

汪发元. 主要农业生产要素对粮食产量的影响——基于湖北省19年统计数据的分析[J]. 江苏农业科学, 2016, 44(12): 636–640.
doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2016.12.182

主要农业生产要素对粮食产量的影响 ——基于湖北省19年统计数据的分析

汪发元

(长江大学管理学院/主要粮食作物产业化湖北省协同创新中心, 湖北荆州 434023)

摘要:减少农业面源污染, 增加粮食安全, 已经成为国家农业发展的重要战略。农田水利灌溉、肥料施用、农药施用、农膜的使用等对粮食产量到底产生了什么影响。利用多元回归方法对湖北省1995—2013年数据进行分析, 结果表明, 农田水利灌溉面积、氮肥施用量对粮食产量产生了显著的正向影响, 钾肥施用量对粮食产量有显著的负影响, 而磷肥施用量、农药施用量、农膜使用量和除涝面积对粮食产量不产生影响。因此, 必须全面实施农田水利设施建设, 全力宣传普及科学施肥技术, 大力推广测土配方技术施肥, 逐步减少磷肥和农药施用量, 严格控制钾肥的施用, 逐步减少粮食生产中的富营养化状况, 改善农业生态环境。

关键词:农业生产要素; 粮食产量; 影响因子

中图分类号: F326.11 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-1302(2016)12-0636-05

习近平总书记指出, 农业发展不仅要杜绝生态环境欠新账, 而且要逐步还旧账, 要打好农业面源污染治理攻坚战^[1]。我国正处在实现农业发展产业化和市场化, 促进新型农业经营主体发展壮大的关键时期^[2], 必须高度重视农业发展的生态环境, 采取切实措施减少农业面源污染。农业面源污染不仅有来自工业的污染, 更主要的是来自农业生产中肥料、农药、农膜的污染。因此, 农业部制定了打好农业面源污染防治攻坚战的实施意见, 提出了实现农业生产要素“两减”战略, 即减少化肥和农药使用量, 实施化肥、农药零增长行动。加强粮食安全不仅要保证足够的粮食产量, 更要通过减少农业面源污染, 净化生产生活环境, 提高粮食质量。农民为了提高粮食产量, 仍然通过加大肥料、农药的投入, 期望从中获得更好的收益。但肥料、农药的投入是否对粮食产量发生了作用, 人们很少去研究。因此, 研究主要农业生产资料对粮食产量的影响, 对于科学合理使用农业生产资料, 减少农业面源污染、提高粮食的品质及安全性具有重要意义。

1 文献综述

近年来, 关于农业面源污染的研究很多, 虞慧怡等研究认为, 在经济和农业迅速发展的阶段和发展水平高的地区, 农业面源污染严重^[3]。部分学者针对其所在省份粮食产量的影响因素进行了一些研究, 大多采用回归分析法对可能影响粮食产量的因素进行分析, 因为选择因素各不相同, 所以得出的结论也不相同。纵观粮食产量影响因素分析的研究主要有3类: 第1类是从众多粮食生产的影响因素中, 分析出对粮食产量有影响的因素。如马卫鹏等基于主成分分析法对安徽省粮

食产量的影响因素进行了分析, 认为影响安徽省粮食生产的因素包括经济社会综合系统驱动因子(又分为经济发展驱动因子、农业现代化驱动因子、农业生产驱动因子、农田水利驱动因子、政策引导驱动因子5类)、社会-自然综合引导驱动因子、自然驱动因子^[4]。杨月锋等运用主成分分析法, 对福建省粮食产量的影响因素进行了分析, 认为农业现代化投入水平状况、生产资料及粮食价格政策是影响福建省粮食产量变化的主要驱动因素^[5]。宰松梅等采取逐步回归的方法对河南省粮食产量的影响因素进行了分析, 认为河南省粮食产量的主要因素为化肥施用量、农药施用量、农业科技3项费用和播种面积^[6]。刘薇等通过降维分析, 选取出影响粮食产量的2个主要因素为农用化肥施用折纯量和粮食作物播种面积^[7]。第2类是从众多因素中选择对粮食产量产生主要影响和次要影响的因素。如张明旭等利用分位数回归模型对吉林省通化市粮食产量影响因素进行了分析, 认为粮食播种面积增加、农机总动力增加对粮食增产的促进作用较大, 化肥施用量增加、有效灌溉面积增加、农业劳动人口增加对粮食增产的促进作用较小^[8]。赵俊伟等采用逐步回归法对山东省粮食产量的影响因素进行了分析, 认为直接影响山东省粮食产量的最主要因素为粮食播种面积和粮食单产, 自然灾害对粮食产量也有较大影响, 化肥使用量、农机总动力、农药使用量等因素对山东省粮食的产量有次要的影响^[9]。许朗等利用C-D生产函数模型对江苏省粮食产量主要影响因素进行了分析, 认为化肥使用量对江苏粮食产量的增长起着不可替代的作用, 并且是稳定的和持续的; 播种面积和自然灾害也是影响粮食生产的重要因素; 江苏省在务农劳动力人数减少的情况下, 仍然保证粮食产量有较大增长, 很大程度上得益于农业机械的推广^[10]。第3类是直接分析不同的生产要素对粮食产量产生的不同影响。如周志刚等采用对数均值迪氏指数法对中国粮食产量影响因素进行了分析, 认为播面单产和复种指数促进粮食产量的增长, 种植结构和耕地面积抑制粮食产

