

郝瑞彬,尹力军,殷书柏. 基于 LMDI 模型的中国粮食安全变化的耕地因素分解[J]. 江苏农业科学,2018,46(19):355-358,367.
doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2018.19.089

基于 LMDI 模型的中国粮食安全变化的耕地因素分解

郝瑞彬, 尹力军, 殷书柏

(唐山师范学院资源管理系,河北唐山 063000)

摘要:在定性分析耕地数量变化影响粮食安全传导机制的基础上,利用 2003—2013 年中国粮食生产相关数据,基于对数平均迪氏指数分解模型建立粮食产量变化和粮食安全指数变化的因素分解模型,测算耕地数量变化对粮食产量变化、粮食安全系数变化的影响。结果表明,中国粮食产量持续增加得益于加权平均单产、复种指数和粮作比例的持续提高,三者对粮食增产的平均贡献率分别为 64.83%、32.57%、11.15%;而耕地数量变化的作用为负,贡献率为 -8.55%。中国粮食安全系数整体呈逐年递增态势,粮食安全状况逐年好转;2003—2007 年粮食安全系数小于 1,粮食不安全;2008—2013 年粮食安全系数均大于 1,粮食安全。中国粮食产量变化对粮食安全系数变化的贡献率平均为 118.57%,叠加耕地数量变化对粮食产量变化的贡献率为 -8.55%,测得耕地数量变化对粮食安全系数变化的贡献率为 -10.14%。

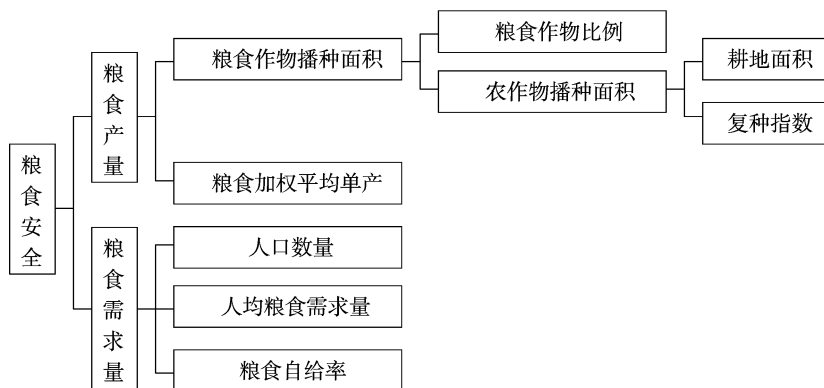
关键词:耕地;粮食产量;粮食安全;因素分解;LMDI 模型;贡献率

中图分类号:F326.11 **文献标志码:**A **文章编号:**1002-1302(2018)19-0355-04

粮食安全问题一直是政府和学术界关注的热点。现代意义的粮食安全既强调数量安全,也强调质量安全^[1-3],但一个国家或地区的粮食安全首先还是数量安全,尤其对中国来讲,特殊的人口、资源、环境状况决定了粮食安全的核心首要的就是数量安全。耕地是粮食生产最重要的物质基础,城市化、工业化带来的耕地减少与人口增长叠加,必然导致人均耕地占有量持续下降,将不断削弱粮食生产的自然基础并威胁粮食安全^[4]。因此,耕地变化特别是耕地数量变化与粮食安全关系研究一直是学术界关注的热点。

从研究方法角度看,北京大学蔡运龙教授等提出最小人均耕地面积和耕地压力指数模型,模型的基本思想是评价特定条件下中国粮食需求与供给之间的关系,考虑到国际粮食贸易,设置特定的粮食自给率,如需求大于供给,粮食不安全,耕地承受较大压力;而需求小于或等于供给,则粮食安全,耕

地不承受压力^[5]。由于该模型能够较好地评价特定区域粮食数量安全以及耕地在粮食生产过程中承受的压力状况,近期已被较多学者用来评价不同区域粮食安全和耕地压力状况^[6-10]。此外,很多学者采用回归分析或相关分析的方法,探讨特定地区耕地数量变化与粮食安全(实为粮食产量)间的关系^[11-17]。实际上粮食生产只是国家或区域粮食安全问题中的一个方面,即供给方面,评价粮食安全不仅要看供给能力,还要看自身对粮食的需求状况,单纯评价粮食生产或产量无法评价国家或区域的粮食安全状态。此外,耕地数量变化与粮食产量变化之间存在确定的数学关系,其影响有其特定的影响传导机制(图 1),并非通过简单的回归或相关分析能够说清楚,因此利用回归分析或相关分析无法厘清耕地数量变化与粮食产量变动间的关系,更无法理顺其与粮食安全状态变化之间的关系。



