

广东省县域农业新质生产力对耕地生态效率的影响研究

许承祐*, 吴大放#

广州大学地理科学与遥感学院, 广东 广州

收稿日期: 2026年7月20日; 录用日期: 2026年8月20日; 发布日期: 2026年8月28日

摘 要

在耕地资源约束趋紧、农业面源污染与碳减排压力并存的背景下,厘清农业新质生产力与耕地利用生态效率之间的关系,对协同推进粮食安全、耕地保护与农业绿色转型至关重要。本文基于广东省具备有效数据的111个县(区)2012~2024年面板数据,采用含非期望产出的Super-SBM模型测算耕地利用生态效率,运用熵权法构建农业新质生产力指数,并建立县域和年份双向固定效应模型进行检验。结果表明:农业新质生产力总指数与耕地利用生态效率在10%显著性水平上呈正向关联;技术创新呈显著倒U形关系;要素协同优化系数为正但不显著;产业升级呈显著负向关联。分区域结果显示,总指数在四大区域均不显著,各构成维度的作用方向和显著性存在明显差异。研究表明,农业新质生产力的生态效应取决于技术、要素和产业发展方式与县域耕地生产条件的适配程度,应加强科技成果与耕地生产实践的衔接,并因地制宜推进农业绿色转型。

关键词

农业新质生产力, 耕地利用生态效率, Super-SBM模型, 县域, 双向固定效应模型

Study on Effects of New Quality Agricultural Productive Forces on Cultivated Land Use Eco-Efficiency: County-Level Evidence from Guangdong Province

Chengyou Xu*, Dafang Wu#

School of Geography and Remote Sensing, Guangzhou University, Guangzhou Guangdong

Received: July 20, 2026; accepted: August 20, 2026; published: August 28, 2026

*第一作者。

#通讯作者。

文章引用: 许承祐, 吴大放. 广东省县域农业新质生产力对耕地生态效率的影响研究[J]. 可持续发展, 2026, 16(8): 453-466. DOI: 10.12677/sd.2026.168306

Abstract

Amid tightening cultivated land constraints, concurrent agricultural non-point source pollution and carbon emission reduction pressures, understanding the relationship between new quality agricultural productive forces (NQAPF) and cultivated land use eco-efficiency is important for coordinating food security, cultivated land protection, and green agricultural transformation. Using panel data from 111 counties (districts) in Guangdong Province from 2012 to 2024 with available data, this study measures cultivated land use eco-efficiency with an undesirable-output Super-SBM model, constructs the NQAPF index using entropy weights, and estimates county and year two-way fixed-effects models. The results show that the aggregate NQAPF index is positively associated with eco-efficiency at the 10% significance level. Technological innovation exhibits an inverted U-shaped relationship; factor coordination has a positive but insignificant coefficient; and industrial upgrading is negatively associated with eco-efficiency. The regional breakdown results show that the aggregate effect is insignificant in all four subregions, while the direction and significance of the effects of each component dimension were significantly different. These findings highlight that the eco-efficiency of NQAPF depends on aligning technology, factor allocation, and industrial development with county-level cultivated land farming conditions. It is necessary to strengthen the connection between scientific and technological achievements and cultivated land farming practices, and promote the green transformation of agriculture in a way that suits local conditions.

Keywords

New Quality Agricultural Productive Forces, Ecological Efficiency of Cultivated Land Use, Super-SBM Model, County, Two-Way Fixed-Effects Model

Copyright © 2026 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

耕地是保障粮食安全、维系农业生产和承载生态功能的重要资源。随着农业高质量发展不断推进,耕地保护已由单纯守住数量红线,逐步转向数量、质量与生态功能协同提升[1]。在资源环境约束趋紧的背景下,传统高投入、高消耗的农业生产方式容易加剧资源消耗、农业面源污染和碳排放压力,难以适应农业绿色转型的要求[2]。农业新质生产力作为新质生产力在农业领域的具体表现,意味着从农业科技创新到现代化生产方式的全面跃升,通过绿色管理实践和优化耕地资源配置,实现以质量和效率为导向的产出大幅增长,为促进耕地绿色发展提供可行路径。因此,探讨农业新质生产力对耕地利用生态效率的影响,不仅是应对农业资源环境双重压力的现实需要,也是促进耕地保护利用与农业高质量发展协同推进的重要议题。

耕地利用生态效率是指在既定耕地、劳动力、资本和农业投入条件下,统筹农业期望产出与污染排放、碳排放等非期望产出的相对效率,反映耕地利用经济产出与生态代价之间的协调程度。现有研究围绕耕地利用生态效率的测度、时空演变及影响因素展开了较为丰富的讨论,发现资源禀赋、经济发展、自然条件和农业生产条件等均会对其产生影响[3]。县域尺度研究进一步表明,耕地利用生态效率具有空间集聚、路径依赖和分异演变特征,种植结构、经营规模、农业机械化及基础设施等因素的作用也存在明显差异[4][5]。这些研究为理解耕地利用生态效率的变化及其影响因素奠定了基础。

农业新质生产力以科技创新为主导,以生产要素创新性配置和产业深度转型升级为主要特征,强调

新型劳动者、劳动资料和劳动对象的优化组合,以及农业生产方式和组织方式的系统性变革[6][7]。围绕农业新质生产力,现有研究主要从理论内涵、生成机制、指标测度、时空演变和区域差异等方面展开讨论[8][9],多将其视为推进农业农村现代化和农业高质量发展的重要支撑。部分研究开始关注农业新质生产力的绿色低碳特征,发现其能够抑制农业碳排放,并呈现空间溢出和区域异质性特征[10]。在农业新质生产力与耕地利用的交叉研究中,基于中国省域面板数据的研究发现,农业新质生产力可通过技术进步变动和技术效率变动提升耕地绿色利用效率,并伴随知识、经济和技术溢出效应[11];以长江经济带为样本的研究则表明,农业新质生产力与耕地利用生态效率提升存在正向关系,但其影响强度会随区域特征和粮食功能定位而变化[12]。