收稿日期: 2015-10-09

基金项目: 国家社会科学基金(编号: 13BJY108)。

作者简介: 汪发元(1961—), 男, 湖北天门人, 硕士, 教授, 研究方向为农业经济管理法制化。E-mail: wangfayuan315@sina.com。

量的增长^[11]。欧阳浩等利用粗糙集方法对广东省粮食产量影响因素进行了分析,认为人均经营耕地面积对粮食总产量起正面影响,水库总容量未对粮食总产量起正面影响,化肥用量对粮食总产量起负面影响,单纯地扩大耕地面积并不能提高粮食产量^[12]。以上研究均从宏观上定量分析了粮食产量的影响因素,但研究的视角和范围仍然有限。湖北省是全国粮食生产大省,对国家的粮食安全起着重要作用。针对湖北省的研究几乎没有,特别是针对具体的肥料、农药、农膜作用的研究完全没有。研究湖北省主要农业生产资料对粮食产量的影响,有利于科学指导粮食生产,提高农业生产资料利用率,提高粮食品质,遏制和减少农业土地、水面的富营养化程度,逐步改善农业生态环境。

2 假设提出与模型构建

2.1 假设提出

假设 1:农田水利灌溉面积越大,粮食产量越高。影响粮食产量很重要的一个因素是水,而粮食生产用水除自然下雨维持灌溉外,很大程度上取决于人工灌溉补充用水。农田水利灌溉面积越大,粮食产量应当越高。

假设 2:氮肥施用量越多,粮食产量越高。氮肥是粮食生产中的主要肥料,决定着粮食作物的营养生长。缺乏氮肥作物的营养器官就不发达,难以充分地进行光合作用,必然影响粮食产量。氮肥的施用量直接影响粮食产量,氮肥施用量越多,粮食产量应当越高。

假设 3:磷肥施用量越多,粮食产量越高。磷肥中的有效部分参与碳水化合物合成和作物的新陈代谢,是作物生长发育必不可少的养分。合理施用磷肥,可增加作物产量,改善产品品质,加速谷类作物分蘖,促进幼穗分化、灌浆和籽粒饱满。磷肥施用量越多,粮食产量应当越高。

假设 4:钾肥施用量越多,粮食产量越高。钾肥可以保障作物的正常生长发育,促进光合作用和光合产物的运输,增强植物的抗逆性,有利于提高粮食品质。钾肥施用量越多,粮食产量应当越高。

假设 5:农药施用量越多,粮食产量越高。农药具有防治农作物病害、害虫的重要作用。随着农作物病虫害抗药性的增强,农药使用量逐年增加,新的农作物病虫害也有所增加。农药和病虫害形成了此消彼长的关系,那么农药施用量越多,防治效果就应当越好,粮食产量就应当越高。

假设 6:农膜应用越多,粮食产量越高。农膜主要用于覆盖农田,可以起到提高地温、保质土壤湿度、促进种子发芽和幼苗快速增长的作用,抑制杂草生长的作用。随着科学技术的发展,农膜也用于制作塑料大棚,起到调节温度、湿度,增加农作物种植复种指数的作用。农膜应用越多,粮食产量应当越高。