理论上,根据耕地数量与粮食产量之间的数学关系,运用因素分解技术可以准确测算耕地数量变化的粮食产量效应,从该角度讲对二者作回归分析或相关分析是不恰当的。从空间尺度看,相关研究多针对特定区域,基本为省级行政单位^[6-10],其合理性有待探讨。目前普遍认为,针对 1 个国家

收稿日期:2017-05-09

基金项目:河北省社会科学基金(编号:HB17YJ102)。

作者简介:郝瑞彬(1975—),男,河北承德人,硕士,教授,主要从事区域农业发展、粮食安全研究。E-mail:510889987@qq.com。

讨论粮食安全是有意义的;而针对 1 个省级行政单位,甚至是 1 个地级市,讨论粮食安全的意义到底有多大,值得商榷。实际上在最小人均耕地面积模型中就涉及一个重要参数,即粮食自给率,从全国来讲,根据国家整体的粮食生产状况,可以从国家层面设定一个粮食自给率,但是我国不同区域资源禀赋、环境状况、经济发展水平存在较大差异,各区域粮食生产对全国粮食安全的重要性差异也较大,不可能设定共同的粮食自给率。而以往针对特定省(市、区)的相关研究都设定 95% 的粮食自给率显然是不恰当的^[6-10]。从研究结论看,绝大多数研究认为,耕地是粮食安全的基本保障,但是经济增长对耕地(土地)存在刚性需求,叠加人口的不断增加,人增地减的矛盾将越发尖锐,耕地数量将成为制约我国粮食生产的首要因素^[18-21]。综上所述,耕地数量变化影响粮食产量变化有特定的影响传导机制,其影响传导过程受经济、社会等诸多因素影响,并不是简单的定性分析、回归分析或相关分析就可以厘清的,这就导致以往有些研究的结论会存在一定的偏差,甚至误导。因此,本研究首先厘清耕地数量变化影响粮食安全变化的影响传导机制,在此基础上利用因素分解技术对近期全国耕地数量变化与粮食产量变化及粮食(数量)安全变化之间的关系作定量分析,分析结论对于正确认识耕地数量变化在国家粮食安全中的地位有重要作用,亦可为政府相关部门提供一定的理论参考,研究方法对于不同层次类似研究也有一定的参考价值。

1 数据来源与研究方法

1.1 数据来源

本研究用到的耕地数据分两部分,其中 2009—2013 年数据直接取自相应年份的《中国国土资源公报》,是第 2 次国土资源调查新口径最新数据;2003—2008 年的数据则以 2009 年数据和《全国土地利用变更调查报告》(2003—2008)中逐年耕地净变化数据作为基础,结合汪涌等关于耕地面积订正的方法^[22],通过平加得到第 2 次国土资源调查新口径下的耕地数据;其他数据均取自相应年份的《中国统计年鉴》。

1.2 研究方法

1.2.1 对数平均迪氏指数分解模型(LMDI)模型 设某系统 $V = X_1 \times X_2 \times \dots \times X_n$, 系统 V 从时期 $t=0$ 到 t 的变化为 ΔV , 则系统中某因子 X_k 的变化对 ΔV 的贡献为 $X_{k-\text{effect}} = L(V_t, V_0) \ln(X_{kt}/X_{k0})$, 其中 $L(V_t, V_0) = (V_t - V_0) \ln(V_t/V_0)$ 。式中: $X_{k-\text{effect}}$ 表示因子 X_k 的变化对 ΔV 影响的效应值; V_0, V_t 分别表示系统 V 在基期和末期的观测值; X_{k0}, X_{kt} 分别表示因子 X_k 在基期和末期的值; $(V_t - V_0)/\ln(V_t/V_0)$ 被称为对数平均权重。这就是最早由 Ang 提出的对数平均迪氏指数分解模型(LMDI), 由于该方法操作简单且可以完全分解, 目前已在能源、环境的规划和预测领域得到广泛应用^[23]。

