

基于 STIRPAT 模型的“两型农业”发展驱动因素研究

李 飞, 匡远配

(湖南农业大学 经济学院, 湖南 长沙 410128)

摘 要: 基于扩展的 STIRPAT 随机模型, 引入农村人口、农村人均农业 GDP、农村能源强度、产业结构、农村工业化水平、农业科技、农产品贸易等 7 个变量, 利用 1991—2009 年的统计数据, 对两型农业发展的驱动因素及其增速进行了实证分析。结果表明: 农村人均农业 GDP 对两型农业驱动不明显; 农村人口、农村能源强度、产业结构、农村工业化水平、农产品贸易对资源节约有负向影响, 农业科技对资源节约有正向影响; 农村人口、农村能源强度、产业结构和农业科技对环境友好有负向影响, 农产品出口对环境友好有正向影响; 通过对资源节约和环境友好增速进行分解得出, 产业结构是影响资源节约变动的最大因素, 而农村能源强度是影响环境污染变动的最大因素。因此, 促进两型农业发展需要优化农村产业结构、农村工业结构、农产品贸易结构和能源结构, 构建两型农业科技支撑体系。

关 键 词: 两型农业; STIRPAT 模型; 驱动因素

中图分类号: F323.2

文献标志码: A

文章编号: 1009-2013(2011)06-0010-07

Driving forces of development of “two-oriented agriculture”: Based on STIRPAT model

LI Fei, KUANG Yuan-pei

(College of Economics, Hunan Agricultural University, Changsha 410128, China)

Abstract: The paper constructed the STIRPAT stochastic models. Using statistics data of 1991 to 2009, this paper empirically analyzed the driving forces of the development of two-oriented agriculture and the growth rate. The results showed that: the rural wealth level has no obvious effect on two-oriented agriculture, while factors such as rural population, rural energy intensity, rural industrial structure, rural industrialization level, agricultural trade have negative impact on resources conservation, and agricultural science and technology have positive impacts on resources conservation. Rural population, rural energy intensity, industrial structure of agriculture and agricultural science and technology have negative impacts on environment, agricultural exports have a positive impact on the environment. Agricultural structure is the most important factor affecting the range of resource-saving change, and rural energy intensity is also the most important factor affecting the range of environmental change. Therefore, we need to optimize the industrial structure in rural areas, rural industrial structure, agricultural trade structure and energy structure, and need to build two-oriented agricultural technology supporting system to advance the development of two-oriented agriculture.

Key words: two-oriented agriculture; STIRPAT models; driving forces

一、问题的提出

为应对我国环境恶化和农业发展日益严峻的

资源瓶颈, 党的十七届三中全会作出《关于推进农村改革发展若干重大问题的决定》, 明确提出 2020 年要基本建立形成资源节约型、环境友好型农业生产体系, 确立了我国建设“两型农业”的目标。作为两型社会建设在农业产业的延伸, “两型农业”迎合了生态文明发展主线, 同时顺应了当代“低碳经济”的思想潮流, 是一种具有多功能、复合效益的农业综合发展体系。“两型农业”发展受到多重因素的影响。为了深层次了解“两型农业”发展的

收稿日期: 2011-10-25

基金项目: 国家社会科学基金项目(09CJY055); 湖南省教育厅课题(09B050); 湖南省社会科学基金项目(2010JD21); 湖南省学科带头人培养计划资助项目; 湖南农业大学东方科技学院教改课题(DB2009002)