综上,农业新质生产力与耕地绿色利用或生态效率之间的关系已在省域和区域尺度得到检验,但仍有两方面值得在县域层面进一步考察。其一,现有直接研究多以全国省域或长江经济带等较大空间单元为对象[11][12],县域尺度的研究相对不足,尚难充分识别其影响是否会随县域间资源禀赋、农业生产条件和耕地利用方式不同而变化。其二,现有直接实证主要考察农业新质生产力的总体影响,对于技术创新、要素协同优化和产业升级等农业新质生产力构成维度的差异化影响,尚缺乏系统检验。

广东省作为粮食主销区,面临耕地资源约束与粮食保障任务并重的现实情境[13][14]。农业生产集约化使农业面源污染防治面临挑战[15];快速城镇化与建设用地扩张则使耕地“非农化”、非粮化压力值得关注[16]。同时,珠三角、粤东、粤西和粤北在经济发展、城镇化和农业生产条件等方面存在差异,为在同一省级制度环境下比较县域异质性提供了条件。为回应上述问题,本文以2012~2024年广东省具备有效数据的111个县(区)为研究样本,采用包含非期望产出的Super-SBM模型测度耕地利用生态效率,并运用熵权法构建农业新质生产力综合指数。在县域和年份双向固定效应框架下,考察农业新质生产力与耕地利用生态效率的关系,分别检验技术创新、要素协同优化和产业升级三个构成维度的差异化影响,并比较四大区域的异质性表现。本文旨在补充广东省县域尺度的经验证据,为因地制宜推进农业绿色转型和耕地保护利用提供参考。

2. 理论分析与研究假设

2.1. 农业新质生产力的总体效应

从生态效率分析框架看,耕地利用生态效率的提高,本质上是在既定资源投入下增加农业期望产出并减少污染、碳排放等非期望产出。农业新质生产力可从三个方面改善这一投入产出关系:在投入端,数字监测、精准施肥、智能灌溉和现代农机能够减少化肥、农药、水资源及能源的冗余投入;在产出端,良种培育、智能装备和现代管理有助于提高单位耕地产出及抗风险能力;在环境端,绿色技术、循环利用和污染监测能够降低农业生产的生态代价。因此,农业新质生产力能够通过“投入节约-产出提升-污染控制”的综合路径改善耕地利用生态效率。据此,提出以下假设:

H1: 农业新质生产力总体上能够提升耕地利用生态效率。

2.2. 技术创新的非线性效应

内生增长理论认为,知识积累、研发投入和技术进步能够缓解传统要素边际报酬递减约束[17]。对应到耕地利用过程,在技术创新水平较低时,农业研发、专利成果和新型农业装备的增加,有助于推广精准施肥、智能灌溉、病虫害监测和数字化生产管理,以技术要素替代部分高耗能、高污染的物质投入,并提高耕地产出和资源利用效率。因此,技术创新初期通常具有正向生态效应。但技术应用具有情境依赖性,其绩效取决于经营规模、人力资本、生产场景和配套服务的适配程度,以及经营主体对新技术的吸收和运用能力。农业科技成果转化仍可能面临研发供给与生产需求脱节、转化平台不完善以及小农户难以承担高成本装备等约束[18]。随着技术投入持续增加,成果闲置、重复配置和运维成本上升可能削弱

其边际收益; 机械化、设施化及高附加值种植扩张还可能增加能源和化学投入, 形成技术回弹或路径锁定。相关研究发现, 农业新质生产力与农业碳排放强度存在 U 形关系[19], 说明其减排效应具有阶段性, 并可能在较高水平出现反弹。由此, 技术创新对耕地利用生态效率既存在效率提升机制, 也存在适配不足和回弹机制, 净效应可能随技术水平变化而改变。据此, 提出以下假设:

H2a: 技术创新对耕地利用生态效率存在非线性影响。

2.3. 要素协同优化效应

从资源配置视角看, 要素错配会造成投入冗余和产出损失; 农业生产要素具有互补性, 只有有效匹配才能充分释放生产率效应。农业生产具有明显的系统性, 高素质劳动力、农机装备、高标准农田、金融资本和数据服务之间存在较强互补关系。人力资本提升能够增强经营主体识别和采用绿色技术的能力; 高标准农田与现代农机的匹配有助于实施规模化、精准化作业; 数字金融则可通过缓解融资约束和信息不对称, 为绿色技术与装备应用提供资金支持。相关研究进一步指出, 技术创新能够带动劳动力、土地、资本、技术和数据等要素优化重组, 并依托价格信号和市场竞争改善资源配置[20]。从已有研究看, 农业基础设施不仅能够直接改善生产条件, 还可通过促进第一产业集聚和科技成果转化提高耕地利用生态效率[21]; 农业数字化能够依托技术进步、区域协同和知识溢出提升耕地利用生态效率[22]。这表明, 当劳动力、人力资本、农机装备、农田条件和数字金融由分散投入转化为互补组合时, 可降低交易成本和技术采纳成本, 减少无效投入, 并提高农业产出稳定性及污染治理能力。据此, 提出以下假设:

H2b: 要素协同优化能够促进耕地利用生态效率提升。

2.4. 产业升级效应

从规模经济和交易成本视角看, 分散经营容易面临土地细碎化、信息不对称、设备利用率低和绿色技术采用成本高等问题。农业龙头企业、家庭农场及农业生产性服务组织的发展, 能够整合分散的耕地经营需求, 通过专业化分工和统一服务降低技术、设备与信息的单位使用成本, 推动标准化作业和适度规模经营。同时, 产业链组织重构可通过订单契约、质量标准和品牌溢价强化经营主体的长期收益预期, 从而提高其保护耕地质量和采用绿色生产方式的动力。产业现代化研究还表明, 农业新质生产力能够通过农村产业数字赋能和农业资本存量推动产业结构、创业活动与产业融合现代化[23]。技术扩散理论进一步表明, 组织化程度提高有助于绿色技术、生产规范和污染治理经验在经营主体之间传播。已有研究发现, 新型农业经营主体能够通过规模经营、生产性服务、技术进步和农业面源污染治理提升耕地利用生态效率[24]; 另有研究也表明, 农业生产性服务总体上具有生态效率提升效应[25][26]。尽管产业扩张若未与绿色技术和环境约束同步, 可能增加能源与化学投入, 但从产业组织优化、交易成本降低和绿色技术扩散的主导机制看, 产业升级预期有助于改善耕地产出与生态代价之间的关系。据此, 提出以下假设:

H2c: 产业升级对耕地利用生态效率具有显著正向影响。

2.5. 区域异质性

诱致性创新理论认为, 资源稀缺、要素价格 and 市场需求会影响技术创新方向及采用强度。外部知识和先进技术能否转化为实际绩效, 还取决于本地人力资本、基础设施、经营规模和制度环境形成的吸收能力。相关案例研究也表明, 农业新质生产力植根于自然资源禀赋、市场需求和主体创新, 其形成依赖技术、要素与产业链的情境适配[22]。因此, 即使农业新质生产力水平相近, 不同地区也可能因初始禀赋和转化条件不同而产生差异化生态效应。现有研究表明, 中国农业新质生产力的区域差异, 是劳动者、劳动资料、劳动对象和要素组合贡献差异的综合体现[27]; 其对耕地绿色利用效率的影响也会随地区、耕

地规模经营条件、环境规制和粮食功能定位而变化[11][12]。

在广东省内部, 珠三角城镇化和产业集聚程度较高, 耕地稀缺及非农化压力较强, 技术与产业投入可能同时产生效率提升和要素挤出效应; 粤东、粤西和粤北在地形条件、耕地规模、农业产业结构、基础设施和人力资本等方面亦存在明显差异。这些差异会影响农业科技成果的转化效率、要素协同程度和产业组织方式, 进而使农业新质生产力的作用方向和强度呈现区域分化。据此, 提出以下假设:

H3: 农业新质生产力对耕地利用生态效率的影响具有区域异质性。

3. 研究设计

3.1. 数据来源

本文以广东省县域为研究单元, 选取 2012~2024 年为研究时段, 构建县域面板数据。经数据匹配与整理后, 形成 1443 个县域-年份有效观测值。耕地利用生态效率测算所需的农业投入、产出、碳排放和农业面源污染数据, 农业新质生产力指标, 以及经济发展、土地利用和农业生产等控制变量, 主要来源于统计年鉴、县域统计资料、相关数据库及政府公开资料。

对原始数据统一进行口径核验、缺失值处理和量纲转换。考虑到农业新质生产力总指数及其分维度指数均经过标准化处理, 取值范围为 0~1, 其百分比变化缺乏直观经济含义, 因此本文在回归中保留指数原始尺度, 不再进行对数转换。为检验技术创新的非线性影响, 同时纳入技术创新指数的一次项和平方项。耕地利用生态效率和人均地区生产总值取自然对数, 其余比例型控制变量保留原始尺度。

3.2. 模型设定

为检验农业新质生产力对耕地利用生态效率的影响, 本文构建县域和年份双向固定效应模型。县域固定效应用于控制地形条件、资源禀赋、区位条件及历史发展基础等不随时间变化的不可观测因素; 年份固定效应用于控制宏观经济波动、农业政策调整和技术进步趋势等所有县域共同面临的年度冲击。模型设定如下:

$$\ln CLEE_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 NQAPF_{it} + \sum_{k=1}^K Control_{kit} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 和 t 分别表示县域和年份。

$CLEE$ 表示耕地利用生态效率; $NQAPF$ 表示农业新质生产力综合指数; $Control$ 表示控制变量; μ_i 和 λ_t 分别表示县域固定效应和年份固定效应; ε_{it} 为随机扰动项。核心系数 α_1 反映控制其他因素后, 农业新质生产力综合水平变化对耕地利用生态效率的影响。

本文将技术创新、要素协同优化和产业升级界定为农业新质生产力的构成维度, 而非其作用于耕地利用生态效率的中介环节。三者分别刻画农业新质生产力形成中的技术创新、生产要素配置和产业升级转型, 具有不同的理论内涵及可能的作用方向。若以农业新质生产力综合指数为自变量、以其内部维度为中介变量, 将导致解释变量与中介变量存在构成性重叠, 难以满足中介效应识别的前提。因此, 本文采用平行回归, 旨在识别农业新质生产力不同构成维度与耕地利用生态效率之间的差异化关联, 而非检验其顺序传导机制。

考虑到技术创新的生态效应可能存在边际变化, 本文在技术创新模型中同时加入一次项和二次项:

$$\ln CLEE_{it} = \beta_0 + \beta_1 TECH_{it} + \beta_2 TECH_{it}^2 + \sum_{k=1}^K \gamma_k Control_{kit} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

若一次项系数 $\beta_1 > 0$ 、二次项系数 $\beta_2 < 0$, 且拐点位于变量实际取值范围内, 则可判断为倒 U 形关系; 若 $\beta_1 < 0$ 、 $\beta_2 > 0$ 且拐点位于实际取值范围内, 则可判断为 U 形关系。若拐点位于样本范围之外, 则样本区间内的边际效应方向为单调变化或边际效应递增(递减)。

要素协同优化和产业升级模型分别设定为:

$$\ln CLEE_{it} = \delta_0 + \delta_1 FACTOR_{it} + \sum_{k=1}^K \gamma_k Control_{kit} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \tag{3}$$

$$\ln CLEE_{it} = \theta_0 + \theta_1 INDUSTRY_{it} + \sum_{k=1}^K \gamma_k Control_{kit} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \tag{4}$$

上述模型使用相同的样本、控制变量和固定效应设定。三个维度分别进入模型，因此其系数用于判断各维度的影响方向和显著性。

3.3. 变量说明

3.3.1. 被解释变量：耕地利用生态效率

本文采用包含非期望产出的 Super-SBM 模型测度耕地利用生态效率。该模型能够处理投入与产出松弛问题，并对效率前沿上的县域进行进一步区分。效率值越高，表明县域在既定耕地、劳动、资本和农业投入条件下，获得农业产出的同时控制碳排放和农业面源污染的能力越强。耕地利用生态效率指标系构建如表 1 所示。