1.2.2 粮食产量变动贡献因素分解模型 粮食总产量的计量模型为 $GP = L \times k \times q \times \bar{p}$ (GP 表示区域粮食总产量; L 表示耕地面积; k 表示区域农作物播种总面积与耕地面积的比值, 即复种指数; q 表示粮食作物播种面积占农作物总播种面积的比例, 即粮作比例; \bar{p} 表示区域粮食总产量与区域粮食作物播种面积的比值, 即加权平均单产)。

由 LMDI 因素分解模型可得粮食产量变化因素分解

模型:

$$\begin{aligned}\Delta GP &= GP_t - GP_0 = \Delta GP_L + \Delta GP_k + \Delta GP_q + \Delta GP_{\bar{p}}; \\ \Delta GP_L &= [(GP_t - GP_0) / \ln(GP_t / GP_0)] [\ln(L_t / L_0)]; \\ \Delta GP_k &= [(GP_t - GP_0) / \ln(GP_t / GP_0)] [\ln(k_t / k_0)]; \\ \Delta GP_q &= [(GP_t - GP_0) / \ln(GP_t / GP_0)] [\ln(q_t / q_0)]; \\ \Delta GP_{\bar{p}} &= [(GP_t - GP_0) / \ln(GP_t / GP_0)] [\ln(\bar{p}_t / \bar{p}_0)] .\end{aligned}$$

式中: ΔGP_L 表示区域耕地面积变化导致的粮食产量变化量; ΔGP_k 表示区域复种指数变化导致的粮食产量变化量; ΔGP_q 表示区域粮作比例变化导致的粮食产量变化量; $\Delta GP_{\bar{p}}$ 表示区域粮食加权平均单产变化导致的粮食产量变化量。当某一因素的效应符号为正时, 该因素对粮食产量变化起正向作用; 否则, 起反向作用。

1.2.3 粮食(数量)安全系数变化贡献因素分解模型 评价 1 个国家或区域粮食(数量)安全时, 只须考虑国家或区域粮食供给与需求之间的关系即可, 供给小于需求, 粮食不安全; 供给大于等于需求, 则粮食安全^[5]。因此, 本研究设定粮食安全系数为:

$$K = \frac{GP}{GD} = GP \times \frac{1}{GD} .$$

式中: K 表示粮食安全系数, $K \geq 1$, 粮食安全, $K < 1$, 粮食不安全; GD 表示区域粮食需求量, 是区域人口总量、人均粮食需求量和粮食自给率三者的乘积。

为了能够定量测算粮食产量变化对粮食安全系数变化的影响, 此处引入 1 个中间变量 F , 设 $F = \frac{1}{GD}$, 则 $K = \frac{GP}{GD} = GP \times F$, 由 LMDI 因素分解模型可得粮食安全系数变化因素分解模型:

$$\begin{aligned}\Delta K &= K_t - K_0 = \Delta K_{GP} + \Delta K_F; \\ \Delta K_{GP} &= [(K_t - K_0) / \ln(K_t / K_0)] [\ln(GD_p / GD_0)]; \\ \Delta K_F &= [(K_t - K_0) / \ln(K_t / K_0)] [\ln(F_p / F_0)] .\end{aligned}$$

式中: ΔK_{GP} 表示区域粮食产量变化对粮食安全系数变化(ΔK)的贡献。

2 结果与分析

2.1 中国粮食产量变化贡献因素分解

2003 年中国粮食总产量为 43 069.50 万 t, 之后连续增长至 2013 年的 60 193.84 万 t, 增产总量 17 124.30 万 t, 年均增产 1 712.43 万 t。依据粮食产量变化贡献因素分解模型, 以前 1 年为基年, 将粮食产量变化逐年分解为耕地面积、复种指数、粮作比例、加权平均单产等 4 个因素变化的效应(表 1)。中国粮食生产持续增长得益于加权平均单产、复种指数和粮作比例的提高, 贡献量表现为加权平均单产效应 > 复种指数效应 > 粮作比例效应; 由于耕地面积持续减少, 粮食产量效应为负, 在一定程度上冲抵了其他 3 个因素的增产效应。