假设 7:除涝面积越大,粮食产量越高。湖北省是一个典型的湖区地型,涝渍是典型的农业灾害,轻则影响作物的生长,重则导致作物死亡,乃至绝收。涝渍面积越大,灾害越严重,必然导致粮食产量减产。除涝是改善作物生长条件,增加粮食产量的重要措施,除涝面积越大,粮食产量应当越高。

2.2 模型构建

粮食产量是农业生产要素综合作用的结果,粮食增产不

仅需要良好的农田水利灌溉条件,同时须要及时施用充足的氮肥、磷肥、钾肥,而且还须要根据作物病虫害发生的情况及时施洒农药。在现代生产条件下,应用农膜可以增加温度、湿度,提早农时,有利于农作物增产,在多雨天气下,及时除涝除渍可以改善作物生长条件,增加粮食作物产量。因此,本研究选择多元线性回归模型。多元回归模型的一般形式为

$$y = c + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \cdots + \beta_n x_n + \varepsilon_0 \quad (1)$$

式中: c 代表常数项; $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \cdots, \beta_n$ 代表回归系数; n 代表解释变量的数目; ε 代表随机误差项。

3 实证分析

3.1 数据来源与方法

3.1.1 数据来源 本研究基于农业生产的经验和常识,按照可得原则,选择 1995—2013 年《国家统计年鉴》19 年的粮食产量和主要农业生产要素相关数据。粮食产量作为因变量 y ,选择可能影响粮食产量的主要因素。考虑到粮食种植面积和产量对粮食总产量绝对是正向影响,因此,不作自变量;复合肥包含氮肥、磷肥和钾肥,会造成多重共线性问题,也舍弃。选择具有独立性的生产要素作为自变量,即有效灌溉面积 x_1 、氮肥施用折纯量 x_2 、磷肥施用折纯量 x_3 、钾肥施用折纯量 x_4 、农药使用量 x_5 、农用塑料薄膜使用量 x_6 、除涝面积 x_7 。

3.1.2 研究方法 应用 Stata 软件,对各变量进行相关系数分析,初步判断各个变量间的相关性程度;在此基础上,对所取得的数据进行多元回归分析,判断各个自变量对因变量影响的显著程度;最后,对回归模型的拟合程度进行检验,并通过逐步回归方法针对性修正,判断回归结果的可信度。

3.2 回归分析与检验

通过查阅国家统计局官网统计数据,得到湖北省 1995—2013 年粮食产量和主要农业生产要素数据(表 1),在此基础上,建立多元回归模型进行回归分析。

3.2.1 变量统计特征描述 运用统计软件 Stata 对数据进行初步处理,得到数据的基本特征值(表 2)。

3.2.2 变量相关系数分析 通过统计软件 Stata 进行变量相关系数计算,得到 Pearson 相关系数相关矩阵(表 3)。从表 3 可以初步判断,因变量 y 和自变量 x_1, x_2, x_7 之间的相关系数绝对值更大,说明有效灌溉面积、氮肥施用折纯量和除涝面积对粮食产量的影响程度更大。

3.2.3 多元线性回归分析 在变量相关系数分析的基础上,运用普通最小二乘法,对可能影响粮食生产产量的生产要素进行多元线性回归分析,得到回归结果(表 4)。

根据表 4 数据将各变量的回归系数值代入(1)式得多元回归模型:

$$y = 0.876\ 981\ 5x_1 + 6.102\ 486x_2 + 10.217\ 91x_3 - 48.340\ 53x_4 + 45.793\ 36x_5 - 0.003\ 178\ 8x_6 + 1.091\ 733x_7 - 1\ 739.374 \quad (2)$$

$$R^2 = 0.829\ 6, F = 7.65, \bar{R}^2 = 0.721\ 1。$$

由表 4 回归结果可知, R^2 接近 1,说明该模型拟合优度较高,同时, F 统计量服从以 $(k, n - k - 1)$ 为自由度的 F 分布,在显著性水平 $\alpha = 0.05$ 、自由度 $(7, 11)$ 下查 F 分布临界值表得到 $F_{0.05} = 3.012$ 。显然, $F = 7.65 > F_{0.05} = 3.012$,则拒绝

