

市场分割如何影响农业绿色发展效率？¹

王菲 刘天军

(西北农林科技大学经济管理学院, 陕西 杨陵 712100)

摘要: 探究农业绿色发展效率的影响因素并有针对性提出对策建议是实现农业可持续发展的前提条件。在全国统一大市场的背景下, 建设统一且竞争有序的市场机制是贯彻绿色发展理念的支撑, 而市场分割是制约市场建设的关键堵点。文章基于 2001-2020 年中国省级面板数据, 使用相对价格法和 EBM-Malmquist 生产率指数法对市场分割程度和农业绿色发展效率水平进行测度, 重点检验市场分割对农业绿色发展效率的影响及作用机制, 并进一步探究市场分割对农业绿色发展效率的空间溢出效应, 以及运用反事实分析方法测算市场分割可能导致的效率损失。研究结果显示: (1) 市场分割对农业绿色发展效率及其分解项有显著负向影响, 且影响在三个周期或更长时间内逐渐失效。(2) 机制分析的结果表明, 市场分割通过弱化环境污染物治理、降低绿色技术创新、阻碍绿色规模效应发挥, 抑制了农业绿色发展效率的提高。(3) 市场分割的作用呈现显著的区域异质性, 市场分割对东部、中部的农业绿色发展效率不显著, 而对西部农业绿色发展效率是显著抑制作用。(4) 市场分割对农业绿色发展效率具有负向空间溢出效应, 且市场分割的阻碍作用在本地大于外地; 基于反事实分析发现, 如果不存在市场分割, 农业绿色发展效率每年将额外提高 1.2%。未来, 中国应该加快农业统一市场的建设, 增强环境治理、鼓励绿色科技创新、扩大绿色生产规模, 实施区域分类指导策略, 大力推进不同地区之间农业绿色发展的协同。

关键词: 市场分割; 农业绿色发展效率; 环境治理; 绿色技术创新; 绿色规模效应

一、引言

党的二十大报告将“农业强国”提高到了前所未有的高度, 农业可持续发展能力强则是农业强国的基本特征之一(魏后凯等, 2022)。改革开放以来, 中国农业取得了快速发展, 创造了以占据不到全球 10% 的耕地, 养活了约 22% 人口的奇迹, 为维护世界粮食安全起到不可替代的作用。但是, 农业快速增长是以牺牲环境资源为代价的, 由于长期依赖投入, 农业发展面临着土壤肥力衰退、资源浪费、环境污染加重、生产边际收益持续下降等一系列问题, 阻碍了农业可持续发展(Shen 等, 2022; 张云华等, 2019)。在此背景下, 2015 年党的十八届五中全会提出“创新、协调、绿色、开放、共享”五大发展理念, 为中国探索农业绿色发展提供了坚实的理论基础; 2016 年正式将“农业绿色发展”写入中央“一号文件”。自此, 中国已连续 8 年在中央“一号文件”中围绕农业绿色发展提出相关战略措施。可见, 在新经济形势下, 转变传统农业的发展模式, 实现环境保护和经济发展有机结合是必然选择, 提升农业绿色发展效率成为实现这一必然选择的关键所在(Chen 等, 2021)。然而, 在推进农业绿色发展的进程中, 面临社会化服务不足(张梦玲, 2022)、生产资料利用不合理(王兵等, 2020)、数字技术薄弱(韩晶等, 2022)等诸多障碍, 因此, 亟须寻求更为有效的绿色发展提升路径。为此, 十九届五中全会提出将“充分发挥市场在资源配置中的决定性作用, 畅通国内大循环”作为十四五期间绿色经济转型遵循的原则; 二十大报告特别指出要“发展绿色低碳产业, 健全资源环境要素市场化配置体系”。这为目前中国实现农业绿色发展目标指明方向, 即在推动经济绿色低碳转型的过程中, 基于市场机制和经

¹ 项目来源: 国家自然科学基金重点项目“我国西部农业市场培育与开放研究”(批准号: 71933005)。

作者简介: 王菲, 西北农林科技大学经济管理学院, 712100, 博士研究生, wf083126@126.com, 17862736209, 陕西省咸阳市杨陵区西北农林科技大学南校区; 刘天军(通讯作者), 西北农林科技大学经济管理学院, 712100, 教授, 博士生导师, ltj168168@nwsuaf.edu.cn, 13319230106, 陕西省咸阳市杨陵区西北农林科技大学南校区。

济激励的政策更有效（陈诗一，2022）。党中央高度重视全国统一市场机制的建设，2022年4月，党中央和国务院发布了《关于加快建设全国统一大市场的意见》，其中明确提出建设“高效规范、公平竞争、充分开放的全国统一大市场”。具体到农业市场来看，因为农村人口在每个区域内占有相当高的比例，为了保护当地短期的经济增长和农民经济利益，地方政府一般会设置很高的制度壁垒保护农业市场，故中国农业的市场分割较为严重（黄馥琳，2006）。理论上来说，市场分割会阻碍市场机制在资源配置中发挥决定性作用，降低资源配置效率，从而导致生产率下降（宋马林等，2016）；若能打破市场分割，将建设良好的市场化体制机制（吕越等，2021）。且从经济学视角看，绿色发展具有公共物品的基本属性，为有效缓解“公地悲剧”的问题，故在农业绿色发展的过程中需要建立政府之间的利益协调机制，但市场分割不利于区域之间的协调发展。因此，在中国向农业绿色发展目标转型的背景下，有必要探讨市场分割是否阻碍了农业绿色发展效率的提升？如果是，具体的影响路径有哪些？同时市场分割是一种同群效应，在影响农业绿色发展效率的过程中，是否存在空间临近的限制？如果最大程度破除市场分割，农业绿色发展效率是否会有提升？合理回答上述问题，为破除市场分割，实现农业统一市场由大到强，最终形成农业可持续发展的新格局，具有深刻的政策含义。

二、文献综述

绿色发展效率作为绿色发展的衡量指标，不同于一般效率，传统发展效率的测度只考虑到“好产出”，没有将带有环境变量的“坏产出”纳入考虑。绿色发展效率一方面通过衡量生产过程中的资源利用效率进而反映单位条件下的产出能力，另一方面通过资源环境成本考量生产环境中的资源环境损耗，即在传统发展效率的基础上考虑环境污染等非期望产出，故是一个反映“经济-社会-生态”之间协调发展的复合指标（郭付友等，2022）。

精准测度农业绿色发展效率，是探讨农业绿色发展水平的首要任务。现有学界关于农业绿色发展效率的测度方式主要分为两大类，即随机前沿分析（SFA）和数据包络分析（DEA）。与SFA相比，因DEA不需要对生产函数形式做具体假设，且适用于多投入多产出变量，可以在时间和空间上做比较，从而评估时解释能力更强（Zhou等，2017），故DEA目前已成为测度农业绿色发展效率的主流方法。经典DEA模型分为两类，一类是以径向测算为基础的CCR和BCC模型为代表，如高强等（2011）采用CCR和BCC模型测度沿海地区的农业生产效率，发现农业存在技术效率低下、粗放式经营等问题。然而径向模型要求投入产出同比例增长，无法同时测度期望产出增加和非期望产出减少的情况，这难以符合农业的实际生产情况（Tone，2001）。为了弥补这一缺陷，另一类非径向的SBM（Slacks-Based Measure）模型被提出，该模型能同时考虑投入与产出的松弛变量，使得测度的合理性得到提升。如葛鹏飞等（2018）、李翠霞等（2021）均采用非径向SBM模型衡量中国农业绿色生产率，发现当前我国农业绿色无效率仍较为严重。然而，一方面，SBM模型的目标函数是使得决策单元的投影点为强有效前沿上最远的投影点，这样会损失有效前沿面上投入产出的目标值与实际值的原始比例，且在求解线性规划过程中，还可能存在无解，故测度出的农业绿色发展效率尚不合理（刘亦文等，2021；杨骞等，2022）。另一方面，考虑到非期望产出具有“不可分、径向”关系，传统投入要素和期望产出“可分、非径向”关系，此时SBM模型无法处理这种径向与非径向同时存在的情况。针对这一缺陷，Tone和Tsutsui（2010）提出了混合距离测算的EBM（Epsilon-Based Measure）模型，该模型既能有效反映目标值与实际值之间的比例信息，又能反映投入产出变量非径向部分差异，提高测度结果准确性，近期得到了少部分学者们的应用。如高鸣等（2017）利用EBM模型分析了小麦生产效率的损失情况；郭海红和刘新民（2020）、金绍荣和任赞杰（2022）分别基于EBM模型测算并解析农业绿色发展效率，均发现中国农业绿色发展效率呈小幅波

动上升趋势。

关于绿色发展效率的影响因素，现有研究围绕农村金融（陆杉等，2021）、环境规制（马国群等，2021）、农业保险（Fang等，2021）、数字经济（Shen等，2022）、绿色创新（Zhao等，2022）等多个方面展开了较为丰富的分析。随着研究的深入，部分学者注意到在绿色发展过程中，地方政府行为下的市场分割不仅显著阻碍经济增长（景维民等，2019），而且会导致绿色悖论效应（Lai等，2022），故越来越多的学者从市场分割的视角探讨其对绿色发展效率的影响。从影响效果来看，王志祥等（2018）以工业发展衡量我国区域绿色经济效率，研究发现市场分割显著阻碍地区绿色经济效率的提升。谢宜章和赵玉奇（2018）的研究结果认为市场分割对工业的绿色发展效率产生直接的不利影响。市场分割和市场一体化是一个硬币的两面，故也有学者从市场一体化的视角出发，反面论证其对绿色发展效率的影响。李宏伟和李国平（2021）的研究结果显示，区域一体化政策促进黄河流域绿色经济效率的提升。但也有学者提出不同的意见，如 Mahon 和 Fanning（2019）研究发现由于协调机制低效率、污染扩散转移等，已有的市场一体化地区反而不利于绿色可持续发展。孙博文等（2018）、杜宇和吴传清（2020）以工业污染变量作为非期望产出，实证检验了市场分割对绿色发展效率的综合影响效应，研究发现市场分割对绿色发展效率存在非线性的影响关系，并存在空间溢出效应。从影响机制来看，吕越和张昊天（2021）实证检验市场分割对工业企业污染排放的影响，研究发现打破市场分割通过规模效应、技术效应、配置效应作用渠道降低污染排放，从而实现绿色发展。李荣杰等（2022）实证探讨了电力市场一体化与地区绿色经济效率的影响，认为市场一体化通过规模效应机制、结构优化机制、技术创新机制推进绿色经济效率的提高。同时，Quan等（2021）以长三角一体化为背景，认为跨区域治理是推进海洋生态环境的重要路径。张可（2019）也认为市场分割会削弱区域之间的环境规制合作积极性，跨区域的协同环境治理难以实现。此外，邓慧慧和杨露鑫（2019）发现市场分割水平的提升会加剧资源错配，导致资源配置效率低下，主要表现为降低技术效率、规模效率和配置效率，进而抑制绿色发展效率（魏楚等，2017）。