2.1.1 加权平均单产效应 2003 年中国粮食加权平均单产为 4 332.50 kg/hm², 之后快速提高至 2013 年的 5 376.58 kg/hm², 年均提高 104.41 kg/hm²。加权平均单产提高的粮食增产效应达到 11 102.15 万 t, 占研究期全国粮食增产总量的 64.83%, 是研究期中国粮食增产的首要贡献因素。

2.1.2 复种指数效应 2003 年中国耕地复种指数为

109.30, 2004—2013 年在 112.15 ~ 121.80 之间变动, 相对于 2003 年的增幅为 2.61% ~ 11.44%, 复种指数提高, 累计增产粮食 5 576.70 万 t, 占同期粮食增产总量的 32.57%, 是研究期中国粮食增产的重要因素。但是受区域光、热、水、土资源组合状况的制约, 研究期复种指数提升速度减缓, 由此导致复种指数效应强度有下降趋势。

表 1 2003—2013 年中国粮食产量变动贡献因素分解

年份	粮食产量变化 (万 t)	耕地面积效应		复种指数效应		粮作比例效应		加权平均单产效应	
		贡献量(万 t)	贡献率(%)	贡献量(万 t)	贡献率(%)	贡献量(万 t)	贡献率(%)	贡献量(万 t)	贡献率(%)
2004/2003	3 877.5	-826.26	-21.310 0	1 160.93	29.94	648.27	16.72	2 894.55	74.65
2005/2004	1 455.2	-279.48	-19.210 0	876.44	60.23	640.59	44.02	217.64	14.96
2006/2005	1 402.0	-130.64	-9.318 0	-935.39	-66.72	1 384.85	98.78	1 083.18	77.26
2007/2006	356.1	-113.16	-31.780 0	543.29	152.57	-107.07	-30.07	33.04	9.28
2008/2007	2 710.6	-15.48	-0.571 0	947.49	34.95	-372.22	-13.73	2 150.81	79.35
2009/2008	211.2	-7.55	-3.575 0	797.67	377.68	286.84	135.81	-865.76	-409.92
2010/2009	1 565.6	-46.29	-2.957 0	741.66	47.37	-257.16	-16.43	1 127.38	72.01
2011/2010	2 473.1	-12.27	-0.496 0	568.74	23.00	-203.10	-8.21	2 119.73	85.71
2012/2011	1 837.2	-34.38	-1.871 0	438.17	23.85	-71.60	-3.90	1 505.02	81.92
2013/2012	1 235.8	2.16	0.174 8	437.69	35.42	-40.59	-3.28	836.55	67.69
2013/2003	17 124.3	-1 463.35	-8.550 0	5 576.70	32.57	1 908.81	11.15	11 102.15	64.83

粮作比例变化的关键影响因素是经济作物与粮食作物的比较经济效益差异。粮食生产得益于 2004 年以来的粮食市场化改革, 一方面“四大补贴”降低了农民的种粮成本, 另一方面政府最低收购价格政策使得粮食价格整体呈上涨的态势。成本降低、粮价上涨, 农民种粮收益增加, 极大提高了农民种粮的积极性。但人口对蔬菜、瓜果等经济作物存在刚性需求, 且伴随生活水平提高相应的需求还在增加, 而满足需求必然要占用一定数量的耕地。因此, 粮作比例在 2004—2006 年快速大幅度提升之后出现了较明显的回落。

2.1.4 耕地面积效应 2003 年中国耕地面积为 13 945.090 万 hm^2 , 之后持续下降至 2012 年的 13 515.850 万 hm^2 , 2013 年则较 2012 年略有增加; 与 2003 年相比, 10 年累计减少耕地 428.750 万 hm^2 ; 耕地减少导致研究期累计减产粮食 1 463.35 万 t; 2004 年之后国家实行了耕地“占补平衡”制度, 耕地快速减少的态势在相当程度上被遏制, 由此导致耕地数量变化的粮食减产效应也表现出减小的趋势。

2.2 中国粮食需求量时序特征

国家粮食需求量是全国人口总量、人均粮食需求量和粮食自给率三者的乘积。2003 年中国全国总人口为 12.922 7 亿人, 2013 年增加至 13.607 2 亿人, 增加 0.684 5 亿人, 年均增长率为 0.518%。目前, 中国粮食安全领域的主流观点认为, 人均 400 kg 粮食必不可少, 该数值通常被作为国家调控粮食安全的基本参考线, 本研究相关测算中按 400 kg/(人·年) 计^[24-25]。1996 年《中国粮食问题白皮书》明确“中国将立足国内资源, 实现粮食基本自给”“正常情况下, 粮食自给率不低于 95%”。因此, 本研究测算中粮食自给率设定为 95%^[26]。按 400 kg/(人·年) 和 95% 的粮食自给率计算, 2003 年全国粮食需求 49 106.26 万 t, 之后随人口增长需求逐年增加, 至 2013 年粮食需求量达到 51 707.36 万 t (表 2)。