作者简介: 李 飞(1989—), 男, 湖南益阳人, 硕士研究生。研究方向为农业经济理论与政策。

原因和机制,进一步推进“两型农业”建设,需要挖掘影响其发展的因素。本文把那些能对“两型农业”发展起到正向作用的因素统称为驱动因子。目前国内学者对于农业的驱动因素的研究主要集中在生态农业、有机农业、现代农业、绿色农业、循环农业上。陈洁等^[1]运用因子分析法研究循环农业发展的驱动因素,认为农用土地生产率、耕地有效灌溉率、农村用电量强度是最主要驱动因子。王强等^[2]运用聚类分析认为,现代农业发展的重要驱动因素是农业的投入、农业劳动生产率和农业基础设施的投入。孙敬水等^[3]利用扩展的STIRPAT模型分析中国碳排放强度驱动因素,认为人均GDP、能源强度、单位能耗碳排放、产业结构、能源消费结构变动对碳排放强度有显著正向影响,而人口、城市化率、国际贸易分工对碳排放强度影响不显著;李春华等^[4]利用STIRPAT模型探究长沙市1978—2005年耕地面积与社会经济影响因素,研究表明,人口是引起长沙市耕地减少的最主要因素。中国人民银行哈尔滨中心支行课题组^[5]利用两阶段LMDI分解模型,对黑龙江省碳排放驱动因素进行实证研究得出,经济发展和能源强度是主要因素,降低能源强度是减少CO₂排放总量的主要路径。总体来看,作为IPAT模型的拓展,STIRPAT模型指标全面。目前尚未有学者引入STIRPAT模型对“两型农业”进行研究。笔者拟借助扩展的STIRPAT模型从农村人口、能源强度、产业结构、科技贡献率、农产品进出口贸易等多个方面,实证分析两型农业发展的主要驱动因子,并在此基础上探寻促进两型农业发展的对策。

二、模型构建与数据来源

1. 模型构建

按照经济学原理以及农业发展的基本规律,结合已有研究成果,笔者分析认为:1)农村人口(P)对于两型农业发展有很强的正向影响关系。从农业中间消耗和农业污染总量来看,农村人口越多,农业中间投入和农业污染总量就越大。2)农村富裕程度(A)对两型农业的影响复杂。作为农村经济发展水平的“显示屏”,人均农业GDP的增长势必带来农业中间投入的增加。而对农业污染总量表现出不确定性和双向性。^[6]如果人均农业GDP增长,农民更有采用节约型、环保型技术的经济条件;但由于投入增加会使得污染也可能会相应地增加。3)农村能源强度(T)具有正向影响。农村能源强度越高说明能源消耗大,这对农业的中间投入和污染总量都有正向影响。4)产业结构(S)。农业在整个国民经济中所占的比重越大,说明区域的农业特征越明显,农业的中间投入和污染也会增大,也表现为正向关系。5)农村工业化水平(G)。乡镇企业发展对农业的中间投入影响相对较小,但是工业污染对农村环境影响较大。6)农业科技(K)。随着农业科技进步,资源节约型技术和资源综合利用水平得到有效提高,能够减少农业的中间投入。同时,环境友好型技术的采用也将有利于减少环境污染。7)农产品贸易(J or E)。农产品进口存在两个出路,一是进口农产品直接进入消费领域;二是进口农产品作为投入品进入生产环节。进入生产环节的农产品进口将会减少农业生产和农业中间消耗。而出口农产品意味着国内农业会消耗资源来满足国际市场需求,自然加重我国农业污染。据此,本文归纳得出两型农业发展及其与各要素间影响的基本规律(表1)。

定性和双向性。^[6]如果人均农业GDP增长,农民更有采用节约型、环保型技术的经济条件;但由于投入增加会使得污染也可能会相应地增加。3)农村能源强度(T)具有正向影响。农村能源强度越高说明能源消耗大,这对农业的中间投入和污染总量都有正向影响。4)产业结构(S)。农业在整个国民经济中所占的比重越大,说明区域的农业特征越明显,农业的中间投入和污染也会增大,也表现为正向关系。5)农村工业化水平(G)。乡镇企业发展对农业的中间投入影响相对较小,但是工业污染对农村环境影响较大。6)农业科技(K)。随着农业科技进步,资源节约型技术和资源综合利用水平得到有效提高,能够减少农业的中间投入。同时,环境友好型技术的采用也将有利于减少环境污染。7)农产品贸易(J or E)。农产品进口存在两个出路,一是进口农产品直接进入消费领域;二是进口农产品作为投入品进入生产环节。进入生产环节的农产品进口将会减少农业生产和农业中间消耗。而出口农产品意味着国内农业会消耗资源来满足国际市场需求,自然加重我国农业污染。据此,本文归纳得出两型农业发展及其与各要素间影响的基本规律(表1)。

