

# 中国粮食主产区经济发展水平对耕地利用效率的影响研究

齐 硕

重庆大学公共管理学院, 重庆

收稿日期: 2023年12月22日; 录用日期: 2024年2月16日; 发布日期: 2024年2月27日

## 摘 要

为了探究经济发展水平对耕地利用效率的影响机理及效应, 为协调经济发展与耕地高效利用作出参考, 本文基于2000~2017年中国粮食主产区13个省面板数据, 综合运用超效率SBM模型和面板向量自回归实证分析经济发展水平对耕地利用效率的影响效应。结果显示人均GDP、第二产业产值、第三产业产值、农民人均纯收入与耕地利用效率存在长期均衡关系且互为因果关系; 粮食主产区经济发展对耕地利用效率影响具有两面性, 存在正负效应; 粮食主产区经济发展对耕地利用效率影响具有差异性; 粮食主产区经济发展对耕地利用效率影响具有时滞性。因此协调经济发展与粮食安全, 应结合区域实际, 优化产业布局, 推进产业升级换代, 改善耕地投入结构, 加快传统农业向绿色现代化农业转型。同时, 通过惠农政策组合, 增强农业吸引力, 实现农民增收, 调动农民种粮积极性, 达到粮食生产适度规模。

## 关键词

土地利用, 耕地利用效率, 经济发展水平, 粮食主产区, 面板向量自回归

# Impact of Economic Development Level on Cultivated Land Use Efficiency in Major Grain Producing Areas of China

Shuo Qi

School of Public Policy and Administration, Chongqing University, Chongqing

Received: Dec. 22<sup>nd</sup>, 2023; accepted: Feb. 16<sup>th</sup>, 2024; published: Feb. 27<sup>th</sup>, 2024

## Abstract

The purpose of this paper is to explore the mechanism and effect of economic development level

on cultivated land use efficiency, and provide reference to coordinate economic development and efficient utilization of cultivated land. Based on the spatial panel data of 13 provinces in China's major grain producing areas from 2000 to 2017, this paper uses super efficiency SBM model and panel vector autoregression to empirically analyze the impact of economic development level on cultivated land use efficiency. The results show that: 1) there is a long-term equilibrium relationship between the per capita GDP, the output value of the secondary industry, the output value of the tertiary industry, the per capita net income of farmers and the utilization efficiency of cultivated land; 2) the economic development of the main grain producing areas has both positive and negative effects on the utilization efficiency of cultivated land; 3) the effects of economic development in the main grain producing areas on the utilization efficiency of cultivated land are different; 4) the grain production areas have different effects on the utilization efficiency of cultivated land. The effect of economic development in main producing areas on cultivated land use efficiency has time lag. In conclusion, to coordinate economic development and food security, based on regional realities, we should optimize industrial layout, promote industrial upgrading, improve the structure of cultivated land input, and accelerate the transformation from traditional agriculture to green modern agriculture. At the same time, through the combination of policies to benefit farmers, we should enhance the attractiveness of agriculture, increase farmers' income, mobilize farmers' enthusiasm to grow grain, and achieve an appropriate scale of grain production.

## Keywords

Land Use, Cultivated Land Use Efficiency, Economic Development Level, Main Grain Producing Area, PVAR

Copyright © 2024 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

我国经济高速增长过程中，对土地尤其是建设用地的需求不断扩大，耕地非农化加剧，更进一步演变为耕地质量下降与产能缺位的矛盾[1]。此外，高强度的耕地利用模式以及高碳生产资料投入也与当前可持续发展及绿色低碳发展理念相悖。在“碳中和”战略目标的要求下，耕地利用方式与投入结构亟待转型，改善、协调粮食安全与经济发展之间的关系尤为重要。基于此背景，着眼提高经济发展水平的同时提高耕地利用效率并减少碳排放便具有现实意义，探索经济发展水平对耕地利用效率的影响规律极具理论价值，对于如何调控经济发展与耕地高效利用的关系这一焦点问题具有借鉴意义。

目前，国内外学者在耕地利用效率测度层面作了大量研究，在度量方法上，学者们主要采用了数据包络分析(Data Envelopment Analysis, DEA) [2]-[7]、随机前沿生产函数(Stochastic Frontier Approach, SFA) [8] [9] [10]、SBM (Slack Based Measure)模型[11] [12] [13]等方法对耕地利用效率进行测算，Wang 等[14]则通过主成分分析法和多元回归分析耕地利用效率。也有许多学者关注到耕地利用效率时空分异及其影响因素。现有研究认为耕地资源禀赋[3] [4] [11]、经济发展水平[3] [4] [11] [14]、自然条件[3] [4]、农业科技进步[4] [6] [11]、农业生产条件[3] [4]和政府重视程度[11]等因素对耕地利用效率存在显著影响。耕地利用作为一个复杂的作用系统，耕地利用效率受多方面因素的影响和制约。其中，经济发展水平作为影响耕地投入的重要因素[15]，学者们通过选取人均 GDP 和 GDP 等宏观经济指标、设定虚拟变量等方法，发现经济发展水平对耕地利用效率不仅存在显著的正向影响[2] [3] [4] [11] [14]，且影响程度仅次于耕地资源禀赋[3]，是粮食主产区耕地利用效率时空演变的关键因素[4]，经济发展水平作为耕地利用效率影响