2.3 粮食安全系数测算及其变化因素分解

首先, 进一步以 2003—2013 年全国粮食产量和需求量数据为基础, 依据粮食安全系数 (K) 公式进行测算, 结果 (表 2)

2.1.3 粮作比例效应 中国粮作比例由 2003 年的 65.22% 快速提升至 2006 年的 68.98%, 之后呈现波动下降态势, 变幅介于 68.01% ~ 68.84% 之间。由此导致粮作比例变化的粮食产量效应的变化趋势, 即前期贡献方向为正值、后期逐渐转为负值。研究期因粮作比例提高累计增产粮食 1 908.81 万 t。

表明, 研究期粮食安全系数整体呈逐年递增态势 (除 2009 年较 2008 年有少许下降), 说明研究期全国粮食产量增速超过了粮食需求量增长速度 (即人口增长速度), 粮食安全呈好转态势; 其中 2003—2007 年粮食安全系数虽逐年增加但小于 1, 粮食不安全; 2008—2013 年粮食安全系数大于 1, 粮食安全。其次, 根据粮食安全系数变化因素分解模型, 以前 1 年为基年, 对 2 个影响因素的变化对粮食安全系数变化的影响进行逐年分解, 结果表明, 粮食产量变化对粮食安全系数变化的贡献率 (除 2009 年) 均为正值且超过 100%, 说明研究期粮食安全系数的增加完全得益于粮食产量的逐年增加, 而由人口增长导致的粮食需求量的增加对粮食安全系数的变化起负面作用 (表 3)。最后, 将耕地数量变化对粮食产量变化的贡献率与粮食产量变化对粮食安全系数变化的贡献率叠加, 可间接测得耕地数量变化对粮食安全系数变化的贡献率 (表 3)。研究期由于各年耕地数量增减幅度不同, 对粮食安全系数变化的贡献率差异较大; 从整体上看 (2013/2003), 耕地数量变化对粮食安全系数变化的贡献率为 -10.14%。说明在其他因素不变的情况下, 耕地减少必然导致粮食产量降低, 进而导致粮食安全系数降低; 反之亦然。

表 2 2003—2013 年中国粮食需求量及粮食安全系数

年份	粮食总产量 (GP)	粮食需求量 (GD)	粮食安全系数 (K)
2003	43 069.50	49 106.26	0.877 1
2004	46 947.00	49 395.44	0.950 4
2005	48 402.19	49 687.28	0.974 1
2006	49 804.23	49 950.24	0.997 1
2007	50 160.28	50 209.02	0.999 0
2008	52 870.92	50 464.76	1.047 7
2009	53 082.08	50 711.00	1.046 8
2010	54 647.71	50 954.58	1.072 5
2011	57 120.85	51 199.30	1.115 7
2012	58 957.97	51 453.52	1.145 8
2013	60 193.84	51 707.36	1.164 1

表 3 2003—2013 年粮食安全系数变动贡献因素分解及耕地面积变化贡献率折算

年份	粮食安全系数变化 (ΔK)	粮食产量变化对 ΔK 的贡献		耕地面积变化对粮食产量 变化的贡献率(%)	耕地面积变化对 ΔK 的 贡献率(%)
		贡献量	贡献率(%)		
2004/2003	0.073 4	0.078 7	107.31	-21.31	-22.87
2005/2004	0.023 7	0.029 4	123.91	-19.21	-23.80
2006/2005	0.022 9	0.028 1	122.68	-9.32	-11.43
2007/2006	0.002 0	0.007 1	364.16	-31.78	-115.73
2008/2007	0.048 7	0.053 9	110.69	-0.57	-0.63
2009/2008	-0.000 9	0.004 2	-452.12	-3.58	16.16
2010/2009	0.025 7	0.030 8	119.74	-2.96	-3.54
2011/2010	0.043 2	0.048 4	112.14	-0.50	-0.56
2012/2011	0.030 2	0.035 8	118.55	-1.87	-2.22
2013/2012	0.018 3	0.024 0	131.10	0.17	0.23
2013/2003	0.287 1	0.340 4	118.57	-8.55	-10.14