Table 1. Input-output indicator system for cultivated land use ecological efficiency
表 1. 耕地利用生态效率投入产出指标体系

变量类型	指标名称	指标解释
投入指标	耕地投入	农作物播种总面积/10 ³ hm ²
	劳动力投入	耕地生产从业人员/10 ⁴ 人
	农机投入	农业机械总动力/10 ⁴ kW
	化肥投入	农业化肥施用量(折纯量)/t
	农药投入	农药使用量/t
	灌溉投入	有效灌溉面积/10 ³ hm ²
期望产出指标	农业产值	农业总产值/10 ⁸ 元
	粮食产量	粮食总产量/10 ⁴ t
非期望产出指标	碳排放	耕地利用碳排放量/t
	农业面源污染	化肥、农药、农膜等残留量/t

注：耕地生产从业人员 = 第一产业从业人数 × (农业总产值/农林牧渔业总产值)。

3.3.2. 农业新质生产力

农业新质生产力综合指数由技术创新、要素协同优化和产业升级三个维度构成。各指标完成正向化和标准化后，采用熵权法对广东省具有有效数据的 111 个县(区) 2012~2024 年数据构建农业新质生产力指标体系，测算方式如表 2 所示。

Table 2. Evaluation indicator system for new quality agricultural productive forces
表 2. 农业新质生产力评价指标体系

一级指标	二级指标	衡量方式	属性
技术创新	研发投入	各县域农业研究与开发经费(万元)	+
	研发产出	农业科技专利数量	+
	技术应用	参照金华丽等的方法[28]，构建新型农业装备应用水平综合指数	+

续表

要素协同优化	人力要素	第一产业从业人数/总劳动人数	+
	知识要素	农村劳动力平均受教育年限(年)	+
	能源要素	农村用电量/第一产业从业人数	+
	土地要素	高标准农田建成面积/年末耕地面积	+
	数字要素	数字金融使用深度	+
产业升级	产业组织升级	省级以上农业龙头企业/当年存续第一产业企业	+
	经营主体升级	家庭农场数/行政村数量	+
	生产服务升级	农业辅助企业/当年存续第一产业企业	+

3.3.3. 控制变量

耕地利用生态效率除受农业新质生产力影响外，还可能受到区域发展基础、政府资源配置、土地开发利用方式、人口城镇化进程及生态治理条件等因素的共同影响。为尽可能缓解遗漏变量偏误，本文遵循“理论相关、避免与被解释变量测度指标及核心解释变量重复”的原则，选取人均地区生产总值(*LNP GDP*)、政府干预程度(*GOV*)、建设用地占比(*CON*)、城镇化率(*URB*)和生态治理力度(*ECOGOV*)作为控制变量。

其中，人均地区生产总值用于表征县域经济发展水平，不同发展阶段在技术采纳能力、要素配置条件和环境治理投入方面存在差异；政府干预程度以一般公共预算支出占地区生产总值的比重衡量，用以控制地方政府资源配置和公共服务供给差异；建设用地占比反映土地开发强度及耕地面临的非农化压力；城镇化率用于刻画人口集聚和城乡结构变化所带来的劳动力流动、用地需求及农业经营条件变化；生态治理力度以水土流失治理面积占行政区面积的比重衡量，用以控制不同县域生态修复和土地环境治理基础的差异。

4. 实证分析

4.1. 描述性统计

Table 3. Descriptive statistics
表 3. 描述性统计

变量符号	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>CLEE</i>	1443	0.7183	0.4400	0.0323	3.8729
<i>NQAPF</i>	1443	0.1146	0.1300	0.0000	1.0000
<i>TECH</i>	1443	0.0731	0.1248	0.0000	1.0000
<i>FACTOR</i>	1443	0.2824	0.1587	0.0000	1.0000
<i>INDUSTRY</i>	1443	0.1760	0.0493	0.0000	1.0000
<i>LNP GDP</i>	1443	10.7312	0.6338	9.0699	12.7859
<i>GOV</i>	1443	17.3010	10.7988	1.5849	77.2444
<i>CON</i>	1443	10.5446	13.5966	0.3419	72.8325
<i>URB</i>	1443	58.0178	22.7804	19.9800	100.0000
<i>ECOGOV</i>	1443	3.6819	6.4687	0.0000	43.5068

表 3 显示，广东县域耕地利用生态效率均值为 0.7183，标准差为 0.4400，最小值和最大值分别为 0.0323 和 3.8729。鉴于 Super-SBM 效率值可大于 1，部分县域已实现较优的耕地投入、产出与生态环境协调；但县域间取值跨度较大，仍有部分地区存在显著的效率提升空间，反映出广东耕地利用生态效率具有较强的空间异质性。

农业新质生产力综合指数均值为 0.1146、标准差为 0.1300，表明在标准化比较口径下，广东县域农业新质生产力发展存在明显差异。技术创新均值最低且离散度最大，说明农业研发、专利产出与新质生产装备应用的县域分布不均衡；要素协同优化均值相对较高，表明多数县域已具备人力资本、机械装备、农田条件和数字服务等要素配置基础，但协同水平仍有差距；产业升级标准差最小，表明农业经营主体和社会化服务体系的县域差异相对收敛。总体上，广东农业新质生产力的不同维度呈现非均衡发展特征，需进一步检验其对耕地利用生态效率的差异化影响。

4.2. 基准回归分析

表 4 报告了农业新质生产力及其各构成维度对耕地利用生态效率的基准回归结果。Hausman 检验结果均在 5%显著性水平上拒绝随机效应模型，因此，下文主要依据县域和年份双向固定效应模型(M5~M8)的估计结果进行分析。