表 1 湖北省粮食产量及影响要素数据

年份	y (万 t)	x_1 (千 hm ²)	x_2 (万 t)	x_3 (万 t)	x_4 (万 t)	x_5 (万 t)	x_6 (t)	x_7 (万 hm ²)
1995	2 463.80	2 174.40	129.60	44.80	14.90	11.24	54 140	119.000
1996	2 484.40	2 384.60	134.68	56.12	15.48	9.25	49 674	119.000
1997	2 634.40	2 150.40	147.51	59.16	16.13	10.32	51 112	119.100
1998	2 475.79	2 161.91	165.29	49.78	15.05	10.04	47 779	119.333
1999	2 451.88	2 130.27	128.17	62.59	16.77	10.34	48 263	119.333
2000	2 218.49	2 072.53	132.70	52.46	16.19	11.54	51 420	119.900
2001	2 138.49	2 027.92	126.75	54.56	17.54	10.97	53 526	120.880
2002	2 047.00	2 006.49	133.10	56.78	19.41	10.63	52 443	121.380
2003	1 921.02	2 043.69	136.85	61.56	21.20	9.99	67 621	112.689
2004	2 100.12	2 071.00	142.45	62.66	22.01	11.26	55 099	113.506
2005	2 177.38	2 064.59	142.04	59.83	23.16	11.02	54 622	119.563
2006	2 099.10	2 056.63	140.49	63.67	24.19	13.17	55 830	119.621
2007	2 185.44	2 095.43	142.76	63.53	24.04	13.56	58 421	120.019
2008	2 227.23	2 330.17	149.35	66.51	27.66	13.84	59 135	120.542
2009	2 309.10	2 350.10	153.57	67.20	28.55	13.89	61 300	121.661
2010	2 315.80	2 379.78	156.38	65.79	30.33	14.00	63 768	121.920
2011	2 388.53	2 455.69	159.13	65.28	31.16	13.95	65 044	121.948
2012	2 441.81	2 548.91	159.13	65.28	31.16	13.95	65 044	124.577
2013	2 501.30	2 791.41	152.82	64.61	31.27	12.72	66 310	126.080

注:数据来源于国家统计局。

表 2 变量的统计特征描述

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
y	19	2 293.741 00	189.856 100	1 921.02	2634.40
x_1	19	2 226.101 00	212.582 500	2 006.49	2 791.41
x_2	19	143.830 00	11.629 060	126.75	165.29
x_3	19	60.114 21	6.212 636	44.80	67.20
x_4	19	22.431 58	6.095 828	14.90	31.27
x_5	19	11.877 89	1.647 515	9.25	14.00
x_6	19	56 871.110 00	6 376.783 000	47 779.00	67 621.00
x_7	19	1 200.027 00	30.803 610	1 126.89	1 260.80

表 3 Pearson 相关系数矩阵

变量	Pearson 相关系数							
	y	x_1	x_2	x_3	x_4	x_5	x_6	x_7
y	1.000 0	0.570 6	0.355 8	-0.140 6	-0.057 8	-0.022 9	-0.190 3	0.465 2
x_1	0.570 6	1.000 0	0.591 2	0.412 9	0.659 0	0.483 2	0.560 0	0.678 6
x_2	0.355 8	0.591 2	1.000 0	0.424 2	0.625 1	0.528 3	0.448 7	0.383 5
x_3	-0.140 6	0.412 9	0.424 2	1.000 0	0.816 5	0.646 2	0.629 5	0.219 5
x_4	-0.057 8	0.659 0	0.625 1	0.816 5	1.000 0	0.859 5	0.846 9	0.504 9
x_5	-0.022 9	0.483 2	0.528 3	0.646 2	0.859 5	1.000 0	0.654 6	0.539 5
x_6	-0.190 3	0.560 0	0.448 7	0.629 5	0.846 9	0.654 6	1.000 0	0.241 2
x_7	0.465 2	0.678 6	0.383 5	0.219 5	0.504 9	0.539 5	0.241 2	1.000 0

$H_0:\beta_1=\beta_2=\beta_3=\cdots=\beta_7=0$,即方程自变量 $x_1、x_2、x_3、x_4、x_5、x_6、x_7$ 与因变量 y 之间存在线性关系,且整体回归效果显著。由回归系数的显著性检验可得,在 0.05 的显著性水平下,自变量 $x_1、x_4$ 的 t 的绝对值大于 2,且相应的 P 值均小于 0.05,说明 $x_1、x_4$ 对 y 的影响显著, x_2 在 0.01 显著性水平下显著,其他自变量均未通过 t 检验。