3 结论与讨论

3.1 主要结论

首先,因素分解结果表明,研究期中国粮食产量持续增加得益于加权平均单产、复种指数和粮作比例的持续提高,对粮食增产的平均贡献率分别为 64.83%、32.57%、11.15%;而耕地数量整体呈逐年减少态势,由此对粮食增产带来了较明显的负面作用,贡献率为-8.55%。其次,在人均粮食需求 400 kg/(人·年)和粮食自给率 95% 的条件下,由于人口的持续增长,中国粮食需求呈持续增加态势。再次,研究期中国粮食安全系数整体呈逐年递增态势,粮食安全状况逐年好转;其中 2007 年之前粮食安全系数小于 1,粮食不安全;2008—2013 年粮食安全系数均大于 1,粮食安全。最后,因素分解结果还表明,研究期(2013 年/2003 年)中国粮食产量变化对粮食安全系数变化的贡献率平均为 118.57%,叠加耕地数量变化对粮食产量变化的贡献率为-8.15%,经折算可得研究期耕地数量变化对粮食安全系数变化的贡献率为-10.14%。

3.2 讨论

第一,耕地数量变化影响粮食产量有确定的影响传导机制(图 1),利用因素分解技术可以定量测算,因此使用相关分析或回归分析去评价耕地变化对粮食产量变化的影响是不恰当,甚至是错误的。第二,根据因素分解理论,其他条件不变,耕地数量减少一定会导致粮食减产。本研究的实证测算显示,研究期(2013 年/2003 年)我国由于耕地减少导致粮食减产 1 463.35 万 t;但是由于直接影响粮食产量变化的因素还包括复种指数、粮作比例和加权平均单产,且 3 个因素都是动态变化的,因此现实中耕地减少并不意味着粮食一定会减产,还要看其他 3 个因素的影响状况。本研究的实证测算显示,研究期(2013 年/2003 年)加权平均单产、复种指数、粮作比例三者的变化都导致一定的粮食增产,在冲抵耕地减少带来的粮食减产后,仍然实现粮食增产 17 124.3 万 t。进一步讲,即使耕地减少真的导致粮食减产也只是表明国家粮食安全的压力增大,但压力增大并不代表粮食不安全或暴发粮食危机。因此,现实中耕地减少必然危及国家粮食安全或必然导致粮食危机的观念应该改变。第三,粮食需求量取决于人口数量、人均粮食需求量、粮食自给率 3 个因素的变化。人均粮食需求量与经济发展阶段对食物的消费需求有关,从营养水平看,

400 kg/(人·年)的粮食需求只是初步实现小康的生活水平^[25],随着经济发展水平的提高指标必然要上调;关于粮食自给率,我国政府一直强调粮食自给率要达到 95% 以上,这被认为是一个比较安全的水平,但 2008 年 3 月国家发展和改革委员会宏观经济研究院副院长马晓河就曾表示“粮食自给率的安全线可以适当降低,但必须维持在 90% 以上”,也就是说粮食自给率实际上是有弹性的,他认为是弹性区间在 5% 以内。人均粮食需求量和粮食自给率 2 个指标的设定及其变化实际上表明粮食安全本身就是相对的,是人们在特定经济社会条件下对粮食安全问题的价值判断,并不存在绝对的粮食安全问题。第四,判断粮食安全状态除了要考虑与粮食产量有关的耕地数量、复种指数、粮作物比例、加权平均单产外,还要考虑人口增长状况以及粮食自给率和人均粮食需求量 2 个指标的设定,因此必须要用系统的观点去看待和评价粮食安全问题(图 1),其核心就是粮食的有效供给问题,因此不能作简单的直观判断,否则必然导致偏差和误解。第五,耕地是粮食生产的基础,其他条件不变,耕地减少必然导致粮食减产,进而增加国家粮食安全压力,因此从长远看,国家粮食安全的威胁主要来自耕地减少;加之粮食安全问题的政治敏感性,这就要求我国在粮食安全战略上必须坚持基本立足国内保障供给的方针。由此可见,我国严格的耕地保护制度绝不能动摇。