Table 4. Baseline regression results

表 4. 基准回归结果

变量	RE				FE			
	M1	M2	M3	M4	M5	M6	M7	M8
<i>NQAPF</i>	0.074	—	—	—	0.084*	—	—	—
	(1.45)	—	—	—	(1.68)	—	—	—
<i>TECH</i>	—	1.980	—	—	—	2.173**	—	—
	—	(1.43)	—	—	—	(2.07)	—	—
<i>TECH²</i>	—	-3.306***	—	—	—	-3.396***	—	—
	—	(-3.13)	—	—	—	(-3.03)	—	—
<i>FACTOR</i>	—	—	0.097	—	—	—	0.144	—
	—	—	(0.41)	—	—	—	(0.6)	—
<i>INDUSTRY</i>	—	—	—	-0.122	—	—	—	-0.053**
	—	—	—	(-0.50)	—	—	—	(-2.53)
<i>LNPGDP</i>	0.3642***	0.2491**	0.4486***	0.4408***	0.3844***	0.2765**	0.4720***	0.4150***
	(2.96)	(1.99)	(3.70)	(3.62)	(2.88)	(2.03)	(3.64)	(3.14)
<i>URB</i>	-0.0868	-0.214	-0.1121	-0.1146	-0.3436	-0.5618	-0.2842	-0.2959
	(-0.57)	(-1.43)	(-0.71)	(-0.75)	(-0.56)	(-0.96)	(-0.45)	(-0.47)
<i>ECOGOV</i>	0.5768**	0.5799**	0.4969*	0.5091*	0.5905*	0.6054*	0.5239*	0.5814*
	(2.01)	(2)	(1.7)	(1.7)	(1.87)	(1.95)	(1.71)	(1.89)
<i>CON</i>	-0.0478	-0.077	0.0284	0.0204	-0.0485	-0.093	0.0331	0.0454
	(-0.52)	(-0.87)	(0.29)	(0.20)	(-0.40)	(-0.81)	(0.26)	(0.36)
<i>GOV</i>	0.1061*	0.0541	0.121	0.125	0.1916***	0.1193*	0.2478***	0.2500***
	(1.71)	(0.96)	(1.41)	(1.48)	(2.77)	(1.8)	(2.65)	(2.75)

续表

Constant	-8.3888*** (-2.62)	-7.2431** (-2.28)	-9.5817*** (-2.83)	-9.5163*** (-2.81)	-7.7414** (-2.03)	-6.2866* (-1.71)	-9.4659** (-2.34)	-12.4929*** (-3.45)
Hausman test	13.53**	18.02**	13.28**	12.98**	—	—	—	—
R ²	0.1888	0.2215	0.1708	0.1706	0.8161	0.8238	0.8125	0.8128
N	1443	1443	1443	1443	1443	1443	1443	1443

注：括号内为 t 值；*、**、***分别表示在 10%、5%和 1%的显著性水平上显著。

农业新质生产力综合指数(*NQAPF*)的回归系数为 0.084, 并在 10%显著性水平上通过检验, 表明在控制经济发展水平、政府干预程度、建设用地占比、城镇化率、生态治理力度以及县域和年份固定效应后, 农业新质生产力综合指数与耕地利用生态效率呈正向关联。由于因变量取自然对数, 而 *NQAPF* 保留 0~1 原始尺度, 该系数属于半弹性。*NQAPF* 提高 0.1 时, 耕地利用生态效率平均约提高 0.84%。鉴于该结果仅在 10%水平上显著, 本文将其视为较弱的统计证据, 不作强因果解释。总体结果为研究假设 H1 提供了一定支持。

进一步考察分维度效应可以发现, 技术创新、要素协同优化和产业升级对耕地利用生态效率的影响并不一致。考虑到技术创新的影响可能并非单向: 技术改进有助于提升要素利用效率、降低单位产出的环境代价; 但在技术要素高度集中的地区, 产业结构往往加快向非农部门转型, 耕地占比相对偏低, 有限耕地也可能转向高投入、高强度的经济作物或非粮种植。在此情况下, 技术进步的效率效应与耕地利用方式变化的结构效应可能出现分化, 净效应存在由正转负的可能。因此, 本文将技术创新的一次项和二次项同时纳入模型。

FE 回归结果显示, 技术创新一次项和二次项的系数分别为 2.173 和-3.396, 且分别在 5%和 1%显著性水平上通过检验, 表明技术创新与耕地利用生态效率之间存在显著的倒 U 形关系。根据回归系数计算, 拐点处的 *TECH* 值约为 0.320, 且位于样本实际取值区间内。在拐点左侧, 技术创新水平提升对耕地利用生态效率表现出正向边际效应, 说明此时农业研发投入、科技成果应用和新型农业装备推广能够较好地契合耕地生产需求, 并通过精准投入和生产管理改善提升生态效率。越过拐点后, 技术创新的边际效应转为负向, 可能意味着较高水平的研发投入和技术成果尚未充分嵌入经营主体的日常耕作与田间管理过程, 因而难以完全抵消高强度种植和耕地利用方式调整所带来的生态压力。由此, 研究假设 H2a 得到验证。

要素协同优化(*FACTOR*)的回归系数为 0.1436, 但未通过显著性检验, 表明其对耕地利用生态效率呈现正向影响, 但该促进作用尚未在全省层面形成稳定结果。人力资本、农机装备、高标准农田和数字金融等要素虽然具备改善农业生产条件的潜力, 但不同县域在要素禀赋、配置效率和技术吸收能力上仍存在差异, 相关要素尚未完全转化为耕地利用生态效率的提升。研究假设 H2b 未得到支持。

产业升级(*INDUSTRY*)的回归系数为-0.053, 并在 5%显著性水平上通过检验, 说明其影响方向与理论预期相反, 研究假设 H2c 未得到支持。其可能原因在于, 广东省农业产业化进程中发展较快的环节主要集中于农产品加工、流通和品牌运营等产值端, 而耕地种植管理和生态化改造未能同步推进; 家庭农场扩张及设施农业推广在部分地区可能伴随高投入经济作物种植面积增加, 从而增加化肥、农药、能源等要素投入, 农业产业升级的产值效应与生态效应之间可能暂时存在偏离。

从控制变量看, 经济发展水平和生态治理力度在各模型中总体表现为显著正向影响, 说明县域经济基础改善和生态环境治理投入有利于提高耕地利用生态效率; 政府干预程度在多数模型中也呈现正向促进作用。相比之下, 城镇化率和建设用地占比的估计系数未通过显著性检验, 表明其影响可能受到农业生产条件、土地利用结构及区域发展阶段等多重因素的共同制约。