因素的重要程度由此突显。综上所述,在耕地利用效率测度方法选择上,传统 DEA 和 SBM 模型存在有效决策单元间无法区分比较的问题,而超效率 SBM 模型为处理这一技术问题提供了思路;在探讨经济发展水平对耕地利用效率的影响时,学者们多选取单一经济指标(GDP 或人均 GDP 等)表征经济发展水平,且鲜有研究从理论层面对两者之间的逻辑关联进行解构。因此,本文期望从理论层面解构多层次经济发展水平对耕地利用效率的影响机理,以 2000~2017 年中国粮食主产区 13 省相关数据为基础,构建相关指标体系,实证检验经济发展水平对耕地利用效率的影响。

## 2. 理论分析

区域经济发展是经济地理学和区域科学的核心研究领域[16],产业结构调整和产业周期变化可看作区域经济发展的横向和纵向维度。在一定的技术条件下,经济通过专业化和社会分工形成一定的产业结构,而产业结构在一定意义上又决定了经济的增长方式[17]。同时,产业也具有一定的生命周期规律,以适应不同阶段的消费需求特征[18]。因此,区域经济发展是一种长期的结构演进过程[19]。

耕地作为农业生产活动的载体,是重要的要素投入。经济发展过程中的产业结构变动会促使耕地的数量、质量及生态产生变化,且由于土地利用方式和行业性质的不同,不同产业发展对耕地的影响必然存在着一定的差异[20]。同时,结合马克思主义对土地报酬递减规律的批判,一定的技术水平和管理水平下增加要素投入对促进土地增产的效力有限,但在纵向的产业周期性升级和横向的产业结构变化共同驱动下,区域经济发展所带来的科技进步和管理水平提高可促进农业产业价值链的形成和变化[18],优化生产资源组合,贴合当下耕地利用需求,有效挖掘耕地增产潜力。为进一步细化、探究经济发展对耕地利用效率的影响机理,本文将区域经济发展由浅至深解构为区域综合经济发展水平、二三产业发展和农民收入水平等三个层次。首先,区域综合经济发展水平反映了产业综合生产力、产业结构合理程度以及资源配置水平。综合经济发展水平越高,对农业增加的科技、物质投入以及政策支持更多[3],绿色现代化农业发展理念得以更好实践,从而对耕地利用效率产生影响。其次,在一定的产业结构中,第二、三产业发展与农业生产之间既存在用地竞争,也存在相互依赖:一方面,二三产业建设用地的迅速增加[21],农用地的减少,生产的负外部性、面源污染等会对耕地利用效率产生影响;另一方面,二三产业中的基础性产业为农业生产提供基本保障,在一定的需求-技术周期内,一系列的产品或某一产业可以满足某个时期农业生产特定的需求[22],其体内蜕变作为一种自然的产业升级,形成的新产业所具有的技术、经营管理等方面的积累[18],可促进新兴技术、产品和管理模式在农业生产中的应用,以满足现代化、绿色农业的发展需求。最后,农民作为耕地利用的主要行为主体,其收入来源虽呈多元化趋势,但脱离农业发展的收入来源易受外部环境影响,难以保障农民收入持久增长[23]。家庭经营性收入仍是粮食主产区农村家庭占比最高的收入来源[24],提高耕地生产效率也是促进农民增收的重要手段之一[25];反之,农民收入水平又决定了农民能否在保证基本生活需求的前提下,通过投入更多物质生产资料和运用新技术、新产品以提高耕地利用效率,若收入水平不高,则难以解决生活需求与期望通过提高耕地利用效率实现增收的矛盾,并由此对耕地利用效率产生影响。

## 3. 研究方法数据来源

### 3.1. 样本选择

粮食主产区是指地理、土壤、气候、技术等条件适合种植粮食作物、粮食产量高、种植比例大、除区内自身消费外还可以大量调出商品粮的经济区域,对确保国家主要农产品有效供给具有决定性作用[26]。目前,我国粮食主产区包括辽宁、河北、山东、吉林、内蒙古、江西、湖南、四川、河南、湖北、江苏、安徽、黑龙江等 13 省。2017 年粮食主产区耕地面积为 88.93 万 km<sup>2</sup>,占全国耕地面积的 65.93%,

粮食产量为 5.21 亿吨，占全国粮食产量的 78.81%，总人口为 8.04 亿人，而 GDP 总量为 46 万亿元，所占全国比例仅过半，13 省城镇化率的均值为 57.91%。由于粮食商品的特殊重要性和粮食产业的弱质性，作为商品粮主要供给者的粮食主产省份，粮食生产与经济发展呈现出反梯度关系[26]，在我国经济发展和粮食安全保障中占据重要地位且仍有巨大发展空间。因此，以粮食主产区为研究区域，探索经济发展如何影响耕地利用效率极具现实意义。

### 3.2. 变量选取

1) 耕地利用效率。耕地利用效率可表现为耕地利用过程中投入的各类要素与产出的社会、经济效益相互关系，是耕地资源价值产出实现程度的体现[4] [5]。根据已有研究成果[3] [4] [5] [9] [11] [12]分析，耕地利用效率(CLUE)通过构建投入 - 产出指标体系(表 1)来测算衡量，耕地投入要素主要包括土地、劳动力以及其他各类物质生产资料。学界在关注耕地利用效率问题时如果缺乏对非期望产出的考虑会直接影响到效率评测结果的准确性[12]。因此，耕地产出要素应包括期望产出和非期望产出。耕地期望产出要素主要考虑耕地资源利用的经济效益和社会效益[3] [5]，而耕地非期望产出要素可考虑耕地利用过程中的碳排放量[11]。其中，碳排放量主要来自于农业翻耕、灌溉，机械化操作，农药、化肥以及地膜的使用[11] [12] [13]，则碳排放总量  $E = T_i * \delta_i$ ，其中  $T_i$  和  $\delta_i$  分别为各项碳源量和碳排放系数[27] [28] [29] (表 2)。