上述文献对本文研究具有重要的借鉴意义，但仍存在进一步延伸的空间。第一，从研究对象来看，学术界关于市场分割和绿色发展效率影响的研究还未达成共识，且市场分割对绿色发展效率影响的研究对象主要为工业，而对农业的关注较少，目前尚未发现有文献直接探讨市场分割对农业绿色发展效率的影响。这为本文进一步探寻市场分割对农业绿色发展效率的研究既奠定了理论基础，也留下了可拓展空间。从战略意义来看，中国农业市场具有超大规模的市场优势和内需潜力，如果市场分割严重，那么双循环战略和乡村振兴战略势必受阻（侯晓康等，2022）。从现实处境来看，农业和工业的绿色发展效率具有不一样的特征。就投入要素而言，由于农业生产更容易受到自然灾害及难以预测的外部冲击影响，故农业具有弱质性特征，同一种要素用于工业生产的收益明显高于农业生产，这导致本可以投入农业的生产要素过度出逃到工业，农业生产资料无法更新换代，若此时存在较高程度的市场分割，会进一步加剧要素错配；就期望产出而言，与工业产品相比，农业生产具有很强的季节性和地域性，尤其是鲜活的绿色农产品具有易腐烂性特征，若存在较高的市场分割，会导致绿色农产品的运输成本较高，不仅易造成农产品质量的下降，同时可能导致绿色农产品价格较高，与传统农产品相比存在竞争性劣势，这会限制绿色农产品市场份额的扩大；就非期望产出而言，根据《第二次全国污染源普查公报》数据显示，早在2017年我国农业的化学需氧量占比就远超过工业部门，在市场分割会导致环境污染背景下，更加需要注重农业生产的绿色可持续性。因此，市场分割对绿色发展效率的研究对象不能仅局限于谈论工业，而忽略农业。第二，从研究机制来看，既有研究主要从规模效应、技术创新、环境治理、资源配置等路径阐释了市场分割影响绿色发展效率的作用机制，为本文廓清市场分割和农业绿色发展效率之间的关系提供了重要的理论和经验支撑，但是本文

认为上述渠道是市场分割的普遍性作用，可以用于任何有关市场分割影响的分析上，忽视了具有绿色偏向性特征的作用机制，从而无法全面了解和评估市场分割对绿色发展效率的影响。此外，关于机制研究以实证分析为主，缺乏经济理论模型的推导。第三，从研究方法来看，大多数学者主要采用 DEA 模型下的非径向 SBM 模型测度绿色发展效率。随着研究的深入，少部分学者注意到径向和非径向相结合的 EBM 模型。但总体来看，EBM 模型在农业绿色发展效率的测度上仍较为缺乏。

基于此，本文可能的创新和贡献主要体现在：第一，利用 EBM 模型结合 Malmquist 生产率指数测算农业绿色发展效率，探究市场分割对农业绿色发展效率的直接影响。第二，基于改进的内生经济增长模型，在经济理论模型和实证分析相结合的统一框架下，从环境治理、绿色技术创新、绿色规模效应探讨市场分割对农业绿色发展效率的作用机制。第三，考虑到市场分割及农业绿色发展效率的溢出效应，文章进一步系统探析区域市场分割对本地区及其他地区农业绿色发展效率的空间效应，同时运用反事实分析方法测度若剔除市场分割将对农业绿色发展效率的改善程度。

三、市场分割影响农业绿色发展效率的理论机制分析

（一）理论模型构建

文章借鉴 Romer（1986）提出的内生经济增长模型，将自然资源和环境治理纳入到消费者效用函数，构建一个包含最终产品部门、人力资本部门、农业绿色科技部门、中间产品部门、自然资源部门和生态环境部门六部门的农业经济系统，在此基础上探析市场分割对农业绿色发展效率的理论机制。假设农业生产系统包括六种投入要素，分别为资本 K 、劳动力 L 、绿色生产技术 A 、自然资源 R 、人力资本 H 、生态环境资源 E 。农业经济系统的六个部门具体如下：

1.人力资本部门。假设 A_2 为人力资本部门的产出效率，投入农业最终产品部门的人力资本为 H_Y ，投入到农业绿色科技部门的人力资本为 H_A ，则人力资本部门的自投入为 $H_H=H-H_Y-H_A$ ，人力资本积累函数为：

$$\dot{H} = A_2 H_H = A_2 (H - H_Y - H_A) \quad (1)$$

2.农业绿色科技部门。假设农业绿色科技的研发和改进只需要现有的知识存量和人力资本，不需要额外的劳动力和资本投入。在当今农业技术更新换代的过程中，传统的绿色技术会产生磨损，则农业绿色科技部门的产出积累为：

$$\dot{A} = A_3 H_A A - \tau A \quad (2)$$

其中， A_3 为农业绿色科技部门的生产效率，绿色技术的磨损率为 τ ，且 $\tau > 0$ 。

3.中间产品部门。为了方便后续计算，依照 Barro 等（1995）的设定，假定在农业中间部门只生产一个种类的中间产品，生产一单位中间产品消耗一单位资本，一单位的中间产品生产一单位最终产品。且假定中间产品不带来环境污染，只有生产出最终农产品时才会带来污染物等负外部性。

4.自然资源部门。水资源、土地资源等自然资源是农业资源的重要组成部分，作为一种简化，文章借鉴曹冲等（2022）提出的虚拟土地、虚拟水概念，假设自然资源通过农业的集约化转型，可以实现数量的转变，缓解资源的供求矛盾。自然资源的积累函数为：

$$\dot{S} = \mu S - R \quad (3)$$

μ 为自然资源的再生率， S 为初始自然资源存量， R 为投入到最终产品部门的自然资源。

5.生态环境部门。参考 Liu（2021）的研究，将环境污染纳入到模型中，假设环境污染物的产出弹性为 ω ，为了实现农业的绿色可持续发展，生态环境部门对污染物进行治理投资。其中环境治理的投资系数为 φ ，污染治理效率为 b ，自净系数为 σ ，则积累方程设定

为农业生产过程中产生的所有污染物减掉生态环境部门治理部分，再减掉生态环境自我修复的部分，即环境污染存量为：

$$\dot{P} = \varphi^{-b} K^{-b} E^\omega - \sigma P \quad (4)$$

6.最终产品部门。用柯布道格拉斯生产函数表示生产函数为：

$$Y = A_1 K^{\alpha_1} H_Y^{\alpha_2} A^{\alpha_3} L^{\alpha_4} R^{\alpha_5} E^{\alpha_6} \quad (5)$$

其中 A_1 为最终产品部门的生产效率，假定满足条件 $\alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 + \alpha_4 + \alpha_5 + \alpha_6 = 1$ ， $0 < \alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4, \alpha_5, \alpha_6 < 1$ 。

对于资本 K 而言，需要考虑折旧和治理环境的费用，则资本累计方程为：

$$\dot{K} = Y - C - \delta K - \pi Y \quad (6)$$

其中， Y 为农业总产出， C 为总消费， δ 为资本的折旧， π 为环保投资占比。

7.效用函数。农业实现绿色发展不仅需要考虑到绿色产品对消费者带来的福利改善，同时需要将环境质量的改善纳入福利水平提高的标准，由此建立可加的等弹性效用函数为：

$$U(C, P) = \frac{C^{1-\theta} - 1}{1-\theta} - \frac{P^{1+\eta} - 1}{1+\eta} \quad (7)$$

其中， θ 为相对风险厌恶系数， $\theta > 0$ ，边际效用随着系数的增加而递减， η 为环境保护系数， $\eta > 0$ ，边际效用随着系数的增加而递减。

作为理性的农户，在进行绿色生产的跨期决策时，会使得上一代和未来所有人的可持续效用最大化。假设 ρ 为时间贴现率，表示消费者对于当前的偏好程度， $\rho > 0$ ， $e^{-\rho t}$ 为折现因子，则农业绿色发展的目标模型为：

$$\max \int_0^\infty \left(\frac{C^{1-\theta} - 1}{1-\theta} - \frac{P^{1+\eta} - 1}{1+\eta} \right) e^{-\rho t} dt \quad (8)$$

$$\text{s.t.} \begin{cases} Y = A_1 K^{\alpha_1} H_Y^{\alpha_2} A^{\alpha_3} L^{\alpha_4} R^{\alpha_5} E^{\alpha_6} \\ \dot{K} = Y - C - \delta K - \pi Y \\ \dot{H} = A_2 (H - H_Y - H_A) \\ \dot{A} = A_3 H_A A - \tau A \\ \dot{S} = \mu S - R \\ \dot{P} = \varphi^{-b} K^{-b} E^\omega - \sigma P \end{cases} \quad (9)$$

根据模型建立 Hamilton 方程，如下：

$$\begin{aligned} \bar{H} = & \left(\frac{C^{1-\theta} - 1}{1-\theta} - \frac{P^{1+\eta} - 1}{1+\eta} \right) + \lambda_1 (Y - C - \delta K - \pi Y) + \lambda_2 A_2 (H - H_Y - H_A) \\ & + \lambda_3 (A_3 H_A A - \tau A) + \lambda_4 (\mu S - R) + \lambda_5 (\varphi^{-b} K^{-b} E^\omega - \sigma P) \end{aligned} \quad (10)$$

其中， K 、 H 、 A 、 S 、 P 为状态变量， λ_1 、 λ_2 、 λ_3 、 λ_4 、 λ_5 分别为状态变量的影子价格， C 、 H_Y 、 H_A 、 R 、 E 为控制变量。

对 Hamilton 方程的控制变量分别求一阶偏导，可得：

$$\lambda_1 = C^{-\theta} \quad (11)$$

$$\lambda_1 \alpha_2 Y / H_Y = \lambda_2 A_2 \quad (12)$$

$$\lambda_2 A_2 = \lambda_3 A_3 A \quad (13)$$

$$\lambda_1 \alpha_5 Y / R = \lambda_4 \quad (14)$$

$$\lambda_1 \alpha_6 Y = -\lambda_5 \omega \varphi^{-b} K^{-b} E \quad (15)$$

对 Hamilton 方程的状态变量分别求一阶偏导，可得欧拉方程：

$$\dot{\lambda}_1 = \rho \lambda_1 - \frac{\lambda_1 \alpha_1 (1-\pi) Y}{K} + \lambda_1 \delta + b \lambda_5 \varphi^{-b} K^{-b-1} E^\omega \quad (16)$$

$$\dot{\lambda}_2 = \rho \lambda_2 - \lambda_2 A_2 \quad (17)$$

$$\dot{\lambda}_3 = \rho \lambda_3 - \frac{(1-\pi) \lambda_1 Y \alpha_3}{A} - \lambda_3 (A_3 H_A - \tau) \quad (18)$$

$$\dot{\lambda}_4 = \rho \lambda_4 - \lambda_4 \mu \quad (19)$$

$$\dot{\lambda}_5 = \rho \lambda_5 + P^\eta + \lambda_5 \sigma \quad (20)$$

横截性条件为：

$$\begin{aligned} \lim_{t \rightarrow \infty} \lambda_1 K e^{-\rho t} &= \lim_{t \rightarrow \infty} \lambda_2 H e^{-\rho t} = \lim_{t \rightarrow \infty} \lambda_3 A e^{-\rho t} \\ &= \lim_{t \rightarrow \infty} \lambda_4 S e^{-\rho t} = \lim_{t \rightarrow \infty} \lambda_5 P e^{-\rho t} = 0 \end{aligned} \quad (21)$$