4.3. 稳健性检验

为检验基准回归结果的可靠性，本文采用 1%缩尾处理、核心解释变量滞后一期和用随机前沿分析法 (SFA)重新测算耕地利用生态效率来替换被解释变量进行稳健性检验，结果见表 5。

结果表明，在不同检验方式下，农业新质生产力综合指数对耕地利用生态效率的影响均保持显著正向，说明农业新质生产力总体上能够促进耕地利用生态效率提升，基准回归的核心结论较为稳健。技术创新一次项为正、二次项为负的特征亦保持稳定，进一步验证了技术创新对耕地利用生态效率存在显著倒 U 形影响。

此外，要素协同优化和产业升级在不同模型设定下的估计结果存在一定差异，说明二者对耕地利用生态效率的影响可能受到县域资源禀赋、要素配置基础和产业发展阶段等因素的制约。这一结果不影响农业新质生产力总体促进耕地利用生态效率提升，以及技术创新存在倒 U 形影响的核心结论。后文将结合区域异质性分析，进一步讨论二者作用差异的可能原因。

Table 5. Robustness test results

表 5. 稳健性检验结果

检验方式	因变量	<i>NQAPF</i>	<i>TECH</i>	<i>TECH</i> ²	<i>FACTOR</i>	<i>INDUSTRY</i>	控制变量	<i>N</i>
1%缩尾	<i>CLEE</i>	1.1819* (1.75)	1.6992* (1.88)	-2.7217** (-2.39)	0.9797* (1.75)	-0.6686** (-2.17)	是	1443
滞后一期核心解释变量	<i>CLEE</i>	1.3999* (1.75)	2.2024** (2.28)	-3.8033*** (-3.97)	-0.1476 (-0.26)	-0.0524 (-0.17)	是	1332
替换被解释变量	<i>SFA_CLEE</i>	0.0561* (1.81)	0.140* (1.75)	-0.128** (-2.05)	0.068* (1.67)	-0.192*** (-2.28)	是	1443

注：括号内为 t 值；*、**、***分别表示在 10%、5%和 1%的显著性水平上显著。

4.4. 异质性分析

考虑到珠三角、粤东、粤西和粤北在经济发展基础、农业生产条件、产业组织形态和耕地利用方式方面存在明显差异，本文将全样本划分为四个区域，分别估计式(1)至式(4)。通过比较核心解释变量的系数方向、显著性和变化幅度，考察农业新质生产力总体效应及其分维度效应的区域差异。

模型估计采用县域聚类稳健标准误，以缓解县域内部可能存在的异方差和序列相关问题。现有 Hausman 检验拒绝随机效应模型，因此选择固定效应估计具有统计依据。

Table 6. Regional heterogeneity test results

表 6. 区域异质性检验结果

区域	M1: <i>NQAPF</i>	M2: <i>TECH</i>	M2: <i>TECH</i> ²	M3: <i>FACTOR</i>	M4: <i>INDUSTRY</i>
珠三角	-1.278 (-1.38)	1.411*** (3.47)	-0.3823** (-1.967)	-0.2615* (-1.65)	-0.2891** (-1.97)
粤东	-0.293 (-0.09)	0.0045 (0.51)	0.0038 (1.02)	0.0618*** (6.17)	-0.2799* (-1.66)
粤西	3.192 (1.11)	0.642** (2.11)	0.275** (1.98)	0.0965* (1.67)	-0.0292 (-0.39)
粤北	-1.123 (-0.56)	-2.4917*** (-14.37)	0.291* (1.7)	-0.0772 (-0.67)	-0.034** (-2.48)

注：括号内为 t 值；*、**、***分别表示在 10%、5%和 1%的显著性水平上显著。

表 6 报告了农业新质生产力综合指数(*NQAPF*)及其各构成维度分区域回归的异质性检验结果。

表 6 显示, *NQAPF* 总指数在珠三角、粤东、粤西和粤北的估计系数均未通过 10% 的显著性检验。换言之, 现有证据不足以确认总指数在任一区域存在稳定的线性效应, 其系数正负也不宜作方向性解读。这并不等同于农业新质生产力在区域层面“没有作用”。一种可能的解释是, 总指数将技术创新、要素协同优化和产业升级压缩为单一指标后, 各维度方向不同的生态响应发生抵消, 进而削弱了区域总效应的统计显著性。因此, 下文重点结合分维度系数及区域生产条件进行分析。

技术创新的估计结果呈现出较明显的区域分化。珠三角 *TECH* 一次项和二次项系数分别为 1.411 和 -0.3823, 且均达到 5% 以上统计显著水平; 计算拐点约为 1.846, 样本区间内技术创新与耕地利用生态效率总体呈正向关系, 但边际效应逐步减弱。这表明珠三角密集的研发资源和技术应用仍能改善耕地利用效率, 但其增量收益可能受到持续城市扩张、耕地资源稀缺以及高投入经济作物种植等因素的削弱。粤东 *TECH* 一次项和二次项均未通过显著性检验, 说明现阶段技术投入尚未与耕地利用生态效率形成可检测的稳定联系, 可能与研发投入规模、成果转化能力及农业应用场景之间的衔接不足有关。粤西 *TECH* 一次项和二次项均显著为正, 曲线在样本区间内保持上升且斜率递增。这意味着粤西当前仍可能处于技术采用红利释放阶段, 农业装备和生产技术与耕地生产场景的结合正在转化为较强的效率改善。粤北 *TECH* 一次项显著为负、二次项显著为正, 但计算拐点约为 4.281, 因而样本区间内总体仍为负向关系, 只是负向边际效应逐步减弱。结合粤北技术基础和丘陵农业条件, 这一结果可能反映出新技术的采用成本、适用装备不足及生产场景不匹配等约束尚未被完全克服。

