

# 安徽省 1995—2013 年粮食生产与耕地压力 动态变化特征及驱动因素

陈素平<sup>1</sup>, 张乐勤<sup>2</sup>

(1. 池州学院 商学院, 安徽 池州 247000; 2. 池州学院 资源环境学院, 安徽 池州 247000)

**摘 要:** [目的] 探索安徽省粮食安全与耕地压力动态变化及驱动因素, 为管理层制定粮食安全政策提供决策参考。[方法] 运用耕地压力指数模型、C-D 生产模型, 采用偏最小二乘回归方法, 对安徽省 1995—2013 年粮食生产与耕地压力的动态特征及驱动因素进行综合分析。[结果] (1) 人口增长与耕地面积减少的矛盾突出。人口由 1995 年 6 000 万, 增至 2013 年 6 929 万, 呈线性增长态势, 而耕地面积则由 1995 年  $4.29 \times 10^6 \text{ hm}^2$  减少至 2013 年  $4.19 \times 10^6 \text{ hm}^2$ , 呈下降态势; (2) 研究时序内, 耕地压力指数均值为 0.345, 承载力指数均值为 0.747, 耕地资源禀赋尚处盈余状态, 为全国商品粮盈余地区, 平均盈余率达 25.32%; (3) 粮食作物播种面积、农业固定资产投资对粮食生产具有正向影响, 边际弹性系数分别为 0.001 458, 0.116 508, 有效灌溉面积、劳动力、农机总动力、化肥、农膜、农药、农村用电量对粮食生产具有弱负向影响。[结论] 加大财政支持力度, 加快推进农业现代化进程, 增强科技对粮食生产的贡献率, 是保障安徽省粮食生产可持续发展的重要途径。

**关键词:** 粮食生产; 耕地压力模型; C-D 生产模型; 驱动因子; 安徽省

**文献标识码:** A

**文章编号:** 1000-288X(2017)03-0167-07

**中图分类号:** F301.2

**文献参数:** 陈素平, 张乐勤. 安徽省 1995—2013 年粮食生产与耕地压力动态变化特征及驱动因素[J]. 水土保持通报, 2017, 37(3): 167-173. DOI: 10.13961/j.cnki.stbctb.2017.03.028; Chen Suping, Zhang Leqin. Change characteristics and driving factors of food production and cropland pressure in Anhui Province during 1995—2013[J]. Bulletin of Soil and Water Conservation, 2017, 37(3): 167-173. DOI: 10.13961/j.cnki.stbctb.2017.03.028

## Change Characteristics and Driving Factors of Food Production and Cropland Pressure in Anhui Province During 1995—2013

CHEN Suping<sup>1</sup>, ZHANG Leqin<sup>2</sup>

(1. College of Commercial, Chizhou University, Chizhou, Anhui 247000, China;

2. College of Natural Resources and Environment, Chizhou University, Chizhou, Anhui 247000, China)

**Abstract:** [Objective] Dynamic changes and driving factors of between food security and cropland pressure of Anhui Province were explored to provide a decision-making reference for management in making food security policy. [Methods] The cropland pressure index model, C-D production model and the partial least squares regression method were used for comprehensive analysis on dynamic characteristics and the driving factors of food production and cropland pressure in Anhui Province from 1995 to 2013. [Results] (1) The contradiction was prominent between population growth and the reduction of cropland area. The population increased from 60 million in 1995 to 69.29 million in 2013, showing a linear growth trend; while cropland area reduced from  $4.29 \times 10^6 \text{ hm}^2$  in 1995 to  $4.19 \times 10^6 \text{ hm}^2$  in 2013, showing a downward trend. (2) Mean pressure index and bearing capacity index were 0.345 and 0.747 respectively. The cropland resource endowment was still in a surplus state, and Anhui Province was the national commodity grain surplus region with an average surplus rate of 25.32%. (3) Grain crop sowing area and agricultural investment in fixed assets had positive impacts on food production with marginal elasticity coefficient 0.001 458 and 0.116 508 respectively. Effective irrigation area, total power of agricultural machinery, fertilizer use, pesticide use and rural electricity consumption

收稿日期: 2016-09-18

修回日期: 2016-10-18

资助项目: 安徽省科技厅软科学课题“安徽省技术进步、产业结构调整对用水变化驱动效应时空差异及响应对策研究”(1607a0202061)

第一作者: 陈素平(1962—), 女(汉族), 安徽省黄山市人, 学士, 副教授, 主要从事农业可持续发展研究。E-mail: 736979007@qq.com。

had weak negative impacts. [Conclusion] The enhancement of financial support, the acceleration of agricultural modernization process and the increase of contribution rate of science and technology to food production are important ways to safeguard the sustainable development of food production in Anhui Province.

**Keywords:** food production; cropland pressure model; C-D production model; driving factors; Anhui Province

粮食是人类生存和发展的基础<sup>[1-2]</sup>,粮食生产事关国家安全、稳定与和谐。随着中国工业化、城镇化进程的不断推进,耕地流转现象较为突出,统计数据表明,1996—2008 年,中国耕地面积净减少了  $8.33 \times 10^6 \text{ hm}^2$ ,年均减  $6.94 \times 10^5 \text{ hm}^2$ <sup>[3]</sup>,同时,水土流失,工业废物排放,农药化肥的大量使用等也会导致耕地质量下降<sup>[4]</sup>,加之人口数量增加,使粮食生产面临较大潜在压力,对此政府给予了高度关注,也是学术界研究热点<sup>[5]</sup>。