**Table 1.** Input-Output index of cultivated land

**表 1.** 耕地投入 - 产出指标

数量	变量	指标名称	备注
投入	$I_1$	农作物播种面积	衡量土地要素投入
	$I_2$	第一产业从业人员	衡量劳动力投入
	$I_3$	农业机械总动力	衡量机械生产资料投入
	$I_4$	农用化肥施用量	衡量化肥生产资料投入
	$I_5$	地膜施用量	衡量农膜生产资料投入
	$I_6$	农药使用量	衡量农药生产资料投入
期望产出	$O_1$	农业总产值	衡量耕地利用经济效益
	$O_2$	粮食总产量	衡量耕地利用社会效益
非期望产出	$O_3$	碳排放量	衡量耕地利用碳排放量

**Table 2.** The carbon emission coefficient of major carbon sources

**表 2.** 主要碳源的碳排放系数

耕地利用过程中的碳源	碳排放系数	单位
农业翻耕	312.6	kg/km <sup>2</sup>
农业灌溉	25	kg/hm <sup>2</sup>
农业机械	0.18	kg/kW
农药	4.9341	kg/kg
化肥	0.8956	kg/kg
地膜	5.18	kg/kg

2) 经济发展水平。基于理论分析, 区域综合经济发展水平、二三产业发展以及农民收入水平均会对耕地利用效率产生影响。由于人均 GDP 相比 GDP 总量更能体现经济增长的真实水平[30], 因此本文选取人均 GDP (GDP\_P) 表征区域综合经济发展水平, 再选取第二产业产值(GDP\_S)、第三产业产值(GDP\_T) 以及农民人均纯收入(PI\_F)等指标分别表征二三产业发展水平和农民收入水平。

### 3.3. 研究方法

#### 3.3.1. 非期望的超效率 SBM 模型

与传统的 DEA 模型相比, 国外学者 Tone [31] 所提出的 SBM 模型解决了投入产出的松弛性问题。而非期望 SBM 模型能对有效的决策单元做进一步的比较[13]。为进一步贴合实际生产情况, 有效解决包含非期望产出的耕地利用效率评价问题, 本文将耕地利用过程中的碳排放作为非期望产出纳入投入-产出指标体系, 采用超效率 SBM 模型对中国粮食主产区耕地利用效率进行测度。模型构建如下所示[32]:

$$\min \rho = \frac{\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m (\bar{x}/x_{ik})}{\frac{1}{r_1 + r_2} \left( \frac{\sum_{s=1}^{r_1} \bar{y}^d}{y_{sk}^d} + \frac{\sum_{q=1}^{r_2} y^u}{y_{qk}^u} \right)} \quad (1)$$

$$\begin{cases} \bar{x} \geq \sum_{j=1, \neq k}^n x_{ij} \lambda_j; \bar{y}^d \leq \sum_{j=1, \neq k}^n y_{Sj}^d \lambda_j \\ \bar{y}^d \geq \sum_{j=1, \neq k}^n y_{qj}^d \lambda_j; \bar{x} \geq x_k \\ \bar{y}^d \leq y_k^d; \bar{y}^u \geq y_k^u \\ \lambda_j \geq 0, i = 1, 2, \dots, m; j = 1, 2, \dots, n; \\ s = 1, 2, \dots, r_1; q = 1, 2, \dots, r_2; \end{cases} \quad (2)$$

式(1)、(2)中,  $n$  为决策单元数, 每个决策单元包括投入  $m$ 、期望产出  $r_1$  和非期望产出  $r_2$ ;  $x$ 、 $y^d$  和  $y^u$  分别为投入矩阵、期望产出矩阵和非期望产出矩阵中的元素,  $\rho$  为决策单元的耕地利用效率值。

#### 3.3.2. 面板 VAR 模型

面板向量自回归模型结合了面板数据和传统 VAR 模型的优势, 可分析变量间的动态影响关系。根据上述理论分析部分, 本文设定面板 PVAR 模型如下所示:

$$Z_{it} = c_0 + \sum_{j=1}^p \Pi_j Z_{it-j} + f_i + f_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式(3),  $Z_{it}$  为第  $i$  省在第  $t$  年的内生变量的向量, 依次为耕地利用效率、第二产业发展、第三产业发展和农民收入水平。 $c_0$  为常数项,  $\Pi_j$  为系数矩阵,  $f_i$  和  $f_t$  分别为个体固定效应和时间固定效应,  $\varepsilon_{it}$  为随机扰动项。

本文运用面板 VAR 模型主要包括以下步骤:

1) 面板单位根检验。为避免伪回归情况发生, 本文运用 StataSE 15 软件对相关数据进行平稳性检验, 从而作为后续进行协整检验的基础。若一个非平稳序列通过一次差分成为平稳过程, 则序列为一阶单整序列。同理可得, 若序列经过  $d$  次差分达到平稳, 则称此序列为  $d$  阶单整序列。

2) 面板协整检验。该方法用于检验两个或多个非平稳序列是否存在长期稳定的均衡关系, 进行协整分析的前提是两个或多个变量必须是同阶单整的, 如果所有变量均满足一阶单整假设, 在此基础上可以进行面板协整检验。本文采用 Pedroni 检验法探究各变量间是否存在长期均衡关系。

3) 面板格兰杰因果关系检验。由于协整检验只能探究变量间是否存在长期均衡关系, 因此变量间是

否存在因果关系还需进一步验证。格兰杰因果分析方法是识别判断一组变量(Y, X)有没有因果关系的一般方法。

4) 脉冲响应函数及方差分解。脉冲响应函数是一种衡量系统对其某一变量的一个冲击(Shock)或扰动(Innovation)所做出的反应的非参数模型, 可用于考察变量间的动态冲击反应, 以刻画耕地利用效率与各经济变量的长期的相互动态作用[33]。本文采用方差分解分析每一个结构冲击对内生变量变化的贡献度, 以评价不同结构冲击的重要程度。