要素协同优化同样表现出显著的区域差异。粤东和粤西的 *FACTOR* 系数分别为 0.0618 和 0.0965, 并分别在 1% 和 10% 水平上显著为正, 说明人力资本、农机装备、农田条件和数字服务形成互补组合后, 能够在一定程度上减少无效投入并改善耕地利用生态效率。粤东的正向作用可能与高标准农田和农业装备的应用空间有关, 但较小的系数也表明这种转化仍受农业经营规模和要素基础约束; 粤西的结果则表明, 随着设施、装备和数字服务逐步补齐, 要素组合的协同收益开始显现。相较之下, 珠三角 *FACTOR* 系数在 10% 水平上显著为负, 可能是因为高素质劳动力、资本和数字金融等要素更多流向非农部门, 在耕地持续收缩的背景下, 高强度要素投入未必能同步转化为种植端生态绩效。粤北 *FACTOR* 系数为负但未通过显著性检验, 不宜据此判断稳定的负向效应; 其估计结果可能受到山地地形、地块细碎和适用装备不足等自然与生产条件的共同制约。

产业升级的系数在四个区域均为负, 其中珠三角、粤东和粤北分别在 5%、10% 和 5% 水平上显著, 粤西则未通过显著性检验。这种较为一致的方向为理解产业升级的区域效应提供了另一条线索: 本文的产业升级指标主要反映农业龙头企业、家庭农场和农业辅助企业的发展, 当加工、流通、品牌和经营主体扩张快于种植端绿色改造时, 产业产值和组织化水平的提高并不必然同步改善耕地生态绩效。珠三角和粤东的负向系数相对较大, 可能与产业链扩张、城镇化压力和高投入生产方式并存有关; 粤北虽然系数较小, 但自然条件与产业基础约束可能进一步限制产业增值向耕地生态改善的传导; 粤西结果不显著, 则说明其产业升级与耕地生态效率之间尚未形成稳定关系。总体而言, 区域异质性并非简单表现为农业新质生产力总量的高低, 而更多取决于技术、要素与产业发展方式能否同当地耕地资源和生产场景相匹配。

5. 结论与建议

5.1. 研究结论

本文基于 2012~2024 年广东省 111 个县(区)面板数据, 考察农业新质生产力对耕地利用生态效率的影响, 主要结论如下。

(1) 在控制其他因素后, 农业新质生产力总指数与耕地利用生态效率在 10%显著性水平上呈正向关联, 估计系数为 0.084。表示农业新质生产力总指数提高 0.1 时, 耕地利用生态效率平均约提高 0.84%。缩尾、滞后解释变量和替换测算方法后, 估计方向与统计显著性保持稳定。上述结果为农业新质生产力与耕地利用生态效率之间的正向关系提供了统计证据。

(2) 分维度看, 技术创新一次项系数为 2.173、平方项系数为-3.396, 且均达到统计显著水平, 样本内拟合拐点约为 0.320, 呈倒 U 形关系; 要素协同优化系数为 0.1436, 但未达到统计显著水平; 产业升级系数为-0.053, 并达到统计显著水平。上述结果提示, 技术进步的生态收益取决于技术成熟度、场景适配度和采用效率, 要素投入尚未稳定转化为协同效应, 产业扩张也可能与种植端绿色改造不同步。

(3) 分区域结果表明, 农业新质生产力总指数在四大区域均未达到统计显著水平, 不能据其系数正负判断区域效应方向。分维度看, 珠三角技术创新曲线在样本区间内保持上升但斜率递减, 要素协同优化和产业升级呈显著负向关联; 粤东技术创新效应不显著, 要素协同优化显著为正、产业升级显著为负; 粤西技术创新曲线在样本区间内保持上升且斜率递增, 要素协同优化显著为正; 粤北技术创新曲线在样本区间内保持下降但负向边际效应逐步减弱, 产业升级显著为负。因此, 区域政策应分类施策。

5.2. 政策建议

(1) 以需求适配和成果转化为导向, 提升农业技术创新的生态效益。全样本技术创新呈倒 U 形, 且总指数的正向系数较小, 说明新增技术投入只有转化为田间可用、成本可承受的方案, 才能形成稳定的生态收益。依托农村科技特派员“镇村发榜、精准选派”和“农技轻骑兵”, 由县级部门联合经营主体、农户提出年度技术需求清单, 围绕精准水肥、绿色防控、土壤改良、节水节能和低碳农机组织联合攻关。高成本智能装备优先通过共享租赁、社会化服务和服务券降低使用门槛, 防止重复购置和闲置。

(2) 围绕小农户和丘陵特色农业补齐适用装备、人才与数字服务。要素协同优化虽为正但不显著, 政策上不宜分别追加设备、数据或培训, 而应检验其组合能否真正提高耕地生态效率。依托县域农机社会化服务中心和区域农技推广网络, 统筹高标准农田、灌排设施、丘陵宜机化改造、小型轻量农机、特色作物装备、农村数据平台和技能培训; 对小农户提供耕种防收、精准施肥、秸秆还田和绿色防控等按需托管服务。设备补贴由购置导向转向作业量、服务覆盖率和节肥节药效果导向, 使人才、装备与数据形成改善耕地生态效率的能力。

(3) 以耕地生态绩效约束产业升级和财政支持。产业升级指标呈显著负向关联, 应防范加工、品牌、园区和经营主体扩张快于种植端绿色改造。各类涉农产业项目和经营主体应同步建设绿色原料基地, 并把化肥农药强度、灌溉用水、农膜回收、土壤质量和单位产出碳排放纳入准入、验收和奖补续期。建立企业或经营主体与基地农户的绿色生产合同, 通过技术服务、优质优价和生态补偿把加工流通增值收益回流种植端。

(4) 实施区域差异化发展策略。珠三角应在保护稀缺耕地的前提下转向存量技术提质和开放共享, 加快科技成果从实验室产出到田间落地应用的进程; 粤东可发挥要素协同优化的显著正向作用, 优先补齐设施、数字服务和技能培训的组合短板, 同时对产业升级强化绿色约束; 粤西技术创新和要素协同优化均显著为正, 可扩展经过验证的绿色技术与社会化服务, 但仍须以田间绩效决定扩面; 粤北技术创新在样本区间内总体为负, 应优先解决丘陵小型农机、特色作物装备、水土保持和技术适配问题, 严格执行“先试验、后推广”。各地每年按同一口径跟踪投入、采用、成本和生态结果, 据此退出低效项目并调整支持强度。