3.2.4 回归模型检验及修正 综上可知,原回归方程整体通过显著性检验,但 t 检验发现只有 $x_1、x_4$ 在 0.05 显著性水平下、 x_2 在 0.1 显著性水平下通过检验,其他均未通过检验,说

明可能存在多重共线性问题。因此,采用逐步回归法进行模型修正,进一步判断粮食产量的核心影响因素。修正后的回归结果如下所示(表 5)。

由表 5 得到修正后的多元线性回归方程:

$$y=0.858\ 888\ 2\cdot x_1+5.883\ 708\cdot x_2-28.554\ 11\cdot x_4+176.029\ 2。(5.13)\quad (2.00)\quad (-4.74)\quad (2.45)$$

$$R^2=0.729\ 9,F=13.51,\bar{R}^2=0.675\ 9。$$

表 4 多元线性回归结果

变量	回归系数	标准差	<i>t</i> 值	<i>P</i> 值
<i>x</i> ₁	0.876 981 5	0.212 351 0	4.13	0.002
<i>x</i> ₂	6.102 486 0	2.987 740 0	2.04	0.066
<i>x</i> ₃	10.217 910 0	8.463 054 0	1.21	0.253
<i>x</i> ₄	-48.340 530 0	20.105 920 0	-2.40	0.035
<i>x</i> ₅	45.793 360 0	32.771 120 0	1.40	0.190
<i>x</i> ₆	-0.003 178 8	0.009 557 9	-0.33	0.746
<i>x</i> ₇	1.091 733 0	1.456 303	0.75	0.469
截距项	-1 739.374 0	2 046.871 000 0	-0.85	0.414

由表 5 可知,修正后的回归模型拟合优度较高,同时, $F=13.51>F_{0.05}=3.287$,整体通过显著性检验;通过 *t* 检验发现,*x*₁、*x*₄ 在 0.05 显著性水平下通过检验,*x*₂ 在 0.1 显著性水平下通过检验。由此可知,自变量 *x*₁、*x*₂、*x*₄ 构成因变量 *y* 的主要影响因素,回归结果显著。说明农田水利灌溉面积、氮肥施用量、钾肥放用量构成粮食产量的主要影响因素,农田水

表 5 修正后的多元线性回归结果

变量	回归系数	标准差	<i>t</i> 值	<i>P</i> 值
<i>x</i> ₁	0.858 888 2	0.167 315 7	5.13	0.000
<i>x</i> ₂	5.883 708 0	2.947 467 0	2.00	0.064
<i>x</i> ₄	-28.554 110 0	6.029 381 0	-4.74	0.000
截距项	176.029 200 0	387.418 300 0	2.45	0.045

3.2.5 模型拟合程度分析 通过以上回归分析计算得出湖北省粮食生产核心要素对粮食产量结果的影响的拟合结果(保留 2 位小数)(表 6)。从表 6 的拟合结果来看,拟合值与统计值基本拟合,以 2006 年为例,统计值为 2 099.1 万 t,拟合值为 2 078.32 万 t,两者仅相差 20.78 万 t,误差为 0.99%,整个误差绝对值范围在[0.99%,7.7%],拟合结果较好。

表 6 湖北省粮食产量多元线性回归数据拟合结果

年份	产量(万 t)			年份	产量(万 t)		
	统计值	拟合值	残差		统计值	拟合值	残差
1995	2 463.80	2 380.67	83.13	2005	2 177.38	2 123.69	53.69
1996	2 484.40	2 574.53	-90.13	2006	2 099.10	2 078.32	20.78
1997	2 634.40	2 430.31	204.09	2007	2 185.44	2 129.29	56.15
1998	2 475.79	2 575.65	-99.86	2008	2 227.23	2 266.31	-39.08
1999	2 451.88	2 280.96	170.92	2009	2 309.10	2 282.84	26.26
2000	2 218.49	2 274.58	-56.09	2010	2 315.80	2 274.04	41.76
2001	2 138.49	2 162.71	-24.22	2011	2 388.53	2 331.72	56.81
2002	2 047.00	2 128.27	-81.27	2012	2 441.81	2 411.79	30.02
2003	1 921.02	2 131.17	-210.15	2013	2 501.30	2 579.80	-78.50
2004	2 100.12	2 164.44	-64.32				

