中国粮食生产效率空间分异特征及驱动机理

张凡凡[1]，张启楠[2]，李福夺[3]，陈学军[2]，杨兴洪[1]
(1. 贵州大学 管理学院，贵州 贵阳 550025；2. 中南林业科技大学 经济学院，
湖南 长沙 410004；3. 中国农业科学院 农业资源与农业区划研究所，北京 100081)

摘　要：[目的] 在耕地面积有限、城镇化高速发展的背景下，合理评价粮食生产效率，认清粮食生产现状，探索提高粮食生产效率的有效途径。[方法] 基于数据包络法(DEA)分别测算了 2006—2015 年中国 31 个省(市、自治区)的粮食生产效率，同时借助探索性空间数据分析(ESDA)对其时空格局演变特征进行解析，并通过空间计量模型揭示其驱动机理。[结果] 中国粮食生产效率整体偏低，东部沿海地区和西部地区粮食生产效率出现大面积、大幅度下降趋势；粮食生产效率空间集聚效应显著且具有跃迁性，但主要以类型Ⅳ为主，其空间结构具有一定的路径依赖特征；经济增长与粮食生产效率存在正 N 形的 Kuznets 曲线，目前大部分地区经济增长的产粮效率呈现边际收益递减特征，未来的粮食生产势必强调其他政策手段的重要性。[结论] 中国粮食生产效率空间异质特征显著，应充分发挥有利的“被扩散”的区位优势，制定具有区域联动特点的粮食生产策略。

关键词：粮食生产效率；数据包络分析；探索性空间数据分析；空间变异；驱动机理
文献标识码：A　　**文章编号**：1000-288X(2018)04-0317-07　　**中图分类号**：F303.2

文献参数：张凡凡，张启楠，李福夺，等. 中国粮食生产效率空间分异特征及驱动机理[J]. 水土保持通报，2018，38(4)：317-323. DOI：10.13961/j.cnki.stbctb.2018.04.050. Zhang Fanfan, Zhang Qinan, Li Fuduo, et al. Spatial differentiation characteristics and driving mechanism of grain prpduction efficiency in China [J]. Bulletin of Soil and Water Conservation, 2018, 38(4): 317-323.

Spatial Differentiation Characteristics and Driving Mechanism of Grain Prpduction Efficiency in China

ZHANG Fanfan[1], ZHANG Qinan[2], LI Fuduo[3], CHEN Xuejun[2], YANG Xinghong[1]
(1. *School of Management, Guizhou University, Guiyang, Guizhou* 550025, *China*;
2. *School of Economics, Central South University of Forestry and Technology, Changsha, Hu'nan* 410004, *China*;
3. *Institute of Agricultural Resources and Agricultural Zoning, Chinese Academy of Agricultural Sciences, Beijing* 100081, *China*)

Abstract: [Objective] To evaluate the efficiency of grain production, recognize the status of grain production and explore an effective way to improve the efficiency of grain production in the background of limited cultivated land area and rapid urbanization. [Methods] The grain production efficiencies of 31 provinces (municipalities and autonomous regions) in China from 2006 to 2015 were measured by data envelopment method (DEA), and the spatial and temporal pattern evolution characteristics were analyzed with the help of exploratory spatial data analysis (ESDA). The driving mechanism was revealed by the spatial econometric model. [Results] The efficiency of grain production in China was on the low level, the grain production efficiencies of the eastern coastal area and the western region had large scale and substantial decline trend; the spatial agglomeration effect of grain production efficiency was significant and had a leap, but mainly with type Ⅳ, its spatial structure had a certain path dependence. There was a positive N shaped Kuznets curve between grain production efficiency and economic growth. At present, the grain production efficiency of most

收稿日期：2018-05-02　　**修回日期**：2018-05-22
资助项目：贵州省教育厅大学生项目“虚拟水战略背景下的我国粮食生产问题及对策”(2018dxs03)
第一作者：张凡凡(1992—)，女(汉族)，山西省太原市人，硕士研究生，研究方向为农业经济理论与政策。E-mail：805637038@qq.com。
通讯作者：杨兴洪(1971—)，女(汉族)，贵州省都匀市人，博士，教授，主要从事农业经济理论与政策、农业保险等方面的研究。E-mail：406642902@qq.com。

regions is characterized by diminishing marginal income, and the future grain production is bound to emphasize the importance of other policy means. [Conclusion] The spatial heterogeneity of grain production efficiency in China is remarkable. It is necessary to give full play to the favorable regional advantage of "be spread", and formulate a grain production strategy with regional linkage characteristics.