学术界对粮食生产研究多集中两个层面,一是不同尺度地域粮食生产与耕地变化的分析及预测<sup>[2,4-11]</sup>,二是粮食生产驱动因素分析,郭淑敏等<sup>[12]</sup>认为,粮食生产是自然再生产和经济再生产的复合统一体,由于气温、热量、降水等自然因素人类难以调控,因而,学术界研究多集中于社会经济方面,众多学者选取粮食作物播种面积<sup>[12-23]</sup>、有效灌溉面积<sup>[12-24]</sup>、农机化水平<sup>[12-24]</sup>、化肥施用量<sup>[12-24]</sup>、劳动力投入<sup>[16,20-24]</sup>、粮食单产<sup>[12-14,16,23]</sup>、农膜使用量<sup>[15,24]</sup>、成灾面积<sup>[12-14,16,18,20,21,23]</sup>、农村用电量<sup>[12-14,17,19,21,23-24]</sup>、复种指数<sup>[12]</sup>、农业科技进步<sup>[14]</sup>、农药使用量<sup>[24]</sup>等指标,运用统计数据,采用灰色关联<sup>[12-13,16-18,23-24]</sup>、回归分析<sup>[20-21]</sup>、主成分分析<sup>[15,19]</sup>、因子分析<sup>[14]</sup>、协整分析<sup>[22]</sup>方法,在国家尺度<sup>[12,14,20,22]</sup>、省域尺度<sup>[13,15-19,21,23-24]</sup>上对粮食生产的驱动因素展开过深入探索,取得了丰富研究成果,为政府制定合理的粮食生产政策提供了科学依据。

安徽省是中国中部重要商品粮基地,在保障全国粮食安全中起着举足轻重作用<sup>[17]</sup>。20 世纪 90 年代中期以来,安徽省经济发展迅速,工业化、城镇化进程日渐推进,人口数量不断增加,致使人均耕地面积由 1995 年的  $0.071 7 \text{ hm}^2$  减少至 2013 年的  $0.060 4 \text{ hm}^2$ <sup>[25]</sup>,已接近联合国粮农组织(FAO)提出人均耕地面积  $0.053 1 \text{ hm}^2$  的最低界线<sup>[26]</sup>,加上自然灾害频发、农业生态环境日渐恶化等多种因素叠加影响,使粮食产量不稳定,粮食安全及商品粮输出面临较大挑战,文献检索表明,熊健<sup>[13]</sup>、刘定惠等<sup>[17]</sup>采用灰色关联分析方法,从时序视角对 2006 年前安徽省粮食生产影响因素进行过研究,而安徽经济发展最快还是国家实施中部崛起战略的 2006 年以后,因而,探索安徽省 1995—2013 年粮食安全与耕地压力动态变化规律,分析其驱动因素,具有重要现实意义。鉴于此,本

文拟运用耕地压力指数模型、C-D 生产模型,采用回归分析方法,对其粮食安全与耕地压力动态变化及驱动因素进行测度与分析,旨在识别出制约安徽省粮食生产的主要因素,通过政策规制响应,可达到实现粮食生产可持续发展的目的,也可为管理层制定粮食安全政策提供理论依据。

## 1 研究方法 with 数据来源

### 1.1 粮食生产波动分析方法

粮食生产受自然、政策规制、社会经济投入等多种因素制约,从时间维度看,具有一定波动性,刘东等<sup>[2]</sup>采用波动指数 (grain yield fluctuation index, GYFI) 对中国粮食生产波动性进行过研究,本文借鉴其方法对安徽省 1995—2013 年粮食产量进行测度,表达式为<sup>[2]</sup>:

$$GYFI_i = \frac{Q_i - Q_i'}{Q_i'} \times 100\% \tag{1}$$

式中:  $GYFI_i$ —— $i$  年粮食产量的波动指数(%);  $Q_i$ —— $i$  年粮食产量(kg);  $Q_i'$ ——通过粮食产量趋势拟合方程得到的趋势粮食产量(kg)。

### 1.2 耕地压力指数测度方法

耕地压力指数是分析区域粮食生产与耕地资源保障程度的度量指标,表达式为<sup>[4,8-10,19]</sup>:

$$K = S_{\min} / S \tag{2}$$

式中:  $K$ ——耕地压力指数;  $S$ ——区域人均实有耕地面积( $\text{hm}^2$ );  $S_{\min}$ ——人均最小耕地面积( $\text{hm}^2$ ),指满足每个人正常生活食物消费所需的耕地面积,是保障区域食物安全的耕地数量底线<sup>[26]</sup>,计算表达式为<sup>[4,8-10,19]</sup>:

$$S_{\min} = \beta \times \frac{g}{pqk} \tag{3}$$

式中:  $\beta$ ——粮食自给率(%) (安徽省自给率为 100%);  $g$ ——人均粮食需求量,唐华俊等<sup>[27]</sup>基于中国居民平均膳食模式研究结果表明,现阶段,中国人均粮食需求量为  $322.07 \text{ kg/a}$ ,本文采用此结果;  $p$ ——粮食单产( $\text{kg}/\text{hm}^2$ );  $q$ ——粮食播种面积占耕地面积的百分比(%);  $k$ ——复种指数(总播种面积与耕地面积之比<sup>[19]</sup>)。下同。

$K > 1$  表示区域人均耕地面积小于最小人均耕地面积,表明耕地资源紧张,耕地对保障粮食生产存在压力,粮食生产与耕地资源处于不协调状态;  $K = 1$  表示区域人均耕地面积等于最小人均耕地面积,表明

耕地资源利用已处于极限状态; $K<1$  表示区域人均耕地面积大于最小人均耕地面积,表明区域耕地资源处于盈余状态,可以适度转移耕地用途以保证城市化、工业化对土地的需求。

### 1.3 耕地承载力指数测度方法

耕地承载力指数是表征区域实际人口与理论人口承载能力相互关系指标,表达式为<sup>[2,26]</sup>:

$$I_{LCC}=\frac{P}{P_a}=\frac{P\times g}{Q} \tag{4}$$

$$R_p=\frac{(P-P_a)}{P_a}\times 100\%=(I_{LCC}-1)\times 100\% \tag{5}$$

$$R_g=\frac{(P_a-P)}{P_a}\times 100\%=(1-I_{LCC})\times 100\% \tag{6}$$

式中: $I_{LCC}$ ——耕地承载力指数; $P$ ——人口数; $P_a$ ——理论人口数,即区域耕地所能承载极限人口数; $Q$ ——区域粮食总产量(kg); $R_p$ ——人口超载率(%); $R_g$ ——粮食盈余率(%)。下同。