### 3.4. 数据来源与处理

基于数据的完整性和可获得性, 本文以中国粮食主产区 2000~2017 年各省份面板数据为样本进行实证分析。其中, 耕地利用效率测度指标数据来源于《中国农村统计年鉴》、《中国农业年鉴》以及《中国粮食年鉴》。人均 GDP、二三产业产值以及农民人均纯收入数据均来源于《中国统计年鉴》。分别对人均 GDP、第二产业产值、第三产业产值和农民人均收入进行对数处理, 记为  $\ln GDP_P$ 、 $\ln GDP_S$ 、 $\ln GDP_T$  和  $\ln PI_F$ , 以避免可能的异方差。

## 4. 结果分析

### 4.1. 中国粮食主产区耕地利用效率

由于各省的社会、经济及自然条件存在差异, 中国粮食主产区耕地利用效率存在区域异质性。由表 3 可知: ① 研究期内, 各省份耕地利用效率的均值由 2000 年的 0.5054 波动上升至 2017 年的 0.7781, 最低值为 2003 年的 0.4450, 最高值为 2017 年的 0.7781, 表明中国粮食主产区整体耕地利用效率呈不断提高的趋势, 主要原因在于耕地保护意识的不断提高和惠农政策的有效实施。例如, 2004 年《中央国务院关于进一步加强农村工作提高农业综合生产能力若干政策的意见》中提出加强对粮食主产区农业发展支持, 2007、2008 相继提出“18 亿亩耕地红线”和“永久基本农田”, 2012 年提出耕地数量、质量和生态保护三位一体的新意识等; ② 内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、江苏和四川等 6 省的耕地利用效率排名较高, 研究期内基本都高于平均值, 表明这些省份对耕地资源的综合利用更合理; ③ 河北、安徽、江西、山东、河南、湖北和湖南等 7 省的耕地利用效率排名较靠后, 除 2000 年江西省耕地利用效率高于均值外, 其余省份研究期内均低于平均水平, 表明这些省份在耕地利用层面相较其他省份存在更多问题或不足。

**Table 3.** Cultivated land use efficiency of provinces in China's major grain producing areas

**表 3.** 中国粮食主产区各省份耕地利用效率

地区	2000	2002	2003	2004	2006	2008	2010	2012	2014	2016	2017
河北	0.2845 (13)	0.2766 (12)	0.2738 (11)	0.2957 (13)	0.3302 (12)	0.3746 (11)	0.4552 (10)	0.5558 (6)	0.6160 (7)	0.6036 (11)	0.6423 (9)
内蒙古	1.0112 (2)	1.0090 (1)	0.9099 (2)	1.0070 (1)	0.7034 (2)	1.0003 (2)	0.4950 (6)	0.5540 (7)	0.7066 (5)	1.0117 (2)	0.6497 (8)
辽宁	0.3731 (8)	0.4214 (6)	0.3994 (5)	0.4641 (5)	0.4761 (5)	0.5288 (4)	0.5328 (5)	0.6926 (4)	0.6792 (6)	1.0009 (4)	1.0080 (5)
吉林	0.5852 (4)	0.8998 (3)	1.0437 (1)	1.0020 (2)	1.0058 (1)	1.0004 (1)	0.7076 (1)	0.9176 (1)	0.9515 (1)	1.0153 (1)	1.0111 (4)
黑龙江	0.5163 (5)	1.0007 (2)	0.4338 (4)	0.6248 (4)	0.5955 (3)	0.6460 (3)	0.6441 (2)	0.7713 (2)	0.9287 (2)	1.0062 (3)	1.0539 (1)
江苏	0.4264 (7)	0.4280 (5)	0.3626 (6)	0.4365 (6)	0.4533 (6)	0.5175 (5)	0.6144 (3)	0.7631 (3)	0.8536 (3)	0.9443 (5)	1.0378 (3)
安徽	0.2892 (11)	0.2981 (11)	0.2446 (13)	0.3100 (12)	0.3158 (13)	0.3598 (13)	0.3959 (12)	0.4342 (12)	0.4637 (13)	0.5147 (12)	0.5536 (12)
江西	0.6143 (3)	0.3989 (7)	0.3263 (8)	0.3607 (8)	0.3482 (11)	0.3634 (12)	0.3635 (13)	0.4041 (13)	0.5119 (12)	0.6133 (8)	0.6195 (11)

续表

山东	0.2882 (12)	0.2627 (13)	0.2847 (10)	0.3136 (11)	0.3499 (10)	0.4038 (9)	0.4732 (8)	0.5086 (10)	0.5948 (8)	0.6374 (7)	0.6610 (6)
河南	0.3373 (10)	0.3281 (9)	0.2731 (12)	0.3446 (10)	0.3930 (7)	0.4319 (7)	0.4889 (7)	0.5254 (9)	0.5682 (9)	0.6097 (10)	0.6358 (10)
湖北	0.4633 (6)	0.3636 (8)	0.3525 (7)	0.3969 (7)	0.3720 (9)	0.3929 (10)	0.4148 (11)	0.4965 (11)	0.5436 (11)	0.6110 (9)	0.6525 (7)
湖南	0.3587 (9)	0.3229 (10)	0.3089 (9)	0.3546 (9)	0.3825 (8)	0.4186 (8)	0.4647 (9)	0.5405 (8)	0.5560 (10)	0.5144 (13)	0.5368 (13)
四川	1.0224 (1)	0.6996 (4)	0.5714 (3)	0.6614 (3)	0.4899 (4)	0.5103 (6)	0.5736 (4)	0.6915 (5)	0.7147 (4)	0.9100 (6)	1.0538 (2)
均值	0.5054	0.5161	0.4450	0.5055	0.4781	0.5345	0.5095	0.6042	0.6683	0.7687	0.7781

