

沈 方,郝瑞彬,尹力军,等. 我国粮食主产区粮食生产变动贡献因素分解[J]. 江苏农业科学,2018,46(22):328-333.
doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2018.22.076

我国粮食主产区粮食生产变动贡献因素分解

沈 方,郝瑞彬,尹力军,李文荣,殷书柏

(唐山师范学院资源管理系,河北唐山 063000)

摘要:利用 2003—2014 年我国粮食主产区相关数据,基于改进的拉氏因素分解方法,建立粮食产量变动因素分解模型,定量分析了粮食播种面积、作物单产和种植结构三者的变化对粮食产量变动的贡献。结果表明:研究期主产区粮食增产同时得益于播种面积扩大、作物生产力提高和粮食种植结构调整,贡献率分别为 53.92%、32.78%、13.30%。从作物角度看,小麦、玉米、稻谷单产提高是主产区作物生产力效应提高的主体;玉米、稻谷种植比例调增是作物结构效应提高的主体。研究期 13 个主产省(区)都实现了粮食增产,但增产量及其驱动因素空间差异大,黑龙江、吉林、辽宁等 9 个主产省(区)的首要增产因素是播种面积扩大;河北、安徽等 4 个主产省(区)的首要增产因素是作物生产力提高。从作物角度看,各主产省(区)作物生产力效应变化的主要驱动作物差别大,规律性不明显;而作物结构效应变化的主要驱动作物基本上都是相对高产的玉米、水稻、小麦种植比例调增,相对低产的大豆、薯类、杂粮种植比例调减。

关键词:粮食产量;因素分解;RLI 法;粮食主产区;播种面积效应;作物生产力效应;作物结构效应

中图分类号: F326.11 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-1302(2018)22-0328-05

粮食主产区指粮食生产在全国占有重要地位且能够提供较多粮食的集中产区。2003 年财政部《关于改革和完善农业综合开发若干政策措施的意见》明确黑龙江、吉林、辽宁、内蒙古、河北、河南、山东、江苏、安徽、四川、湖南、湖北、江西 13 个省份为粮食主产区。2003—2014 年粮食主产区粮食产量占全国粮食总产量的比例平均为 74.60%;同期主产区粮食增产量占全国粮食增产总量的比例平均为 78.35%。可见粮食主产区是我国保障粮食有效供给(谷物基本自给和口粮绝对安全)和实现粮食安全的关键。因此,主产区粮食生产问题,也就成了政府和学术界关注的热点问题。

近期,关于主产区粮食生产相关问题的研究,涉及主产区粮食生产发展、演变及增产特征^[1-4]、投入-产出效应^[5]、全要素生产率及驱动因素^[6]、粮-经关系^[7]、粮食生产比较优势^[8-10]、粮食生产影响因素^[11-13]等方面,取得了一系列有益成果。

而关于粮食增产影响因素的讨论中,较为一致的观点认为,物质投入增加、气象条件有利、科技进步、政策扶持等是 2004 年以来粮食持续增产的主要因素^[14-17]。以上因素无疑在粮食增产过程中有重要作用,但从本质上讲,区域粮食产量变动直接取决于 2 个因素,即粮食播种面积和加权平均单产的变化,其他所有因素都是直接或间接作用于这 2 个因素进而影响粮食产量。

进一步分析发现,粮食加权平均单产的变化实际上源于

2 个方面,各粮食作物自身单产水平发生变化或各粮食作物间种植比例发生改变。由于不同作物单产水平存在差异,通过高、低产粮食作物间的种植替代,可能在各作物自身单产水平不变、甚至降低的条件下导致粮食总的加权平均单产提高。因此,区域粮食产量的变化实际上受控于粮食作物播种面积(规模)、各作物自身单产(质量)和粮食作物种植结构(结构)3 个方面的变化。从已有研究来看,个别学者已经关注到这个问题^[18-20],但是针对主产区的相关研究则鲜有报道。

2004—2014 年我国粮食实现 11 年连续增产,其中主产区发挥了举足轻重的作用,然而在现有的农业资源条件下(包括单产水平、播种面积以及劳动人口结构等),全国多处粮食主产省(区)已经接近产量极限,如何实现进一步增产,面临严峻考验。因此,深入探讨主产区粮食生产变动的真正原因,分析对比不同促产因素的贡献大小及其稳定性,具有重要的理论和现实意义。

鉴于此,本研究尝试将资源环境领域应用广泛的因素分解方法引入粮食增产贡献因素分析过程,定量测算播种面积变动(播种面积效应)、各作物自身单产变动(作物生产力效应)和粮食种植结构变动(作物结构效应)对主产区粮食生产变动的贡献及其空间差异,找出主产区及各主产省(区)粮食生产变动的主导因素,从而正确认识其本质,研究结论可以为相关部门提供有益参考。