依据动态优化理论，经济增长在达到稳态时，各个变量的增长率不变，假设系统中以

$g_i = \frac{\dot{X}_i}{X_i}$ 表示各个变量的增长率，基于一阶求导条件、欧拉方程求解稳态条件下的相关变

量的增长率。如下所示：

$$g_Y = g_K = g_C \quad (22)$$

$$g_A = A_3 H_A - \tau \quad (23)$$

$$g_E = 0 \quad (24)$$

$$g_P = -b g_K \quad (25)$$

$$g_{A_2} = 0 \quad (26)$$

$$g_{H_Y} = g_{H_A} = g_H = (1-\theta) g_Y + A_2 - \rho \quad (27)$$

$$g_R = g_S = (1-\theta) g_Y - \rho + \mu \quad (28)$$

$$g_{\lambda_1} = -\theta g_C \quad (29)$$

$$g_{\lambda_2} = \rho - A_2 \quad (30)$$

$$g_{\lambda_5} = -b \eta g_Y \quad (31)$$

$$g_{\lambda_4} = g_{\lambda_5} - (b+1) g_K \quad (32)$$

联立公式 (16)、(29)、(31)、(32) 推导得出参数 θ 和 η 之间的关系，如下：

$$\theta = b\eta + b + 1 \quad (33)$$

假定所有的人口都作为劳动力，劳动力的增长率即为人口自然增长率，即：

$$\dot{L} = nL, \quad g_L = n \quad (34)$$

联立上述所有方程可以求得稳态结果，如下：

$$g_Y = g_K = g_C = \frac{\alpha_2(A_2 - \rho) + \alpha_3(A_3H_A - \tau) + \alpha_4n + \alpha_5(\rho + \mu)}{[1 - \alpha_1 + (\alpha_2 + \alpha_5)(\theta - 1)]} \quad (35)$$

$$g_P = -bg_K = -\frac{b[\alpha_2(A_2 - \rho) + \alpha_3(A_3H_A - \tau) + \alpha_4n + \alpha_5(\rho + \mu)]}{[1 - \alpha_1 + (\alpha_2 + \alpha_5)(\theta - 1)]} \quad (36)$$

(二) 研究假设

在各种投入要素不变的情况下，农业绿色发展效率的提高需要满足两个条件：作为期望产出的农业产值增加；作为非期望产出的农业污染减少。文章根据这一思路，讨论以下三种作用机制：

1. 市场分割、环境治理和农业绿色发展效率。在资本 K 、劳动力 L 、绿色生产技术 A 、自然资源 R 、人力资本 H 投入不变的情况下，期望农业经济产出增加，非期望产出生态环境污染减少，会提升农业绿色发展效率。对式 (35) 和式 (36) 关于环境污染治理效率 b 求导可得：

$$\frac{\partial g_Y}{\partial b} = 0 \quad (37)$$

$$\frac{\partial g_P}{\partial b} = -\frac{\alpha_2(A_2 - \rho) + \alpha_3(A_3H_A - \tau) + \alpha_4n + \alpha_5(\rho + \mu)}{[1 - \alpha_1 + (\alpha_2 + \alpha_5)(\theta - 1)]} < 0 \quad (38)$$

由此可见，通过环境污染治理效率的提高，最优经济增长不产生直接影响，但有关农业的环境污染物得到有效防控，满足农业绿色发展效率提高的条件，故环境治理可以视为促进农业绿色发展效率的作用路径。一方面，市场分割加剧了地区经济分化，会进一步增强地方之间的竞争。农村环境污染治理是一个投入高、时间长、难度高的过程，地方政府在绩效考核下，为实现区域利益，更加追求短期经济效益明显的项目，呈现“重基本建设，轻公共服务”的财政支出扭曲现象（李强等，2020），对于农村环境治理的支出不足。另一方面，环境治理作为一项公共服务，具有较高的外部性，容易产生治理环境过程中的“搭便车”投机行为，因此关于农业环境治理需要不同地区建立污染联防联控、推动污染协作治理的模式，而市场分割程度的加剧不利于跨区域协同治理。此外，专业化的分工可以对农业的污染物进行集中处理，若点状的地区污染治理逐渐被块状区域污染治理所替代，将减少资源重复浪费，提高污染的治理效率，最大程度降低对农产品的损害。然而，较大程度的市场分割，降低了分工的深度，从而对农业污染治理产生不利影响。据此，提出研究假设 H1。

H1：市场分割通过弱化环境治理，抑制农业绿色发展效率的提高。

2. 市场分割、绿色技术创新和农业绿色发展效率。绿色科技部门和人力资本部门知识存量的积累是实现绿色技术创新的有力途径，故分别对绿色科技部门的生产效率和人力资本部门的生产效率进行求导可得：

$$\frac{\partial g_Y}{\partial A_3} = \frac{\alpha_3 H_A}{[1 - \alpha_1 + (\alpha_2 + \alpha_5)(\theta - 1)]} > 0 \quad (39)$$

$$\frac{\partial g_Y}{\partial A_2} = \frac{\alpha_2}{[1 - \alpha_1 + (\alpha_2 + \alpha_5)(\theta - 1)]} > 0 \quad (40)$$

$$\frac{\partial g_P}{\partial A_3} = -\frac{b\alpha_3 H_A}{[1 - \alpha_1 + (\alpha_2 + \alpha_5)(\theta - 1)]} < 0 \quad (41)$$

$$\frac{\partial g_P}{\partial A_2} = -\frac{b\alpha_2}{[1 - \alpha_1 + (\alpha_2 + \alpha_5)(\theta - 1)]} < 0 \quad (42)$$

由此可知，绿色技术创新满足农业绿色发展效率提升的两个条件。与传统创新相比，绿色技术进步是我国实现节能减排、经济低碳转型和生态文明建设的引擎，在保护环境的同时实现经济收益的提高（邵帅，2022）。《“十四五”全国农业绿色发展规划》中明确指出“健全农业绿色技术创新体系和相应的体制机制”，可见农业生产中绿色技术创新机制的重要性。在统一无障碍的市场中，绿色技术创新所需要的清洁技术人才、资本等资源可以有效自由流动。然而，在市场分割背景下，传统的显性技术知识存量依旧可以通过信息、交通等基础设施实现快速传播，但是一些先进的绿色创新技术无法在区域之间迅速扩散共享，只能依赖于面对面交流的方式实现对接。这不仅阻碍技术溢出效应的产生，剥夺了本地区向外界技术学习的机会，而且割裂了区域之间的创新合作网络，使得跨区域技术创新的互动与合作机制受到限制。此外，作为“弱质性”产业，农业绿色创新技术往往伴随自然和市场的双重不确定性，绿色农业新技术的开发和商业化不仅需要克服技术，而且需要注意市场的法规标准、政策、消费者偏好差异等多种风险和挑战，市场分割使得绿色技术创新面临更多的不确定因素，这增加了绿色技术创新的风险和难度。而且，市场分割导致不同市场之间的竞争壁垒增加，涉农企业更倾向于保护自身市场份额而不是开展绿色技术创新，即竞争和保护主义的倾向可能降低企业对绿色技术创新的投资和支持，使得创新环境受到压制，从而市场分割对绿色技术创新存在显著的抑制作用，市场分割成为“掠夺之手”（吕越等，2021）。据此，提出研究假说 H2。

H2：市场分割通过降低绿色技术创新，抑制农业绿色发展效率的提高。

3.市场分割、绿色规模效应和农业绿色发展效率。绿色规模效应是指在环境友好和可持续发展的前提下，通过增加生产规模来提高经济效益。当满足 $g_Y > 0$ 条件时， $g_P < 0$ 必成立，同时根据式（4）推导可知：

$$g_P = \frac{\varphi^{-b} K^{-b} E^\omega}{P} - \sigma > -\sigma \quad (43)$$

$$0 < g_Y < \frac{\sigma}{b} \quad (44)$$

由此可知，绿色规模效应是市场分割影响农业绿色发展效率的作用路径。农业绿色生产规模的扩大会实现对生产过程中化学投入品的削减作用（罗斯炫等，2020），即单位化学农药、农膜等实现集约化投入，降低了单位面积化学污染量。而且当生产规模扩大时，平均投入要素成本会降低，具有优势的农业生产者能够通过发挥自身比较优势实现规模经济，

提高市场对绿色农产品的需求，从而获得更多的经济利益。此外，与规模较小的生产者相比，大规模的生产者为了追求更大利润，鼓励技术创新和知识共享，从而推动农业绿色发展效率的提高。然而市场分割一方面导致农业生产者面临较小的市场规模和有限的销售渠道，绿色农产品的流通和交流受到限制，农业生产者难以将绿色农产品的价值和好处传达给消费者，消费者从而减少对绿色农产品的需求，这会削弱生产者的潜力和意愿去扩大生产规模。另一方面，绿色规模效应的发挥需要整个农业供应链的参与支持，包括生产者、加工商、零售商、消费者等，然而市场分割导致市场呈现碎片化特征，导致不同环节之间的协调与合作困难。据此，提出研究假说 H3。

H3：市场分割通过阻碍绿色规模效应发挥，抑制农业绿色发展效率的提高。

四、研究方法、计量模型与数据来源

(一) EBM-Malmquist 模型

文章基于 Tone 和 Tsutsui (2010) 构建的 EBM 模型对农业绿色发展效率进行测度，该模型将投入要素的径向和期望产出、非期望产出的非径向特征纳入统一框架，能更精确测算结果。因为需要将非期望产出纳入测算框架，故需要对传统的 EBM 模型进行修正，构建非期望产出、非导向的 EBM 模型。具体公式如下：

$$\gamma^* = \min \frac{\theta - \varepsilon_x \sum_{i=1}^m \frac{\omega_i^- s_i^-}{x_{io}}}{\varphi + \varepsilon_y \sum_{r=1}^s \frac{\omega_r^+ s_r^+}{y_{ro}} + \varepsilon_b \sum_{p=1}^q \frac{\omega_p^{b-} s_p^{b-}}{b_{po}}} \quad (45)$$

$$s.t. \begin{cases} \sum_{j=1}^n x_{ij} \lambda_j + s_i^- - \theta x_{io} = 0, i = 1, \dots, m, \\ \sum_{j=1}^n y_{rj} \lambda_j - s_r^+ - \varphi y_{ro} = 0, r = 1, \dots, s, \\ \sum_{j=1}^n b_{pj} \lambda_j + s_p^{b-} - \varphi b_{po} = 0, p = 1, \dots, q, \\ \lambda_j \geq 0, s_i^- \geq 0, s_r^+ \geq 0, s_p^{b-} \geq 0, \theta \leq 1, \varphi \geq 1 \end{cases} \quad (46)$$