注：括号内的数字是该省份的效率排名。

#### 4.2. 经济发展水平对耕地利用效率的影响

1) 面板单位根检验。变量平稳性是后续进行实证分析的前提，本文运用 LLC 检验、IPS 检验、FisherADF 检验、FisherPP 检验等 4 种方法，对耕地利用效率和各宏观经济变量的对数进行单位根检验。由表 4 可知， $CLUE$  在 1% 的显著性水平下为平稳序列，而  $\ln GDP\_P$ 、 $\ln GDP\_S$ 、 $\ln GDP\_T$  和  $\ln PI\_F$  在 10% 的显著性水平下均为非平稳序列，表示其均含有单位根，需继续进行一阶差分的单位根检验。对各变量进行一阶差分后， $\Delta CLUE$ 、 $\Delta \ln GDP\_P$ 、 $\Delta \ln GDP\_S$ 、 $\Delta \ln GDP\_T$  和  $\Delta \ln PI\_F$  至少通过 5% 的显著性水平检验，即  $\Delta CLUE$ 、 $\Delta \ln GDP\_P$ 、 $\Delta \ln GDP\_S$ 、 $\Delta \ln GDP\_T$  和  $\Delta \ln PI\_F$  均为一阶单整序列，满足协整检验要求。

Table 4. Panel unit root test

表 4. 面板单位根检验

变量	LLC		IPS		Fisher-PP (Z 检验)		Fisher-ADF (Z 检验)	
	统计值	P 值	统计值	P 值	统计值	P 值	统计值	P 值
$CLUE$	-5.1969	0.0000***	-2.9561	0.0016***	-5.6818	0.0000***	-3.9156	0.0000***
$\ln GDP\_P$	-1.9757	0.0241**	1.8694	0.9692	1.1639	0.8778	1.4707	0.9293
$\ln GDP\_S$	-0.8221	0.2055	2.0392	0.9793	2.2404	0.9875	-1.3398	0.0902
$\ln GDP\_T$	-0.5151	0.3033	2.8343	0.9977	3.8176	0.9999	3.3625	0.9996
$\ln PI\_F$	-2.4327	0.0075***	1.3051	0.9041	2.1195	0.9830	2.7070	0.9966
$\Delta CLUE$	-16.1240	0.0000***	-15.6385	0.0000***	-19.9748	0.0000***	-4.9342	0.0000***
$\Delta \ln GDP\_P$	-11.2895	0.0000***	-5.9540	0.0000***	-5.7792	0.0000***	-4.3326	0.0000***
$\Delta \ln GDP\_S$	-4.1613	0.0000***	-2.0871	0.0184**	-2.1720	0.0149**	-5.2443	0.0000***
$\Delta \ln GDP\_T$	-9.7520	0.0000***	-6.7409	0.0000***	-8.1409	0.0000***	-4.1860	0.0000***
$\Delta \ln PI\_F$	-10.8841	0.0000***	-7.6411	0.0000***	-9.3933	0.0000***	-5.0371	0.0000***

注： $\Delta$  代表一阶差分，\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、和 1% 置信水平下显著。

2) 面板协整检验。以  $CLUE$  为被解释变量， $\ln GDP\_P$ 、 $\ln GDP\_S$ 、 $\ln GDP\_T$  和  $\ln PI\_F$  为解释变量，运用 StataSE 15 进行 Pedroni 检验，得到统计量 Panel PP 和 Panel ADF 的统计值分别为 -16.2074 和 -9.539，

均在 1% 的显著性水平下拒绝原假设, 表明耕地利用效率与人均 GDP、第二产业产值、第三产业产值、农民人均纯收入存在长期均衡关系。

3) 面板格兰杰因果关系检验。上述检验表明耕地利用效率与各宏观经济变量存在协整关系, 可以进行格兰杰因果关系检验, 由表 5 可知, 耕地利用效率与人均 GDP、第二产业产值、第三产业产值、农民人均纯收入互为因果关系, 均在 1% 的显著性水平下拒绝原假设, 表明研究期间人均 GDP、第二产业产值、第三产业产值和农民人均纯收入对耕地利用效率存在显著影响。

**Table 5.** Panel granger causality tests

**表 5.** 面板格兰杰因果检验

因果关系	F 值	P 值	R <sup>2</sup>	滞后阶数
$\ln GDP\_P \rightarrow CLUE$	33.44	0.0006***	0.9817	4
$CLUE \rightarrow \ln GDP\_P$	974.69	0.0000***	0.9972	2
$\ln GDP\_S \rightarrow CLUE$	26.84	0.0011***	0.9772	4
$CLUE \rightarrow \ln GDP\_S$	587.58	0.0000***	0.9953	2
$\ln GDP\_T \rightarrow CLUE$	24.26	0.0014***	0.9749	4
$CLUE \rightarrow \ln GDP\_T$	5576.68	0.0000***	0.9987	1
$\ln PI\_F \rightarrow CLUE$	27.19	0.0010***	0.9775	4
$CLUE \rightarrow \ln PI\_F$	468.21	0.0000***	0.9853	1