1 数据来源与研究方法

1.1 数据来源

研究中用到的各主产省(区)相关数据均取自相应省(区)相应年份统计年鉴,各主产省(区)数据相加得主产区总数据。因素分解中涉及的粮食作物类型,依据统计数据特征划分为小麦、稻谷、玉米、薯类、大豆和杂粮,共 6 类。

1.2 改进的拉氏因素分解模型

假设系统 $v = x \cdot y$, 系统 v 在时期 $t = 0 \sim t$ 的变化为

收稿日期:2017-06-23

基金项目:河北省社会科学基金(编号:HB17YJ102);河北省高等学校人文社会科学研究项目(编号:SZ17164)。

作者简介:沈 方(1970—),男,陕西西安人,副教授,主要从事区域农业发展研究。E-mail:53149161@qq.com。

通信作者:郝瑞彬,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。

$$\Delta v = v^t - v^0 = x^t y^t - x^0 y^0 = (x^0 + \Delta x)(y^0 + \Delta y) - x^0 y^0 = y^0 \Delta x + x^0 \Delta y + \Delta x \Delta y。$$

式中: $y^0 \Delta x$ 和 $x^0 \Delta y$ 分别为时期 $t=0 \sim t$ 时 Δx 和 Δy 对 Δv 的影响, $\Delta x \Delta y$ 为残差。针对残差问题, Sun 提出了“联合创造和平均分配”原理, 通过将 $\Delta x \Delta y$ 平均分配给因素 x 和 y , 了解了解过程中的“剩余”问题^[21] (图 1)。

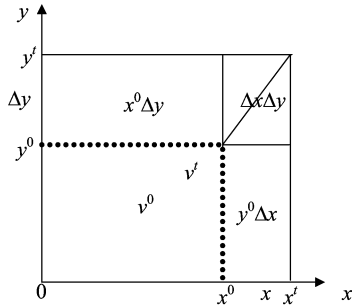


图1 因素 x 和因素 y 变化驱动 Δv 示意

由此, 系统 $v = x \cdot y$ 变化的完全分解模型可表示为

$$\Delta v = v^t - v^0 = x_{\text{eff}} y_{\text{eff}} - x^0 y^0 = y^0 \Delta x + \frac{1}{2} \Delta x \Delta y + x^0 \Delta y + \frac{1}{2} \Delta x \Delta y。$$

式中: x_{eff} 、 y_{eff} 分别为 Δx 和 Δy 对 Δv 的贡献。这就是 Sun 提出的在资源、环境领域得到广泛应用的 RLI (refined laspeyres index) 模型^[22]。

1.3 粮食产量变化因素分解模型

某区域粮食总产量是该区域粮食播种面积和加权平均单产的乘积, 即 $G = L \times \bar{p}$ (G 为区域粮食总产量, L 为粮食作物播种面积, \bar{p} 为粮食加权平均单产), 由 RLI 模型可得:

$$\Delta G = G^t - G^0 = L_{\text{eff}} \bar{p}_{\text{eff}} - L^0 \bar{p}^0 = L_{\text{eff}} \bar{p}_{\text{eff}} - L^0 \bar{p}^0 + \frac{1}{2} \Delta L \Delta \bar{p} + \frac{1}{2} \Delta L \Delta \bar{p}。$$

式中: L_{eff} 、 \bar{p}_{eff} 分别为 ΔL 和 $\Delta \bar{p}$ 对 ΔG 的贡献。

进一步, 由于 \bar{p} 是区域粮食总产量与粮食总播种面积的比值, 而区域粮食总产量又可以表示为区域内不同粮食作物的单产与相应作物播种面积乘积的和, 所以 \bar{p} 可以表示为区域各

粮食作物单产的加权平均值, 权重就是相应粮食作物播种面积占区域粮食总播种面积的比例, 即 $\bar{p} = \frac{G}{L} = \frac{\sum p_i L_i}{L} =$

$\sum p_i \frac{L_i}{L} = \sum p_i c_i$ (L_i 为粮食作物 i 的播种面积, p_i 为粮食作物 i 的单产, c_i 为粮食作物 i 的种植比例)。由 RLI 模型可得:

$$\Delta \bar{p} = \bar{p}_t - \bar{p}_0 = p_{\text{eff}} + c_{\text{eff}}; p_{\text{eff}} = \sum \Delta p_i c_i^0 + \frac{1}{2} \sum \Delta p_i \Delta c_i; c_{\text{eff}} = \sum \Delta c_i p_i^0 + \frac{1}{2} \sum \Delta p_i \Delta c_i。$$

式中: p_{eff} 、 c_{eff} 分别为 $\sum \Delta p_i$ 和 $\sum \Delta c_i$ 对 $\Delta \bar{p}$ 的贡献, 本研究分别称之为作物生产力效应和作物结构效应。

