

我国粮食主产区农业高质量发展的区域差异及收敛性分析

徐孝新¹, 孙自敏¹, 刘戒骄²

(1. 信阳师范学院 商学院, 河南 信阳 464000; 2. 中国社会科学院 工业经济研究所, 北京 100044)

摘要: 全面认识粮食主产区农业高质量发展差异的空间特性, 为推动粮食主产区农业高质量的协调发展提供有益启示。本文从新发展理念出发, 构建农业高质量发展综合评价指标体系, 运用加入时间变量的熵权法测度2003—2018年我国粮食主产区农业高质量发展水平, 利用Dagum基尼系数揭示其发展的区域差异大小及其来源, 并采用多种收敛方法考察其收敛性特征。结果显示: 粮食主产区农业高质量发展水平较低, 在波动中呈总体上升趋势; 粮食主产区农业高质量发展存在显著的区域差异, 其差异在波动中呈总体下降趋势, 区域内差异与区域间差异交替成为区域差异的主要来源; 粮食主产区农业高质量发展具备典型的 σ 收敛和 β 收敛特征, 分区域和分时期的收敛性具有明显的异质性特征。因此为提升农业高质量发展水平和缩小区域差距, 需要进一步深化农业供给侧结构性改革, 积极发展农业新业态和新模式, 并通过“追赶效应”和“以高带低”拉动机制, 推动粮食主产区农业高质量发展的跨区域协同提升。

关键词: 农业高质量发展; 熵权法; 区域差异; 收敛性; 粮食主产区

中图分类号: F323.1 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-980X(2022)2-0086-10

一、引言

改革开放以来, 我国农业发展取得优异成绩。粮食生产实现了“十七连丰”, 2020年全国粮食总产量高达13390亿斤, 比上年增加113亿斤, 为确保国家粮食安全提供了坚实支撑^①。在农业快速发展的同时, 出现了“三本齐升”与“三量齐增”、国内外农产品价格严重倒挂、农业结构性矛盾日益凸显等问题。破解我国农业发展面临的新矛盾和新问题, 需要在维持农业发展总量规模和增长速度的基础上, 更加重视农业发展质量、效益和效率。在2021年12月25日召开的中央农村工作会议上, 习近平总书记强调“应对各种风险挑战, 必须着眼国家战略需要, 稳住农业基本盘”。粮食主产区作为国家粮食安全的“压舱石”, 其农业发展质量直接关系到农业发展水平、乡村振兴、农民增收等重要问题^②。然而, 由于受农业产业基础、技术水平及经营模式等因素影响, 农业高质量发展不充分不平衡问题依旧突出。目前我国粮食主产区农业高质量发展水平如何? 粮食主产区农业高质量发展的区域差异大小及其来源如何? 它是否存在收敛性? 对这些问题的回答有助于全面认识农业高质量发展差异的空间特性, 精准把握粮食主产区农业高质量发展差异的大小及其来源, 从而为推动粮食主产区农业高质量发展提供有益启示。

当前关于我国农业高质量发展问题的研究主要聚焦于发展质量测度及其时空差异分析两个方面。在农业高质量发展水平测度方面, 一部分学者依据经济增长理论, 将生产率作为衡量农业发展水平的重要指标, 即采用农业全要素生产率或农业绿色全要素生产率等指标来度量农业发展质量(武宵旭等, 2019; 吕娜和朱立志, 2019; 龚锐等, 2020)。鉴于农业高质量发展具有多维特征, 单一指标无法准确度量。因此, 越来越多的学者倾向于通过构建综合指标评价体系进行测度分析。一类学者基于农业高质量发展的内涵和产业特征构建评价指标体系, 如辛岭和安晓宁(2019)、张鸿等(2020)、张峰(2021)等。另一类学者基于五大发展理念, 构

收稿日期: 2021-12-30

基金项目: 国家自然科学基金“规模经营背景下粮食作物秸秆资源化利用的综合效应和补偿政策研究”(20180917181201274); 河南省科技计划项目“河南省农业高质量发展测度与实现路径研究”(20200507173743114); 信阳师范学院“南湖学者”奖励计划(青年项目)

作者简介: 徐孝新, 博士, 信阳师范学院商学院副教授, 研究方向: 产业经济; 孙自敏, 信阳师范学院商学院硕士研究生, 研究方向: 产业经济; 刘戒骄, 博士, 中国社会科学院工业经济研究所研究员, 研究方向: 产业经济。

① 来源于国家统计局2020-12-10日公布的全国粮食生产数据。

② 新华网. 习近平: 饭碗要端在自己手里. http://www.xinhuanet.com/politics/2015-08/25/c_128164006_2.htm.

建多维评价指标体系,运用主客观赋权法对我国省域农业高质量发展水平进行评价,如黎新伍和徐书彬(2020)、刘忠宇和热孜燕·瓦卡斯(2021)、刘涛和杜思梦(2021)等。农业高质量发展的时空差异也引起一部分学者的关注。如刘涛等(2020)利用空间计量方法分析了农业高质量发展的时空格局,发现我国农业高质量发展呈现非均衡状态。黎新伍和徐书彬(2020)运用探索性空间数据分析法对农业高质量发展的空间分布特征进行分析,发现省际间农业高质量发展水平差异显著,区域之间差距在逐步缩小。刘忠宇和热孜燕·瓦卡斯(2021)采用Dagum基尼系数、Kernel密度估计及Markov链等方法考察了农业高质量发展的区域差异及动态演进,发现我国农业高质量发展存在区域差异,且具有一定的邻接依赖性。

