MA S Z, FENG H. Will the decline of efficiency in China's agriculture come to an end? An analysis based on opening and convergence[J]. China economic review, 2013, 27: 179-190.
- [14] 高帆. 我国区域农业全要素生产率的演变趋势与影响因素——基于省际面板数据的实证分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2015, 32

- (5):3-19.
- [15] WANG S L, HUANG J K, WANG X B, et al. Are China's regional agricultural productivities converging: how and why? [J]. Food policy, 2019, 86: 101727.
- [16] GONG B L. Agricultural productivity convergence in China [J]. China economic review, 2020, 60: 101423.
- [17] 葛鹏飞, 王颂吉, 黄秀路. 中国农业绿色全要素生产率测算 [J]. 中国人口·资源与环境, 2018, 28(5): 66-74.
- [18] 郭海红, 刘新民. 中国农业绿色全要素生产率时空演变 [J]. 中国管理科学, 2020, 28(9): 66-75.
- [19] 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.
- [20] WU H Y, HUANG H J, CHEN W K, et al. Estimation and spatiotemporal analysis of the carbon-emission efficiency of crop production in China [J]. Journal of cleaner production, 2022, 371: 133516.
- [21] 刘亦文, 欧阳莹, 蔡宏宇. 中国农业绿色全要素生产率测度及时空演化特征研究 [J]. 数量经济技术经济研究, 2021, 38(5): 39-56.
- [22] TOBLER W R. A computer movie simulating urban growth in the detroit region [J]. Economic geography, 1970, 46: 234-240.
- [23] OH D. A global Malmquist-Luenberger productivity index [J]. Journal of productivity analysis, 2010, 34(3): 183-197.
- [24] ZHAO X, NAKONIECZNY J, JABEEN F, et al. Does green innovation induce green total factor productivity? Novel findings from Chinese city level data [J]. Technological forecasting and social change, 2022, 185(1): 122021.
- [25] LIN B Q, FEI R L. Regional differences of CO₂ emissions performance in China's agricultural sector: A Malmquist index approach [J]. European journal of agronomy, 2015, 70: 33-40.
- [26] POPESCU A, ALECU I N, DINU T A, et al. Farm structure and land concentration in Romania and the European Union's agriculture [J]. Agriculture and agricultural science procedia, 2016, 10: 566-577.
- [27] DAGUM C. A new approach to the decomposition of the Gini income inequality ratio [J]. Empirical economics, 1997, 22(4): 515-531.
- [28] SALA-I-MARTIN X X. Regional cohesion: evidence and theories of regional growth and convergence [J]. European economic review, 1996, 40(6): 1325-1352.
- [29] THIRTLE C, PIESE J, LUSIGI A, et al. Multi-factor agricultural productivity, efficiency and convergence in Botswana, 1981-1996 [J]. Journal of development economics, 2003, 71(2): 605-624.
- [30] 胡江峰, 黄庆华. 中国农业低碳转型及驱动因素: 基于空间面板模型的实证检验 [J]. 西南大学学报(自然科学版), 2024, 46(6): 134-153.
- [31] 胡江峰, 王钊, 黄庆华. 资源错配与农业全要素生产率: 损失和原因 [J]. 农业技术经济, 2023(11): 78-98.
- [32] 金绍荣, 任赞杰. 乡村数字化对农业绿色全要素生产率的影响 [J]. 改革, 2022, 346(12): 102-118.
- [33] 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.
- [34] HU J F. Green productivity growth and convergence in Chinese agriculture [J]. Journal of environmental planning and management, 2023: 1-30.
- [35] HU J F, DENG Y. Resource misallocation and unbalanced growth in green total factor productivity in Chinese agriculture [J]. Journal of environmental planning and management, 2023: 1-35.
- [36] ANSELIN L, FLORAX R J G M. Small sample properties of tests for spatial dependence in regression models: some further results [M]//ANSELIN L, FLORAX R J G M. New directions in spatial econometrics. Berlin, Heidelberg: Springer Berlin Heidelberg, 1995: 21-74.
- [37] YOU W H, LV Z K. Spillover effects of economic globalization on CO₂ emissions: a spatial panel approach [J]. Energy economics, 2018, 73: 248-257.
- [38] MCERLEAN SEAMUS, WU Z P. Regional agricultural labour productivity convergence in China [J]. Food policy, 2003, 28(3): 237-252.
- [39] 李强, 谢舟涛, 夏海清. “双碳”目标有利于促进经济高质量发展吗? [J]. 广西师范大学学报(哲学社会科学版), 2024, 60(2): 109-12.
- [40] HU J F, WANG Z, HUANG Q H. Factor allocation structure and green-biased technological progress in Chinese agriculture [J]. Economic research-Ekonomska Istraživanja, 2021, 34(1): 2034-2058.

Spatial Differentiation and Convergence of Agricultural Total Factor Carbon Productivity

HU Jiangfeng, HUANG Qinghua

Abstract Accurately assessing the performance of low-carbon agricultural development and identifying its spatiotemporal evolution characteristics and trends are essential for scientifically formulating low-carbon agricultural development policies and achieving harmonious progress between agricultural economic growth and ecological environment. Based on the SBM function and GML index, this study calculates the agricultural total factor carbon productivity (ATFCP) of 269 cities in China from 1999 to 2021. Then, Dagum's Gini coefficient is used to characterize its spatial differentiation characteristics, and finally, spatial panel mode is employed to test its convergence. The empirical results indicate that China's ATFCP an overall upward trend, primarily driven by technological progress. The regional differences in ATFCP have been expanding year by year, mainly due to inter-provincial differences (58.10%), followed by hypervariable density (38.15%), with intra-provincial differences being the smallest at only 3.75%. There is no convergence in ATFCP, but absolute convergence and conditional convergence exist, along with spatial spillover effects. That is, the growth of the ATFCP in one area can accelerate the improvement of ATFCP in surrounding regions. This finding holds true even after robustness checks, such as adjusting the sample period, changing time intervals and altering spatial weight matrices.

Key words agricultural total factor carbon productivity; GML index; Gini coefficient; convergence; spatial panel model

(责任编辑:王 薇)