Keywords: grain production efficiency; data envelopment analysis; exploratory spatial data analysis; spatial variability; driving mechanism

粮食生产在农业生产中占有举足轻重的地位,也关系着社会的和谐与稳定。《2017 年全球粮食危机报告》显示,全球各地 2015—2016 年间面临粮食不安全的人口从 8 000 万猛增至 1.08 亿,而且这一数字仍在持续飙升之中[1]。作为人口大国,粮食安全问题同样需要引起我们的重视。近年来,中国粮食生产在实现十二连增的同时,谷物进口量也呈现出不断增长趋势,粮食自给水平持续下降[2],2015 年,中国粮食自给率已经下降到了 93.63%,全部农产品的自给率大约为 83.46%,16.54%左右是需要通过国际市场供给。在未来随着全球气候变化的影响,粮食生产不稳定因素增多、要素引致性粮食生产成本提高、农业生产比较利益逐渐降低的大背景下,中国的粮食安全形式不容乐观。因此,合理评价粮食生产效率、认清粮食生产现状、探索提高粮食生产效率的有效途径具有重要的理论意义和现实意义。

目前学术界对粮食生产效率进行了丰富的研究,以数据包络分析(DEA)为代表的非参数方法受到了广大学者的青睐,其通过纯数学的线性规划技术来确定生产前沿面,是一种数据驱动的方法,不需要预设具体的函数形式和特定的行为假设,有效避免了因错误的生产函数和非效率项分布形式而带来的偏误。肖洪波等[3]根据 2004—2012 年的相关数据,采用数据包络分析(DEA)结合 Malmquist 指数,测算了10 a 来我国粮食生产综合技术效率的变化,揭示了中国粮食产量增长的源泉及存在的问题;马林静等[4]采用 2001—2010 年中国 30 个省份有关粮食生产的面板数据,基于 DEA-Malmquist 生产率指数方法,对中国粮食主产区、主销区和平衡区的粮食生产技术效率进行了测算,并分析了动态技术效率指数的时空差异;薛龙等[5]运用 DEA-Tobit 两步法分析了河南省 2000—2010 年 18 个市的粮食生产效率,并指明了非效率市的最佳调整方式。现有文献对粮食生产效率的研究已有较为全面的认识,但普遍忽视了空间异质性或非线性的假设,这种假定各区域相互独立的做法一方面与经济体之间密切联系的现实不符,同时也会造成研究结果的偏误。Anselin 指出,理论经济模型的一个日益高涨的研究兴趣是经济媒介与系统中其他异质经济媒介的空间关联性。基于此,本文将借助探索性空间数据分析(ESDA)、时空跃迁测度法以及空间杜宾模型将粮食生产效率置于空间分析视角,考虑区域间粮食生产的相互影响关系;此外,在粮食问题的研究中,很少有学者对经济增长与粮食生产效率的非线性关系进行探讨,本文试图突破原有理论的局限,通过引入人均 GDP 的二次项和三次项,进一步验证经济增长与粮食生产效率正 N 形 Kuznets 曲线的存在,同时,鉴于以往学者更加关注粮食生产内部投入要素,而对于外部环境因素的研究较少。为此,本文将运用空间计量模型重点分析对外开放程度、市场化程度、受灾面积等对粮食生产效率的影响,旨在从更加全面的角度审视粮食生产的持续动力。

1 研究方法与数据来源

1.1 研究方法

1.1.1 *数据包络法* 数据包络法最早由运筹学家 Charnes 和 Cooper 于 1978 年提出[6],用来评价决策单元(DMU)多投入多产出模式下的相对有效性,可分别从给定产出情况下的投入最小化和给定投入情况下的产出最大化 2 个视角进行研究[7-8],并找出改进效率的最佳途径。假设有 $i(i=1,2,3,\cdots,k)$个决策单元,每个决策单元有 r 项投入 $x_{i1},x_{i2},\cdots,x_{ri}$,$s$ 项产出 $y_{i1},y_{i2},\cdots,y_{is}$,且 $x_i>0,y_i>0$,选择产出导向且规模报酬可变模型进行测算,模型设定为:

$$\min[\theta-\varepsilon(e_1^T S^- + e_2^T S^+)]$$

$$\text{s.t.}\begin{cases}\sum_{i=1}^{k}\lambda_i x_i + s^- = \theta X_0\\ \sum_{i=1}^{k}\lambda_i y_i - s^+ = Y_0\\ \sum_{i=1}^{k}\lambda_i = 1\end{cases} \tag{1}$$

$$(\lambda_i\geqslant 0, i=1,2,\cdots,k \quad s^+\geqslant 0, s^-\geqslant 0)$$

式中:θ——决策单元的效率;ε——非阿基米德无穷小量;s^+,s^-——松弛变量,即投入要素的冗余程度;x_i,y_i——第 i 个决策单元的投入量和产出量;λ_i——决策单元的权值[9-10]。当 $\theta=1$ 且 $s^+=0,s^-=0$ 时,表示决策单元 DEA 有效;当 $\theta=1$ 且 s^+,s^- 不全为 0 时,则表示决策单元弱 DEA 有效;当 $0<\theta<1$