依据  $I_{LCC}$  值可将耕地承载力划分为 3 类地区:① 粮食盈余地区, $I_{LCC}<0.875$ ;② 人粮平衡地区, $0.875<I_{LCC}<1.125$ ,人粮关系基本平衡;③ 人口超载地区, $I_{LCC}>1.125$ ,粮食缺口较大,人口超载<sup>[26]</sup>。

### 1.4 粮食生产驱动因素分析方法

1.4.1 粮食生产驱动指标遴选 粮食生产受自然变化、社会经济因素、规制政策、市场规律等因素共同制约,是多因素复合影响的结果,由于自然变化、规制政策、市场规律难以度量<sup>[22]</sup>,因此,本文仅考察社会经济因素对其影响。借鉴已有学者在粮食生产研究中遴选的驱动指标<sup>[12-24]</sup>,结合安徽省粮食生产典型事实特征及数据可获性与完整性,本研究选取粮食作物播种面积( $S_1$ )、有效灌溉面积( $S_2$ )、劳动力投入( $L$ )、农村固定资产投资( $K$ )、农机总动力( $D$ )、化肥施用量( $M$ )、农膜使用量( $N$ )、农药使用量( $F$ )、农村用电量( $J$ )等指标作为备选驱动因子,将其作分析变量,输入 SPSS 17.0 软件,作偏相关分析(分析某个变量与粮食产量相关性时,将其它变量作控制变量),得出各因子与粮食产量的相关系数,经显著性检验后可确定是否可作为粮食生产的驱动因素。

1.4.2 模型构建 安徽省粮食生产与其社会经济影响因素可用如下函数关系式表征:

$$Q=f(S_1,S_2,K,L,D,M,N,J) \tag{7}$$

式中: $Q$ ——粮食产量(kg)。为了揭示各因子对粮食产量影响,采用 C-D 生产函数进行分析。C-D 生产函数是分析经济增长中投入和产出关系的常用模型,由美国数学家柯布(C. W. Cobb)和经济学家保罗·道格拉斯(Paul H. Douglas)于 20 世纪 30 年代共同创建,其基本形式为<sup>[18]</sup>:

$$Y=A\cdot K^\alpha\cdot L^\beta\cdot \varepsilon \tag{8}$$

式中: $Y$ ——产出; $A$ ——综合技术要素; $K$ ——资本投入; $L$ ——劳动力投入; $\alpha,\beta$ ——资本、劳动力产出的弹性系数; $\varepsilon$ ——随机干扰影响。多位学者<sup>[18,20-22]</sup>运用 C-D 生产函数对粮食生产驱动因素进行过探析,借鉴其研究思路,构建安徽省粮食生产驱动因子扩展 C-D 模型:

$$Q=A\cdot K^\alpha\cdot L^\beta\cdot S_1^{\gamma_1}\cdot S_2^{\gamma_2}\cdot D^\theta\cdot M^\lambda\cdot N^\sigma\cdot F^\mu\cdot J^\delta\cdot \varepsilon \tag{9}$$

为了通过回归分析确定参数,对公式(9)两边取对数,得:

$$\ln Q=\ln A+\alpha\ln K+\beta\ln L+\gamma_1\ln S_1+\gamma_2\ln S_2+\theta\ln D+\lambda\ln M+\sigma\ln N+\mu\ln F+\delta\ln J+\ln \varepsilon \tag{10}$$

式中: $Q$ ——粮食产量( $10^4$  t); $A$ ——综合技术要素; $K$ ——农村资本投入(万元); $L$ ——劳动力人口数; $S_1,S_2$ ——粮食播种面积、有效灌溉面积、成灾面积( $10^3$  hm<sup>2</sup>); $D$ ——农机总动力( $10^4$  kW); $M$ ——化肥使用量( $10^4$  t); $N$ ——农膜使用量( $10^4$  t); $F$ ——农药使用量( $10^4$  t); $J$ ——农村用电量( $10^8$  kWh); $\alpha,\beta,\gamma_1,\gamma_2,\theta,\lambda,\sigma,\mu,\delta$ ——各投入要素产出弹性,表征每变化 1% 时,分别引起  $Q$  的  $\alpha\%,\beta\%,\gamma_1\%,\gamma_2\%,\theta\%,\lambda\%,\sigma\%,\mu\%,\delta\%$  变化; $\varepsilon$ ——随机干扰影响,表征影响粮食生产的其它因素。

### 1.5 数据来源与说明

鉴于数据获取的连续性、完整性与可靠性,文中所有数据来源于《安徽统计年鉴》<sup>[25]</sup> 系列(表 1),其中,农村固定资产投资额采用不变价格进行调整,方法为:实际投资额=当年投资额 $\times 100/\text{CPI 价格指数}$ (以 1990 年为 100)。

## 2 结果与分析

### 2.1 研究时序粮食—耕地—人口变化

依据表 1 数据,可绘制安徽省 1995—2013 年粮食生产、耕地面积、人口变化趋势(图 1)。由图 1 可知,安徽省粮食产量由 1995 年的  $2.65\times 10^7$  t 增加至 2013 年  $3.28\times 10^7$  t,人均粮食占有量由 1995 年 442.12 kg 增至 473.32 kg,均呈递增态势;人口数量呈直线型增长,从 1995 年的  $6.00\times 10^7$  增加至 2011 年的  $6.93\times 10^7$ ,18 a 间增加了  $9.26\times 10^6$ ;耕地面积则呈减少趋势,由 1995 年的  $4.29\times 10^6$  hm<sup>2</sup> 减少至 2013 年的  $4.19\times 10^6$  hm<sup>2</sup>,人均耕地面积由 1995 年的 0.071 5 hm<sup>2</sup> 下降至 2013 年的 0.060 4 hm<sup>2</sup>,已接近联合国粮农组织确定的人均 0.053 hm<sup>2</sup> 警戒线<sup>[26]</sup>,低于冉清红等<sup>[28]</sup> 研究的中国人均耕地最低标准值 821.9 m<sup>2</sup>,人口增长与耕地面积减少的矛盾突出。