其中， γ^* 表示 EBM 测度的最优效率值； θ 和 φ 为规划参数值； s_i^- 代表非径向条件下 i 投入要素的松弛量； λ 为投入要素的相对权重； (x_{io}, y_{ro}) 代表第 o 个地区的农业投入、期望产出变量； b_{po} 代表第 o 个地区第 p 种非期望产出； s_r^+ 代表第 r 种期望产出的松弛变量， s_p^{b-} 代表第 p 种非期望产出的松弛变量，若两种产出的松弛变量不等于 0，表明实际的农业生产效率并非最优； ω_i^- 、 ω_r^+ 、 ω_p^{b-} 分别代表 i 投入、 r 期望产出、 p 非期望产出的相对权重（用于反映重要程度），且满足 $\sum_{i=1}^m \omega_i^- = 1$ ； ε_x 是准确测度农业绿色发展效率的核心参数，其通过关联指数矩阵控制径向和非径向部分在效率值运算过程中的重要程度，满足 $0 \leq \varepsilon_x \leq 1$ ，取 0 时 EBM 模型退化为径向模型，取 1 时 EBM 模型退化为 SBM 模型。参数 ε_x 具体的操作步骤为：首先，通过 SBM 模型获得各项投入指标的投影值；然后，建立投入指标投影值的关联矩阵，矩阵的元素由各项投入指标投影值两两之间的关联指数构成；

最后，利用建立的关联指数矩阵，计算 EBM 中所需的参数。

效率在形式上有短期静态和跨期动态之分，EBM 模型测得的农业绿色发展效率难以刻画动态变化。在此基础上，文章在 CRS 假设下，采用全局参比的 Malmquist 生产率指数对农业绿色发展效率进行测度，该指数不仅可以很好解决包含非期望产出的效率评价问题，而且可以检测农业绿色发展效率的长期变化。具体公式如下：

$$agtfp_i(x_i^{t+1}, y_i^{t+1}, b_i^{t+1}; x_i^t, y_i^t, b_i^t) = \sqrt{\frac{D_i^t(x_i^{t+1}, y_i^{t+1}, b_i^{t+1})}{D_i^t(x_i^t, y_i^t, b_i^t)} \times \frac{D_i^{t+1}(x_i^{t+1}, y_i^{t+1}, b_i^{t+1})}{D_i^{t+1}(x_i^t, y_i^t, b_i^t)}} \quad (47)$$

其中， $agtfp$ 指数为考虑非期望产出的农业绿色发展效率指数，如果指数大于 1，说明在 t 到 $t+1$ 期内，绿色发展效率水平得到了提高，否则为降低（小于 1）或者不变（等于 1）； $(x_i^{t+1}, y_i^{t+1}, b_i^{t+1})$ 、 (x_i^t, y_i^t, b_i^t) 分别表示第 $t+1$ 期和第 t 期的投入产出变量； x 代表投入变量， y 代表期望产出变量， b 代表非期望产出变量； D^{t+1} 和 D^t 分别代表第 $t+1$ 期和第 t 期的距离函数。进一步，将 $agtfp$ 指数分解为绿色技术效率（ gec ）指数和绿色技术进步（ gtc ）指数，前者表示实际生产点向着生产前沿面的移动，主要代表决策单元的资源配置、管理变革、制度创新等的改善；后者代表生产前沿面整体向前移动，主要代表决策单元的技术进步情况得到了提升。三者之间的关系具体表达式为：

$$agtfp_i^{t,t+1} = gec_i^{t,t+1} \times gtc_i^{t,t+1} \quad (48)$$

（二）计量模型构建

1. 基准计量模型设定。为了考察市场分割对农业绿色发展效率的影响，文章构建如下基准计量模型：

$$agtfp_{it} = \eta_0 + \eta_1 seg_{it} + \eta_2 control_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (49)$$

其中， $agtfp_{it}$ 为被解释变量，表示 i 地区第 t 年的农业绿色发展效率； seg_{it} 为核心解释变量，表示 i 地区第 t 年的市场分割水平； $control_{it}$ 为一系列控制变量； η_0 为截距项； η_1 和 η_2 分别为市场分割和控制变量的待估计参数。 μ_i 为地区固定效应， δ_t 为年份固定效应； ε_{it} 为 i 地区在第 t 年的随机扰动项。

2. 中介效应模型设定。为了探究市场分割对农业绿色发展效率的作用机制，本文设定中介效应模型。同时为了避免在传统中介效应三步法检验中可能出现的内生性和部分渠道识别不清的问题，故借鉴江艇（2022）的做法，仅使用中介效应检验三步法中的第二步来检验作用机制，至于作用机制对农业绿色发展效率的影响，理论分析部分已经通过数理模型推导和已有文献进行阐释。具体的中介效应模型如下：

$$Mediating_{it} = \beta_0 + \beta_1 seg_{it} + \beta_2 control_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (50)$$

其中， $Mediating_{it}$ 表示中介变量。对式（50）进行估计，考察市场分割和中介变量之间的关系，如果式中系数 β_1 显著，说明市场分割对中介变量产生影响。

3. 基于空间效应的模型设定。为了进一步探究市场分割对农业绿色发展效率的空间溢出效应，文章构建空间杜宾模型（SDM），模型设定如下：

$$\begin{aligned}
agtfp_{it} = & \eta_0 + \rho \sum_{j=1}^{30} w_{ij} agtfp_{jt} + \eta_1 seg_{it} + \eta_2 control_{it} + \eta_3 \sum_{j=1}^{30} w_{ij} seg_{it} \\
& + \eta_4 \sum_{j=1}^{30} w_{ij} control_{jt} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it}
\end{aligned} \tag{51}$$

其中， ρ 为被解释变量的空间滞后项系数； w_{ij} 为 30×30 维空间权重矩阵； η_3 和 η_4 分别为市场分割和控制变量的空间回归系数，反映市场分割和控制变量的空间溢出。其余变量含义和上述相同。

文章构建空间经济距离矩阵，该矩阵综合考虑了空间地理距离特征和经济距离特征，具体公式如下：

$$w_{ij} = \frac{1}{|(PGDP_j - PGDP_i + 1)|} \times e^{-d_{ij}} \tag{52}$$

其中， w_{ij} 代表空间经济距离矩阵， $PGDP_{ij}$ 表示地区 i 和地区 j 的农林牧渔业人均 GDP ， d_{ij} 为地区 i 和地区 j 之间的球面地理距离。

（三）变量选取

1.被解释变量：农业绿色发展效率。基于文章的研究目的，选取 EBM 模型-Malmquist 生产率指数进行效率测度。由于测得的绿色发展效率值是动态变化的，为了得到真实值，将测得的环比效率指数换算为定比改进效率指数，即设定 2000 年各地区的农业绿色发展效率为 1，后续年份的农业绿色发展效率进行累乘。农业绿色发展效率的详细计算需要包括投入指标和产出指标。

选取如下变量作为投入要素：（1）土地投入，用农作物播种总面积（单位：千公顷）进行衡量。（2）劳动力投入，选取第一产业从业人员数（单位：万人）进行衡量。（3）水投入，选取农业用水总量（单位：亿立方米）进行衡量。（4）资本投入，包括农业资产、农业机械、农药、农膜、化肥五部分。其中，农业资产投入，选取农林牧渔业全社会固定资产投资（单位：亿元）进行衡量，并折算为 2000 年为基期的不变价格；农业机械投入，选取农业机械总动力（单位：万千瓦）进行衡量；农药投入，选取农药使用量（单位：万吨）进行衡量；农膜投入，选取农用塑料薄膜使用量（单位：万吨）进行衡量；化肥投入，选取化肥施用折纯量（单位：万吨）进行衡量。

选取如下产出变量：（1）期望产出，选取地区农业总产值（单位：亿元）作为期望产出，同时以 2000 年的农业总产值价格指数为基期，消除价格变化的影响。（2）非期望产出，为了更好地体现农业环境污染的综合影响，文章综合使用面源污染（单位：万吨）和农业碳排放量（单位：万吨）进行衡量。面源污染主要参考李谷成（2014）的做法，选取农业生产、农村生活过程中产生的化学需氧量、总氮和总磷三种污染物，通过熵权法拟合而成；农业碳排放主要来源于农地活动、农业废弃物排放、水稻种植、畜禽养殖等渠道，参照李波等（2011）、刘华军等（2013）的研究，确定相关污染物的碳排放系数，最后加总得出农业碳排放总量。

2.核心解释变量：市场分割。参照相关学者的研究（Parsley 等，2001；桂琦寒等，2006），文章主要选取相对价格法对省级市场分割程度进行测算，思想来源于“冰川成本”模型，由于交易成本的存在，相同的农产品在两个地区的价格不会绝对相等，但是相对价格会在一定区间内波动。如果两个地区之间不存在严重的市场分割，则价格差异会比较小，并且趋向于收敛。具体做法为：（1）首先计算地区 i 和地区 j ，在年份 t ，农产品 k 的相对

价格绝对值 $|\Delta Q_{ijt}^k|$ ，其中， $\Delta Q_{ijt}^k = \ln(p_{it}^k / p_{it-1}^k) - \ln(p_{jt}^k / p_{jt-1}^k)$ 。(2) 采用去均值来消除农产品异质性导致的不可相加效应。 $q_{ijt}^k = |\Delta Q_{ijt}^k| - |\Delta \bar{Q}_i^k|$ ，这样便仅保留了与地区间的市场分割因素和随机因素相关的信息 q_{ijt}^k 。(3) 计算相对波动价格 q_{ijt}^k 的方差 $\text{var}(q_{ijt}^k)$ 。相对价格的方差既综合了给定时期*i*和*j*两地区农产品的价格信息，又能分析造成市场分割的非地理因素，对市场分割指数做整体评价。(4) 求解某地区与相邻地区相对价格方差的平均值，作为该地区的市场分割指数。除海南和广东两个省份隔海相望以外，其余省份根据地图上相互接壤的省份两两配对。关于消费价格指数的选取，文章选择粮食、油脂、肉禽及其制品、蛋、水产品、菜、干鲜瓜果七类农产品作为对象进行计算。为了防止后续的估计系数值太小，将测算得到的原始市场分割指数都乘 100。

3.中介变量：(1) 环境治理，参考郭海红等（2022）的做法，以当年完成环保验收项目环保投资占农业产值的比重衡量；(2) 绿色技术创新，选取农业领域绿色发明专利申请数量的对数进行衡量。对于农业绿色专利申请量的筛选，本文根据世界知识产权组织发布的《绿色专利清单》和中国发明专利数据库，通过绿色 IPC 技术分类号（即国际专利分类号）对农业绿色发明专利进行技术分类与地理信息识别，以此衡量农业领域的绿色技术创新水平；(3) 绿色规模效应，借鉴刘锡良和文书洋（2019）的思路，同时考虑到农业的属性，选取农业污染物与第一产业增加值的比重度量绿色规模效应，该指标为逆向指标，取值越大代表绿色规模效应越小。

4.控制变量：(1) 城镇化水平，采用城镇人口和总人口的比值进行衡量；(2) 农作物种植结构，采用粮食播种面积占农作物总播种面积比重进行衡量；(3) 收入分配，选取城镇人均可支配收入与农村人均支配收入比值进行衡量；(4) 自然灾害，选取受灾面积占农作物播种面积比重进行衡量；(5) 产业结构，选取第二产业增加值占地区总产值的比重进行衡量；(6) 贸易依存度，选取地区产品进出总额与生产总值的比重衡量。