时,说明该决策单元存在低效率所产生的资源浪费,需要根据其冗余进行改进。

1.1.2　空间计量分析方法　建立空间权重矩阵是进行空间计量分析的前提[11],考虑到保证结论的稳健性,本文同时将临近空间权重矩阵 W^l,地理距离空间权重矩阵 W^g 和经济距离空间权重矩阵 W^e 纳入研究框架,其中,

$$W^l=\begin{cases}1 & (\text{相邻})\\ 0 & (\text{不相邻})\end{cases},\qquad W_g=\frac{1}{d^2}$$

式中:d^2——球面距离的平方;$W^e=W^g\times E$,矩阵 E 主对角线上的元素均为 0,非主对角线上的元素为 $E_{ij}=\frac{1}{|\overline{Y}_i-\overline{Y}_j|}(i\neq j)$;$\overline{Y}_i$,$\overline{Y}_j$——样本期间地区 i 和地区 j 人均实际 GDP 的平均值。

(1) 探索性空间数据分析(ESDA)。ESDA 方法通过对事物的空间分布格局进行可视化描述,探索事物之间的关联机制,从而揭示事物的空间集聚和空间异质特征,其核心技术是空间自相关检验,包括全局空间自相关检验和局部空间自相关检验两类[12]。全局空间自相关用于描述事物在整个区域的空间关联和差异程度,计算公式为:

$$I=\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}\boldsymbol{W}_{ij}(x_i-\overline{x})(x_j-\overline{x})/s^2\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}\boldsymbol{W}_{ij}\qquad(2)$$

式中:I——全局空间自相关 Moran 指数;$\boldsymbol{W}_{ij}$——空间权重矩阵;n——研究对象的个数;x——观测值;S^2——样本方差。Moran's I 的取值介于 $-1\sim1$ 之间,I 值越大表示空间相关性越强,其中,$I>0$ 表示研究对象之间存在空间正自相关关系,表现为聚合分布状态;$I<0$ 表示研究对象之间存在空间负自相关关系,表现为离散分布状态;$I=0$ 则表示研究对象是随机分布的,不存在空间相关关系[13]。全局空间自相关假定空间是同质的,并从宏观上揭示了研究对象的空间依赖程度,但在现实生活中,空间相关存在异质性,因此,需要结合局部空间自相关观测具体的地区分布状况,一般通过 Moran 散点图或 LISA 聚集图等形式进行直观反映,其实质是将全局空间自相关 Moran 指数分解到各个单元,具体模型为:

$$I_i=Z_i\sum_{i=1}^{n}\boldsymbol{W}_{ij}Z_j\qquad(3)$$

式中:I_i——局部空间自相关 Moran 指数;$Z_i=X_i-\overline{X}$,$Z_j=X_j-\overline{X}$,X——观测值;$\boldsymbol{W}_{ij}$——空间权重矩阵。

(2) 粮食生产效率驱动机理的空间模型分析。受地理位置、距离和拓扑相关变量的影响,相邻区域的粮食生产效率、相邻区域粮食生产效率的驱动因素以及未纳入模型的因素都可能对本区域的产粮效率产生影响[14],因此,可以将粮食生产效率驱动因素的空间模型设定为:

$$Y_{it}=\alpha\sum_{j=1}^{n}\boldsymbol{W}_{ij}Y_{jt}+\beta\sum_{j=1}^{n}\boldsymbol{W}_{ij}X_{jt}+\delta X_{it}+\mu_i\qquad(4)$$