表 1 安徽省 1995—2013 年粮食产量及影响因素时序数据

年份	粮食作物 产量/ 10 <sup>4</sup> t	播种面积/ 10 <sup>3</sup> hm <sup>2</sup>	有效灌溉 面积/ 10 <sup>3</sup> hm <sup>2</sup>	农村固定 资产投资/ 万元	总人口/ 万人	劳动力/ 万人	农机 总动力/ 10 <sup>4</sup> kW	化肥 使用量/ 10 <sup>4</sup> t	农膜 使用量/ 10 <sup>4</sup> t	农药 使用量/ 10 <sup>4</sup> t	农村 用电量/ 10 <sup>8</sup> kWh	产量/ (kg·hm <sup>-2</sup> )	总播种 面积/ 10 <sup>3</sup> hm <sup>2</sup>	耕地面积/ 10 <sup>3</sup> hm <sup>2</sup>
1995	2 652.74	5 852.48	2 933.74	781 392	6000	1 945.3	1 835.98	203.28	4.07	6.33	37.39	4908	8 354.23	4 291.12
1996	2 700.26	6 014.57	2 971.44	1 103 225	6054	1 968.6	2 016.95	249.61	5.06	6.88	36.40	4878	8 361.54	4 280.36
1997	2 850.00	6 030.61	3 048.98	1 241 671	6109	1 979.2	2 239.62	240.63	5.09	7.58	43.15	5003	8 488.93	4 261.10
1998	2 590.50	5 991.39	3 100.14	1 171 829	6152	2 007.8	2 546.58	253.80	5.34	8.01	39.76	4751	8 564.23	4 251.74
1999	2 771.20	5 934.85	3 156.83	1 034 305	6205	2 008.5	2 766.17	255.70	5.90	7.18	43.92	5077	8 582.05	4 242.00
2000	2 472.01	5 565.18	3 197.35	1 064 861	6278	2 018.9	2 975.87	253.15	5.81	7.56	45.81	4887	8 418.01	4 229.60
2001	2 500.30	5 298.79	3 228.73	1 087 470	6325	1 992.0	3 164.98	262.29	6.57	7.30	48.47	5281	8 236.31	4 218.69
2002	2 765.00	5 456.94	3 263.82	1 112 300	6369	1 948.0	3 372.11	270.33	6.55	7.43	51.83	5460	8 405.03	4 177.76
2003	2 214.80	5 404.94	3 285.4	1 129 546	6410	1 878.3	3 544.66	281.28	6.76	7.88	57.52	4530	8 424.44	4 084.73
2004	2 743.00	5 726.78	3 303.49	1 121 443	6461	1 833.1	3 784.44	277.56	7.28	8.46	59.40	5225	8 632.19	4 108.86
2005	2 605.31	5 988.10	3 330.84	1 699 350	6516	1 783.3	3 983.83	285.67	7.83	9.48	64.22	4829	8 755.19	4 092.45
2006	2 860.75	6 168.32	3 347.27	2 460 086	6593	1 741.0	4 239.93	294.29	7.62	9.54	73.80	5135	8 802.29	4 116.94
2007	2 901.40	6 477.81	3 420.45	3 679 677	6676	1 639.7	4 535.30	305.02	7.74	9.91	81.96	5158	8 853.87	4 144.17
2008	3 023.35	6 561.15	3 454.00	3 182 660	6741	1 592.8	4 807.46	307.37	7.17	11.15	89.91	5359	8 967.90	4 144.98
2009	3 069.87	6 605.57	3 484.00	7 178 208	6798	1 566.1	5 108.85	312.79	7.67	11.04	98.01	5377	9 012.12	4 171.22
2010	3 080.50	6 616.42	3 519.78	9 210 112	6827	1 583.6	5 409.78	319.77	8.07	11.66	107.41	5367	9 054.87	4 181.30
2011	3 135.50	6 621.54	3 547.65	7 754 077	6876	1 598.9	5 657.08	329.67	7.04	11.75	117.28	5422	9 022.99	4 184.32
2012	3 289.10	6 622.00	3 585.09	9 849 188	6902	1 531.2	5 902.77	333.53	9.12	11.67	128.80	5680	8 969.60	4 184.26
2013	3 279.60	6 625.30	4 305.53	14 067 377	6929	1 469.7	6 140.28	338.40	9.49	11.78	138.39	5651	8 945.64	4 188.10

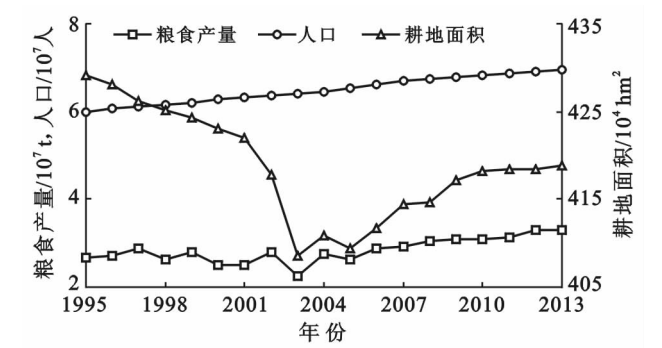


图 1 安徽省 1995—2013 年粮食产量、耕地面积、人口变化趋势

2.2 粮食生产波动分析

将表 1 中安徽省 1995—2013 年粮食产量时序数据作因变量,时序数作自变量(设 1995 年为 1,输入 SPSS 17.0 进行趋势分析,选择不同类型曲线进行拟合,以二次曲线拟合最优,其  $R^2$  为 0.742,  $F$  值为 23.015, sig 值为 0.000,回归结果如表 2 所示。

表 2 模型回归结果

项目	回归系数	标准误差	$t$	sig.
常数	2 792.246	117.50	23.764	0.039
一次项	-60.883	27.054	-2.250	0.002
二次项	4.867	1.314	3.703	0.000