上述研究不仅为本文农业高质量发展的内涵界定和指标体系构建提供了理论支撑,也对研究区域时空差异及收敛性提供了方法论指引。然而,在对我国农业高质量发展测度及区域差异进行研究时,以全国所有省份为研究样本进行整体分析,尚未考虑到农业生产结构区域特征差异,以粮食主产区为对象进行有针对性的研究也较为匮乏,进而也未能全面、准确评价其高质量发展状况并剖析其空间差异。因此,本文以粮食主产区13个省份为研究样本,从新发展理念视角理解农业高质量发展内涵,以此构建综合评价指标体系,利用加入时间变量的熵权法对其发展水平进行测度,采用Dagum基尼系数揭示粮食主产区农业高质量发展的区域差异大小及其来源,并运用多种收敛方法考察其收敛性特征。

二、研究区域、方法与数据说明

(一)研究区域

本文选择粮食主产区(13个省)^③作为研究样本,其原因主要在于:一是粮食主产区作为重要的产粮基地,对缓解国家粮食安全问题、推动国民经济发展和巩固农业基础与战略地位具有重要作用;二是粮食主产区内部的生产条件(地形、土壤等)具有较强的一致性,利用主产区样本与熵值法的匹配性较高,可以更好的反映全国的农业高质量发展水平。鉴于此,本文对粮食主产区农业高质量发展进行评价,并按照自然地理区位并借鉴崔宁波和董晋(2021)的区划界定,将我国粮食主产区分为7个北方主产区和6个南方主产区,具体划分见表1。

表1 粮食主产区空间界定

区划	南方主产区	北方主产区
省份	安徽、江苏、湖北、湖南、江西、四川	黑龙江、吉林、辽宁、内蒙古、河北、河南、山东

(二)农业高质量发展评价指标体系构建

新发展理念是对新时代高质量发展的新要求,也是检验高质量发展的评价准则(金碚,2018)。本文根据新发展理念的相关论述,借鉴现有研究文献(黎新伍和徐书彬,2020;刘忠宇和热孜燕·瓦卡斯,2021),将农业高质量发展理解为创新发展为核心动力、协调发展为内在要求、绿色发展为必然选择、开放发展为必由之路、共享发展为价值导向的发展状态。此外,本文遵循有效性、全面性及可操作性原则,构建5个维度25个具体指标的农业高质量发展综合指标评价体系,旨在对粮食主产区农业高质量发展水平进行科学、准确测度,具体评价指标体系见表2。

表2 粮食主产区农业高质量发展水平综合指标评价体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标度量	属性	权重
农业高质量发展	创新 (0.3927)	农业劳动者教育水平	农村人口平均受教育年限	+	0.0133
		土地产出水平	农业增加值/耕地面积	+	0.0279
		农产品供给力	粮食产量/播种面积	+	0.0369
		农业规模化程度	耕地面积/第一产业从业人员	+	0.0713
		农业机械化程度	机械总动力/播种面积	+	0.0469
		农业电气化程度	农村用电量/第一产业从业人员	+	0.1554
	协调 (0.1745)	劳动生产率	农林牧渔业总产值/第一产业从业人员	+	0.0410
		产业融合水平	农林牧渔服务业产值/农林牧渔业总产值	+	0.0240
		财政支农力度	农林水事务支出/财政总支出	+	0.0416
		农业结构	农林牧渔业总产值/农林牧渔业总产值	+	0.0342
	二元结构强度	(第二、三产业GDP占比/第二、三产业就业人员占比)/ (第一产业GDP占比/第一产业就业人员占比)	-	0.0242	

③ 粮食主产区各省区的确定具体来自于国家财政部在2003年末发布的《关于改革和完善农业综合开发若干政策措施的意见》的文件,其中将包括黑龙江、吉林、辽宁、内蒙古、河北、山东、江苏、安徽、河南、湖北、湖南、江西、四川,共计13个省份确定为我国粮食主产区。

续表

一级指标	二级指标	三级指标	指标度量	属性	权重	
绿色 (0.1553)		城乡居民收入比	城镇居民可支配收入/乡村居民可支配收入	-	0.0163	
		城乡居民消费对比	城镇居民消费支出/农村居民消费支出	-	0.0184	
		水土流失治理面积	水土流失治理面积/耕地面积	+	0.0158	
	绿色 (0.1553)		单位面积农膜使用量	农膜使用量/播种面积	-	0.0217
			单位面积化肥使用量	化肥施用量/播种面积	-	0.0394
			单位面积农药使用量	农药施用量/播种面积	-	0.0327
			森林覆盖率	森林面积/土地面积	+	0.0285
	开放 (0.0782)		耕地复种指数	播种面积/耕地面积	-	0.0330
			农产品进出口依存度	农产品进出口总额/生产总值	+	0.0563
			贸易竞争指数	农产品出口总额/(农产品出口总额+农产品进口总额)	+	0.0219
共享 (0.1993)		农村收入水平	农民人均纯收入	+	0.0689	
		每万人农村人口村卫生室	村卫生室数/农村人口	+	0.0290	
		社会保障水平	农村人均最低社会保障支出	+	0.0686	
		固定资产投资情况	农林牧渔业全社会固定资产投资/年末农村常住人口	+	0.0328	

注:二级指标括号内数值表示相应指标权重;属性中“+”代表正向指标,“-”代表负向指标。

(三)研究方法 with 数据来源

1. 加入时间变量的熵权法

熵权法是一种常用的客观赋权方法,它可以平衡众多准则指标之间的关系,有效避免主观因素造成的结果偏误(Srdjevic et al, 2004)。本文在考虑时间变量的基础上,利用熵权法确定粮食主产区农业高质量发展的评价指标权重,进而对其发展水平进行测度。具体测算过程参考杨丽和孙之淳(2015)、锁箭和汤瑞丰(2020)、刘会武等(2021),文中不再赘述。

2. Dagum 基尼系数及其分解

Dagum(1997)提出按子群分解的基尼系数方法,这种方法既可分解出区域差异的来源,又可评估个体间的交互作用,弥补了传统区域差异衡量方法的局限性,故本文采用该方法分析粮食主产区农业高质量发展的区域差异及来源,其表达形式如下:

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

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

$$G_{jh} = \frac{\sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_h} |y_{ji} - y_{hr}|}{n_j n_h (\bar{y}_j + \bar{y}_h)} \quad (3)$$

$$G_w = \sum_{j=1}^k G_{jj} P_j S_j \quad (4)$$

$$G_{nb} = \sum_{j=2}^k \sum_{h=1}^{j-1} G_{jh} (P_j S_h + P_h S_j) D_{jh} \quad (5)$$

$$G_t = \sum_{j=2}^k \sum_{h=1}^{j-1} G_{jh} (P_j S_h + P_h S_j) (1 - D_{jh}) \quad (6)$$

Dagum 将总体基尼系数 G 分解为三部分:区域内差异贡献 G_w 、区域间差异贡献 G_{nb} 和超变密度贡献 G_t ,且满足 $G = G_w + G_{nb} + G_t$ 。 G_{jj} 和 G_{jh} 分别衡量粮食主产区农业高质量发展的区域内差异和区域间差异,其中 j 和 h 代表粮食主产区中的不同区域; k 为区域个数; n 为样本内省份数量; $n_j(n_h)$ 为 $j(h)$ 区域内省份个数; $y_{ji}(y_{hr})$ 是 $j(h)$ 地区的第 $i(r)$ 省份的农业高质量发展指数; \bar{y} 是粮食主产区农业高质量发展指数均值; $P_{j(h)} = n_{j(h)}/n$ 为 $j(h)$ 区域内省份个数在粮食主产区中所有省份占比; $S_{j(h)} = \overline{y_{j(h)}}/\bar{y}$, $j = 1, 2, \dots, 7, h = 1, 2, \dots, 6$; D_{jh} 为不同区

域间农业高质量发展的相互影响。

3. 收敛性分析方法

σ 收敛表示随着时间推移样本值偏离整体平均水平的离差不断降低的发展趋势,本文用于考察粮食主产区农业高质量发展是否随着时间的变化最终趋于一个水平状态。若 σ 收敛系数呈不断降低趋势,则说明粮食主产区农业高质量发展存在 σ 收敛趋势,反之,则呈发散趋势。借鉴杨骞和秦文晋(2018)的思路, σ 收敛的具体形式如式(7)所示。

$$\sigma_t = \sqrt{\frac{\sum_i (\ln f_{q_{i,t}} - \overline{\ln f_{q_t}})^2}{N}} \quad (7)$$

其中: i 表示第 i 个省份, $i = 1, 2, \dots, 13$; N 为省份个数; $\ln f_{q_{i,t}}$ 为省份 i 在 t 时期农业高质量发展水平的自然对数; $\overline{\ln f_{q_t}}$ 为该时期粮食主产区所有省份农业高质量发展水平自然对数的算术平均值。

β 收敛是指初始发展水平低的区域具有更高的增幅,随着时间的推移,会赶上初始水平高的区域(Barro and Sala, 1992),即各区域间的发展会存在“追赶效应”。绝对 β 收敛是指假设影响农业高质量发展的因素相一致的情况下,不同区域的农业高质量发展水平仍呈收敛状态。本文采用绝对 β 收敛检验方法,分析2003—2018年间粮食主产区农业高质量发展水平是否趋同。构建模型如式(8)所示。

$$\ln\left(\frac{f_{q_{i,t+1}}}{f_{q_{i,t}}}\right) = \alpha + \beta \ln f_{q_{i,t}} + \rho w_{ij} \ln\left(\frac{f_{q_{i,t+1}}}{f_{q_{i,t}}}\right) + \mu_{i,t} \quad (8)$$

其中: $\ln\left(\frac{f_{q_{i,t+1}}}{f_{q_{i,t}}}\right)$ 表示粮食主产区第 i 个省份农业高质量发展水平在第 $t+1$ 期间增长率的自然对数; $f_{q_{i,t}}$ 和 $f_{q_{i,t+1}}$ 分别代表样本 t 和 $t+1$ 期的农业高质量发展水平; w_{ij} 为空间邻接权重矩阵; β 为收敛系数;在不考虑其他控制因素的情况下,若 $\beta < 0$,则表明农业高质量发展水平存在收敛特征;反之,则发散; ρ 为空间滞后系数; μ 为误差项。

条件 β 收敛是在绝对 β 收敛模型中加入控制影响农业高质量发展的相关因素后,考察粮食主产区中不同省份农业高质量发展水平是否会收敛于相同的稳态水平。本文借鉴潘丹和应瑞瑶(2013)、李海鹏等(2020)、刘亦文等(2021)的思路,将产业结构合理化、对外开放程度、环境污染治理投资力度、R&D科研经费投入等控制变量纳入条件 β 收敛模型。产业结构合理化(ISR)用泰尔指数计算得出、环境污染治理投资力度(EPI)用环境污染治理投资额占GDP比重表示、R&D科研经费投入(RFI)用R&D经费支出占GDP比重表示、对外开放程度(DO)用实际利用外商投资占地区GDP比重表示、第三产业发展水平(AVT)用第三产业增加值占地区生产总值比重表示,其中 $X_{i,t}$ 表示以上所涉及的控制变量。构建模型如式(9)所示。

$$\ln\left(\frac{f_{q_{i,t+1}}}{f_{q_{i,t}}}\right) = \alpha + \beta \ln f_{q_{i,t}} + \rho w_{ij} \ln\left(\frac{f_{q_{i,t+1}}}{f_{q_{i,t}}}\right) + \theta X_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (9)$$