4) 面板脉冲响应函数。上述实证分析验证了耕地利用效率与人均 GDP、第二产业产值、第三产业产值、农民人均纯收入的长期均衡关系及因果关系。为了进一步反映其动态关系, 本文运用 StataSE 15 输出基于 PVAR 模型模拟的脉冲响应函数。其中, 横轴为滞后期数, 纵轴为响应强度, 实线为脉冲响应函数计算值, 虚线表示响应函数值加或减两倍标准差的置信带。

由图 1(a)可知, 给人均 GDP 一个标准差冲击后, 在滞后期数为 6 的情况下, 整体会给耕地利用效率带来一定负效应。在第 1 期对耕地利用效率的影响为负, 到第 2 期呈逐渐上升的趋势并由负转正, 于第 3 期达到最峰值, 到第 4 期呈下降趋势并转为负, 至第 5 期呈上升趋势并于第 6 期保持平稳, 保持在 0 值略微以下。原因在于粮食主产区各省综合经济水平的发展仍以城镇扩张为主, 土地财政依赖加强, 导致耕地数量减少和质量下降, 从而对耕地利用效率产生负效应, 引发耕地的绿色利用和保护意识, 通过政策调控, 促进耕地利用效率提高。环境污染对耕地质量的负效应也会逐渐显现, 从而影响耕地利用效率, 最终投入与治理相结合, 逐渐提高耕地利用效率并在一定时期内保持平衡。

由图 1(b)可知, 给定第二产业产值一个标准差冲击, 其对耕地利用效率的效应整体呈正响应状态。除第 6 期, 其余期间都正响应状态, 且呈现波动态势。至第 6 期, 其对耕地利用效率的影响由正转负, 且呈逐渐下降态势。原因在于第二产业对耕地利用效率的影响主要分为两个阶段: 第一阶段, 农业机械、农药化肥和地膜等物质投入的大量生产、推广应用以及轻工业的发展会促进耕地利用效率提高, 但边际效应存在上限; 第二阶段, 产业规模扩张及耕地利用的非期望产出会对逐渐影响耕地资源数量、质量, 从而对耕地利用效率产生负效应, 促进绿色技术、产品的开发, 由于其规模化生产和应用所需时间较长, 因此难以在短期内体现。

由图 1(c)可知, 耕地利用效率对第三产业产值的响应强度总体呈波动趋势, 脉冲响应图形与人均 GDP



相似。除第 1、4、5 期为负响应外，第三产业产值对耕地利用效率的影响在其他滞后期均呈正响应状态。表明第三产业发展对耕地利用效率的影响有正有负，原因在于是第三产业发展带来的管理模式优化、绿色农业技术、新产品的研发及应用虽有助于耕地利用效率的提高，但产业和产品周期性更新、升级所需时间较长，导致其响应时间较长，而为满足第三产业发展用地需求，导致农用地减少，也会对耕地利用效率产生负效应，但由于产业用地管控限制，负面影响可得到有效控制。

由图 1(d)可知，滞后期内，农民人均纯收入对耕地利用效率的效应整体为正，除第 3 期和第 6 期呈负响应状态外，耕地利用效率对农民收入水平增长的冲击均表现为正响应特征，于第 4 期达到峰值，且自第 5 期开始逐渐向 0 值靠近。原因在于农民收入来源多元化，当农民积累了一定财富时，在能满足生活需求的前提下增加物质生产资料投入，从而提高耕地利用效率。但相比二三产业，农业的比较收益较低，农民逐渐倾向于进城务工，人口向城镇集聚，粮食主产区第一产业从业人员由 2000 年的 20785.79 万人减少至 2017 年的 15762.77 万人，收入水平提高但对增加耕地投入的意愿降低，且耕地粗放利用现象普遍存在，对耕地利用效率会产生一定负效应。

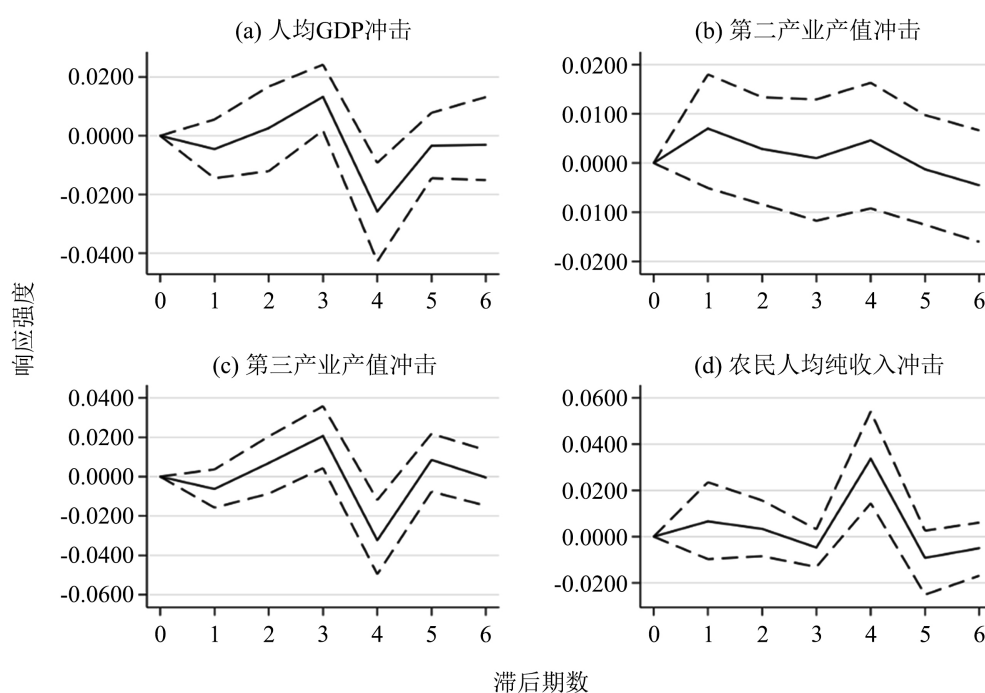


Figure 1. Impulse response of cultivated land use efficiency to economic index  
图 1. 耕地利用效率对经济指标冲击的脉冲响应