由表 2 可得拟合方程:  
$$Q' = 4.867t^2 - 60.883t + 2792.246 \quad (11)$$

式中: $Q'$ ——粮食产量拟合值; $t$ ——时序(1995 年为 1, ..., 2013 年为 19)。由式(11)可得安徽省 1995—2013 年粮食产量拟合值,依据式(1)可得安徽省 1995—2013 年粮食生产波动状况(图 2)。分析图 2 可知,安徽省粮食生产 2003 年波动较大,波动指数为 -19.13%,其余年份较小,均在 10% 区间内,究其原因,与安徽省 2003 年实行不挂钩粮食直补政策、退耕还林导致耕地面积减少及“非典”疫情有关。

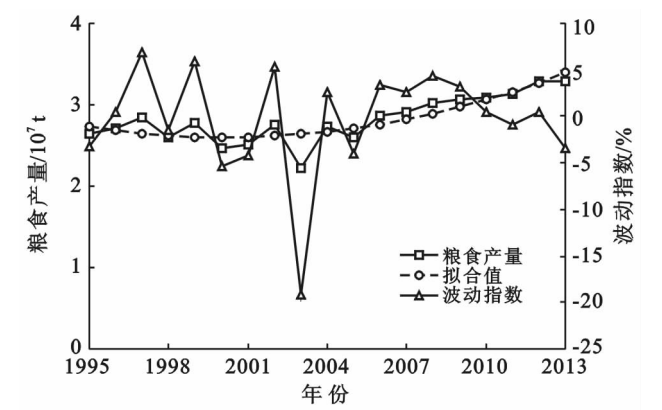


图 2 安徽省 1995—2013 年粮食生产波动状况

2.3 耕地压力与承载力指数分析

依据表 1 数据及式(2),(3),可得安徽省 1995—2013 年耕地压力指数,依据式(4)可得耕地面积承载力指数,结果如图 3 所示。

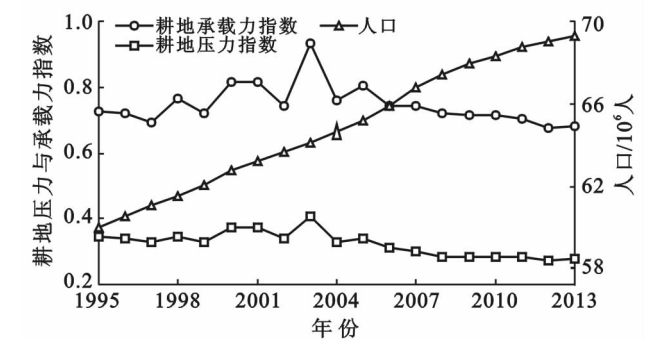


图 3 安徽省 1995—2013 年耕地压力与承载力变化

分析图 3 可知: ① 研究时序内,耕地压力与承载力指数均小于 1,压力指数均值为 0.345,承载力指数均值为 0.746 8,表明安徽省耕地资源禀赋支撑粮食安全,耕地资源尚处于盈余状态,为粮食盈余地区; ② 研究时序内,安徽省人口数量呈递增态势,而耕地压力指数则由 1995 年的 0.345 6 降至 2013 年的 0.279 1,呈下降态势,表明政府惠农政策,农业现代化投入,科技进步在粮食生产中作用日渐显现,耕地综合生产力不断提升。

依据承载力指数 ( $I_{LCC}$ ) 及式 (6),可得安徽省 1995—2013 年粮食盈余率 动态变化(图 4),由图 4 可知,研究时序内,在耕地面积整体减少态势下,粮食盈余率除 2003 年外,均保持在 18.21%~32.42%内,平均盈余率达 25.32%,特别是 2005 年以来,粮食盈余率呈持续攀升态势,由此表明,安徽省为全国主要商品

粮基地之一,在保障国家粮食安全中具有重要地位。之所以如此,与安徽省一系列政策举措有关,2005 年以来,安徽省强力推进小麦高产攻关、水稻产业提升、玉米振兴三大行动;实施稳健的财政支持,使农业现代化水平与农业生产综合能力持续提高;惠农政策促进并引领了种粮农民积极性;科技推广有力保障粮食单产的日渐提升。

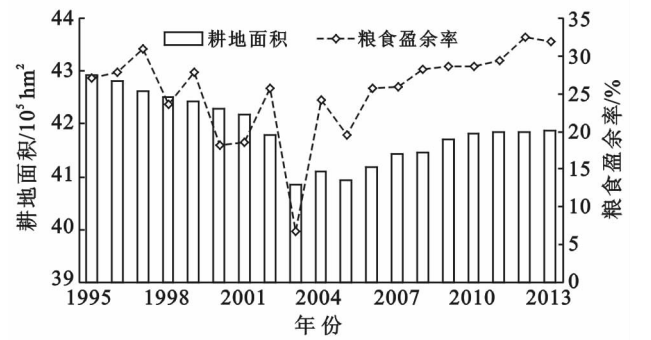


图 4 安徽省 1995—2013 年耕地面积与粮食盈余率变化

2.4 粮食生产驱动因子分析

2.4.1 备选驱动因子偏相关分析 将安徽省研究时序粮食作物播种面积( $S_1$ )、有效灌溉面积( $S_2$ )、劳动力投入( $L$ )、农村固定资产投资( $M$ )、农机总动力( $D$ )、化肥施用量( $M$ )、农膜使用量( $N$ )、农药使用量( $F$ )、农村用电量( $J$ )作为备选驱动因子,将其输入 SPSS 17.0 软件作偏相关分析,结果如表 3 所示。

表 3 安徽省 1995—2013 年粮食生产驱动因子偏相关分析

项 目	Q	$S_1$	$S_2$	L	K	D	M	N	F	J
Pearson 相关性	1	0.883**	0.671**	-0.810**	0.824**	0.747**	0.706**	0.603**	0.800**	0.830**
显著性(双侧)		0.000	0.002	0.000	0.000	0.000	0.001	0.006	0.000	0.000