$$\mu_i=\lambda W\mu+\varepsilon_i\qquad(5)$$

式中:Y——粮食生产效率;i,j——两个相邻区域;t——时间;$\boldsymbol{W}_{ij}$——空间权重矩阵;X_{it}——自变量;α,δ,β——因变量空间回归系数、自变量回归系数及其空间回归系数,μ_i,λ 表示空间误差项及其待估系数值,ε_i 为残差项。当 $\alpha\neq0$ 而 $\beta=0$ 时,该模型为空间滞后模型;当 $\lambda\neq0$,$\alpha=0$ 时,该模型为空间误差模型;当 $\alpha\neq0$,$\beta\neq0$ 且 $\lambda=0$ 时,则该模型为空间杜宾模型[15],考虑到空间杜宾模型及其对溢出效应的估计更具有一般性特征,无论数据的生成过程是空间滞后模型还是空间误差模型,都能基于此模型得到系数无偏估计,本文将主要通过构建空间杜宾模型进行分析,并将人均 GDP、进出口总额、第三产业所占比重、受灾面积等纳入驱动因素分析框架,分别代表经济增长、对外开放程度、市场化程度、自然生态环境,同时,在粮食生产效率方程中加入人均 GDP 的二次项和三次项来考察 GDP 与粮食生产效率之间可能存在的非线性关系。

1.2　数据来源

文中所用数据主要来源于《中国统计年鉴》《中国农村统计年鉴》等国家正式发布的统计资料,横向覆盖中国 31 个省(市、自治区),纵向主要将时间范畴分为"十一五"(2006—2010 年)、"十二五"(2011—2015 年)两个时间段进行对比分析,以期为"十三五"时期的粮食生产提供参考和借鉴,同时使研究在时间上具有可比性,以此来动态研究中国粮食生产效率的时空演变特征。为了消除价格变动的影响,所有价值变量均以 2006 年为基期进行平减,各变量的描述性统计结果详见表 1—2。

表 1　粮食生产效率评价体系

变量类型	投入变量					产出变量
	1	2	3	4	5	1
变量名称	化肥施用量	农业机械总动力	粮食播种面积	农业从业人数	农业用水量	粮食生产效率
单位	10^4 t	10^4 kW	10^3 hm^2	万人	10^8 m^3	—

表 2 粮食生产效率驱动因素评价体系

变量类型	变量名称	均值	标准差	最大值	最小值
y	粮食生产效率	0.81	0.14	1.00	0.52
x_1	人均 GDP	3.31	2.05	10.63	0.58
x_2	人均 GDP 的平方	15.17	19.60	112.96	0.33
x_3	人均 GDP 的立方	88.77	177.43	1200.55	0.19
x_4	对外开放程度	67.44	127.86	793.47	0.18
x_5	市场化程度	0.41	0.09	0.80	0.29
x_6	受灾面积	11.30	10.07	73.94	0.03

2 实证分析

表 3 为 2006—2015 年中国粮食生产效率变化情况。由表 3 可以看出，中国粮食生产效率整体偏低，效率均值在“十一五”、“十二五”时期分别为 0.791 和 0.785，仍处于“高投入”的粗放式生产，通过将两个时期的效率值进行对比可以发现，有超过 1/2 的省份粮食生产效率出现大幅度下降趋势，且主要集中于东部沿海地区和西部地区，这可能与其地理分布规律有关。如位于东部地区的天津、上海、浙江、江苏等省份虽然经济实力雄厚、科技发达，但在“GDP 锦标赛制”下农业领域的投入更易被忽视[16]，从而损害了粮食生产效率；而西部地区产粮效率下降一方面与其恶劣的地理环境有关，加之西部大开发战略的实施使其更致力于发展经济，在农业方面的投入显得相对不足。此外，不难发现，粮食生产效率呈现出东部和中部地区高、西部低的格局，其分布规律一定程度上也是中国各地区经济发展水平在空间上的映射，这种相关性暗示了经济发展对于提高粮食生产效率具有一定的积极作用。