β 收敛速度 ν 用来表示粮食主产区农业高质量发展低水平省份追赶上高水平省份的速度,具体计算如式(10)所示。

$$\nu = -\frac{\ln(1 + \beta)}{T} \quad (10)$$

4. 数据来源与说明

本文选取2003—2018年粮食主产区13个省份25个基础指标数据,数据来源于《中国统计年鉴》《中国农村统计年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》《中国农业年鉴》等。个别缺失数据从各省统计年鉴中补充或采用线性插值法补充,剔除个别异常值的样本,得到平衡面板数据。需要说明的是:①农村人口平均受教育年限的计算公式为(文盲人数 $\times 1$ +小学学历人数 $\times 6$ +初中学历人数 $\times 9$ +高中和中专学历人数 $\times 12$ +大专及以上学历人数 $\times 16$)/6岁以上人口总数(黎新伍和徐书彬,2020);②产业结构合理化采用泰尔指数作为度量指标(干春晖等,2011);③为使区域间具有可比性,25个基础指标均采用相对比率法来反映其发展程度,即用具体指标数据分别除以区域耕地面积、播种面积、财政总支出等总量数据。

三、粮食主产区农业高质量发展时空分异特征

(一)粮食主产区农业高质量发展水平测度结果分析

2003—2018年粮食主产区农业高质量发展指数的年度值和均值的结果见表3。结果表明,粮食主产区农业高质量发展指数在波动中呈总体上升趋势,期末值较期初值明显上升,其均值从2003年的0.208波动上升至2018年0.314,年均增长2.791%。具体而言,江苏、安徽、江西、湖北、湖南、四川和河南七省农业高质量发展指数年均增长率超过了粮食主产区的平均增速。其中,江苏省农业高质量发展指数从2003年的0.184上升到了2018年的0.452,年均增长6.19%,发展速度最快;吉林省农业高质量发展指数从2003年的0.291上升到了2018年的0.315,年均增长0.53%,发展速度最慢。此外,江苏省农业高质量发展整体水平最高,2003年江苏省农业高质量发展水平值仅为0.184,且明显低于内蒙古、辽宁、黑龙江等省份,但由于江苏省农业高质量发展势头强劲,在2009年江苏省农业高质量发展水平位列第一。整个样本期内,安徽省农业高质量发展指数排名倒数第一,但其发展速度较快,初步印证了粮食主产区农业高质量发展出现追赶效应。

表3 粮食主产区农业高质量发展水平测度结果

年份	河北	内蒙古	辽宁	吉林	黑龙江	江苏	安徽	江西	山东	河南	湖北	湖南	四川	均值
2003	0.218	0.301	0.268	0.291	0.288	0.184	0.141	0.196	0.226	0.140	0.150	0.149	0.152	0.208
2004	0.400	0.387	0.558	0.383	0.349	0.421	0.196	0.376	0.322	0.212	0.225	0.275	0.245	0.335
2005	0.389	0.433	0.586	0.419	0.384	0.443	0.165	0.358	0.355	0.223	0.214	0.273	0.263	0.346
2006	0.358	0.413	0.552	0.463	0.419	0.518	0.172	0.347	0.338	0.225	0.213	0.276	0.230	0.348
2007	0.387	0.417	0.566	0.454	0.437	0.532	0.198	0.348	0.372	0.248	0.246	0.286	0.232	0.363
2008	0.358	0.405	0.482	0.412	0.445	0.488	0.194	0.399	0.342	0.229	0.239	0.284	0.219	0.346
2009	0.395	0.422	0.487	0.444	0.463	0.505	0.202	0.366	0.384	0.272	0.260	0.308	0.244	0.365
2010	0.378	0.423	0.446	0.419	0.475	0.520	0.208	0.345	0.377	0.255	0.290	0.300	0.256	0.361
2011	0.377	0.418	0.454	0.409	0.459	0.516	0.194	0.347	0.370	0.236	0.275	0.291	0.267	0.355
2012	0.365	0.420	0.450	0.377	0.425	0.488	0.186	0.343	0.374	0.222	0.278	0.276	0.273	0.344
2013	0.317	0.348	0.375	0.410	0.364	0.518	0.171	0.389	0.323	0.191	0.339	0.326	0.255	0.333
2014	0.350	0.389	0.378	0.331	0.389	0.487	0.199	0.323	0.365	0.213	0.284	0.274	0.306	0.330
2015	0.357	0.401	0.401	0.372	0.442	0.504	0.212	0.329	0.376	0.232	0.273	0.282	0.269	0.342
2016	0.338	0.385	0.401	0.382	0.421	0.507	0.224	0.328	0.360	0.228	0.294	0.287	0.273	0.341
2017	0.333	0.410	0.392	0.358	0.401	0.505	0.223	0.339	0.367	0.230	0.297	0.264	0.284	0.339
2018	0.285	0.435	0.309	0.315	0.435	0.452	0.229	0.302	0.299	0.219	0.296	0.241	0.267	0.314
均值	0.350	0.400	0.444	0.390	0.412	0.474	0.195	0.340	0.347	0.223	0.261	0.275	0.252	

(二)粮食主产区农业高质量发展的区域差异

1. 总体差异

为进一步揭示粮食主产区农业高质量发展的区域差异大小及来源,本部分采用Dagum基尼系数对其进行分解,结果如图1和表4所示。图1绘制了2003—2018年粮食主产区农业高质量发展总体差异的变动趋势。从静态视角看,粮食主产区农业高质量发展总体差异的均值为0.151,这说明粮食主产区农业高质量发展水平存在一定的区域差异。从动态视角看,样本期内粮食主产区农业高质量发展的总体差异在波动中呈总体下降趋势。具体而言,2003—2006年粮食主产区农业高质量发展的总体差异呈小幅上升趋势,由2003年的0.160上升至2006年的0.191,但在2007年开始转呈下降趋势,其差异由2007年的0.176下降至2018年的0.128,年均下降至2.87%,总体差异的期末值较期初值明显下降,从2003年的0.160波动下降至2018年0.128。以上表明,粮食主产区农业高质量发展总体差异具有明显的阶段性变化特征,整体上农业高质量发展差异在不断地缩小。