注: \* 表示在 0.05 水平(双侧)上显著相关; \*\* 表示在 0.01 水平(双侧)上显著相关。

由表 3 可知,备选驱动因子与粮食产量的相关系数均在 0.6 以上,且在 0.01 水平上均能通过显著性检验,表明 9 个备选驱动因子与粮食生产具有显著关联性,具有统计分析意义,可以作为粮食生产影响因子。

2.4.2 驱动因子边际贡献测度 ① 原数据对数化处理。为了消除因子间量纲关系及削弱异方差,将因变量 Q 及选取的 9 个自变量原始数据系列取自然对数化处理,处理后数据分别以  $Z_Q, Z_{S_1}, Z_{S_2}, Z_L, Z_K, Z_D, Z_M, Z_N, Z_F, Z_J$  表示; ② 自变量间主成分分析。

为了消除自变量共线性,将  $Z_{S_1}, Z_{S_2}, Z_L, Z_K, Z_D, Z_M, Z_N, Z_F, Z_J$  输入 SPSS 17.0 软件中,选择降维的因子分析方法进行主成分分析,所得解释总方差如表 4,载荷矩阵如表 5。提取方法为主成分分析法。

由表 4 可知,对自变量  $Z_{S_1}, Z_{S_2}, Z_L, Z_K, Z_D, Z_M, Z_N, Z_F, Z_J$  进行分析与筛选后,可提取 2 个主成分(即综合变量),以  $FAC_1, FAC_2$  表示,所得主成分可解释原变量的 99.032%,由表 5 得分系数矩阵,可得综合变量与原变量关系式:

$$FAC_1 = -0.027 Z_{S_1} + 0.026 Z_{S_2} - 0.013 Z_L - 1.111 Z_K + 0.808 Z_D + 0.089 Z_M + 0.355 Z_N + 0.106 Z_F + 0.534 Z_J \quad (12)$$

$$FAC_2 = 0.029 Z_{S_1} - 0.016 Z_{S_2} + 1.891 Z_K - 0.580 Z_D - 0.062 Z_M - 0.272 Z_N - 0.050 Z_F - 0.275 Z_J \quad (13)$$

依据方程(12)、(13)可得两组综合变量数据  $FAC_1, FAC_2$ , 将  $Z_Q$  作因变量,  $FAC_1, FAC_2$  作解释变量与工具变量输入 SPSS 17.0 软件中, 采用最小二

乘法进行回归拟合, 模型  $R^2$  为 0.733,  $F$  值为 21.943,  $t$  检验的 sig 值为 0, 小于 0.01, 说明模型拟合较好。结果如表 6 所示。

表 4 主成分分析解释总方差

成份	初始特征值			提取平方和载入			旋转平方和载入		
	合计	方差/%	累积/%	合计	方差/%	累积/%	合计	方差/%	累积/%
1	1.309	95.269	95.269	1.309	95.269	95.269	0.597	43.481	43.481
2	0.052	3.763	99.032	0.052	3.763	99.032	0.763	55.551	99.032
3	0.006	0.426	99.458						
4	0.003	0.254	99.712						
5	0.002	0.140	99.852						
6	0.001	0.063	99.915						
7	0.001	0.042	99.957						
8	0.000	0.028	99.985						
9	0.000	0.015	100.000						

表 5 主成分分析得分系数矩阵

成分	变 量								
	$Z_{S_1}$	$Z_{S_2}$	$Z_L$	$Z_K$	$Z_D$	$Z_M$	$Z_N$	$Z_F$	$Z_J$
1	-0.027	0.026	-0.013	-1.111	0.808	0.089	0.355	0.106	0.534
2	0.029	-0.016	0.000	1.891	-0.580	-0.062	-0.272	-0.050	-0.275

表 6 模型回归结果

项目	未标准化系数	标准误差	$t$ 值	sig
常数	7.938	0.013	616.426	0.000
$FAC_1$	0.033	0.013	2.488	0.024
$FAC_2$	0.081	0.013	6.140	0.000

表 6 显示模型回归所得常数项、 $FAC_1, FAC_2$  模

$$Z_Q=7.938+0.001\ 458\ Z_{S_1}-0.000\ 44\ Z_{S_2}-0.000\ 43\ Z_L+0.116\ 508\ Z_K-0.020\ 32\ Z_D-0.002\ 09\ Z_M-0.010\ 32\ Z_N-0.000\ 55\ Z_F-0.004\ 65\ Z_J$$

(15)

将(15)式其转换为指数形式可得:

$$Q=2801.751398S_1^{0.001458}S_2^{-0.00044}L^{-0.00043}K^{0.116508}D^{-0.02032}M^{-0.00209}N^{-0.01032}F^{0.00055}J^{-0.00465}\epsilon$$

(16)

式中:指数表示各投入要素产出弹性,表征当  $S_1, S_2, L, K, D, M, N, F, J$  每变化 1% 时, 分别引起  $Q$  的 0.001 458%, -0.000 44%, -0.000 43%, 0.116 508%, -0.020 32%, -0.002 09%, -0.010 32%, -0.000 55%, -0.004 65% 变化, 其中, 粮食作物播种面积、农业固定资产投资为正向影响, 有效灌溉面积、劳动力、农机总动力、农药使用量、化肥使用量、农村用电量为负向影响, 定量分析结果表明, 农业固定资产投资、农机总动力为安徽省粮食生产主要驱动因子, 而有效灌溉面积、劳动力、化肥、农膜、农药等农业现代化要素对粮食生产贡献较小, 折射出安徽传统农业特征明显, 现代农业较薄弱。

3 讨论与结论

(1) 人均粮食产量由 1995 年 442.12 kg 增至

型系数  $t$  检验的 sig 值均小于 0.05, 均能通过检验, 由此可得:

$$Z_Q=7.938+0.033\ FAC_1+0.081\ FAC_2$$

(616.426) (2.488) (6.140) (14)

式(14)下面括号内数值为  $t$  值。将(12)、(13)式代入(14)式可得:

2013 年的 473.32 kg, 呈递增态势, 粮食生产除 2003 年外, 其余年份波幅较小, 而人均耕地面积由 1995 年的 0.071 5  $hm^2$  下降至 2013 年的 0.060 4  $hm^2$ , 呈下降态势, 人口增长与耕地面积减少的矛盾突出。

(2) 耕地压力与承载力指数均小于 1, 耕地资源禀赋处于盈余状态, 为全国商品粮盈余地区, 平均盈余率达 25.32%。

(3) 农业固定资产投资、粮食作物播种面积对粮食生产具有正向影响, 农业机械、化肥、农药等农业现代化要素对粮食生产贡献较小, 传统农业特征明显, 转变农业生产发展方式, 实现传统农业向现代农业转变, 大力提升农业现代化水平, 对促进安徽省粮食生产可持续发展, 确保在全国粮食生产中优势地位具有重要意义。

鉴于上述研究结论, 提出如下政策建议:

(1) 严格保护耕地,稳定粮食作物播种面积。“十三五”乃至今后更长时间,安徽省经济将继续保持高速发展态势,城镇化、工业化水平还将进一步提升,二、三产业的发展与保护耕地的矛盾会进一步加剧,为此,首先,要强化土地法制管理,严格控制农地流转规模、速度,特别在皖江城市带承接产业转移、振兴皖北建设中,应严把产能过剩、重复建设、“两高一资”等违反国家产业政策项目的土地闸门,同时,制定土地用地规划,调控土地供应结构、节奏和布局,量化并公示各类建设用地指标,努力控制建设用规模,节约集约用地。其次,要依法依规建立基本农田保护区,积极开发耕地后备资源,对工矿废弃地进行整理和复垦工作,确保耕地总量、粮食作物播种面积稳定。

(2) 稳定并扩大农业固定投资力度,提升粮食生产防灾减灾能力。安徽地处南北气候过渡地带,长江、淮河横贯境内,水旱灾害频发,为此,未来应加大财政对农田水利基础设施建设的支持,淮北平原以大中型沟清淤疏浚、涵闸农桥配套、机电井建设及配套为重点;丘陵山区和江淮分水岭地区以中小水库、灌溉泵站新建改建为重点;沿江、沿淮和沿湖圩区以圩堤和涵闸除险加固、沟河清淤及泵站更新改造为重点,扩大旱涝保收农田面积,全面提升水利对粮食生产的保障能力。

(3) 加快推进农业现代化,提高农业综合生产能力。首先,要大力提高农业机械化水平。安徽省农田分散,组织化程度低,经营规模小,严重制约了农业机械化水平的提高,为此,要强力推进并实施农业现代化工程,落实和完善农机购置和作业补贴政策,大力发展联合收割机、拖拉机、植保机械、林业机械、渔业机械、喷微灌设施、水泵以及茶叶、笋竹加工等机械;其次,大力推广高效有机肥、无机复合肥应用,实施测土配方施肥技术,着力开发并推广使用高效、低毒、低残留环保型农药,增强化肥、农药对粮食生产的服务能力。

(4) 大力提升科技创新对粮食生产的贡献率。科技在粮食生产中发挥着基础性、关键性作用,要通过原始创新增强科技在粮食生产中支撑能力,大力发展育种技术;耕地质量调控、土壤肥力培育和平衡施肥技术;生物灾害防控技术与制剂生产技术;农田污染综合治理技术,构建现代农业产业技术体系,提高粮食综合生产能力。

(5) 科学引导农村劳动力有序转移。安徽具有丰富的劳动力禀赋,一方面,要有组织、有计划地引导农村劳动力合理有序流动,推进农村富余劳动力的跨地区转移;另一方面,要通过政策培植,吸引更多劳动

力在承接产业转移、合芜蚌自主创新综合配套改革试验区、皖北振兴战略建设中就业,实现富余劳动力的有序转移。

本研究运用 SPSS 数理统计软件,采用偏最小二乘回归方法,对安徽省粮食生产驱动因素进行了测度与分析,与同类研究相比,基于主成分分析与回归分析组合的偏最小二乘回归方法,可有效消除驱动因子间共线性,使分析更具科学性,从而提高了分析结果的精准率,具有一定借鉴与示范作用。受资料获取限制,本研究仅考察了粮食作物播种面积等 9 因子对粮食生产驱动影响,将技术、规制政策等作为随机干扰因素进行分析,存在一定的局限性,这也是笔者今后进一步深入研究的方向。

### [参 考 文 献]

- [1] 熊伟,林而达,蒋金荷,等.中国粮食生产的综合影响因素分析[J].地理学报,2010,65(4):397-406.
- [2] 刘东,封志明,杨艳昭,等.中国粮食生产发展特征及土地资源承载力空间格局现状[J].农业工程学报,2011,27(7):1-6.
- [3] 肖丽群,吴群.基于脱钩指数的2020年江苏省耕地保有量目标分析[J].资源科学,2012,34(3):442-448.
- [4] 杨忍,任志远,徐茜,等.陕西省粮食安全时空变化及预测研究[J].中国生态农业学报,2009,17(4):770-775.
- [5] 邹健,龙花楼.改革开放以来中国耕地利用与粮食生产安全格局变动研究[J].自然资源学报,2009,24(8):1366-1376.
- [6] 赵翠薇,濮励杰.贵州省50年来耕地资源数量变化特征及其与粮食产量的关系研究[J].南京大学学报:自然科学版,2005,41(1):105-112.
- [7] 谢红霞,李锐,任志远,等.基于指数法的陕西省耕地和粮食时空变化分析[J].资源科学,2007,29(3):171-176.
- [8] 李玉平.河南省粮食生产与耕地变化的分析及预测[J].地域研究与开发,2007,26(3):95-98,103.
- [9] 李玉平,蔡运龙.区域耕地—人口—粮食系统动态分析与耕地压力预测:以河北省邢台市为例[J].北京大学学报:自然科学版,2007,43(2):230-234.
- [10] 李玉平,蔡运龙.浙江省耕地变化与粮食安全的分析及预测[J].长江流域资源与环境,2007,16(4):466-470.
- [11] 敖登,高娃.内蒙古耕地资源变化过程与粮食生产安全问题研究[J].中国生态农业学报,2008,16(4):1000-1004.
- [12] 郭淑敏,马帅,陈印军.我国粮食主产区粮食生产影响因素研究[J].农业现代化研究,2007,28(1):83-87.
- [13] 熊健.安徽省粮食生产主要影响因素灰色关联分析[J].农业系统科学与综合研究,1997,13(3):210-212.
- [14] 梁子谦,李小军.影响中国粮食生产的因子分析[J].农业经济问题,2006(11):19-22.