表 3 “十一五”、“十二五”时期我国粮食生产效率值

项目		“十一五”期间				“十二五”期间			
		TE	PTE	SE	RTS	TE	PTE	SE	RTS
效率下降	安徽	0.687	0.779	0.882	drs	0.679	0.776	0.875	drs
	广西	0.690	0.708	0.975	drs	0.667	0.668	0.999	irs
	贵州	0.663	0.684	0.970	irs	0.518	0.549	0.944	irs
	海南	0.639	0.652	0.981	drs	0.626	0.642	0.975	irs
	湖南	0.898	0.922	0.974	drs	0.863	0.882	0.979	drs
	江苏	0.925	0.986	0.938	drs	0.891	0.938	0.950	drs
	宁夏	0.629	0.642	0.979	irs	0.604	0.616	0.981	irs
	青海	0.667	1.000	0.667	irs	0.643	1.000	0.643	irs
	山东	0.906	1.000	0.906	drs	0.888	1.000	0.888	drs
	山西	0.735	0.743	0.989	irs	0.692	0.715	0.968	irs
	上海	1.000	1.000	1.000	—	0.939	1.000	0.939	irs
	天津	0.765	0.923	0.828	irs	0.746	1.000	0.746	irs
	西藏	1.000	1.000	1.000	—	0.981	1.000	0.981	irs
	新疆	0.891	0.916	0.973	drs	0.857	0.860	0.997	irs
	云南	0.562	0.563	0.998	drs	0.554	0.554	1.000	—
	浙江	0.926	0.950	0.974	drs	0.893	0.899	0.993	irs
效率上升	河北	0.687	0.762	0.901	drs	0.723	0.806	0.898	drs
	河南	0.924	1.000	0.924	drs	0.930	1.000	0.930	drs
	湖北	0.828	0.836	0.991	drs	0.831	0.831	1.000	—
	江西	0.829	0.831	0.998	drs	0.856	0.856	1.000	—
	辽宁	0.900	0.903	0.997	drs	0.920	0.921	0.999	irs
	内蒙古	0.704	0.705	0.999	drs	0.722	0.722	1.000	—
	陕西	0.525	0.525	1.000	—	0.546	0.547	0.999	irs
	四川	0.703	0.887	0.793	drs	0.773	0.850	0.909	drs
	北京	0.759	1.000	0.759	irs	0.834	1.000	0.834	irs
	福建	0.778	0.798	0.975	drs	0.786	0.792	0.993	irs
	甘肃	0.545	0.546	0.996	drs	0.612	0.612	0.999	—
	广东	0.756	0.782	0.966	drs	0.771	0.773	0.998	irs
效率不变	黑龙江	1.000	1.000	1.000	—	1.000	1.000	1.000	—
	吉林	1.000	1.000	1.000	—	1.000	1.000	1.000	—
	重庆	1.000	1.000	1.000	—	1.000	1.000	1.000	—
均值		0.791	0.840	0.946	—	0.785	0.833	0.949	—

注：TE 为综合技术效率，PTE 为纯技术效率，SE 为规模效率，RTS 为规模报酬，—，irs，drs 分别表示规模报酬不变、递增、递减，其中，TE=PTE·SE。下同。

2.1　探索性空间数据分析

作为空间计量分析的基础,首先通过探索性空间数据分析方法进行空间自相关性检验。借鉴 Anselin 等的做法,通过计算全局莫兰指数并结合 LISA(local indicators of spatial association)集聚地图验证是否存在显著的空间聚集效应,计算结果详见表 4。

Z 统计量检验表明,研究期内中国各省市粮食生产效率的 Moran's I 指数值均在 1%的显著性水平上出现正相关性,即中国粮食生产效率并非完全随机分布,而是表现为高高集聚或低低集聚的相似值之间的空间聚类特征,因此,在进行粮食生产效率的研究中不能忽视客观存在的地理空间分布因素。

表 4　中国粮食生产效率全局空间自相关 Moran's I 指数值

年份	I	E(I)	z	p	年份	I	E(I)	z	p
2006	0.229	−0.033	2.876	0.004	2011	0.224	−0.033	2.823	0.005
2007	0.227	−0.033	2.848	0.004	2012	0.209	−0.033	2.665	0.008
2008	0.250	−0.033	3.102	0.002	2013	0.236	−0.033	2.973	0.003
2009	0.231	−0.033	2.895	0.004	2014	0.184	−0.033	2.397	0.017
2010	0.231	−0.033	2.899	0.004	2015	0.209	−0.033	2.672	0.008

全局空间自相关 Moran's I 指数仅能揭示整个研究区域的空间依赖程度,据此,需要进一步依据局部 Moran's I 指数反映各区域与邻近区域同一属性的相关程度,本文主要通过 GeoDA 生成 LISA 聚集图进行更为清晰的可视化表达,并将研究区域划分为以下 4 种类型:HH 聚集型,即区域自身粮食生产效率相对较高且被周边的高值地区所包围;LL 聚集型,主要是指粮食生产效率较低的区域相互集聚,从而形成集中连片的产粮效率低值区;HL 聚集型,这种类型的空间集聚主要表现为自身粮食生产效率相对较高的区域被周边的低值区域所包围,从而形成中间高四周低的离散分布形态;而 LH 聚集型则是产粮效率较低的区域被周边的高值区域所包围,呈现出中间低四周高的空间分布形态[17],具体分布状况及其变化趋势如附图 9 所示。