进一步, 可以得到粮食加权平均单产变动的作物贡献分解模型, 不同作物的贡献同样包括生产力效应、结构效应 2 部分, 其测算公式为

$$p_{\text{eff}-i} = \Delta p_i c_i^0 + \frac{1}{2} \Delta p_i \Delta c_i, c_{\text{eff}-i} = \Delta c_i p_i^0 + \frac{1}{2} \Delta p_i \Delta c_i。$$

式中: $p_{\text{eff}-i}$ 、 $c_{\text{eff}-i}$ 分别为 Δp_i 和 Δc_i 对 $\Delta \bar{p}$ 的贡献。

2 结果与分析

2.1 主产区粮食产量变动因素分解效应的时序特征

2014 年, 主产区粮食总产量 46 476.76 万 t, 相对于 2003 年增产 15 505.89 万 t, 年均增产 1 409.63 万 t。依据粮食产量变动因素分解模型, 即式(1)和(2), 以上一年为基年, 将粮食产量逐年变动分解为播种面积、作物生产力和作物结构 3 个因素变化的效应, 结果(表 1)显示: 研究期主产区粮食持续增产(2009 年相对于上年减产 194.92 万 t)同时得益于播种面积扩大、作物生产力提高和粮食作物种植结构调整, 但不同年份三者的贡献率差异较大。

2003—2014 年, 主产区粮食作物播种面积持续增加, 由 6 718.617 万 hm^2 增加到 8 361.017 万 hm^2 , 累计增加 1 642.400 万 hm^2 。播种面积增加累计增产粮食 8 361.03 万 t, 占研究期粮食增产总量的 53.92%, 是主产区粮食增产的首要因素。

各粮食作物单产水平反映耕地真实产出能力的变化情况, 与自然、社会、经济等众多因素有关。因素分解结果(表 2)显示: 研究期 2003—2014 年小麦、稻谷、玉米和杂粮 4 类粮

表 1 主产区粮食产量变动贡献因素分解效应的时序特征

时序(年份)	粮食产量变化 (万 t)	播种面积效应		作物生产力效应		作物结构效应	
		增产量(万 t)	贡献率(%)	增产量(万 t)	贡献率(%)	增产量(万 t)	贡献率(%)
2003—2004	4 340.81	1 416.05	32.62	2 494.06	57.46	430.70	9.92
2004—2005	1 694.65	1 967.56	116.10	-119.69	-7.06	-153.23	-9.04
2005—2006	1 120.55	907.68	81.00	-33.63	-3.00	246.50	22.00
2006—2007	722.83	575.50	79.62	-86.25	-11.93	233.58	32.32
2007—2008	1 563.02	36.35	2.33	1 477.21	94.51	49.47	3.16
2008—2009	-194.92	1 377.29	-706.59	-1 428.53	732.88	-143.68	73.71
2009—2010	1 467.29	457.66	31.19	654.47	44.60	355.17	24.21
2010—2011	2 237.04	376.96	16.85	1 298.97	58.07	561.11	25.08
2011—2012	1 195.16	370.48	31.00	326.57	27.32	498.12	41.68
2012—2013	1 145.50	371.06	32.39	496.41	43.34	278.03	24.27
2013—2014	213.96	504.46	235.77	3.58	1.67	-294.08	-137.45
2003—2014	15 505.89	8 361.03	53.92	5 083.17	32.78	2 061.69	13.30

表 2 粮食产量变化的作物生产力效应的时序特征

时序 (年份)	粮食产量变化 (万 t)	作物生产力效应							
		小麦(万 t)	稻谷(万 t)	玉米(万 t)	大豆(万 t)	薯类(万 t)	杂粮(万 t)	合计(万 t)	贡献率(%)
2003—2004	4 340.81	554.20	685.83	968.40	169.45	117.63	-1.44	2 494.06	57.46
2004—2005	1 694.65	68.20	-137.89	149.39	-182.32	-101.68	84.60	-119.69	-7.06
2005—2006	1 120.55	449.88	-313.22	53.96	-102.25	7.80	-129.80	-33.63	-3.00
2006—2007	722.83	52.97	351.13	-505.97	-142.04	-67.13	224.80	-86.25	-11.93
2007—2008	1 563.02	205.95	266.64	926.42	140.62	-86.32	23.89	1 477.21	94.51
2008—2009	-194.92	6.39	0.64	-1 280.29	-217.10	5.30	56.53	-1 428.53	732.88
2009—2010	1 467.29	-22.91	-237.12	564.08	119.57	123.36	107.49	654.47	44.60
2010—2011	2 237.04	111.39	272.38	722.44	145.49	-3.88	51.15	1 298.97	58.07
2011—2012	1 195.16	207.87	-77.09	94.00	48.35	-17.69	71.12	326.57	27.32
2012—2013	1 145.50	315.07	-158.69	295.66	-25.38	-16.80	86.56	496.41	43.34
2013—2014	213.96	318.66	178.66	-263.11	-106.55	11.77	-135.85	3.58	1.67
2003—2014	15 505.89	2 267.68	831.28	1 724.98	-152.15	-27.65	439.05	5 083.17	32.78