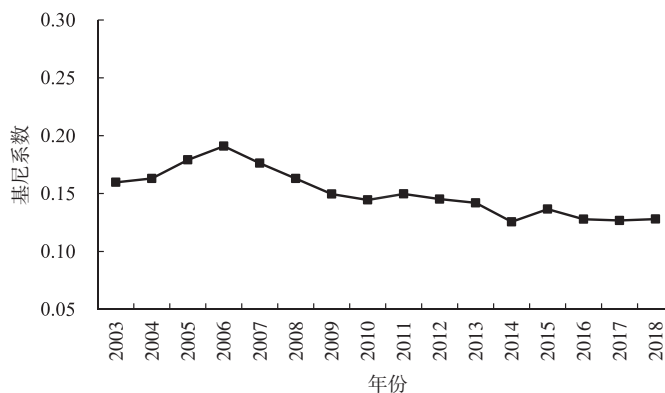


图1 粮食主产区农业高质量发展的总体基尼系数

2. 区域内差异和区域间差异

2003—2018年粮食主产区农业高质量发展的区域差异大小及变化情况见表4。从静态视角来看,南方主产区农业高质量发展的区域内差异均值为0.156,而北方主产区的差异均值仅为0.103。具体而言,2003年南方主产区的区域内差异仅为0.065,明显低于北方主产区的0.114,从2004年起,南方主产区的区域内差异超过北方主产区,并持续到样本末期。而南北方主产区的区域间差异均值为0.179,明显高于南方、北方主产区地区内差异。从动态视角看,北方主产区的区域内差异呈波动下降趋势,由2003年的0.114下降至2017年的0.081,年均下降2.39%,但在2018年转呈上升至0.120,南方主产区的区域内差异在样本前期(2003—2006年)呈大幅上升趋势,年均增长47.12%,样本后期(2007—2018年)呈平稳下降,由2007年的0.186下降至2018年的0.124。南北方主产区的区域间差异在波动中呈总体下降趋势,由2003年的0.224下降至2018年的0.135,年均下降至3.34%。以上论述表明,南方主产区农业高质量发展的内部差异明显大于北方主产区,而南北方主产区的区域间差异最大,呈波动下降趋势。

3. 差异来源及其贡献率

2003—2018年粮食主产区农业高质量发展差异的来源及其贡献率结果见表4。从静态视角看,区域内差异、区域间差异和超变密度对粮食主产区农业高质量发展差异的贡献率均值分别为41.55%、32.65%和25.80%。从动态视角看,区域内差异贡献率呈波动上升趋势,从2003年的31.43%上升至2018年的47.85%,达到样本期内最大值,年均上升2.84%。除2012—2014年区域间差异贡献率呈上升状态外,其余年份均呈波动下降趋势。超变密度贡献率与区域间差异贡献率的演进趋势大致相反,在波动中呈总体上升态势。

四、粮食主产区农业高质量发展的收敛性检验

(一) σ 收敛分析

2003—2018年粮食主产区农业高质量发展 σ 收敛系数的变化趋势如图2所示。样本期内粮食主产区农业高质量发展的 σ 收敛系数在波动中呈总体下降趋势,期末值较期初值有所下降,由2013年的0.192波动下降至2018年0.150,降幅为1.61%,这表明粮食主产区农业高质量发展存在 σ 收敛特征,即粮食主产区农业高质量发展差异呈缩小趋势,这一结论与Dagum基尼系数测算结果相一致。从分区域看,南方主产区农业高质量发展 σ 收敛系数与全样本农业高质量发展 σ 收敛系数的变化趋势高度相似,但其 σ 收敛系

表4 粮食主产区农业高质量发展的基尼系数及贡献率

年份	总体	区域内差异		区域间差异	贡献率		
		北方主产区	南方主产区	南北方主产区	区域内	区域间	超变密度
2003	0.160	0.114	0.065	0.224	31.43%	63.80%	4.77%
2004	0.163	0.135	0.154	0.185	44.12%	37.98%	17.90%
2005	0.179	0.131	0.178	0.212	41.93%	44.99%	13.08%
2006	0.191	0.134	0.207	0.224	42.42%	38.30%	19.28%
2007	0.176	0.116	0.186	0.213	40.62%	40.67%	18.71%
2008	0.163	0.109	0.188	0.189	42.99%	34.33%	22.68%
2009	0.150	0.085	0.171	0.184	39.32%	43.38%	17.30%
2010	0.144	0.087	0.160	0.176	40.05%	36.41%	23.55%
2011	0.150	0.092	0.164	0.181	40.33%	34.65%	25.02%
2012	0.145	0.092	0.156	0.175	40.56%	34.17%	25.27%
2013	0.142	0.100	0.179	0.150	47.36%	0.30%	52.35%
2014	0.126	0.080	0.143	0.147	42.22%	19.71%	38.07%
2015	0.137	0.083	0.147	0.166	39.90%	30.37%	29.73%
2016	0.128	0.083	0.139	0.151	41.44%	23.04%	35.52%
2017	0.127	0.081	0.144	0.148	42.26%	21.61%	36.13%
2018	0.128	0.120	0.124	0.135	47.85%	18.72%	33.43%
均值	0.151	0.103	0.157	0.179	41.55%	32.65%	25.80%