由附图 9 可以看出,中国粮食生产效率主要以 HH 聚集型和 LL 聚集型为主,其中,HH 聚集型主要分布在我国的东北、华东地区、以及华中部分地区,包括黑龙江、吉林、辽宁、上海、浙江、江苏、江西、湖北、湖南等地,从而形成产粮效率"高值俱乐部",该区域范围在空间上具有明显的扩张趋势;LL 聚集型则主要分布在中国的华北、华南以及西北地区,此聚集类型区在研究期内并没有显著变化,说明全面提高我国粮食生产效率仍面临一定的挑战,其发展还需要一个更长的过程;属于 HL 聚集型的有河南、新疆、西藏、重庆等地,该区域自身产粮效率较高,但容易受周边区域负向效应的影响而有所减弱;处于 LH 聚集型的安徽、天津、福建、四川等地则具有有利的"被扩散"的区位优势,需要加强与周边高效率水平省份的联系,借鉴其先进技术,提高自身效率水平。

空间异质性的时空演变使得中国粮食生产效率处于不断变化之中,因此,有必要采用时空跃迁测度法进一步分析研究。时空跃迁主要可以分为以下 4 种形式,类型Ⅰ:在临近区域属性值不变的情况下本区域发生位移,包括 LL→HL,LH→HH,HH→LH,HL→LL;类型Ⅱ指的是临近区域属性值发生改变,但本区域不变的情况,包括 LL→LH,LH→LL,HH→HL,HL→HH;类型Ⅲ:临近区域与本区域属性值同时发生改变,属于这一跃迁类型的主要包括 LL→HH,LH→HL,HH→LL,HL→LH;类型Ⅳ则主要是指临近区域与本区域属性值均未发生改变的情况。

表 5 为中国粮食生产效率具体跃迁类型,通过对比可以发现,类型Ⅳ在各时间段都是最主要的跃迁形式,即本区域与邻近区域均保持同样水平的变化,说明中国粮食生产效率的空间结构具有一定的路径依赖特征或空间锁定规律,其次是类型Ⅰ和类型Ⅱ,而类型Ⅲ在研究期内并未出现,进一步验证了非典型性的特征。

具体而言,北京受自身减贫效率的影响于 2006—2011 年主动发生跃迁,由 LL 聚集型向 HL 聚集型转变,但空间溢出效应的存在使其减贫效率极易受周边地区的影响,其减贫效率未来可能会处于不稳定状态;四川和福建等地则由于有利的"被扩散"的区位优势,分别由 LH 聚集型跃迁至 HH 聚集型,再次验证了粮食生产效率空间溢出效应的存在,其中,福建经历了由 L—H 象限跃迁至 H—H 象限又迁回 L—H 象限的过程,其粮食生产效率处于短暂性波动变化之中;而天津、山东则是由于周围环境发生变化而被动改变象限发生跃迁。总体而言,空间异质性的存在使得省域间的效率溢出可能推动各地区粮食生产效率走向趋同或者分异,进而对我国粮食生产的整体分布结构产生影响。

表 5 我国 2006—2015 年粮食生产效率跃迁类型

跃迁类型	2006—2010 年	2011—2015 年
类型Ⅰ	LL→HL:北京 ;LH→HH:福建	LH→HH:四川 ;HH→LH:福建
类型Ⅱ	LL→LH:天津;HL→HH:山东	
类型Ⅲ	—	—
类型Ⅳ	上海、江苏、浙江、河北、山西、内蒙古 黑龙江、吉林、辽宁、安徽、江西、河南 湖北、湖南、广东、广西、海南、重庆 四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃 青海、宁夏、新疆	北京、天津、上海、河北、山西、内蒙古 黑龙江、吉林、辽宁、浙江、江苏、安徽 江西、山东、河南、湖北、湖南、广东 广西、海南、重庆、贵州、云南、西藏 陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆

2.2 粮食生产效率驱动因素的空间效应分析

探索性空间数据分析(ESDA)结果表明中国粮食生产效率存在显著的空间相关性,因此,不再满足普通最小二乘法关于区域之间相互独立的假设,需要通过引入空间差异性和空间依赖性对经典的线性模型进行修正[18],本文主要通过构建空间杜宾模型进行回归估计,为了保证结果的稳健性,文章同时报告了临近空间权重矩阵、地理距离空间权重矩阵和经济距离空间权重矩阵下的估计结果详见表 6。

表 6 不同空间权重矩阵的空间杜宾模型估计结果

变量名称	临近空间权重矩阵 W^l	地理距离空间权重矩阵 W^g	经济距离空间权重矩阵 W^e
x_1	0.053**	0.047*	0.032
x_2	−0.009**	−0.009*	−0.005
x_3	0.001*	0.001	0.001
x_4	0.000	0.000	0.000
x_5	0.314***	0.227*	0.164*
x_6	−0.001***	−0.001***	−0.001***
$W\times y$	0.413***	0.495***	0.539***
常数项	0.435***	0.297***	0.246***
曲线类型	倒 N 型	倒 N 型	倒 N 型
拐点(万元/人)	3.95 和 11.21	4.02 和 9.80	3.81 和 14.18
Log-likelihood	512.64	513.84	534.62