食作物的因素分解效应均为正值,都导致了一定的粮食增产,增产效应为小麦>玉米>稻谷>杂粮,表明 4 类粮食作物各自的单产都有一定幅度的提高;而大豆和薯类的因素分解效应为负值,都导致了一定的粮食减产,减产效应大豆>薯类,表明 2 类粮食作物的单产在研究期是下降的。6 类粮食作物的综合作用,即作物生产力效应,累计实现粮食增产 5 083.17 万 t,占研究期粮食增产总量的 32.78%,是主产区粮食增产的重要因素。

农业生产受气象因素影响大,容易发生波动,表现为各作物单产都存在相对较大的年际变化,进而影响区域粮食产量。如 2009 年,当年全国极端天气多发频发,特大干旱历史罕见,给粮食生产带来了严重负面影响,当年主产区玉米和大豆单产大幅度降低,合计减产 1 497.39 万 t;虽然当年粮食播种面积较上年大幅增加,增产粮食 1 377.29 万 t,仍然无法抵消单产下降和种植结构变化带来的粮食减产,最终主产区粮食总产量较上年减少 194.92 万 t。

粮食加权平均单产是各粮食作物单产的加权平均值,权重是相应粮食作物的种植份额。由于各作物自身单产水平不同,作物种植结构改变(即权重发生改变)会对作物加权平均单产带来影响,进而影响区域粮食产量变化,作物结构效应即为这一影响的反映。

因素分解结果(表 3)显示,玉米、稻谷的结构效应为正值,合计增产粮食 4 595.75 万 t,表明研究期 2 类作物在主产区粮食生产中比例是调增的;小麦、大豆、薯类、杂粮 4 类粮食作物的结构效应是负值,合计减产粮食 2 534.06 万 t,表明 4 类作物在主产区粮食生产中比例是调减的。6 类作物综合作用引致主产区粮食增产 2 061.69 万 t,占同期主产区粮食增产总量的 13.30%。

总体上看,种植结构变动的粮食产量效应居次要地位,但部分年份的作用十分显著,如结构效应对产量变动的贡献率 2014 年为 -137.45%,2012 年为 41.68%。表明近期主产区粮食种植结构调整对粮食产量的影响不容忽视。

表 3 粮食产量变化的作物结构效应的时序特征

时序 (年份)	粮食产量变化 (万 t)	作物结构效应							
		小麦(万 t)	稻谷(万 t)	玉米(万 t)	大豆(万 t)	薯类(万 t)	杂粮(万 t)	合计(万 t)	贡献率(%)
2003—2004	4 340.81	-315.62	951.89	109.99	-13.38	-141.54	-160.64	430.70	9.92
2004—2005	1 694.65	94.46	-295.53	127.06	83.64	-112.41	-50.44	-153.23	-9.04
2005—2006	1 120.55	236.88	122.91	339.26	-54.48	-357.64	-40.42	246.50	22.00
2006—2007	722.83	146.92	-146.18	391.02	-111.23	-63.76	16.81	233.58	32.32
2007—2008	1 563.02	-58.08	145.72	63.75	42.11	72.81	-216.85	49.47	3.16
2008—2009	-194.92	-244.58	-261.31	535.71	110.11	-41.29	-242.32	-143.68	73.71
2009—2010	1 467.29	-23.06	205.61	316.15	-116.33	7.93	-35.13	355.17	24.21
2010—2011	2 237.04	-15.43	221.78	579.95	-218.80	37.89	-44.27	561.11	25.08
2011—2012	1 195.16	11.27	147.26	607.56	-206.41	-17.33	-44.23	498.12	41.68
2012—2013	1 145.50	-160.57	88.83	621.25	-83.93	-45.35	-142.21	278.03	24.27
2013—2014	213.96	-135.15	-166.61	-110.31	115.58	-56.44	58.85	-294.08	-137.45
2003—2014	15 505.89	-462.95	1 014.36	3 581.39	-453.12	-717.13	-900.86	2 061.69	13.30

2.2 主产区粮食产量变动因素分解效应的空间差异

由于各粮食主产省(区)的自然、社会、经济因素组合状况不同,不同粮食作物种植优势差异明显,粮食产量变动及其因素分解效应(驱动因素)都存在较大的区间差异(表 4)。

2003—2014 年 13 个粮食主产省(区)都实现了一定的粮食增产,各主产省(区)平均增产粮食 1 192.76 万 t,增产量由大到小为黑龙江>河南>内蒙古>吉林>安徽>山东>江