表1 关于驱动因素的基本规律

变量	中间消耗	污染总量
P	+	+
A	+	+, -
T	+	+
S	+	+
G	+	+
K	-	-
J or E	-	+

注:“+、-”分别代表正、负影响

Enrich与Holden于1971提出IPAT恒等式,即 $I=P \times A \times T$ 方程,认为环境压力(I)由人口数量(P)、富裕度(A)、技术(T)这三个因素驱动,并且各因素的波动同比例传递给环境压力。因为考察的变量数目有限,所能得到的研究结果基本限于环境压力与能源、经济及人口在宏观上的量化关系,且仅能得到自变量对因变量的等比例影响,成为模型最大的局限。^[7]为了克服上述缺陷,Dietz和Rose将IPAT模型表示成随机形式——STIRPAT模型,具体模型如下:^[8,9]

$$I_t = aP_t^{a_1} A_t^{a_2} T_t^{a_3} e^{\epsilon_t} \quad (1)$$

其中, I 为环境压力, α_1 、 α_2 、 α_3 分别表示环境压力(I)对人口(P)、经济发展水平(A)、技术水平(T)的弹性系数, ε 为随机误差项。

根据“两型农业”发展的主要驱动因素, 本文引入农村人口、人均农业GDP、农村能源强度、产业结构、农村工业化水平、农业科技、农产品贸易等变量, 对STIRPAT模型进行扩展, 扩展模型为:^[10]

$$I_t = aP_t^{\alpha_1} A_t^{\alpha_2} T_t^{\alpha_3} S_t^{\alpha_4} G_t^{\alpha_5} K_t^{\alpha_6} J_t^{\alpha_7} (or E_t^{\alpha_8}) e^{\varepsilon_t} \quad (2)$$

公式(2)中的 I_t 表示农业的中间投入量(I_1)和农业污染总量(I_2); P 为农村人口数量; A 为农村人均农业GDP; T 为农村能源强度; S 代表产业结构; G 代表农村工业化水平; K 代表农业科技; J 为农产品进口总额; E 为农产品出口总额; ε 为随机误差项。其中 α_1 、 α_2 、 α_3 、 α_4 、 α_5 、 α_6 、 α_7 、 α_8 分别表示农业污染总量和农业中间投入关于农村人口、人均农业GDP、农村能源强度、产业结构、农村工业化水平、农业科技、农产品进口额和农产品出口额的弹性系数。引入了相关变量扩展后的模型, 使“两型农业”发展的驱动因素能够得到全面反映, 模型更加符合实际情况。

为了减弱各变量指标数据中存在的异方差现象, 本文对(2)式两边取自然对数, 将模型转化为线性回归模型:

$$\ln I_{1t} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln P_t + \alpha_2 \ln A_t + \alpha_3 \ln T_t + \alpha_4 \ln S_t + \alpha_5 \ln G_t + \alpha_6 \ln k_t + \alpha_7 \ln J_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\ln I_{2t} = \beta_0 + \beta_1 \ln P_t + \beta_2 \ln A_t + \beta_3 \ln T_t + \beta_4 \ln S_t + \beta_5 \ln G_t + \beta_6 \ln k_t + \beta_8 \ln E_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

得到的(3)式为中间消耗的 STIRPAT 模型, (4)式为农业污染的 STIRPAT 模型。由于解释变量或驱

动因素所用的单位不同, 在做多元回归方程分析时, 为了消除量纲和数量级的差异带来的影响, 样本数据(对数形式)需要进行标准化处理。^[11] 本文采用样本数据减去各自均值再除以标准差的方法得到标准化数据, 最后用计量的方法估计未知参数, 求得标准化回归系数。