4 主要结论与建议

4.1 主要结论和讨论

通过以上分析,可以得出以下基本结论:(1)农田水利灌溉面积对粮食产量有正的显著影响。水利是农业的命脉,特别是粮食作物对水的需要和敏感性更强,而且在自然灾害越来越频发的情况下,农田水利灌溉面积直接影响粮食产量。这 and 前人研究结果类似,段学军运用影响因素灰色关联分析,认为长江流域灌溉面积与流域粮食产量关联度较高,都在 0.8 以上,而且关联序居于前列^[13]。这可能是因为湖北省湖区耕地面积占比较大,粮食生产对水利灌溉敏感,因而农田水利灌溉面积对粮食产量有显著正向影响。因此,只有建立起排灌自如的农田水利设施,才能保证粮食生产的稳定,促进粮食产量的稳步增长。(2)氮肥的施用量对粮食产量有正的显著影响。氮肥是粮食作物生产所需最基本的肥料,必须有所保证,在现阶段,氮肥的施用量对粮食产量有正的显著影响,但盲目施用也会造成面源污染。按照已有研究,我国普遍存在化肥、农药和薄膜等农业资源投入过多的现象^[14],但为什么氮肥的施用量仍然对粮食产量有正向影响呢?关键是施用方法不科学,本应埋施的氮肥农民普遍采取撒施,大部分都流失掉了,导致真正被粮食作物所吸收的氮肥仍然不够。从长期来看,合理施用化肥,增加有机肥和微生物肥投入的比例显

得尤为重要^[9]。关键是要指导农民改变氮肥的施用方法,实行科学施肥,提高粮食作物对肥料的利用率,减少肥料的流失,保证作物对氮肥有足够的吸收量,以稳定粮食产量。(3)钾肥的施用量对粮食产量有负的显著影响。钾肥在作物的生长过程中具有重要的作用,但在湖北省钾肥的施用已经过量,钾肥施用不仅对粮食生产没有产生促进作用,而且对粮食产量产生了显著负影响,也就是说钾肥施用量越多,粮食产量越低,必须严格控制钾肥施用量。(4)磷肥、农药、农膜使用量和除涝面积对粮食产量影响不显著。磷肥和农药对粮食产量的作用不显著,这说明磷肥和农药施用方法简单,施用过乱,施用手段和时间不科学。虽然磷肥和农药的投入量不断增加,但并没有对粮食产量产生显著影响。农膜的使用量对粮食产量的影响也不显著,这说明农膜在粮食作物使用上不科学,同时,农膜使用的增长大量用于设施农业、经济作物上,在粮食作物上并没有发挥多大的作用。除涝面积对粮食产量的影响也不显著,说明涝灾的发生与粮食作物并不紧密。湖北省的粮食作物主要是水稻、小麦、玉米和马铃薯等,这些作物由于生长季节的特殊性,可能躲过了涝灾季节。

4.2 政策建议

通过以上分析,提出如下政策建议:(1)全面实施农田水利设施建设,改善粮食生产环境。各级政府应当把农田水利设施建设纳入“十三五”规划,强化排灌设施建设和已有水渠

的修复,以适应农业规模化、集约化经营的需要。鉴于农田分散经营的现实,建议政府加强对农田水利设施的投资^[15],统筹安排,分块集中组织实施,以保证农田水利设施建设和实施的效果,争取较大幅度地改善粮食生产环境,基本改变农业生产靠天的状况。(2)全力宣传普及科学施肥技术,提高肥料利用效率。鉴于外界引导对农户施肥行为有重要影响,即教育机制能在农业面源污染治理中发挥重要作用^[16],建议通过多种途径宣传普及科学施肥技术,结合秸秆还田、有机肥施用,做好化肥耕施、埋施技术的普及工作。同时,加大对有机肥生产企业和使用有机肥的农民的补贴力度,实现大量畜禽粪便的资源化利用^[17]。在粮食安全基本得到保障的情况下,考虑到农业保护对环境的负面影响,可以适度降低农业保护程度^[18]。建议推行秋冬季种植罗布麻、蝴蝶花等绿肥作物还田,以增加土壤的有机质。国家可以对种植罗布麻、蝴蝶花等绿肥作物的农户实行补贴奖励政策,以鼓励更多的人种植绿肥作物,争取用10~20年的时间,较好地改善土壤环境,提高土壤肥力,明显改善农产品品质。(3)大力推广测土配方技术施肥,严格控制钾肥施用量。钾肥对作物生长虽然有重要作用,是不可或缺的重要生产要素,但作物对钾肥的需要量少,也不能多施。在钾肥施用已经过量的大背景下,必须严格控制钾肥的施用量。当然,在湖北省钾肥整体施用偏多,但并不等于所有农田钾肥都偏多。因此,应当减少并逐步取消对化肥企业的财政补贴和税收优惠,进一步提高对新型环保肥料、有机肥和测土配方施肥等的补助力度^[19],大力推广测土配方科学施肥,通过制定相应的调动农民实际使用测土配方施肥技术积极性的政策^[17],严格控制钾肥施用,鼓励大量生产、购买和施用有机肥。(4)逐步减少磷肥和农药施用量,有效改善生态环境。作物对磷肥的吸收需要较少,应当逐步减少施用量。农药施用量的增加,不仅增大了农民的投入,而且影响了农产品的品质,应当严格控制。应当大力推广高抗虫、高抗病的粮食品种,鼓励稻虾、稻鳊、稻鳖套作,既有利于提高单位面积的经济效益,又可以防止化肥、农药的乱施乱用,从而彻底改变土壤、沟渠富营养化的状况,改善农业生态环境。