注:(1)***,**,*分别表示在 1%,5%,10%的水平上显著;(2)这里的拐点指的是数学意义上的极值点,即一阶导数等于零的点,由于本文涉及的是人均 GDP 的三次曲线,因此共有两个极值点。

3 种空间权重矩阵下的估计结果基本一致,且各变量均高效通过显著性检验,由于人均 GDP、人均 GDP 二次项和三次项的回归系数满足 $\beta_1>0$,$\beta_2<0$,$\beta_3>0$ 的变化规律,说明经济增长与粮食生产效率之间存在“正 N 型”的 Kuznets 曲线,为了更好地描述现阶段经济增长对产粮效率的影响情况,本文进一步测算了“正 N 型”Kuznets 曲线的拐点值,以经济距离矩阵 W^e 估计结果为例,两个拐点值分别为 3.81 和 14.18,换句话说,当人均 GDP 小于 3.81 万元时,经济增长对粮食生产效率具有正向促进作用,一旦跨越这一门槛值,经济增长的产粮效率将呈现边际收益递减的特征,只有当人均 GDP 达到 14.18 万元的水平时,经济增长对粮食生产效率的正向促进作用才会再次显著,这主要是由于随着经济的发展,非农经济的挤出效应越来越显著,大量农业生产资料流入非农产业,经济发展所伴随的先进技术对农业生产的积极作用显得相对不足,损害了农业生产效率,因此会在第 1 个拐点与第 2 个拐点之间出现粮食生产效率的短暂下降,之后,随着经济结构的不断完善,农业经济的发展从资源依赖型更大程度地向依靠技术进步转变,从而表现为粮食生产效率在第 2 个拐点之后随经济发展逐步提升的变化规律。通过对比表 7 所示的 2015 年我国各区域人均 GDP 与拐点值的远近,发现目前我国各区域粮食生产效率在 Kuznets 曲线中所处的阶段差异较大,大部分地区正处于第 1 个拐点与第 2 个拐点之间,而西部欠发达地区如四川、贵州、云南、甘肃、广西 、西藏等地仍未跨越第 1 个拐点,需要根据不同区域的发展状况合理引导。

对外开放程度以及市场化程度对粮食生产效率的提升有促进作用,其中市场化程度对粮食生产效率的作用程度较大,市场化程度每增加 1%,粮食生产效率将提高 0.2%,而对外开放程度在 3 种空间权重矩阵下都不显著,可能的原因是对外开放程度虽然有利于引进先进技术,但受农民自身模仿和接受能力的限制,使其正向溢出作用大打折扣。自然灾害仍然是粮食生产最大的不稳定因素,这也是造成近年来粮食生产效率出现大幅度大面积下降趋势的重要原因;此外,空间自回归系数在 3 种空间权重矩阵下始终为正,说明粮食生产效率具有显著的示范作用,临近区域产粮效率的优化同样会对本区域的粮食生产产生促进作用。

表 7　中国 2015 年各区域人均地区生产总值

地区名称	安徽	北京	福建	甘肃	广东	广西	贵州	海南	河北	河南	黑龙江
人均地区生产总值（万元/人）	3.48	10.10	6.41	2.67	6.41	3.34	2.67	3.93	4.04	3.75	3.96
地区名称	湖北	湖南	吉林	江苏	江西	辽宁	宁夏	青海	山东	山西	内蒙古
人均地区生产总值（万元/人）	4.76	4.07	5.07	8.27	3.50	6.58	4.23	4.01	6.15	3.54	7.17
地区名称	陕西	上海	四川	天津	西藏	新疆	云南	浙江	重庆		
人均地区生产总值（万元/人）	4.74	9.84	3.55	10.63	2.96	4.10	2.75	7.38	4.84		

3　结 论

（1）中国粮食生产效率整体偏低，仍处于“高投入”的粗放式生产，并表现出东、中部高、西部低的分布格局，其分布规律一定程度上也是中国各地区经济发展水平在空间上的映射，但“十二五”时期以来东部沿海地区和西部地区出现大面积、大幅度下降趋势。

（2）粮食生产效率并非完全随机分布，而是表现出明显的空间关联性，其空间结构具有一定的路径依赖特征，主要以类型Ⅵ为主，其中，HH 聚集和 LL 聚集型是最主要的空间聚类方式，LL 聚集型在研究期内相对比较稳定。所以全面提高我国粮食生产效率仍面临一定的挑战，其发展还需要一个更长的过程，此外，未来应重点关注安徽、天津、福建、四川等地区 LH 聚集类型区的粮食生产效率变化情况，发挥其有利的“被扩散”的区位优势。