苏>河北>江西>湖北>湖南>辽宁>四川。粮食增产量的空间差异显著,增产最多的黑龙江省增产量为 3 729.90 万 t,最少的四川省增产量为 191.60 万 t,前者是后者的 19.47 倍。

将研究期作为一个整体考虑(2003—2014 年),13 个主产省(区)播种面积效应均为正值,效应值由大到小为黑龙江>河南>吉林>山东>内蒙古>安徽>辽宁>湖北>江苏>江西>湖南>四川>河北,其中黑龙江、吉林、辽宁、内蒙

表 4 主产区粮食产量变动贡献因素分解效应的空间差异(2003—2014 年)

主产区	粮食产量变化 (万 t)	播种面积效应		作物生产力效应		作物结构效应	
		贡献量(万 t)	贡献率(%)	贡献量(万 t)	贡献率(%)	贡献量(万 t)	贡献率(%)
黑龙江	3 729.90	2 339.73	62.73	746.37	20.01	643.80	17.26
吉林	1 273.20	645.33	50.69	428.16	33.63	199.71	15.69
辽宁	448.40	494.22	110.22	192.37	42.90	-238.19	-53.12
内蒙古	1 392.30	605.02	43.45	329.53	23.67	457.75	32.88
河北	972.40	168.71	17.35	2 063.11	212.17	-1 259.42	-129.52
山东	1 160.60	614.65	52.96	494.72	42.63	51.22	4.41
河南	2 202.83	690.36	31.34	1 411.03	64.06	101.44	4.61
江苏	1 018.75	424.97	41.71	537.47	52.76	56.31	5.53
安徽	1 201.00	554.08	46.13	1 021.77	85.08	-374.84	-31.21
湖北	663.14	450.39	67.92	135.65	20.46	77.11	11.63
湖南	558.57	242.83	43.47	222.68	39.87	93.06	16.66
江西	693.20	334.90	48.31	333.40	48.10	24.90	3.59
四川	191.60	201.92	105.39	-11.28	-5.89	0.96	0.50

古、山东、湖北、湖南、江西和四川 9 个主产省(区)播种面积增加为其粮食增产的首要因素,尤其是辽宁,播种面积效应的贡献率达到了 110.22%。

将研究期作为一个整体考虑(2003—2014 年)(表 4),13 个主产省(区)中有 12 个作物生产力效应为正值,效应值由大到小为河北>河南>安徽>黑龙江>江苏>山东>吉林>江西>内蒙古>湖南>辽宁>湖北,表明 12 个主产省(区)粮食单产水平整体上都是提升的,其中河北、安徽、河南、江苏 4 省作物生产力提高是其粮食增产的首要因素。13 个主产省(区)中,只有四川省作物生产力效应为负值,表明研究期四

川省粮食单产水平整体上是下降的。

从各作物角度看,各主产省(区)作物生产力效应变化的主要驱动作物不同(表 5)。各主产省(区)的前 2 位驱动作物分别为黑龙江(玉米、稻谷)、吉林(玉米、稻谷)、辽宁(杂粮、玉米)、内蒙古(玉米、大豆)、河北(杂粮、玉米)、山东(小麦、玉米)、河南(小麦、玉米)、江苏(小麦、稻谷)、安徽(杂粮、玉米)、湖北(薯类、稻谷)、湖南(稻谷、薯类)、江西(稻谷、薯类)、四川(玉米、薯类)。表明各主产省区作物生产力变化的主要驱动作物基本上与其优势作物一致,即与各主产区粮食作物的传统结构优势基本一致。

表 5 粮食产量变化的作物生产力效应的空间差异(2003—2014 年)

主产区	粮食产量变化 (万 t)	作物生产力效应							贡献率(%)
		小麦(万 t)	稻谷(万 t)	玉米(万 t)	大豆(万 t)	薯类(万 t)	杂粮(万 t)	合计(万 t)	
黑龙江	3 729.90	102.73	-816.46	848.81	732.17	-123.68	2.80	746.37	20.01
吉林	1 273.20	0.52	117.47	351.89	-72.76	2.34	28.69	428.16	33.63
辽宁	448.40	2.87	15.67	-371.45	1.19	13.26	530.83	192.37	42.90
内蒙古	1 392.30	3.14	1.38	216.87	65.52	-10.27	52.89	329.53	23.67
河北	972.40	-4.75	368.62	894.17	-66.78	-209.76	1 081.61	2 063.11	212.17
山东	1 160.60	316.10	16.06	119.94	3.42	20.35	18.86	494.72	42.63
河南	2 202.83	726.02	182.75	485.89	13.17	29.73	-26.53	1 411.03	64.06
江苏	1 018.75	301.26	169.62	48.17	-0.02	6.27	12.17	537.47	52.76
安徽	1 201.00	424.41	-51.63	-448.34	96.06	-35.81	1 037.07	1 021.77	85.08
湖北	663.14	115.94	131.35	-13.84	0.97	-142.42	43.65	135.65	20.46
湖南	558.56	24.95	111.10	27.82	15.64	46.92	-3.75	222.68	39.87
江西	693.20	0.99	309.85	0.42	6.86	13.75	1.53	333.40	48.10
四川	191.60	-25.60	-20.19	72.21	0.33	-29.01	-9.02	-11.28	-5.89