[8] 张登山. 青海共和盆地土地沙漠化影响因子的定量分析[J]. 中国沙漠, 2000, 20(1): 59-62.

[9] 赵训经, 那文俊. 青海省塔拉滩草原利用方向探讨[J]. 自然资源学报, 1996, 11(3): 272-279.

[10] Bagnold R A. The physics of wind blown sand and desert dunes[M]. London: Methuen, 1941.

[11] Wasson R J, Hyde R. Factors determining desert dune type[J]. Nature, 1983, 304(5924): 337-339.

[12] Livingstone I, Warren A. Aeolian Geomorphology: An Introduction[M]. Addison Wesley Longman Ltd, 1996.

[13] Bullard J E. A note on the use of the “Fryberger method” for evaluating potential sand transport by wind[J]. Journal of Sedimentary Research, 1997, 67(3): 499-501.

[14] Fryberger S G. Dune forms and wind regime[C]// McKee E D: A study of global sand seas, USGS Professional Paper, 1979, 1052: 137-169.

[15] Lettau K, Lettau H. Experimental and micrometeorological field studies of dune migration[C]// Lettau K, Lettau H. Exploring the world’s driest climate. Madison: University of Wisconsin Press, 1977: 110-147.

[16] 董光荣, 高尚玉, 金炯, 等. 青海共和盆地土地沙漠化及其防治[J]. 中国沙漠, 1989, 9(1): 64-78.

[17] 屈建军, 井哲帆, 张克存, 等. HDPE 蜂巢式固沙障研制与防沙效应试验研究[J]. 中国沙漠, 2008, 28(4): 599-604.

~~~~~

(上接第 173 页)

[15] 陈秀端. 陕西省粮食安全区域差异及驱动因素分析[J]. 干旱区资源与环境, 2007, 21(8): 116-120.

[16] 范建刚, 谢斌. 西北五省区粮食生产灰色关联比较分析[J]. 干旱区资源与环境, 2007, 21(8): 121-125.

[17] 刘定惠, 朱超洪. 安徽省粮食生产变化特征及其影响因素分析[J]. 安徽农学通报, 2009, 15(5): 30-32, 41.

[18] 何春花. 河南省粮食生产影响因素的量化分析与对策[D]. 郑州: 河南农业大学, 2009.

[19] 杨忍, 任志远. 贵州省粮食安全与耕地压力时空动态变化及驱动因素分析[J]. 农业系统科学与综合研究, 2009, 25(2): 159-162.

[20] 刘丽辉, 罗锋. 我国粮食综合生产能力影响因素实证分析[J]. 经济问题, 2010(10): 48-53.

[21] 党夏宁, 吴丹晨. 陕西省粮食生产能力及影响因素分析[J]. 西安财经学院学报, 2011, 24(6): 54-58.

[22] 范东君. 粮食产量影响因素的实证分析与贡献率测算[J]. 湖南工业大学学报, 2011, 25(5): 55-61.

[23] 何霞, 夏建国, 龚一鸿, 等. 灰色关联分析在粮食产量影响因素分析中的应用: 以川东地区为例[J]. 中国农学通报, 2012, 28(9): 150-153.

[24] 陈祺琪, 李君, 梁保松. 河南省粮食单产影响因素分析及变化趋势预测[J]. 河南农业大学学报, 2012, 46(2): 219-222, 236.

[25] 安徽省统计局. 安徽统计年鉴(1996-2012)[M]. 北京: 中国统计出版社, 1996-2012.

[26] 封志明, 杨艳昭, 张晶. 中国基于人粮关系的土地资源承载力研究: 从分县到全国[J]. 自然资源学报, 2008, 23(5): 865-875.

[27] 唐华俊, 李哲敏. 基于中国居民平衡膳食模式的人均粮食需求量研究[J]. 中国农业科学, 2012, 45(11): 2315-2327.

[28] 冉清红, 岳云华, 谢德体, 等. 中国耕地警戒值的测算与讨论[J]. 资源科学, 2007, 29(3): 158-164.

~~~~~

(上接第 181 页)

[7] 孙伟, 陈雯. 市域空间开发适宜性分区与布局引导研究: 以宁波市为例[J]. 自然资源学报, 2009, 24(3): 402-413.

[8] 王钊, 杨山, 王玉娟, 等. 基于最小阻力模型的城市空间扩展冷热点格局分析: 以苏锡常地区为例[J]. 经济地理, 2016, 36(3): 57-64.

[9] Knaapen J P, Scheffer M, Harms B. Estimating habitat isolation in landscape planning[J]. Landscape & Urban Planning, 1992, 23(1): 1-16.

[10] 叶玉瑶, 苏泳娴, 张虹鸥, 等. 生态阻力面模型构建及其在城市扩展模拟中的应用[J]. 地理学报, 2014, 69(4): 485-496.

[11] 刘孝富, 舒俭民, 张林波. 最小累积阻力模型在城市土地生态适宜性评价中的应用: 以厦门为例[J]. 生态学报, 2010, 20(2): 421-428.

[12] 王富喜, 毛爱华, 李赫龙, 等. 基于熵值法的山东省城镇化质量测度及空间差异分析[J]. 地理科学, 2013, 33(11): 1323-1329.

[13] 符海月, 李满春, 陈振杰, 等. 基于关联矩阵的土地利用导向分区研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2011, 21(11): 99-105.