(四) 数据来源及描述性分析

文章的研究对象为中国 30 个省（直辖市、自治区），西藏地区、港澳台地区因数据缺失太多，暂不纳入考虑，研究时间段为 2001-2020 年。其中农业绿色发展效率数据来源于《新中国六十年统计资料汇编》《中国农村统计年鉴》，市场分割数据来源于每年国家统计局公布的分地区居民消费价格指数。其余数据均来自《中国统计年鉴》、各省份的统计年鉴、统计公报及国家统计局网站。对于少量缺失数据，采用插值法进行处理。表 1 呈现了各个变量的描述性统计结果。

表 1 描述性统计分析

变量	名称	观测值个数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>agtfp</i>	农业绿色发展效率	600	0.874	0.223	0.457	1.683
<i>gtc</i>	绿色技术进步	600	0.972	0.231	0.545	1.887
<i>gec</i>	绿色技术效率	600	0.907	0.152	0.498	1.467
<i>seg</i>	市场分割	600	0.215	0.225	0.002	1.723
<i>env</i>	环境治理	600	0.054	0.079	0.001	0.788
<i>gtech</i>	绿色技术创新	600	4.167	1.558	0	7.481
<i>ged</i>	绿色规模效应	600	1.232	0.817	0.184	5.754
<i>urb</i>	城镇化	600	0.521	0.151	0.190	0.896
<i>str</i>	农作物种植结构	600	0.649	0.129	0.328	0.971
<i>inc</i>	收入分配	600	2.851	0.571	1.845	5.121
<i>dis</i>	自然灾害	600	0.220	0.154	0.000	0.936
<i>ind</i>	产业结构	600	0.473	0.117	0.159	0.850
<i>tra</i>	贸易依存度	600	0.310	0.366	0.008	1.711

(五) 特征性事实分析

为了更好地分析市场分割和农业绿色发展效率的绝对差异及动态演进规律，文章采用 Matlab 软件绘制了 2001-2020 年全国 30 个省份核密度三维透视图，结果分别如图 1 和图 2 所示。从市场分割的核密度估计来看：第一，从分布位置视角看，在样本期间内，密度函数的中心点随着时间推移逐渐向左移动，这表明全国 30 个省份的市场在近十几年不断趋于整合。第二，核密度函数的峰值呈现“上升—下降—缓慢上升—下降—再上升”，且峰值时间点与税制改革、金融危机、新冠疫情相吻合，说明政策和宏观经济环境会对市场分割的集聚情况产生重大的影响。第三，密度曲线宽度减小，且分布曲线由“多峰”逐步变成“单峰”分布，说明各省份的市场分割极化现象有所减弱。

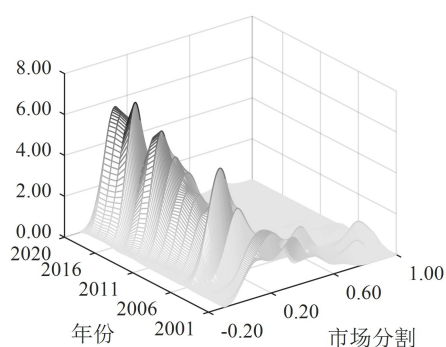


图 1 市场分割演变趋势

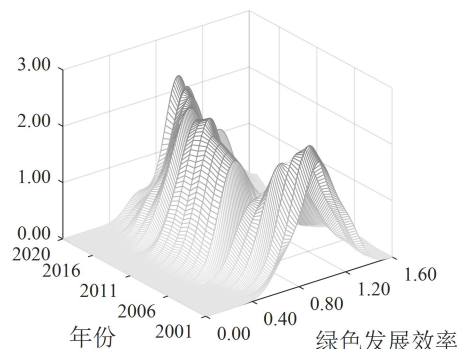


图 2 农业绿色发展效率演变趋势

从农业绿色发展效率的核密度估计来看：第一，就整体而言，分布曲线的中心随着时间的增长呈“左移—再右移”趋势。主要是因为“十五”时期，农业绿色发展效率呈迅速下降态势；“十一五”至“十三五”期间，农业绿色发展效率呈现连年增长的态势。说明样本期间内，中国 30 个省（直辖市、自治区）的农业绿色发展效率尽管有所下降，但总体仍为缓慢上升的趋势。第二，主峰高度呈现先下降后上升的上下波动趋势，且主峰宽度逐渐增大，在一定程度上说明虽然农业绿色发展水平呈现先发散后集中的态势，但是农业绿色发展效率水平高的省份与效率水平低的省份之间的差异逐渐拉大。第三，核密度曲线呈现单峰分布形式，表明各省份的农业绿色发展效率逐渐趋于一致，不存在多极分化。

初步的特征性事实分析为市场分割和农业绿色发展效率呈现相反的变动趋势提供证明，更精准的结论将在后文进一步做计量验证。

五、实证分析结果

（一）平稳性、协整与多重共线性检验

为了检验由于变量为非平稳数据导致的“伪回归”问题，本文分别采用同质面板假设的 LLC 检验，异质面板假设的 IPS 和 Fisher 检验，对相关指标的平稳性进行检验，结果如表 2 显示，所有变量在三种检验方法下均通过单位根检验，即模型中各变量序列平稳，满足平稳面板分析的要求。考虑到非平稳变量建模也会导致伪回归现象，故进一步对模型进行 Kao 协整检验、Pedroni 协整检验、Westerlund 协整检验，三种结果均显示在 1% 的显著性水平上强烈拒绝“不存在协整关系”的原假设，说明被解释变量和解释变量之间存在稳定的均衡关系。此外，为避免选取指标之间存在多重共线性问题，对所有解释变量进行多重共线性检验，结果显示各个解释变量的方差膨胀因子（VIF）及平均 VIF 均小于 10，因此认为选取指标之间不存在多重共线性，进一步保证模型构建有效性。限于篇幅，此处不做展示。

表 2 变量的单位根检验

变量	LLC 检验	Fisher 检验	IPS 检验
<i>agtfp</i>	-15.505***	-7.598***	-1.939**
<i>seg</i>	-19.816***	-11.204***	-6.792***

<i>urb</i>	-87.436***	-1.389*	-3.350***
<i>str</i>	-16.116***	-5.675***	-4.628***
<i>inc</i>	-14.144***	-8.786***	-6.417***
<i>dis</i>	-19.155***	-17.338***	-7.735***
<i>ind</i>	-10.026***	-2.836***	-3.239***
<i>tra</i>	-20.787***	-6.865***	-4.642***

注：***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

(二) 基准回归结果

表 3 第 (1) 列为采用固定效应模型的估计结果，结果显示市场分割系数为负且通过了显著性检验，表明市场分割负向影响农业绿色发展效率。在控制其他因素保持不变的情况下，市场分割程度每提高 1%，农业的绿色发展效率将降低 5.9%。这一估计结果与理论分析相一致，地方政府通过市场分割策略可以获得自身的短期利益，但从全局来看损害了农业的绿色发展。由于经济政策滞后时间的不确定性，市场分割效应可能在短时间内存在，也可能在长时间之内持续。因此，我们分别选取滞后 1 期、滞后 2 期和滞后 3 期的市场分割进行估计，估计结果如列 (2)、列 (3) 和列 (4) 所示。当市场分割指数滞后一到两个周期时，其对农业绿色发展效率的影响均显著为负，说明尽管短时间内，市场分割对农业绿色生产效率存在提升作用，但仍然是负向影响占据主导地位。当市场分割指数滞后三个周期时，市场分割的系数不显著，我们确定市场分割在长期（三个周期或更长时间内）不影响农业绿色发展，即政府干预带来的效果会随着时间的推迟逐渐失效，这一估计结果与 Lai 等 (2021) 的研究相一致。

从其他各影响因素来看，各变量对农业绿色发展效率所发挥的作用不同。城镇化对农业绿色发展效率具有显著正向影响，城镇化水平的推动为农业生产提供了物质基础和产品市场，使得对于农产品的需求不断提高，从而提高绿色发展效率。收入分配对农业绿色发展效率存在正向影响，随着城乡收入差异的增大，农村劳动力为了获得更高收入，选择向城市转移和集聚，形成城市规模效应，提高对于农产品的市场需求和规模利润，同时城市规模的外部经济性通过市场机制降低农业生产成本，提高绿色产品和技术创新，实现对于农业生产的反向输出，从而提高农业绿色发展效率。产业结构对农业绿色发展效率具有显著的负向作用，表明第二产业的发展对农业生产要素产生“虹吸效应”，形成“强者越强、弱者越弱”的局面，不利于农业的绿色发展。贸易依存度对农业绿色发展效率提升具有显著正向作用，意味着提高贸易依存度有利于吸收先进的绿色生产技术，增加产品竞争能力和利润，也有利于将重污染的产业转移到其他地区，降低污染产出，提升绿色发展效率。农作物种植结构、自然灾害的估计系数分别为正值、负值，但并不显著。

表 3 基准回归模型结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>seg</i>	-0.164*** (0.043)			
<i>L.seg</i>		-0.153*** (0.048)		
<i>L2.seg</i>			-0.143*** (0.048)	
<i>L3.seg</i>				-0.077 (0.053)
<i>urb</i>	0.532*** (0.095)	0.676*** (0.171)	0.886*** (0.177)	1.031*** (0.212)
<i>str</i>	0.044 (0.063)	0.028 (0.076)	0.008 (0.076)	0.005 (0.079)
<i>inc</i>	0.114*** (0.018)	0.132*** (0.023)	0.154*** (0.024)	0.158*** (0.025)
<i>dis</i>	-0.001 (0.058)	-0.038 (0.057)	-0.051 (0.054)	-0.041 (0.057)
<i>ind</i>	-0.235***	-0.239***	-0.248***	-0.272***

	(0.074)	(0.066)	(0.068)	(0.069)
<i>tra</i>	0.135**	0.103*	0.049	0.008
	(0.036)	(0.055)	(0.059)	(0.071)
<i>cons</i>	0.524***	0.429***	0.296**	0.133
	(0.094)	(0.119)	(0.133)	(0.155)
时间/地区固定效应	控制	控制	控制	控制
样本数量	600	570	540	510
R-squared	0.428	0.441	0.455	0.453

注：***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平，括号内为标准误。如下表示相同。

(三) 分解路径分析

农业绿色发展效率可进一步分解为技术进步和技术效率，两者分别反映了绿色发展效率的不同内涵，从不同程度承载了市场分割发挥的阻碍作用，故本文进一步构建市场分割对农业绿色发展效率分解路径的影响模型，回归结果见表 4。表 4 中第 (1) 列结果显示，市场分割在 1% 的显著性水平上抑制了技术进步，说明市场分割削弱了研发动力及创新产出水平，侧面印证了研究假设 H2。第 (2) 列结果显示，市场分割对技术效率的影响系数为负值，且通过 5% 的显著性水平。严重的市场分割一方面加剧了信息不对称行为，不利于农户及时调整产业结构，跨区域、跨行业合理配置生产要素，导致劳动力、资本等资源出现闲置和浪费行为；另一方面由于政府干预导致劳动力等有形要素的价格被强制压到均衡价格水平下，企业会更倾向于投入有形资源来提高经营绩效，从而使得资源在企业之间的配置不能达到最优，还会限制企业进行制度创新和管理变革的积极性，从而阻碍帕累托最优配置的实现 (Bian 等, 2019)。由估计系数可知，相对于技术效率，市场分割对技术进步的负向影响更大，因此，在样本期间内市场分割对农业绿色发展效率的阻碍压力更多体现在市场分割对技术进步的抑制作用上。