2003—2014 年 13 个主产省(区)中有 10 个作物结构效应为正值(表 4),效应值由大到小为黑龙江>内蒙古>吉林>河南>湖南>湖北>江苏>山东>江西>四川,表明以上 10 个主产省(区)整体上存在相对高产作物对低产作物的种植替代,即相对高产作物种植比例上升,相对低产作物比例下降;与之相对河北、安徽、辽宁作物结构效应为负值,表明这 3 个主产省(区)存在相对低产作物对高产作物的种植替代。

从各作物角度看,各主产省(区)作物结构效应变化的主要驱动作物不同(表 6)。与作物生产力效应不同,由于区域内各作物之间存在直接的争地关系,某粮食作物比例的上升,必然意味着其他某作物比例的下降,因此各驱动作物变化规

律性相对明显。各主产省(区)基本上都是相对高产的玉米、稻谷、小麦中的 2 种或 1 种植比例调增,相对低产的大豆、薯类、杂粮种植比例调减。如研究期有 11 个主产省(区)玉米调增、有 7 个主产省(区)稻谷调增、有 5 个主产省(区)小麦调增,与之相对大豆(河北、四川、安徽调增)、薯类(湖北、四川调增)和杂粮基本全部调减。

3 结论与讨论

3.1 主要结论

2014 年,主产区粮食总产量 46 476.76 万 t,相对于 2003 年增产粮食 15 505.89 万 t,年均增产 1 409.63 万 t。因素分

表 6 粮食产量变化的作物结构效应的空间差异(2003—2014 年)

主产区	粮食产量变化 (万 t)	作物结构效应							
		小麦(万 t)	稻谷(万 t)	玉米(万 t)	大豆(万 t)	薯类(万 t)	杂粮(万 t)	合计(万 t)	贡献率(%)
黑龙江	3 729.90	-0.53	-645.48	1 814.32	-229.20	-223.29	-72.01	643.80	17.26
吉林	1 273.20	-6.86	42.16	282.98	-61.67	-10.34	-46.56	199.71	15.69
辽宁	448.40	-7.65	36.35	336.57	-55.48	-38.82	-509.16	-238.19	-53.12
内蒙古	1 392.30	21.20	-15.56	686.37	-73.86	-60.46	-99.93	457.75	32.88
河北	972.40	19.61	-398.57	538.07	29.35	-70.70	-1 377.17	-1 259.42	-129.52
山东	1 160.60	73.37	-8.15	187.40	-43.66	-134.16	-23.58	51.22	4.41
河南	2 202.83	-75.58	46.29	272.46	-26.56	-84.52	-30.64	101.44	4.61
江苏	1 018.75	132.08	91.21	-34.98	-17.38	-54.28	-60.33	56.31	5.53
安徽	1 201.00	-65.51	186.08	-534.10	182.18	-77.92	-65.58	-374.84	-31.21
湖北	663.14	86.14	-54.98	95.31	-28.46	47.51	-68.41	77.11	11.63
湖南	558.56	-33.19	248.84	19.22	-38.44	-99.00	-4.37	93.06	16.66
江西	693.20	-1.81	37.88	4.37	-6.18	-7.13	-2.23	24.90	3.59
四川	191.60	-69.98	-44.35	69.30	2.58	47.46	-4.05	0.96	0.50

解结果显示:研究期主产区粮食生产增长同时得益于播种面积扩大、作物生产力提高和粮食作物种植结构调整,贡献率分别为 53.92%、32.78%、13.30%,但不同年份三者的贡献率差异较大。

从作物角度看,小麦、玉米、稻谷自身单产的提高对研究期作物生产力效应提高发挥主导作用;玉米、稻谷种植比例的调增是作物结构效应提高的主体。

相对于 2003 年,2014 年 13 个粮食主产省(区)都实现了一定的粮食增产,但是增产量及其驱动因素存在较大空间差异。其中播种面积增加为首要增产因素的主产省区有 9 个,包括黑龙江、吉林、辽宁、内蒙古、山东、湖北、湖南、江西和四川;作物生产力提高为首要增产因素的主产区有 4 个,包括河北、安徽、河南、江苏;作物种植结构调整是粮食增产的次要因素。