参考文献:

[1]农业部:“一控、两减、三基本”治理农业面源污染[EB/OL]. (2015-04-14)[2015-08-15]. <http://politics.people.com.cn/n/2015/0414/c70731-26842230.html>.

- [2]汪发元. 中外新型农业经营主体发展现状比较及政策建议[J]. 农业经济问题,2014(10):26-32.
- [3]虞慧怡,扈 豪,曾贤刚. 我国农业面源污染的时空分异研究[J]. 干旱区资源与环境,2015,29(9):1-6.
- [4]马卫鹏,曹淑华,聂 雷,等. 安徽省粮食产量变化态势及影响因素驱动力分析[J]. 世界农业,2014(9):178-184.
- [5]杨月锋,徐学荣. 福建省粮食产量影响因素主成分分析与产量趋势预测[J]. 南方农业学报,2014,45(4):697-703.
- [6]宰松梅,郭树龙,温 季,等. 河南省粮食产量影响因素分析[J]. 人民黄河,2011,33(12):94-128.
- [7]刘 薇,常振海,张德生. 基于bootstrap法的我国粮食产量回归分析[J]. 统计与决策,2015(14):84-86.
- [8]张明旭,赵海英. 通化市粮食产量影响因素分析[J]. 吉林农业科学,2014,39(4):80-83.
- [9]赵俊伟,郭德明. 粮食产量影响因素分析及对策研究——以山东省为例[J]. 东岳论丛,2014,35(4):107-110.
- [10]许 朗,李梅艳,刘爱军. 江苏省粮食产量主要影响因素分析[J]. 江苏农业科学,2012,40(5):4-6.
- [11]周志刚,郑明亮. 基于对数均值迪氏指数法的中国粮食产量影响因素分解[J]. 农业工程学报,2015,31(2):1-6.
- [12]欧阳浩,戎陆庆,黄镇谨,等. 基于粗糙集方法的广东省粮食产量影响因素分析[J]. 中国农业资源与区划,2014,35(6):100-107.
- [13]段学军. 长江流域粮食产量影响因素灰色关联分析[J]. 农业系统科学与综合研究,2000,16(1):30-34,39.
- [14]朱鹏颐. 农业生态经济发展模式与战术探讨[J]. 中国软科学,2015(1):14-19.
- [15]黄 臻. 我国粮食生产影响因素分析——基于C-D生产函数的岭回归分析[J]. 税务与经济,2014(5):50-54.
- [16]华春林,陆 迁,姜雅莉. 引导农户施肥行为在农业面源污染治理中的影响——基于中英项目调查分析[J]. 科技管理研究,2015(14):226-230.
- [17]洪传春,刘某承,李文华. 我国化肥投入面源污染控制政策评估[J]. 干旱区资源与环境,2015,29(4):1-6.
- [18]向 涛,綦 勇. 粮食安全与农业面源污染——以农地禀赋对化肥投入强度的影响为例[J]. 财经研究,2015,41(7):132-144.
- [19]金书秦,周 芳,沈贵银. 农业发展与面源污染治理双重目标下的化肥减量路径探析[J]. 环境保护,2015,43(8):50-53.