表 4 分解路径的回归结果

变量	(1)	(2)
	<i>gtc</i>	<i>gec</i>
<i>seg</i>	-0.162***	-0.020**
	(0.045)	(0.010)
控制变量	控制	控制
<i>cons</i>	0.508***	-0.101
	(0.099)	(0.098)
时间/地区固定效应	控制	控制
样本数量	600	600
R-squared	0.409	0.167

(四) 内生性问题

上述研究初步表明，市场分割会显著阻碍农业绿色发展效率的提升。但在实证检验过程中，双向因果和遗漏重要变量都可能会导致模型存在内生性问题。一方面，不同地区的历史资源禀赋和发展历程等存在差异，会对当地市场分割程度和农业绿色发展产生重要影响，但是这些因素难以具体观测和衡量。另一方面，尽管市场分割会对农业绿色发展效率产生负向影响，但是农业的绿色发展也可能会对区域市场分割产生反向影响，即由于农业的弱质性，极易引发地方采取保护措施。虽然文章通过使用固定效应模型和引入控制变量尽量缓解了内生性问题，但为了估计结果的稳健性，文章继续采用如下方法对内生性进行检验。

1. 系统 GMM 估计。考虑到农业绿色发展效率在很大程度上受到前期的技术、知识等影响，当期效率值可能会受到前期效率水平的影响，因此文章将滞后一期的农业绿色发展效率 (*L.agtff*) 纳入模型，建立动态面板模型，使得模型更具有动态解释能力。但是滞后项的引入会与模型的误差项相关，进而产生新的内生性问题。为了解决这一问题，本文使用系统 GMM 估计方法进行回归，系统 GMM 能够有效修正动态面板偏差引起的内生性问题。

题。结果如表 5 第 (1) 列所示。结果显示, 在动态面板估计方法下, $L.agtfp$ 系数在 1% 的显著性水平下为正, 说明农业绿色发展效率确实存在惯性, 同时市场分割对农业绿色发展效率的阻碍作用依然存在, 前文基准结论具有稳健性。

表 5 内生性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	系统 GMM	工具变量外生性检验	第一阶段	第二阶段
$L.agtfp$	0.307*** (0.099)			
seg	-0.070* (0.038)	-0.063** (0.029)		-2.806** (1.47)
IV		0.032 (0.026)	-0.020** (0.010)	
控制变量	控制	控制	控制	控制
$cons$	0.516 (0.409)	1.055*** (0.113)	0.039 (0.102)	0.944*** (0.309)
时间/地区固定效应	控制	控制	控制	控制
AR (1) P 值	0.000			
AR (2) P 值	0.162			
第一阶段 F-test				21.67***
DWH Chi ²				23.00***
样本数量	570	600	600	600
R-squared		0.388	0.204	0.595

2.工具变量法。借鉴卿陶等 (2021) 的研究, 文章选取各地区平均地形坡度作为工具变量 (IV)。选取原因有两个方面: 第一, 某地区地形坡度由区域的最高、最低海拔、平地 and 区域总面积决定, 是接近客观存在的地理因素, 没有证据表明地理因素本身会决定地区之间的发展差异 (黄玖立等, 2006), 故满足外生性要求。第二, 地理条件与区域的市场分割存在关联性, 一方面地理环境越复杂, 交通等基础设施建设难度提高区域之间交流的障碍程度, 带来自然性的市场分割; 另一方面, 为了地区经济发展, 复杂的地理环境也可能迫使政府主动打破行政区划, 与其他地区建立良好的区域合作关系, 满足相关性要求。具体的估计结果如表 5 第 (3)、(4) 列所示, 在二阶段估计变量中, 工具变量对市场分割有显著负向影响, 即选取的工具变量和内生自变量具有较强的相关性。第一阶段得到的 F 统计量大于 Stock-Yogo 提供的 10% 临界值标准 16.38, 说明不存在弱工具变量问题。DWH 检验在 1% 的显著性水平下, 强烈拒绝不存在内生性的原假设。由于文章仅选取单个工具变量, 与内生变量的个数相同, 很难验证工具变量的外生性。第 (2) 列汇报了半简化式回归结果, 基本逻辑是将工具变量和内生变量同时纳入回归方程, 若工具变量和原方程扰动项不相关, 则工具变量的估计系数不显著, 工具变量满足外生性要求。结果显示工具变量对农业绿色发展效率的影响没有通过显著性检验, 说明工具变量与扰动项不相关。在纠正可能存在的内生性问题后, 回归结果依然显示市场分割会显著降低农业绿色发展效率, 结果具有稳健性。对比基准回归结果和考虑内生性后的回归结果, 发现估计系数的绝对值显著提高, 且显著性没有发生变化, 表明内生性问题的存在会降低市场分割对农业绿色发展效率的阻碍作用。

3.Oster 检验法。为了避免遗漏重要变量导致的内生性问题, 本文借鉴 Oster (2019) 的方法检验潜在不可观测的重要变量对核心变量系数的偏误, 该方法通过估计量 $\beta^* = \beta^*(R_{\max}, \delta)$ 来估计市场分割对农业绿色发展效率是否满足一致性。上述公式中的 R_{\max} 代表拟合优度达到最大值, β^* 代表拟合优度达到最大值时的核心变量系数, δ 代表可观测变量和不可观测变量分别与市场分割相关关系的相对强弱。一般采用如下两种思路评估结果的稳健性: (1) 当 $\delta = 1, R_{\max} = 1.3R$ 时, 得到市场分割估计系数的取值区间, 如

果区间不包含 0，则表明估计结果稳健；（2）当 $\beta^* = 0, R_{\max} = 1.3R$ 时，若 δ 取值的绝对值大于 1，说明参数估计稳健。市场分割对结果如表 6 所示，结果表明市场分割对农业绿色发展效率的阻碍作用不会因为遗漏不可观测重要变量而导致结果发生明显变化，基准结果具有稳健性。

表 6 不可观测重要变量造成的偏误检验

检验方法	判断标准	估计结果	是否稳健
(1)	是否包含 0	[-0.240, -0.061]	是
(2)	$ \delta(\beta^* = 0, R_{\max} = 1.3R) > 1$	10.071	是

（五）稳健性检验

本部分从以下几个方面对基准回归结果进行稳健性检验，估计结果如表 7 所示。第一，更换被解释变量的估计方法。前文对被解释变量测算时采用的是 EBM 模型，一方面考虑到 EBM 模型可能存在投影值逻辑错误和关联指数计算缺陷的问题（成刚，2014），另一方面传统 DEA 方法在测算时会带来“技术退步”问题，致使技术效率“被动”提高，故表 7 列（1）和列（2）分别采用非径向 SBM 模型和序列 DEA 方法重新测度被解释变量。第二，安慰剂检验。列（3）使用未来一期的市场分割指数（*F.seg*）作为核心解释变量，若估计系数不显著，说明不存在同时影响市场分割和农业绿色发展效率的变量，这也会降低因遗漏重要变量所导致的估计偏误问题。第三，排除直辖市样本的干扰。直辖市在制定政策时具备较高的自主权和灵活性，因此市场分割程度可能比其他地区更高，从而对于农业绿色发展影响更大，导致因果关系比较强烈，排除直辖市的估计结果如列（4）所示。第四，考虑变量的量纲问题。考虑到指标的性质和计量单位不同，可能会因为变量量纲问题使得估计结果出现偏误，故列（5）采用 *z-score* 数据标准化处理变量的量纲不统一问题。结果显示，在进行一系列稳健性检验后，市场分割对农业绿色发展效率的影响仍然显著为负，未来一期的市场分割影响不显著，表明基准回归结果具有稳健性。

表 7 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>seg</i>	-0.206** (0.100)	-0.044** (0.021)		-0.052* (0.031)	-0.164*** (0.038)
<i>F.seg</i>			-0.032 (0.031)		
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
<i>cons</i>	3.025*** (0.403)	1.010*** (0.084)	1.482*** (0.124)	1.169*** (0.147)	0.789*** (0.213)
时间/地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本数量	600	600	570	520	600
R-squared	0.612	0.379	0.814	0.782	0.427

（六）作用机制检验

在实证检验市场分割对农业绿色发展效率的影响效应后，本文进一步剖析市场分割对农业绿色发展效率的具体作用机制，检验结果如表 8 所示。表 8 第（1）列展现了环境治理作为机制变量的回归结果，结果显示市场分割与环境治理呈显著的负向变动关系，说明环境治理是市场分割阻碍农业绿色发展效率提升的重要渠道，研究假设 H1 得证。在市场分割逐渐加深的情况下，地方政府的“逐底竞争”和“搭便车”行为增多，市场分割从而对农村环境治理的影响是一种“趋劣”效果。第（2）列的回归结果展现了绿色技术创新作为机制变量的回归结果，可知市场分割系数为负，且通过了 1% 的显著性检验，表明市场分割显著降低了农业绿色技术创新水平，进而阻碍农业绿色发展效率，研究假设 H2 得证。在市场分割的条件下，生产者不仅失去了绿色技术创新的动力，也使得本地区政府失去了

进一步扶持农业绿色生产技术的积极性，这势必不利于农业绿色发展效率水平的改善。第（3）列展现了绿色规模效应作为机制变量的回归结果，结果显示市场分割阻碍农业绿色规模效应的发挥，这为文章的研究假说 H3 提供有力支撑。原因可能是，较高程度的市场分割不仅会影响生产者的规模扩张选择，而且会对绿色技术产生锁定效应，在提高生产的平均成本的同时，会加剧环境污染。因此，市场分割通过弱化环境治理、降低绿色技术创新、阻碍绿色规模效应发挥对农业绿色发展效率影响的作用机制成立。

表 8 作用机制检验

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>env</i>	<i>gtech</i>	<i>ged</i>
<i>seg</i>	-0.317*	-0.518**	0.149***
	(0.191)	(0.140)	(0.058)
控制变量	控制	控制	控制
<i>cons</i>	-8.914***	4.301***	-1.031***
	(0.414)	(0.586)	(0.244)
时间/地区固定效应	控制	控制	控制
样本数量	600	600	600
R-squared	0.614	0.862	0.856