从作物角度看,各主产省(区)作物生产力效应变化的主要驱动作物差异较大,基本上是各主产省(区)的优势作物;各主产省(区)作物结构效应变化主要驱动作物不同,但规律性相对明显,基本上都是相对高产的玉米、水稻、小麦种植比例调增,相对低产的大豆、薯类、杂粮种植比例调减。

3.2 讨论

利用因素分解方法对影响粮食产量变化的 3 个因素,即播种面积、作物生产力和种植结构进行研究,对于正确认识主产区粮食增产的本质有重要意义。因素分解结果表明,研究期主产区粮食增产的首要因素是粮食作物播种面积扩大,即粮食生产规模的扩张。

根据因素分解模型,建立相应的数据库,可以实现粮食产量动态变化直接驱动因子(播种面积、作物生产力和作物结构)贡献的逐年动态“监测”(表 1)。

对于不同的主产省(区),未来粮食增产路径选择应根据因素分解结果,深入分析 3 个关键促产因素的深挖潜力,进一步可根据其他非关键因素(如化肥施用量、有效灌溉面积、劳动力状况、粮食价格等)与 3 个关键因素间的关系,建立定量分析模型,进行主导因素分析,间接评价各非关键因素对粮食产量的影响,进而依据分析结果因地制宜地做出政策安排。

区域粮食作物播种面积变化受区域耕地面积、复种指数(区域农作物播种总面积与区域耕地面积的比值)和粮作比

例(区域粮食作物播种面积与农作物播种面积的比值)控制,即粮食作物播种面积=耕地面积×复种指数×粮作比例,根据 RLI 模型,可以对粮食作物播种面积变化做因素分解分析,但是由于目前主产区统一口径的耕地面积数据无法获取,因此暂未对此进行深入分析。日后,数据获取条件改善后希望能够在这方面做进一步研究。

参考文献:

[1] 顾莉丽. 中国粮食主产区粮食产量波动研究[J]. 安徽农业科学,2011,39(20):12458-12461.

[2] 叶明华. 中国粮食实现稳定增产了吗?——基于 1978—2009 年粮食主产区粮食产量的 H-P 滤波分解[J]. 财贸研究,2012,23(3):15-21.

[3] 张利国. 新中国成立以来我国粮食主产区粮食生产演变探析[J]. 农业经济问题,2013,34(1):20-26.

[4] 蒋黎,朱福守. 我国主产区粮食生产现状和政策建议[J]. 农业经济问题,2015(12):17-24.

[5] 李睿. 我国粮食主产区农业生产要素投入的产出效应分析[J]. 南方农业学报,2016,47(1):153-158.

[6] 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.

[7] 刘影,肖池伟,李鹏,等. 1978—2013 年中国粮食主产区“粮-经”关系分析[J]. 资源科学,2015,37(10):1891-1901.

[8] 石奇,武同华. 我国粮食主产区粮食生产影响因素的主成分分析[J]. 南京财经大学学报,2012(5):20-25.

[9] 牛乔丽. 我国粮食主产区主要粮食作物生产能力区域比较优势分析[J]. 当代经济,2013(9):76-78.

[10] 罗海平. 基于偏离-份额法的我国粮食主产区粮食产量结构与增长效益研究:1980—2012[J]. 云南财经大学学报,2014,30(5):23-30.

[11] 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.

[12] 罗光强,邱淑. 提高我国粮食主产区粮食生产能力的对策[J]. 经济纵横,2013(3):87-91.

[13] 刘守义. 我国粮食主产区粮食产量波动及增长影响因素分析[J]. 江西社会科学,2014,34(8):96-100.

[14] 李裕瑞,刘彦随,龙花楼. 江苏省粮食生产时空变化的影响机制[J]. 地理科学进展,2009,28(1):125-131.

冯伟林,李诗冰. 旅游扶贫中贫困人口的受益机制构建——以重庆武陵山片区为例[J]. 江苏农业科学,2018,46(22):333-336.
doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2018.22.077

旅游扶贫中贫困人口的受益机制构建 ——以重庆武陵山片区为例

冯伟林,李诗冰

(长江师范学院管理学院,重庆 408100)

摘要:在我国当前的减贫工作中,旅游扶贫作为一种新的扶贫形式日益受到重视。在旅游扶贫过程中须要构建基于贫困人口受益的机制,以切实保证贫困人口能够真正受益。以重庆市武陵山片区为样本区,从微观农户视角进行入户访谈和问卷调查,运用基本统计分析方法分析贫困农户在旅游扶贫项目中的获益状况,并在原因分析的基础上提出构建有利于贫困人口受益的旅游扶贫机制。结果表明,超过 60% 的受访者明确感受到旅游扶贫项目给贫困人口带来了好处,提高了家庭收入;另外有 32% 的受访者表示没有在旅游扶贫开发项目中获得任何利益。影响扶贫效果的因素主要有地方政府不恰当的政绩观念,旅游扶贫开发项目脱离当地实际以及贫困人口面临较大参与障碍等。因此,须要以 PPT 理念为指导,发挥政府主导作用,构建旅游扶贫的精准识别机制、贫困人口的能力提升机制、项目参与机制和利益分配机制,形成面向贫困人口受益的旅游扶贫机制。