参考文献:

[1] 翟虎渠. 粮食安全的三层内涵[J]. 中国粮食经济,2004(6):34.
[2] 朱 晶,钟甫宁. 市场整合、储备规模与粮食安全[J]. 南京农业大学学报(社会科学版),2004,4(3):19-23.
[3] 胡岳岷. 中国未来粮食安全论[M]. 北京:科学出版社,2006.
[4] 傅泽强,蔡运龙,杨友孝,等. 中国粮食安全与耕地资源变化的相关分析[J]. 自然资源学报,2001,16(4):313-319.
[5] 蔡运龙,傅泽强,戴尔阜. 区域最小人均耕地面积与耕地资源调控[J]. 地理学报,2002,57(2):127-134.
[6] 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.
[7] 党国锋,尚 雯,洪 媛. 甘肃省耕地数量变化特征及其对粮食安全的影响[J]. 干旱区资源与环境,2010,24(2):44-49.
[8] 刘伟伟. 典型山区耕地面积与粮食产量时空格局分析——以四川省凉山州为例[J]. 水土保持研究,2014,21(5):198-203.

- 南大学,2004.
- [2]郑百龙. 台湾有机农产品产销模式及启示[J]. 江西农业学报, 2009,21(12):200-202.
- [3]王运浩. 我国绿色食品和有机农产品发展成效与对策[J]. 农产品质量与安全,2010(4):10-13.
- [4]陈丁春. 有机农产品市场需求预测[J]. 湖南农业,2011(1):24.
- [5]蒋李健. 关于我国有机农产品生产发展的 SWOT 分析[J]. 上海农业科技,2012(2):1-2.
- [6]刘路星,吴声怡. 国外有机农产品营销模式的经验借鉴[J]. 世界农业,2015(5):15-18.
- [7]付海臣. 有机农产品供应链增值效益问题的研究[D]. 北京:北京交通大学,2010.
- [8]李霞,严广乐. 供应链成员之间利益分配的合作博弈分析[J]. 商场现代化,2006(8):123-124.
- [9]任向阳,冯乔乔,王姝,等. 基于博弈模型的农产品供应链收益分配研究[J]. 物流技术,2013,32(9):357-359.
- [10]马士华,王鹏. 基于 Shapley 值法的供应链合作伙伴间收益分配机制[J]. 工业工程与管理,2006(4):43-45,49.
- [11]张成堂,武东,周永务. 联盟博弈下基于 Shapley 值法的三层供应链协调机制[J]. 工程数学学报,2011,28(6):763-770.
- [12]雷勋平, Qiu R. 基于改进 Shapley 值的四级供应链利润分配研究[J]. 计算机应用研究,2012,29(6):2141-2144.
- [13]李岩. 有机农产品供应链利益分配问题研究[D]. 长春:吉林大学,2015.
- [14]Ekelund L, Jordan J L. Vegetable consumption and consumer attitudes towards organically grown vegetables—the case of Sweden [J]. Acta Horticulturae,1990,259:163-172.
- [15]Grankvist G, Biel A. The importance of beliefs and purchase criteria in the choice of eco-labeled food products [J]. Journal of Environmental Psychology,2001,21(4):405-410.
- [16]Magnusson M K, Arvola A, Hursti U K, et al. Attitudes towards organic foods among Swedish consumers [J]. British Food Journal, 2001,103(3):209-227.
- [17]Magnusson M K, Arvola A U K, Aberg L, et al. Choice of organic foods is related to perceived consequences for human health and to environmentally friendly behaviour [J]. Appetite,2003,40(2):109-117.
- [18]Roitner-Schobesberger B, Darnhofer I, Somsook S, et al. Consumer perceptions of organic foods in Bangkok, Thailand [J]. Food Policy, 2010,33(2):112-121.
- [19]Smith S, Paladino A. Eating clean and green? investigating consumer motivations towards the purchase of organic food [J]. Australasian Marketing Journal,2010,18(2):93-104.
- [20]Padel S, Foster C. Exploring the gap between attitudes and behaviour [J]. British Food Journal,2013,107(8):606-625.
- [21]Durham C A, Andrade D. Health vs. environmental motivation in organic preferences and purchases [C]. Paper Prepared for Presentation at the American Agricultural Economics Association Annual Meeting,2005.
- [22]Zander K, Hamm U. Consumer preferences for additional ethical attributes of organic food [J]. Food Quality and Preference,2010, 21(5):495-503.
- [23]Lancaster K J. A new approach to consumer theory [J]. Journal of Political Economy,1976,74(2):132-157.
- [24]Sarmah S P, Goyal S K. Coordination and profit sharing between a manufacturer and a buyer with target profit under credit option [J]. European Journal of Operational Research,2007,182(3):1469-1478.
- [25]Saman P M. A study on coordination of capacity allocation for different types of contractual retailers [J]. Decision Support Systems,2013,(54):919-928.
- [26]甘筱青,高阔. 鄱阳湖生态经济区生猪绿色供应链利益分配 [J]. 南昌大学学报(理科版),2011,35(3):296-301.
- [27]高阔. 基于食品安全保障的我国猪肉价值链分析研究 [J]. 价格理论与实践,2011(9):79-80.
- [28]陈红华,田志宏,周洁. 基于 Shapley 值法的蔬菜可追溯系统利益分配研究——以北京市 T 公司为例 [J]. 农业技术经济, 2011(2):56-65.