基金项目

2025 年度广东省基础与应用基础研究基金自然科学基金面上项目“广东省耕地利用转型的碳排放效

率时空演变及驱动机理研究”(2025A1515011346); 广东省哲学社会科学规划 2025 年度常规项目(一般项目)“广东省耕地利用转型与碳排放效率耦合机理及优化路径研究”(GD25CYJ06); 2025 年广东省学位与研究生教育改革研究项目“全域土地综合整治创新人才培养与实践”(2025JGXM_130); 广东省普通高校创新团队项目(人文社科)“耕地生态保护创新团队”(2023WCXTD 019)。

参考文献

- [1] 李懿芸, 毛晓红, 黄祖辉. 国家粮食安全背景下耕地数量、质量、生态“三位一体”保护评价与对策研究[J]. 农村经济, 2023(6): 21-31.
- [2] 陈明华, 耿树伟, 李亚婷, 等. 中国农业绿色低碳发展绩效的双维差异分解及驱动因素[J]. 自然资源学报, 2025, 40(9): 2381-2397.
- [3] 马林燕, 张仁慧, 潘子纯, 等. 中国省际耕地利用生态效率时空格局演变及影响因素分析: 基于 2000-2019 年面板数据[J]. 中国土地科学, 2022, 36(3): 74-85.
- [4] 朱文娟, 孙华. 江苏省县域耕地利用生态效率时空动态性及驱动机制[J]. 长江流域资源与环境, 2024, 33(4): 784-798.
- [5] 刘雨婧, 刘莉, 罗春, 等. 县域尺度下湖南粮食主产区耕地利用生态效率时空演变及影响机制[J]. 湖南师范大学自然科学学报, 2026, 49(2): 80-90.
- [6] 龚斌磊, 袁菱苒. 新质生产力视角下的农业全要素生产率: 理论、测度与实证[J]. 农业经济问题, 2024(4): 68-80.
- [7] 黄季焜. 农业新质生产力: 内涵与外延、潜力与挑战和发展思路[J]. 中国农村观察, 2024(5): 19-34.
- [8] 张太宇, 李连辉. 农业新质生产力研究进展与展望[J]. 江苏农业科学, 2024, 52(24): 270-281.
- [9] 罗光强, 宋新宇. 中国农业新质生产力: 生成机理、时空特征与区域差异[J]. 中国农业资源与区划, 2025, 46(6): 138-150.
- [10] 王兴中, 江小芳, 尹彤. “双碳”背景下农业新质生产力对中国农业碳减排的影响[J]. 水土保持通报, 2025, 45(3): 295-306.
- [11] 崔新蕾, 段珂. 农业新质生产力赋能耕地绿色利用效率提升: 影响机理与推进路径[J]. 农村经济, 2025(6): 95-104.
- [12] 杨和平, 李红波. 农业新质生产力对耕地利用生态效率的影响: 以长江经济带为例[J]. 中国土地科学, 2024, 38(11): 94-104.
- [13] 广东省第三次全国国土调查主要数据公报[EB/OL]. https://news.southcn.com/node_54a44f01a2/500483dddc.shtml, 2021-12-28.
- [14] 《广东省粮食安全保障条例》[EB/OL]. https://gdgrain.gd.gov.cn/gkmlpt/content/4/4784/mpost_4784268.html#4343, 2025-10-15.
- [15] 曹佳霖, 胡茂川, 贺凯, 等. 广东省农业面源污染现状及变化的多尺度评价[J]. 生态与农村环境学报, 2023, 39(7): 924-933.
- [16] 张颖诗, 冯艳芬, 王芳, 等. 广东省耕地非粮化的时空分异及其驱动机制[J]. 资源科学, 2022, 44(3): 480-493.
- [17] 田富俊, 彭新锋, 林雨婷. 农业新质生产力何以增强农业经济韧性?——基于内生增长理论视角[J]. 四川农业大学学报, 2026, 44(1): 234-242.
- [18] 李鸿飞, 赵春江, 李瑾. 高新技术成果转化促进农业新质生产力发展: 机理、困境与对策[J]. 农村金融研究, 2025(4): 14-22.
- [19] 郑兰钦, 陈怡珑, 连海峰, 等. 农业新质生产力对农业碳排放强度的影响及作用机制[J]. 中国生态农业学报(中英文), 2026, 34(5): 1023-1035.
- [20] 马玉婷, 惠利, 叶初升. 农业新质生产力何以因地制宜内生发展[J]. 中国农村经济, 2026(2): 20-43.
- [21] 汪昊, 王志娜. 农业基础设施建设与耕地利用生态效率: 空间溢出效应与俱乐部收敛识别[J]. 统计与决策, 2025, 41(9): 83-87.
- [22] 许灵芝, 朱本杰, 李芳. 农业数字化对耕地利用生态效率的影响及其空间效应[J]. 农业资源与环境学报, 2026, 43(3): 609-620.
- [23] 聂霞, 刘立新. 农业新质生产力对农村产业现代化的影响及机制分析[J]. 产经评论, 2026, 17(1): 118-131.
- [24] 余永琦, 卢慧, 池泽新, 等. 新型农业经营主体驱动耕地利用生态效率提升的内在机制与实证检验[J]. 中国土地

科学, 2025, 39(9): 123-134.

- [25] 陈浩, 解梦菡. 农业生产性服务的耕地利用生态效率提升效应研究[J]. 农业经济与管理, 2026(1): 114-125.
- [26] 韩鹏, 李明亮, 余国新. 农业生产性服务对耕地利用生态效率的影响——基于数字基础设施与环境规制的调节效应[J]. 中国农机化学报, 2026, 47(5): 304-314, 321.
- [27] 彭玮, 王美惠. 农业新质生产力区域异质性及其成因——基于要素贡献度差异的实证分析[J]. 农村经济, 2026(3): 148-157.
- [28] 金华丽, 杨骞. 农业新质生产力赋能粮食全要素生产率增长: 理论与经验证据[J]. 云南财经大学学报, 2026, 42(3): 51-62.