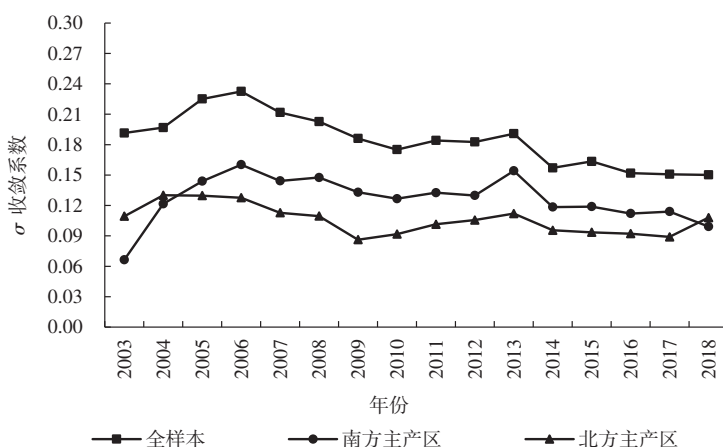


图2 粮食主产区农业高质量发展 σ 收敛系数变化趋势

数的均值明显低于全样本。北方主产区农业高质量发展 σ 收敛系数变化幅度较小,但整体呈下降趋势,具有明显的 σ 收敛特征。

(二)空间自相关分析

2003—2018年粮食主产区农业高质量发展莫兰指数的检验结果见表5。除2013年和2014年外,其余年份农业高质量发展莫兰指数均大于0。样本期内仅有2016年、2017年和2018年的莫兰指数未通过显著性水平检验,但这并不能说明粮食主产区农业高质量发展不存在空间相关性。部分年份的莫兰指数不显著的原因可能在于,基于二进制的空间邻接矩阵测算得到的莫兰指数,在空间邻接矩阵中地区间的联系取决于地区间是否存在邻接关系,即当地区间相邻时,就存在相同的影响;当地区间不相邻时,就不存在相互影响,这与地理学第一定律相悖(伍国勇等,2020)。如四川省与粮食主产区其余省份无邻接关系,但在生产要素的空间溢出效应作用下,可以影响到四川省农业高质量发展。此外,由于地区间的正负效应持平也可能使莫兰指数变得不显著(李婧等,2010)。

表5 粮食主产区农业高质量发展莫兰指数检验结果

年份	莫兰指数	标准误	Z	P
2003	0.760	0.202	4.172	0.000
2004	0.285	0.190	1.936	0.026
2005	0.392	0.192	2.478	0.007
2006	0.332	0.199	2.089	0.018
2007	0.309	0.198	1.978	0.024
2008	0.207	0.202	1.439	0.075
2009	0.300	0.201	1.913	0.028
2010	0.249	0.199	1.672	0.047
2011	0.248	0.198	1.672	0.047
2012	0.221	0.198	1.537	0.062
2013	-0.340	0.163	-1.575	0.058
2014	-0.317	0.165	-1.416	0.078
2015	0.202	0.196	1.455	0.073
2016	0.151	0.192	1.220	0.111
2017	0.104	0.191	0.978	0.164
2018	0.144	0.195	1.167	0.122

(三) β 收敛检验

本部分使用空间计量模型对粮食主产区农业高质量发展进行 β 收敛检验。常见空间计量模型包括空间滞后模型又称为空间自回归模型(spatial autoregression, SAR)、空间误差模型(spatial errors model, SEM)和空间杜宾模型(spatial dubin model, SDM),而SDM是SAR和SEM的扩展形式,可以同时考虑被解释变量与解释变量的自相关性,更能有效捕捉不同来源所产生的外部性和溢出效应(于伟等,2021)。LR检验发现其统计量通过1%的显著性水平,这表明SDM模型不能简化为SAR模型和SEM模型,故选择空间杜宾模型对 β 收敛进行检验。此外,通过Hausman检验发现,其统计量在1%的显著性水平下通过卡方检验,故选择固定效应模型。

1. 绝对 β 收敛检验

2003—2018年粮食主产区农业高质量发展的绝对 β 收敛检验结果如表6所示。结果显示,粮食主产区农业高质量发展的空间滞后系数 ρ 显著为正,这说明粮食主产区农业高质量发展存在显著的空间相关性,而空间相关性是粮食主产区农业高质量发展呈现 β 收敛的重要因素。从全样本看, β 回归系数在1%水平下显著为负,这意味着粮食主产区农业高质量发展存在绝对 β 收敛趋势,收敛速度为6.00%,这表明随着时间推移粮食主产区农业高质量发展存在追赶效应。从分区域看,北方主产区和南方主产区的回归系数显著为负,北方主产区空间滞后系数 ρ 为正且通过显著性水平检验,而南方主产区的空间滞后系数 ρ 为正且但未通过显著性水平检验,说明北方主产区存在绝对 β 收敛趋势,而南方主产区内部的农业高质量发展不存在显著的空间相关性,未表现出绝对 β 收敛趋势。为了消除经济周期的影响,将样本期分成2003—2007年、2008—2012年和2013—2018年三个阶段,对其分别进行绝对 β 收敛检验。在分阶段考察中, β 回归系数显著为负,且空间滞后系数 ρ 均通过了显著性水平检验,进一步对粮食主产区农业高质量发展存在绝对 β 收敛进行佐证。

表6 粮食主产区农业高质量发展的绝对 β 收敛检验

变量	全样本	南方主产区	北方主产区	分阶段		
				2003—2007年	2008—2012年	2013—2018年
$\ln\hat{q}$	-0.617***(-10.929)	-0.675***(-10.995)	-0.543***(-5.149)	-0.925***(-16.243)	-0.580***(-3.773)	-0.865***(-7.623)
$W \times \ln\hat{q}$	0.126(1.391)	-0.094(-0.799)	0.193(-1.432)	0.427**(3.171)	0.282(1.097)	0.225(1.020)
ρ	0.442***(6.210)	0.155(-1.406)	0.536***(-7.029)	0.453***(3.602)	0.528***(5.092)	0.409***(2.987)
sigma2_e	0.006***(9.625)	0.006***(-6.686)	0.006***(-6.912)	0.003***(5.540)	0.003***(5.523)	0.003***(5.559)
N	195	90	105	65	65	65
R ²	0.226	0.299	0.235	0.259	0.032	0.079