(上接第 358 页)

- [9]胡聪,邓正苗,谢永宏,等. 1984 年以来湖南省耕地压力与粮食安全初步研究 [J]. 农业现代化研究,2015,36(2):259-264.
- [10]李福容,杨兴洪. 城镇化背景下贵州省耕地压力与粮食安全问题探讨 [J]. 中国农机化学报,2016(7):265-272.
- [11]李彬,武恒. 安徽省耕地资源数量变化及其对粮食安全的影响 [J]. 长江流域资源与环境,2009,18(12):1115-1120.
- [12]聂英. 中国粮食安全的耕地贡献分析 [J]. 经济学家,2015(1):83-93.
- [13]姚慧敏,张凤荣,张锡金,等. 济南市耕地资源数量变化及其对粮食安全的影响 [J]. 中国农学通报,2007,23(8):448-452.
- [14]易文利,刘选卫. 宝鸡市耕地资源变化与粮食安全研究 [J]. 中国农学通报,2010,26(14):308-313.
- [15]姚涛,马卫鹏. 陕西省耕地面积变化与粮食生产的相关性研究——基于 1980—2010 年的数据分析 [J]. 中国农业资源与区划,2013,34(1):76-80.
- [16]郭毅,赵景波. 咸阳市建国 60 年来耕地利用因素与粮食生产相关分析 [J]. 干旱地区农业研究,2010,28(5):203-210.
- [17]邹士鑫,廖和平,项树明. 重庆市耕地利用变化与粮食安全分析 [J]. 西南师范大学学报(自然科学版),2010,35(2):218-223.
- [18]居正. 制约中国农业发展的因素浅析——基于粮食安全视角 [J]. 现代农业,2012(4):56-57.
- [19]苏小珊,祁春节,田建民. 水资源胁迫下基于粮食安全的现代农业技术创新趋势及策略 [J]. 农业现代化研究,2012,33(2):207-210.
- [20]叶兴庆. 中国实现现代化必须迈过农业这道坎——从 2012 年中央 1 号文件主题看我国农业的出路 [J]. 国际金融,2012(3):7-11.
- [21]胡岳岷. 中国未来粮食安全论 [M]. 北京:科学出版社,2006.
- [22]汪涌,王滨,马仓,等. 基于耕地面积订正的中国复种指数研究 [J]. 中国土地科学,2008,22(12):46-52.
- [23]金涛,陶凯俐. 江苏省粮食生产时空变化的耕地利用因素分解 [J]. 资源科学,2013,35(4):758-763.
- [24]中国农业科学院. 我国人均 400 公斤粮食必不可少 [J]. 农业技术经济,1986(8):12-15.
- [25]中国农业科学院食物发展研究课题组. 再论人均 400 公斤粮食必不可少 [J]. 农业经济问题,1990(10):3-7.
- [26]中华人民共和国国务院办公厅. 《中国的粮食问题》白皮书 [R/OL]. (2000-09-08) [2017-01-10]. [http://www. people.com.cn/GB/channel2/10/20000908/224927.html](http://www.people.com.cn/GB/channel2/10/20000908/224927.html).