5) 方差分解。由表 6 可知，整体而言，在滞后期数为 20 期的情况下，耕地利用效率很大程度上受自身冲击影响，其贡献程度随滞后期推移下降较为缓慢，由第 10 期的 71.06% 下降至第 20 期的 70.64%。可能原因在于各项经济指标主要通过改善耕地利用投入结构，提高其科技含量和管理水平来改善耕地利用效率，但绿色农业技术、绿色投入要素的开发和广泛应用以及管理模式改变需较长时间，致使耕地利用效率对经济指标变化的响应也存在滞后性。同时，人均 GDP、二三产业产值以及农民人均纯收入对耕地利用效率的贡献度随滞后期的增加均呈现上升趋势。其中，人均 GDP、第三产业产值和农民人均纯收入的贡献度上升较为明显，分别上升了 0.13%、0.1% 和 0.15%，而第二产业产值的贡献度上升较缓慢，上升幅度为 0.04%。

**Table 6.** Panel granger causality tests  
**表 6.** 面板格兰杰因果检验

被解释变量	期数	d_CLUE	d_lnGDP_P	d_lnGDP_S	d_lnGDP_T	d_lnPI_F
d_CLUE	10	71.06	6.79	1.30	11.68	9.16
d_lnGDP_P	10	10.52	68.12	3.95	4.40	13.01
d_lnGDP_S	10	13.45	56.59	13.46	3.04	13.46
d_lnGDP_T	10	2.99	36.48	6.81	44.29	9.44
d_lnPI_F	10	5.50	20.97	6.24	4.89	62.40
d_CLUE	20	70.64	6.92	1.34	11.78	9.31
d_lnGDP_P	20	10.13	64.35	5.07	6.52	13.92
d_lnGDP_S	20	12.86	54.08	13.68	4.94	14.44
d_lnGDP_T	20	2.95	36.14	7.20	43.73	9.98
d_lnPI_F	20	6.17	22.21	6.30	5.16	60.16

## 5. 结论及启示

基于上述结果分析，本文主要得出以下结论：

1) 粮食主产区经济发展对耕地利用效率影响具有两面性。一方面，区域综合经济发展、二三产业发展和农民收入水平提高通过优化耕地利用投入结构，提高科技含量以及改善管理对耕地利用效率产生正效应；另一方面，区域综合经济发展和二三产业发展造成的耕地数量减少、质量降低以及环境污染会对耕地利用效率产生负面影响。

2) 粮食主产区经济发展对耕地利用效率影响具有差异性。耕地利用效率与区域综合经济发展、二三产业发展、农民收入水平不仅存在长期均衡关系，更互为因果关系。从方差分解结果来看，区域综合经济发展、第三产业发展和农民人均纯收入对耕地利用效率贡献度更大且增长趋势较明显，而第二产业发展贡献度较小且增长缓慢。

3) 粮食主产区经济发展对耕地利用效率影响具有时滞性。基于上述理论分析和实证结果，经济发展所引起的耕地投入结构和管理水平的改善并非一日之功，从绿色技术开发、物质生产资料的优化和规模生产及两者的广泛应用都需经过较长时间的科研、试验、生产链形成过程。而在这期间，某一时刻的耕地利用效率变化可成为后期发展的参照，从其他层面影响后期的耕地利用效率，方差分解结果很好地验证了这一结论。

为协调粮食主产区经济发展和耕地高效利用，应该结合区域发展实际，逐步降低经济发展对耕地利用效率的负面效应，可充分发挥国土空间规划的指导性和约束性，根据“三区三线”逐渐优化产业布局，并优先“消化”闲置土地，缓解二三产业发展与农业生产的用地竞争，实施耕地数量、质量和生态管护。同时，结合经济发展对耕地利用效率影响的差异性和时滞性特征，应通过一系列宏观调控措施加快推进产业的升级换代和产业结构优化，并以第三产业为抓手，通过科技进步和管理水平提高优化耕地投入结构，如以绿色环保要素(如果菜茶有机肥等)逐渐取缔传统要素(如化肥等)投入，降低并控制耕地生产负的外部性，加快传统农业向绿色现代化农业转型。最后，粮食主产区各地区应该根据自身综合发展情况，通过不同类别、程度的惠农政策组合，为农业创造有利的发展环境，调动农民生产积极性，推动耕地生