（3）经济增长与粮食生产效率之间存在正 N 形的 Kuznets 曲线。目前大部分地区经济增长的产粮效率呈现边际收益递减特征，需要合理规划农业与非农产业的发展，寻找二者发展的平衡点，积极建立经济增长与粮食生产的协作关系；而对于四川、贵州、云南、甘肃、广西 、西藏等西部地区来说，虽然在未来一段时间内经济增长仍有助于提高粮食生产效率，但这些省份大多已濒临第一个拐点值，即将进入 Kuznets 曲线下降区间，需要及时规划引导，缓解非农产业的挤出效应；此外，构建良好的外部生产环境，加强国外市场先进技术以及国内市场化程度对粮食生产的促进作用，营造稳定的自然生态条件，巩固强强聚集的良性循环，在粮食生产效率较高的地区建立示范区，充分发挥临近地区产粮效率优化对本区域的辐射带动作用，制定具有区域联动特点的空间产粮策略来促进和稳定粮食生产。

［参 考 文 献］

[1] 新华网. 联合国粮农组织报告：全球愈亿人面临严重粮食问[EB/OL]. (2017-03-31)[2017-04-02]. http://www.xinhuanet.com/fortune/2017-04/02/c_1120742476.htm.

[2] 何蒲明，黎东升. 基于粮食安全的粮食产量和价格波动实证研究[J]. 农业技术经济，2009(2)：85-92.

[3] 肖红波，王济民. 新世纪以来我国粮食综合技术效率和全要素生产率分析[J]. 农业技术经济，2012(1)：36-46.

[4] 马林静，王雅鹏，吴娟. 中国粮食生产技术效率的空间非均衡与收敛性分析[J]. 农业技术经济，2015(4)：4-12.

[5] 薛龙，刘旗. 河南省粮食生产综合技术效率和全要素生产率分析[J]. 河南农业大学学报，2013，47(3)：345-350.

[6] 杨皓天，句芳. 基于 DEA 模型的内蒙古农村牧区粮食生产效率实证研究：源于内蒙古 10 个地区的 1312 户农牧户调研数据[J]. 干旱区资源与环境，2015，29(6)：32-38.

[7] 章乐，郑循刚. 城镇化与粮食生产效率关系的 VAR 模型分析[J]. 中国农业资源与区划，2017，38(1)：96-100.

[8] 殷方升，董莉莉，王小博. 辽宁省粮食生产技术效率分析[J]. 中国农业资源与区划，2012，33(3)：18-22.

[9] 熊鹰，郭耀辉，景晓卫，等. 四川省重点生态功能区有机农业生产效率研究：基于三阶段 DEA 模型的实证分析[J]. 中国农业资源与区划，2017，38(10)：162-170.

[10] 唐建，Jose Vila. 粮食生产技术效率及影响因素研究：来自 1990—2013 年中国 31 个省份面板数据[J]. 农业技术经济，2016(9)：72-83.

[11] 李礼连，张利国. 长江经济带粮食全要素生产率时空演变及驱动因素实证分析[J]. 价格月刊，2017(6)：77-82.

[12] 张利国，鲍丙飞，潘丹. 鄱阳湖生态经济区粮食生产技术效率时空演变及环境协调性探究[J]. 经济地理，2016，36(11)：116-123.

[13] 王千，金晓斌，周寅康，等. 县级粮食生产效率空间聚集格局演变分析：以河北省为例[J]. 水土保持通报，2011，31(3)：234-238.

[14] 马林静，王雅鹏，吴娟. 中国粮食生产技术效率的空间非均衡与收敛性分析[J]. 农业技术经济，2015(4)：4-12.

[15] 张利国，鲍丙飞. 我国粮食主产区粮食全要素生产率时空演变及驱动因素[J]. 经济地理，2016，36(3)：147-152.

[16] 杨义武，林万龙，张莉琴. 农业技术进步、技术效率与粮食生产：来自中国省级面板数据的经验分析[J]. 农业技术经济，2017(5)：46-56.

[17] 高鸣，宋洪远. 粮食生产技术效率的空间收敛及功能区差异：兼论技术扩散的空间涟漪效应[J]. 管理世界，2014(7)：83-92.

[18] 闵锐，李谷成. “两型”视角下我国粮食生产技术效率的空间分异[J]. 经济地理，2013，33(3)：144-149.