（七）异质性分析

为了验证市场分割是否因为地区异质性而对各地区农业绿色发展效率的影响存在差异，接下来分别对东部、中部和西部市场分割对农业绿色发展效率的影响进行回归，结果如表 9 所示。结果显示，东部和中部地区的市场分割系数为正，但是效果不显著，西部地区的市场分割系数显著为负。这可能是因为，一方面，中国农业绿色发展存在显著的地区不平衡问题，呈现“东部领先、中部局中、西部落后”的分布格局（李欠男等，2022）；另一方面，市场分割程度呈现西高东低的趋势，西部地区由于交通不便形成天然屏障，跨省域之间的联系更弱，故较西部地区，东部和中部地区的市场分割水平更低（王建康，2018）。对于西部地区而言，较高的市场分割水平通过阻碍环境治理、绿色科技创新和绿色规模效应，进一步强化了农业绿色发展落后的结果。

表 9 异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)
	东部	中部	西部
<i>seg</i>	0.009	0.018	-0.110***
	(0.081)	(0.061)	(0.038)
控制变量	控制	控制	控制
<i>cons</i>	1.100***	1.778***	1.808***
	(0.192)	(0.539)	(0.305)
时间/地区固定效应	控制	控制	控制
样本数量	220	160	220
R-squared	0.847	0.799	0.839

六、进一步讨论

（一）市场分割的“囚徒困境”

前文回归结果验证了市场分割对农业绿色发展效率有显著负向作用。但是此结论成立的前提是，各地区之间的经济活动不存在相互影响。但是地方政府在进行区域经济发展政策时，存在明显的同群效应，是否采取市场分割政策依赖于周边地区的情况，从而易引发市场分割影响农业绿色发展的“囚徒困境”。因此，文章选取空间杜宾模型进一步考察市场分割的溢出效应。

首先判断文章选取的空间杜宾模型是否具有适用性，检验结果如表 10 所示。结果显示，第一，Moran's I 指数的统计值为 14.858，LM 误差检验和 LM 滞后检验结果分别为 205.328 和 151.191，均在 1% 的统计水平上显著，说明变量之间存在空间相关性，适合采用空间计

量模型。第二，通过 LR 检验和 Wald 检验验证空间杜宾模型的拟合效果，发现拒绝原假设，表明更广义的空间杜宾模型不会弱化为空间滞后（SAR）和空间误差模型（SAR）。第三，Hausman 检验结果在 1% 的统计水平下显著，应该选择固定效应模型。第四，采用 LR 检验判断时间固定、地区固定还是双固定效应模型，结果显示应选择时间和地区双固定效应。通过以上检验，文章最终确认采用时空双固定效应模型。

空间计量模型的检验结果如表 10 所示。结果显示，在空间效应下，市场分割对于其他地区的农业绿色发展效率阻碍作用为 0.162，对本地区农业绿色发展效率的阻碍作用为 0.164，说明地区采取市场分割阻碍农业绿色发展效率的本地作用大于外地作用，市场分割是一个“损人”又“不利己”的策略。违背市场整合规律、自谋发展虽然可以保护自身地区的农业资源不外流，但最终损害方主要是自己，对农业绿色发展产生显著不利影响。空间滞后项系数 ρ 取值为负，表明空间关联省绿色经济发展效率的随机误差项对本省的绿色发展效率存在负向影响，农业绿色发展效率高的省份会对关联的效率低的省份产生一定的“虹吸效应”，体现出目前中国农业绿色发展存在不平衡不充分的特征。

表 10 空间面板模型估计结果

变量	SDM 模型	变量	SDM 模型
<i>seg</i>	-0.164*** (0.039)	$w \times seg$	-0.162* (0.093)
<i>urb</i>	0.609*** (0.090)	$w \times urb$	0.490** (0.233)
<i>str</i>	-0.106* (0.062)	$w \times str$	-1.134*** (0.217)
<i>inc</i>	0.128*** (0.018)	$w \times inc$	0.068 (0.045)
<i>dis</i>	0.044 (0.053)	$w \times dis$	0.496*** (0.159)
<i>ind</i>	-0.254*** (0.069)	$w \times ind$	0.268 (0.268)
<i>tra</i>	0.180*** (0.033)	$w \times tra$	0.169** (0.072)
Log L	268.645	R-squared	0.169
ρ	-0.525*** (0.067)		
样本数量	600	样本数量	600
空间相关性检验			
LM-error	205.328***	Wald-spatial lag	40.70***
LM-lag	151.191***	Hausman	103.36***
LR-spatial error	81.30***	LR-地区	113.3***
LR-spatial lag	53.71***	LR-时间	582.44***
Wald-spatial error	53.74***		

（二）市场分割下的效率损失

前文的研究表明，市场分割通过阻碍环境治理、绿色技术创新、绿色规模效应，负向影响农业绿色发展效率的提升。如果能建立全国统一的市场，最大程度降低各地区的市场分割程度，那么农业绿色发展效率会有多大增幅？本部分基于反事实分析的方法（CFA）评估市场分割带来的农业绿色发展效率损失。反事实分析方法的基本思路是：首先，计算存在市场分割条件下真实的农业绿色发展效率；其次，假定在样本期间内其他条件不变，各地区的市场分割指数降为最低水平时，即市场分割取值为每一年的最小值，农业绿色发展效率会发生什么变化，计算得出反事实农业绿色发展效率。反事实农业绿色发展效率用公式可表示为：

$$agtfp^{CFA} = agtfp_{it} - \beta_{seg}(seg_{it} - seg_{min}) \quad (53)$$

其中， $agtfp^{CFA}$ 为反事实农业绿色发展效率， $agtfp$ 为真实农业绿色发展效率， β_{seg} 为

真实农业绿色发展效率对市场分割的回归系数， seg_{it} 和 seg_{min} 分别为各地区市场分割指数和每一年市场分割指数的最小值。

图 3 报告了真实农业绿色发展效率和反事实农业绿色发展效率。结果显示，真实农业绿色发展效率始终低于反事实农业绿色发展效率。计算得出，如果各地区的市场分割降低为每年的最小程度，真实农业绿色发展效率平均每年将会获得 1.2% 的额外提高，表明即便没有额外的环境治理投入、绿色技术提升、绿色规模扩大，仅依靠体制机制改革，破除市场分割也同样能实现农业绿色发展的目标。值得说明的是，反事实分析有很多不同的研究方法（Khandelwal 等，2013；李艳等，2018），本部分研究的反事实分析较为粗糙，仅提供定性层面的结论，即为了实现农业绿色发展，应该继续不遗余力地推行国内大市场的统一。

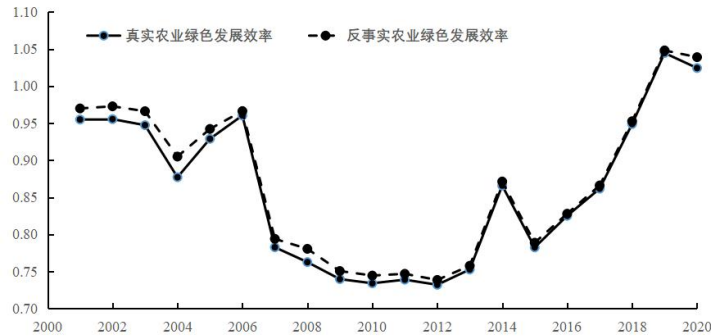


图 3 市场分割的农业绿色发展效率损失

七、研究结论与政策启示

在农业绿色发展和市场机制建设的双重背景下，文章基于 2001—2020 年中国 30 个省（直辖市、自治区）的面板数据，探讨市场分割对农业绿色发展效率的影响，并在此基础上，以环境治理、绿色技术创新、绿色规模效应为中介变量，考察市场分割对农业绿色发展效率的作用机制，最后文章进一步研究了市场分割对农业绿色发展效率的空间溢出效应，及市场一体化对农业绿色发展效率的改善程度。研究发现：（1）市场分割对农业绿色发展效率具有显著负向影响，对这一结果进行内生性检验和稳健性检验后依然成立，且市场分割的影响效果会随着时间的推迟逐渐失效；从绿色发展效率的分解指标来看，市场分割对技术进步和技术效率都产生显著阻碍作用。（2）机制检验表明，环境治理、绿色技术创新、绿色规模效应是市场分割对农业绿色发展效率的作用机制。（3）考虑到区域差异，市场分割对东部、中部地区的农业绿色发展效率影响不显著，对西部地区农业绿色发展呈现显著抑制作用。（4）市场分割是一个“损人”又“不利己”的策略，即市场分割不仅对本地农业绿色发展效率产生阻碍作用，也将对其他区域产生负的空间溢出效应。如果能最大程度消除市场分割的不利影响，农业绿色发展效率平均每年将会获得 1.2% 的额外提升。

基于以上结论，文章提出以下政策建议：第一，加快全国农业统一交易市场的建设。一方面，通过建立科学系统的成本核算系统，实行完整统一的市场准入标准，完善农产品和要素的价格机制，来实现全国“一盘棋”的市场统筹配置。另一方面，建立高效统一的现代化流通体系，加快以交通网和互联网融合为代表的互联互通基础设施建设，特别是将重点“补短板”改革策略放在西部地区，推进农村的公路网建设，来打破因传统地理因素导致的自然性市场分割。此外，建立统一线上大市场，利用数字化交易平台，将线上市场和线下市场结合起来，打通农业产业链和供应链环节中的堵点，提高资源配置的效率。第二，增强环境治理、鼓励绿色科技创新、扩大绿色生产规模。首先，农业的环境治理是一个系统性和长期性的工程，除了地方政府给予足够的资金和政策支持外，市场型环境规制的作用同样重要，例如不断规范涉农企业的排污费、能源使用费等改革，强化排污权市场

体制机制的建设。其次，农业绿色创新在短期内具有高风险投资和低收益回报的特征，且绿色技术创新具有社会正外部性，因此政府应通过设立绿色创新基金、加大对绿色技术及绿色农产品的采购力度、完善农业绿色技术创新的政策法规等手段，将更多的资源用于农业绿色技术的研究与开发，进而实现以创新驱动助力农业绿色发展效率的目标。最后，鼓励农民组建合作社或农业生产者组织，通过规模化生产和资源整合，促进资源共享、技术合作和市场协调。同时设立专门的金融机构或基金，为绿色农业项目提供贷款和资金支持，进而扩大绿色农业的生产规模。第三，大力推进不同地区之间农业绿色发展的协同。在当前中国分权体制下，利益分配是区域之间是否采取协同治理的关键突破口。一方面，考虑到不同地区的边际环境治理成本存在差异，故建立农业生态利益补偿机制，确保落后地区的农业经济发展与环境治理相互协调。另一方面，立足区域农业绿色发展大局，各区域实行区域联防联控，建立信息监管平台，提高协同防治的力度和效率，为推动地方政府协同治理提供长期制度保障。