产达到适度规模，一方面使农民分享规模收益，提高农民收入，另一方面实现要素合理、高效配置，提高耕地利用效率。

## 参考文献

- [1] 漆信贤, 张志宏, 黄贤金. 面向新时代的耕地保护矛盾与创新应对[J]. 中国土地科学, 2018, 32(8): 9-15.
- [2] 许恒周, 郭玉燕, 吴冠岑. 农民分化对耕地利用效率的影响——基于农户调查数据的实证分析[J]. 中国农村经济, 2012(6): 31-39+47.
- [3] 梁流涛, 曲福田, 王春华. 基于 DEA 方法的耕地利用效率分析[J]. 长江流域资源与环境, 2008(2): 242-246.
- [4] 张立新, 朱道林, 谢保鹏, 等. 中国粮食主产区耕地利用效率时空格局演变及影响因素——基于 180 个地级市的实证研究[J]. 资源科学, 2017, 39(4): 608-619.
- [5] 张荣天, 焦华富. 中国省际耕地利用效率时空格局分异与机制分析[J]. 农业工程学报, 2015, 31(2): 277-287.
- [6] 罗冲, 姜博, 张文琦, 初楠臣, 李晓庆, 王玉迪. 东北地区耕地利用效率时空差异及其影响因素分析[J]. 中国农业资源与区划, 2017, 38(10): 38-44.
- [7] Yang, C.-H., Wu, L. and Lin, H.-L. (2010) Analysis of Total-Factor Cultivated Land Efficiency in China's Agriculture. *Agricultural Economics*, 56, 231-242. <https://doi.org/10.17221/37/2009-AGRICECON>
- [8] 杨俊, 李争. 家庭分工视角下农户耕地转入和耕地利用效率研究——以赣抚平原农区农户样本为例[J]. 中国土地科学, 2015, 29(9): 50-57.
- [9] 叶浩, 濮励杰. 我国耕地利用效率的区域差异及其收敛性研究[J]. 自然资源学报, 2011, 26(9): 1467-1474.
- [10] 杨俊, 杨钢桥, 胡贤辉. 农业劳动力年龄对农户耕地利用效率的影响——来自不同经济发展水平地区的实证[J]. 资源科学, 2011, 33(9): 1691-1698.
- [11] 卢新海, 匡兵, 李菁. 碳排放约束下耕地利用效率的区域差异及其影响因素[J]. 自然资源学报, 2018, 33(4): 657-668.
- [12] 封永刚, 彭珏, 邓宗兵, 等. 面源污染、碳排放双重视角下中国耕地利用效率的时空分异[J]. 中国人口·资源与环境, 2015, 25(8): 18-25.
- [13] 盖兆雪, 孙萍, 张景奇. 环境约束下的粮食主产区耕地利用效率时空演变特征[J]. 经济地理, 2017, 37(12): 163-171.
- [14] Wang, K.Y. and Zhang, P.Y. (2013) The Research on Impact Factors and Characteristic of Cultivated Land Resources Use Efficiency—Take Henan Province, China as a Case Study. *IERI Procedia*, 5, 2-9. <https://doi.org/10.1016/j.ieri.2013.11.062>
- [15] 向云波, 谢炳庚, 郭湘. 近 50 年湖南省耕地利用绩效时空分异特征[J]. 经济地理, 2015, 35(2): 169-177.
- [16] 苗长虹. 区域发展理论: 回顾与展望[J]. 地理科学进展, 1999(4): 296-305.
- [17] 刘伟, 李绍荣. 产业结构与经济增长[J]. 中国工业经济, 2002(5): 14-21.
- [18] 潘成云. 解读产业价值链——兼析我国新兴产业价值链基本特征[J]. 当代财经, 2001(9): 7-11+15.
- [19] 张佰林, 杨庆媛, 鲁春阳, 等. 不同经济发展阶段区域土地利用变化及对经济发展的影响——以重庆市 40 个区县为例[J]. 经济地理, 2011, 31(9): 1539-1544.
- [20] 严思齐, 吴群. 二三产业发展对耕地资源数量的影响及其地域差异——基于中国省级面板数据的考察[J]. 资源科学, 2011, 33(10): 1948-1954.
- [21] 孔祥斌, 张凤荣, 李玉兰, 等. 区域土地利用与产业结构变化互动关系研究[J]. 资源科学, 2005(2): 59-64.
- [22] 张会恒. 论产业生命周期理论[J]. 财贸研究, 2004(6): 7-11.
- [23] 吴国松, 姚升. 要素市场扭曲背景下不同地域农民收入变动与结构优化研究[J]. 经济经纬, 2021, 38(1): 48-56.
- [24] 何蒲明. 农民收入结构变化对农民种粮积极性的影响——基于粮食主产区与主销区的对比分析[J]. 农业技术经济, 2020(1): 130-142.
- [25] 杨朔, 于文海, 李世平. 基于 DEA 非有效改进的陕西省耕地生产效率研究[J]. 中国土地科学, 2013, 27(10): 62-68.
- [26] 顾莉丽, 郭庆海. 中国粮食主产区的演变与发展研究[J]. 农业经济问题, 2011, 32(8): 4-9+110.
- [27] West, T.O. and Marland, G. (2002) A Synthesis of Carbon Sequestration, Carbon Missions, and Net Carbon Flux in

- Agriculture: Comparing Tillage Practices in the United States. *Agriculture Ecosystems and Environment*, **91**, 217-232. [https://doi.org/10.1016/S0167-8809\(01\)00233-X](https://doi.org/10.1016/S0167-8809(01)00233-X)
- [28] 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.
- [29] 伍芬琳, 李琳, 张海林, 等. 保护性耕作对农田生态系统净碳释放量的影响[J]. 生态学杂志, 2007(12): 2035-2039.
- [30] 刘荣茂, 张莉侠, 孟令杰. 经济增长与环境质量: 来自中国省际面板数据的证据[J]. 经济地理, 2006(3): 374-377.
- [31] Tone, K. (2002) A Slacks-Based Measure of Super-Efficiency in Data Envelopment Analysis. *European Journal of Operational Research*, **143**, 32-41. [https://doi.org/10.1016/S0377-2217\(01\)00324-1](https://doi.org/10.1016/S0377-2217(01)00324-1)
- [32] 卢新海, 杨喜, 陈泽秀. 中国城市土地绿色利用效率测度及其时空演变特征[J]. 中国人口·资源与环境, 2020, 30(8): 83-91.
- [33] 彭水军, 包群. 中国经济增长与环境污染——基于广义脉冲响应函数法的实证研究[J]. 中国工业经济, 2006(5): 15-23.