注: *、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著;括号内值为参数估计值的t值。

2. 条件 β 收敛检验

加入相关控制变量的粮食主产区农业高质量发展的条件 β 收敛检验结果如表7所示。从全样本看, β 回归系数显著为负,空间滞后系数 ρ 显著为正,说明在充分考虑粮食主产区产业结构合理化、对外开放程度、R&D科研经费投入等条件下,粮食主产区内不同省份间的农业高质量发展水平存在条件 β 收敛,即如果一省农业高质量发展水平较低,则其发展速度较快,反之发展速度较慢,省份间差异呈收敛趋势,收敛速度为8.00%。控制变量中,产业结构合理化、对外开放程度和R&D科研经费投入的提高对农业高质量发展起到促进作用,而第三产业的发展会在一定程度上抑制粮食主产区农业高质量发展水平的提高,这说明可以通过调整产业结构合理化和第三产业占比、提高对外开放程度、增加R&D科研经费投入等来提高粮食主产区农业高质量发展水平。从分区域看,北方主产区和南方主产区的 β 回归系数显著为负,北方主产区空间滞后系数 ρ 为正且通过显著性水平检验,南方主产区的空间滞后系数 ρ 为正但未通过显著性水平检验,说明北方主产区存在条件 β 收敛,且收敛速度为7.89%,而南方主产区并未呈现出明显的条件 β 收敛趋势。控制变量中,提高产业结构合理化程度与增加R&D科研经费投入对北方主产区农业高质量发展具有促进作用。从分时期看,三个阶段的 β 回归系数均显著为负,但只有2003—2007年和2008—2012年的空间滞后系数 ρ 显著为正,表明以上两个阶段存在条件 β 收敛,收敛速度分别为72.24%和44.70%。其中,2003—2007年间粮食主产区农业高质量发展收敛速度最快。

表7 粮食主产区农业高质量发展的条件 β 收敛检验

变量	全样本	南方主产区	北方主产区	分阶段		
				2003—2007年	2008—2012年	2013—2018年
\lnfq	-0.722***(-12.880)	-0.736***(-11.024)	-0.717***(-6.763)	-0.973***(-13.540)	-0.893***(-5.412)	-0.874***(-7.959)
ISR	0.019**(2.808)	0.001(0.067)	0.024*(2.126)	0.014(0.746)	-0.015(-0.065)	0.008(0.486)
DO	0.011*(2.001)	0.000(-0.247)	0.015(0.015)	0.002(0.131)	-0.056*(-2.241)	0.008(0.791)
EPI	0.024(1.480)	0.047(1.731)	0.002(0.106)	0.033(0.583)	-0.033(-1.215)	-0.027(-0.968)
RFI	0.194*** (4.766)	0.236*** (4.106)	0.128** (2.587)	0.174 (1.514)	0.132 (1.207)	-0.180* (-2.090)
AVT	-0.005* (-2.203)	-0.007* (-2.150)	-0.003 (-0.763)	0.001 (0.114)	-0.006 (-0.843)	0.000 (0.087)
ρ	0.394*** (5.207)	0.111 (0.984)	0.360*** (3.528)	0.366* (2.495)	0.394** (3.253)	0.132 (0.821)
σ_2	0.005*** (9.671)	0.004*** (6.697)	0.004* (7.061)	0.003*** (5.580)	0.002*** (5.599)	0.002*** (5.687)
N	195	90	105	65	65	65
R^2	0.195	0.347	0.238	0.145	0.068	0.108

注: *、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著;括号内值为参数估计值的t值。

五、结论与建议

本文基于新发展理念,构建粮食主产区农业高质量发展综合指标评价体系,利用加入时间变量的熵权法对2003—2018年粮食主产区农业高质量发展水平进行测度,在此基础上运用Dagum基尼系数对其区域差异及来源进行分析,并采用 σ 收敛和 β 收敛对粮食主产区农业高质量发展的收敛机制进行检验。主要结论如下:①粮食主产区农业高质量发展水平整体不高,且在波动中呈总体上升趋势。安徽、江西等南方主产区6省农业高质量发展水平增速明显快于河北、河南等北方主产区7省,呈现空间分布格局上的南弱北强及增速上的南快北慢格局并存。②样本期内粮食主产区农业高质量发展存在明显的区域差异,其总体差异在波动中呈总体下降趋势,区域内差异与区域间差异交替成为总体差异的主要来源;南方主产区的区域内差异较大,其发展趋势呈先上升后下降趋势;北方主产区的区域内差异和南北方主产区的区域间差异较小,均呈波动式下降趋势。③粮食主产区农业高质量发展具有明显的收敛特征。从 σ 收敛检验来看,粮食主产区农业高质量发展均存在明显的 σ 收敛特征。从 β 收敛检验来看,粮食主产区农业高质量发展的 β 回归系数均为负值,且通过了1%统计性显著检验,在考虑了产业结构合理化、对外开放程度、R&D科研经费投入力度等情况下,除了南方主产区外,粮食主产区总体和北方主产区农业高质量发展均存在绝对和条件 β 收敛。

基于上述研究结果,本文认为在提高粮食主产区农业高质量发展水平的同时,也应注重化解农业高质量发展不平衡问题。一方面,正视我国农业高质量发展水平不高的现实,进一步提升其总体发展水平以破解农业发展不充分问题。既要深化农业供给侧结构性改革,加大农业科技、资金、人员等传统要素投入的支持力度,还要积极发展农业新业态、新模式,培育龙头企业和知名品牌以提高国际竞争力,更要加强农业信息基础设施建设,建立涵盖天气预报、虫害预警、产品质量溯源等在内的农业大数据统一共享服务平台,与其他相关

涉农信息连接共享以消除农业数据孤岛,实现农业生产、监测、管理的智能化、精细化和数字化,充分利用数字经济赋能粮食主产区农业高质量发展;另一方面,把握粮食主产区农业高质量发展水平区域差异的同时,也要认识到其收敛特征,积极化解农业发展不平衡问题,缩小区域发展差异。加强粮食主产区内部各省之间的交流合作,构建“点-线-面”的区域合作机制,促进先进农业生产要素在地区间高效流动,发挥空间正相关性和空间溢出效应,通过“追赶效应”和“以高带低”拉动机制,推动粮食主产区农业高质量发展协同迈向更高层次。