关键词:旅游扶贫;贫困人口;面向贫困人口的旅游(PPT);受益;扶贫机制

中图分类号: F323.8 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-1302(2018)22-0333-04

贫困是困扰人类社会发展的全球性难题。消除贫困,促进发展是人类共同理想。在我国现阶段,贫困问题仍然是一个较突出的问题。从改革和发展的角度来看,贫困实质上是一种发展成果的不均衡享有,关系到全面实现小康社会的重大战略目标,解决贫困问题意义重大。截至 2014 年底,我国还有 7 000 多万农村贫困人口。国家主席习近平在 2015 年减贫与发展高层论坛上提出,2020 年贫困人口全部脱贫,这是新时期扶贫工作的方向与目标。重庆市武陵山片区是少数民族聚集区、革命老区、生态脆弱区和连片特困区为一体的特殊地区。该区域包括石柱土家族自治县、丰都县、武隆县、彭水苗族土家族自治县、酉阳土家族自治县、黔江区、秀山土家族苗族自治县等 7 个县(区),全部为国家级贫困县,现有 53.1 万贫困人口,贫困发生率达 17.2%。旅游产业是重庆市武陵山片区大力发展的资源优势产业,当地也在有目的地通

过旅游产业的发展来促使贫困人口脱贫致富。在旅游产业发展过程中如何真正让贫困人口从中受益,实现缓解或消除贫困的目标成为一个值得研究的问题。1999 年英国国际发展署(DFID)明确提出“面向贫困人口的旅游”(pro-poor tourism,PPT),这是指在推进旅游扶贫开发中让贫困人口受益和获得更多发展机会的一种旅游发展模式^[1]。这是首次将旅游业的发展与反贫困问题直接联系起来的观念。旅游产业具有十分明显的产业关联与带动作用,拥有综合性和带动性的特征,这些特征也决定了旅游产业先天就具有脱贫致富的功能。在国内外减贫工作中,旅游扶贫作为一种新的扶贫形式日益受到重视。现实考察也表明,贫困人口聚集的区域也往往是旅游资源富集的区域。贫困地区依靠当地丰富的旅游资源,通过适度的旅游开发将资源优势转化为经济优势,促进贫困地区经济社会持续快速发展,实现贫困人口脱贫致富,这也是旅游扶贫的目的与意义所在。但在旅游扶贫实施过程中,贫困人口并未如预期设计的目标实现脱贫致富,反而因其弱势地位而导致利益受损的现象经常发生^[2]。一些地方将旅游扶贫当作单纯的旅游开发项目进行,当地居民很难公平地享受到旅游扶贫项目开发的利益,最贫困的人口往往由于资金短缺、人力资本缺乏、旅游知识水平低、居住点偏僻等被

收稿日期:2017-06-13

基金项目:重庆市社会科学规划项目(编号:2013YBMK144);教育部人文社会科学青年基金(编号:15YJCZH043)。

作者简介:冯伟林(1980—),男,河南辉县人,博士,副教授,主要从事旅游扶贫、农户生计与环境研究。E-mail:scott206@126.com。

[15]倪超,雷国平. 黑龙江省粮食产量变化及驱动因素分析[J]. 干旱区资源与环境,2013,27(5):14-19.
[16]李瑞华,李明秋. 河南省粮食产量影响因素分析[J]. 广东农业科学,2009(7):323-325.
[17]尹世久,吴林海,张勇. 我国食产量波动影响因素的经验分析[J]. 系统工程理论与实践,2009,29(10):28-34.
[18]朱晶,李天祥,林大燕,等. “九连增”后的思考:粮食内部结构调整的贡献及未来潜力分析[J]. 农业经济问题,2013,34(11):36-43.

[19]朱晶,李天祥,朱珏. 江苏省粮食增产贡献因素分解与测算[J]. 华东经济管理,2015,29(3):11-16.
[20]郝瑞彬. 2004—2013 年中国粮食生产变动贡献因素分解[J]. 资源开发与市场,2016,32(9):1051-1056.
[21]郝瑞彬. 吉林省粮食单产时序变化及其因素分解[J]. 资源开发与市场,2016,31(10):1200-1203,1232.
[22]Sun J W. Changes in energy consumption and energy intensity: a complete decomposition model[J]. Energy Economics, 1998, 20(1):85-100.