参考文献

- [1] BARRO R J, SALA-I-MARTIN X. Economic Growth[M]. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press, 1995.
- [2] BIAN Y, SONG K, BAI J. Market segmentation, resource misallocation and environmental pollution[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2019, 228: 376-387.
- [3] CHEN Y, MIAO J, ZHU Z. Measuring green total factor productivity of China's agricultural sector: a three-stage SBM-DEA model with non-point source pollution and CO₂ emissions[J]. *Journal of cleaner production*, 2021(318): 128543.
- [4] FANG L, HU R, MAO H, et al. How crop insurance influences agricultural green total factor productivity: evidence from Chinese farmers[J]. *Journal of cleaner production*, 2021(321): 128977.
- [5] KHANDELWAL A K, SCHOTT P K, WEI S J. Trade liberalization and embedded institutional reform: evidence from Chinese exporters[J]. *American economic review*, 2013, 103(6): 2169-95.
- [6] LAI A, WANG Q, CUI L. Can market segmentation lead to green paradox? evidence from China[J]. *Energy*, 2022(254): 124390.
- [7] LAI A, YANG Z, CUI L. Market segmentation impact on industrial transformation: evidence for environmental protection in China[J]. *Journal of cleaner production*, 2021(297): 126607.
- [8] LIU Y, DONG F. How technological innovation impacts urban green economy efficiency in emerging economies: a case study of 278 Chinese cities[J]. *Resources, Conservation and recycling*, 2021(169): 105534.
- [9] MAHON R, FANNING L. Regional ocean governance: Integrating and coordinating mechanisms for polycentric systems[J]. *Marine policy*, 2019, 107: 103589.
- [10] OSTER E. Unobservable selection and coefficient stability: Theory and evidence[J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 2019, 37(2): 187-204.
- [11] PARSLEY D C, WEI S J. Explaining the border effect: the role of exchange rate variability, shipping costs, and geography[J]. *Journal of international economics*, 2001, 55(1): 87-105.
- [12] QUAN Y, YU X, XU W. The Yangtze River Delta integration and regional development of marine economy: Conference report[J]. *Marine Policy*, 2021, 127: 104420.
- [13] ROMER P M. Increasing returns and long-run growth[J]. *Journal of political economy*, 1986, 94(5): 1002-1037.
- [14] SHEN Z, WANG S, BOUSSEMART J P, et al. Digital transition and green growth in Chinese agriculture[J]. *Technological forecasting and social change*, 2022(181): 121742.
- [15] TONE K, TSUTSUI M. An epsilon-based measure of efficiency in DEA - a third pole of technical efficiency[J]. *European journal of operational research*, 2010, 207(3): 1554-1563.

- [16] TONE K. A slacks-based measure of efficiency in data envelopment analysis[J]. *European journal of operational research*, 2001, 130(3): 498-509.
- [17] 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): 122021.
- [18] ZHOU P, DELMAS M A, KOHLI A. Constructing meaningful environmental indices: A nonparametric frontier approach[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2017, 85: 21-34.
- [19] 曹冲,赵向豪,汪晶晶.虚拟耕地资源投入的农业经济增长“尾效”研究[J].*经济地理*,2022,42(4):74-81+131.
- [20] 陈诗一.低碳经济[J].*经济研究*,2022,57(6):12-18.
- [21] 成刚.数据包络分析方法与MaxDEA软件[M].北京:知识产权出版社,2014.
- [22] 邓慧慧,杨露鑫.雾霾治理、地方竞争与工业绿色转型[J].*中国工业经济*,2019,379(10):118-136.
- [23] 杜宇,吴传清,邓明亮.政府竞争、市场分割与长江经济带绿色发展效率研究[J].*中国软科学*,2020,360(12):84-93.
- [24] 高鸣,宋洪远,Michael Carter.补贴减少了粮食生产效率损失吗?——基于动态资产贫困理论的分析[J].*管理世界*,2017(9):85-100.
- [25] 高强,丁慧媛,李宪宝.沿海地区农业生产效率及变动趋势研究[J].*财经问题研究*,2011,337(12):10-15.
- [26] 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.
- [27] 桂琦寒,陈敏,陆铭,等.中国国内商品市场趋于分割还是整合:基于相对价格法的分析[J].*世界经济*,2006(2):20-30.
- [28] 郭付友,高思齐,佟连军,等.黄河流域绿色发展效率的时空演变特征与影响因素[J].*地理研究*,2022,41(1):167-180.
- [29] 郭海红,李树超.环境规制、空间效应与农业绿色发展[J].*研究与发展管理*,2022,34(2):54-67.
- [30] 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.
- [31] 韩晶,陈曦,冯晓虎.数字经济赋能绿色发展的现实挑战与路径选择[J].*改革*,2022(9):11-23.
- [32] 侯晓康,张强强,刘天军.双循环新发展格局下农产品市场整合关系异质性研究:新结构经济学视角[J].*商业经济与管理*,2022,368(6):5-19.
- [33] 黄玖立,李坤望.出口开放、地区市场规模和经济增长[J].*经济研究*,2006(6):27-38.
- [34] 黄贇琳,王敬云.地方保护与市场分割:来自中国的经验数据[J].*中国工业经济*,2006(2):60-67.
- [35] 江艇.因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J].*中国工业经济*,2022,410(5):100-120.
- [36] 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.
- [37] 景维民,张景娜.市场分割对经济增长的影响:基于地区发展不平衡的视角[J].*改革*,2019,307(9):103-114.
- [38] 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.
- [39] 李翠霞,许佳彬,王洋.农业绿色生产社会化服务能提高农业绿色生产率吗[J].*农业技术经济*,2021,317(9):36-49.
- [40] 李谷成.中国农业的绿色生产率革命:1978—2008年[J].*经济学(季刊)*,2014,13(2):537-558.
- [41] 李宏伟,李国平.区域一体化与黄河流域绿色经济效率[J].*经济体制改革*,2021,227(2):42-49.
- [42] 李欠男,李谷成,尹朝静.中国农业绿色发展水平的地区差异及收敛性——基于地级市面板数据的实证[J].*中国农业大学学报*,2022,27(2):230-242.
- [43] 李强,李新华.地方政府竞争与环境治理——环境分权的调节效应[J].*贵州财经大学学报*,2020(3):101-110.
- [44] 李荣杰,李娜,阎晓.电力市场一体化对地区绿色经济效率的影响机制[J].*资源科学*,2022,44(3):523-535.
- [45] 李艳,杨汝岱.地方国企依赖、资源配置效率改善与供给侧改革[J].*经济研究*,2018,53(2):80-94.
- [46] 刘华军,鲍振,杨骞.中国农业碳排放的地区差距及其分布动态演进——基于Dagum基尼系数分解与非

- 参数估计方法的实证研究[J].农业技术经济,2013(3):72-81.
- [47] 刘锡良,文书洋.中国的金融机构应当承担环境责任吗?——基本事实、理论模型与实证检验[J].经济研究,2019,54(3):38-54.
- [48] 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.
- [49] 陆杉,熊娇.农村金融、农地规模经营与农业绿色效率[J].华南农业大学学报(社会科学版),2021,20(4):63-75.
- [50] 罗斯炫,何可,张俊飏.增产加剧污染?——基于粮食主产区政策的经验研究[J].中国农村经济,2020,421(1):108-131.
- [51] 吕越,田琳,吕云龙.市场分割会抑制企业高质量创新吗?[J].宏观质量研究,2021,9(1):29-44.
- [52] 吕越,张昊天.打破市场分割会促进中国企业减排吗? [J].财经研究,2021,47(9):4-18.
- [53] 马国群,谭砚文.环境规制对农业绿色全要素生产率的影响研究——基于面板门槛模型的分析[J].农业技术经济,2021(5):77-92.
- [54] 卿陶,黄先海.国内市场分割、双重市场激励与企业创新[J].中国工业经济,2021(12):88-106.
- [55] 邵帅,范美婷,杨莉莉.经济结构调整、绿色技术进步与中国低碳转型发展——基于总体技术前沿和空间溢出效应视角的经验考察[J].管理世界,2022,38(2):46-69+4-10.
- [56] 宋马林,金培振.地方保护、资源错配与环境福利绩效[J].经济研究,2016,51(12):47-61.
- [57] 孙博文,陈路,李浩民.市场分割的绿色增长效率损失评估——非线性机制验证[J].中国人口·资源与环境,2018,28(7):148-158.
- [58] 王兵,曾志奇,杜敏哲.中国农业绿色全要素生产率的要素贡献及产区差异——基于 Meta-SBM-Luenberger 生产率指数分析[J].产经评论,2020,11(6):69-87.
- [59] 王建康.中国省际市场分割程度的时空格局及影响因素[J].地理科学,2018,38(12):1988-1997.
- [60] 王志祥,张洪振,龚新蜀等.物流产业集聚、市场分割与区域绿色经济效率[J].经济经纬,2018,35(5):87-93.
- [61] 魏楚,郑新业.能源效率提升的新视角——基于市场分割的检验[J].中国社会科学,2017(10):90-111+206.
- [62] 魏后凯,崔凯.建设农业强国的中国道路:基本逻辑、进程研判与战略支撑[J].中国农村经济,2022(1):2-23.
- [63] 谢宜章,赵玉奇.空间资源视角下地方政府竞争与中国工业绿色转型发展[J].江西社会科学,2018,38(6):58-67.
- [64] 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.
- [65] 张可.市场一体化有利于改善环境质量吗?——来自长三角地区的证据[J].中南财经政法大学学报,2019(4):67-77.
- [66] 张梦玲,童婷,陈昭玖.农业社会化服务有助于提升农业绿色生产率吗? [J].南方经济,2022(12):1-21.
- [67] 张云华,彭超,张琛.氮元素施用与农户粮食生产效率:来自全国农村固定观察点数据的证据[J].管理世界,2019,35(4):109-119.

How does market segmentation affect the efficiency of green agricultural development?

Abstract Exploring the influencing factors of the efficiency of agricultural green development and putting forward targeted countermeasures and suggestions are the prerequisites for achieving sustainable agricultural development. In the context of a unified national market, the construction of a unified and orderly competition market mechanism is the support for the implementation of the concept of green development, and market segmentation is the key blocking point restricting market construction. Based on the provincial panel data in China

from 2001 to 2020, this paper uses the relative price method and the EBM-Malmquist productivity index method to measure the degree of market segmentation and the efficiency level of agricultural green development, focuses on examining the impact and mechanism of market segmentation on agricultural green development efficiency. Additionally, the study explores the spatial spillover effects of market segmentation on agricultural green development efficiency and employs counterfactual analysis to estimate the potential efficiency losses caused by market segmentation. The results show that: Market segmentation significantly inhibits the improvement of agricultural green development efficiency, and the impact gradually fails in three cycles or more. The results of the mechanism analysis indicate that market segmentation hampers environmental pollution control, reduces green technological innovation, and hinders the realization of green scale effects, thereby inhibiting the improvement of agricultural green development efficiency. The role of market segmentation shows significant regional heterogeneity, and market segmentation is not significant on the efficiency of agricultural green development in the east and central China, but has a significant inhibitory effect on the efficiency of agricultural green development in the west. Market segmentation has a negative spatial spillover effect on the efficiency of agricultural green development, and the hindrance effect of market segmentation is greater locally than that of other places; Based on counterfactual analysis, it is found that if there is no market segmentation, the efficiency of agricultural green development will increase by an additional 1.2% per year. In the future, China should accelerate the construction of a unified agricultural market, enhance environmental governance, encourage green technological innovation, and expand green production scale. It should also implement regionally targeted strategies and vigorously promote the coordination of agricultural green development among different regions.

Key words market segmentation; efficiency of green agricultural development; environmental governance; green technological innovation; green scale effects