参考文献

- [1] 崔宁波,董晋,2021.主产区粮食生产安全:地位、挑战与保障路径[J].农业经济问题,(7):130-144.
- [2] 干春晖,郑若谷,余典范,2011.中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J].经济研究,46(5):4-16,31.
- [3] 龚锐,谢黎,王亚飞,2020.农业高质量发展与新型城镇化的互动机理及实证检验[J].改革,(7):145-159.
- [4] 金碚,2018.关于“高质量发展”的经济学研究[J].中国工业经济,(4):5-18.
- [5] 黎新伍,徐书彬,2020.基于新发展理念的农业高质量发展水平测度及其空间分布特征研究[J].江西财经大学学报,(6):78-94.
- [6] 李海鹏,罗丽,张雄,等,2020.中国农业能源效率动态演变及其影响因素[J].中国人口·资源与环境,30(12):105-115.
- [7] 李婧,谭清美,白俊红,2010.中国区域创新生产的空间计量分析——基于静态与动态空间面板模型的实证研究[J].管理世界,(7):43-55.
- [8] 刘会武,赵祚翔,马金秋,2021.区域高质量发展测度与创新驱动效应的耦合检验[J].技术经济,40(9):1-13.
- [9] 刘涛,杜思梦,2021.基于新发展理念的农业高质量发展评价指标体系构建[J].中国农业资源与区划,42(4):1-9.
- [10] 刘涛,李继霞,霍静娟,2020.中国农业高质量发展的时空格局与影响因素[J].干旱区资源与环境,(10):1-8.
- [11] 刘亦文,欧阳莹,蔡宏宇,2021.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,38(5):39-56.
- [12] 刘忠宇,热孜燕·瓦卡斯,2021.中国农业高质量发展的地区差异及分布动态演进[J].数量经济技术经济研究,38(6):28-44.
- [13] 吕娜,朱立志,2019.中国农业环境技术效率与绿色全要素生产率增长研究[J].农业技术经济,(4):95-103.
- [14] 潘丹,应瑞瑶,2013.中国“两型农业”发展评价及其影响因素分析[J].中国人口·资源与环境,23(6):37-44.
- [15] 锁箭,唐瑞丰,2020.中国绿色能源高质量发展水平测度研究[J].技术经济,39(5):125-133.
- [16] 伍国勇,孙小钧,于福波,等,2020.中国种植业碳生产率空间关联格局及影响因素分析[J].中国人口·资源与环境,30(5):46-57.
- [17] 武宵旭,葛鹏飞,徐璋勇,2019.城镇化与农业全要素生产率提升:异质性与空间效应[J].中国人口·资源与环境,29(5):149-156.
- [18] 辛岭,安晓宁,2019.我国农业高质量发展评价体系构建与测度分析[J].经济纵横,(5):109-118.
- [19] 杨丽,孙之淳,2015.基于熵值法的西部新型城镇化发展水平测评[J].经济问题,(3):115-119.
- [20] 杨骞,秦文晋,2018.中国产业结构优化升级的空间非均衡及收敛性研究[J].数量经济技术经济研究,35(11):58-76.
- [21] 于伟,张鹏,姬志恒,2021.中国城市群生态效率的区域差异、分布动态和收敛性研究[J].数量经济技术经济研究,38(1):23-42.
- [22] 张峰,2021.长三角农业高质量一体化发展评价研究[J].中国农业资源与区划,42(1):197-202.
- [23] 张鸿,王浩然,李哲,2021.乡村振兴背景下中国数字农业高质量发展水平测度——基于2015—2019年全国31个省市数据的分析[J].陕西师范大学学报(哲学社会科学版),50(3):141-154.
- [24] BARRO R J, SALA-I-MARTIN X, 1992. Convergence[J]. Journal of Political Economy, 100(2): 223-251.
- [25] DAGUM C, 1997. Decomposition and interpretation of Gini and the generalized entropy inequality measures[J]. Empirical Economics, 22(4): 515-531.
- [26] SRDJEVIC B, MEDEIROS Y D P, FARIA A S, 2004. An objective multi-criteria evaluation of water management scenarios [J]. Water Resources Management, 18(1): 35-54.

The Analysis of Regional Disparities and Convergence of Agricultural High-quality Development in Main Grain Producing Areas in China

Xu Xiaoxin¹, Sun Zimin¹, Liu Jiejiao²

(1. School of Business, Xinyang Normal University, Xinyang 464000, Henan, China;

2. Institute of Industrial Economics, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100044, China)

Abstract: A comprehensive understanding of the spatial characteristics of differences in agricultural high-quality development in major grain production areas will provide useful inspiration for promoting the coordinated development of high-quality agriculture in major grain production areas. Started from the new development concept, it is constructed a comprehensive evaluation index system for agricultural high-quality development, used the entropy method with time variables to measure the agricultural high-quality development level of China's main grain producing areas from 2003 to 2018, and used the Dagum Gini coefficient to reveal the size and source of regional differences in its development, and used a variety of convergence methods to investigate its convergence characteristics. The results show as follows. The level of high-quality agricultural development in the main grain producing areas is relatively low, showing an overall upward trend in fluctuations. There are significant regional differences in the high-quality development of agriculture in the main grain producing areas, and their differences show an overall downward trend in fluctuations. Regional differences and inter-regional differences alternately become the main source of regional differences. The high-quality development of agriculture in the main grain producing areas has typical σ convergence and β convergence characteristics, and the convergence by region and period has obvious characteristics of heterogeneity. In order to improve the level of high-quality agricultural development and narrow the regional gap, it is necessary to further deepen the structural reforms on the agricultural supply side, actively develop new agricultural formats and new models, and adopt the "catch-up effect" and "high-band low" pulling mechanism. Cross-regional coordinated improvement of the high-quality agricultural development in the main producing areas.

Keywords: high-quality agricultural development; entropy method; regional disparities; convergence; main grain producing areas