2. 数据来源

本文根据 1991—2010 年《中国农村统计年鉴》得到农业的中间消耗量 I_1 (单位为亿元) 作为资源节约的数据; 农业污染总量 I_2 是根据历年《中国农村统计年鉴》、《中国统计年鉴》、《中国农业年鉴》得到人、畜牧、家禽、化肥、农药、水产养殖等数据, 再利用国家环保部发布的污染系数, 计算出历年的农业污染总量作为环境友好的数据;^[12] 为了消除物价水平对人均农业GDP的影响, 本文以 1990 年为基期, 用GDP缩减指数计算出人均农业实际GDP(A , 元); 农村能源强度(T)指标采用农村用能总量除以农业GDP表示; 产业结构(S)采用农业GDP占GDP的比重表示; 农村工业化水平(G)采用乡镇企业增加值占GDP的比重; 农业科技贡献率是借鉴潘鸿(2008)在《中国农业科技进步与农业发展》中的计算方法得出的;^[13] 农产品贸易总额是根据联合国统计司 COMTRADE 数据库中整理计算的结果。

三、两型农业发展驱动因素实证分析

1. 资源节约和环境友好驱动因素计量模型分析

因为本文采用的数据均为时间序列数据, 所以在进行相关的计量分析之前, 需要对这些数据进行平稳性检验。以下笔者分别对 $\ln I_1$ 、 $\ln I_2$ 、 $\ln P$ 、 $\ln A$ 、 $\ln T$ 、 $\ln S$ 、 $\ln G$ 、 $\ln K$ 、 $\ln J$ 、 $\ln E$ 进行单位根 ADF 检验(表 2)。

表2 各变量平稳性的单位根检验结果

变量	ADF 值	1%临界值	5%临界值	10%临界值	结论
$\ln I_1$	-2.090 18	-3.857 39	-3.040 39	-2.660 55	非稳
$\Delta \ln I_1$	-1.310 44	-2.699 77	-1.961 41	-1.606 61	非稳
$\Delta^2 \ln I_1$	-3.339 90	-2.708 094	-1.962 813	-1.606 129	平稳
$\ln I_2$	-1.162 044	-2.692 358	-1.960 171	-1.607 051	非稳
$\Delta \ln I_2$	-3.082 242	-2.699 769	-1.961 409	-1.606 610	平稳
$\Delta^2 \ln I_2$	-5.923 379	-2.708 094	-1.962 813	-1.606 129	平稳

续表

变量	ADF 值	1%临界值	5%临界值	10%临界值	结论
lnP	-3.873 947	-4.616 209	-3.710 482	-3.297 799	平稳
ΔlnP	-1.814 960	-3.857 386	-3.040 391	-2.660 551	非稳
Δ ² lnP	-5.108 141	-4.616 209	-3.710 482	-3.297 799	平稳
lnA	-4.339 342	-4.728 363	-3.759 743	-3.324 976	平稳
ΔlnA	-3.029 153	-3.857 386	-3.040 391	-2.660 551	非稳
Δ ² lnA	-5.746 693	-3.886 751	-3.052 169	-2.666 593	平稳
lnT	-0.140 456	-2.699 769	-1.961 409	-1.606 610	非稳
ΔlnT	-4.064 926	-4.571 559	-3.690 814	-3.286 909	平稳
Δ ² lnT	-4.666 212	-4.667 883	-3.733 200	3.310 349	平稳
lnS	-4.044 400	-4.667 883	-3.733 200	-3.310 349	平稳
ΔlnS	-4.943 956	-4.616 209	-3.710 482	-3.297 799	平稳
Δ ² lnS	-5.626 443	-4.667 883	-3.733 200	-3.310 349	平稳
lnG	-3.658 171	-3.831 511	-3.029 970	2.655 194	平稳
ΔlnG	-4.043 026	-3.959 148	-3.081 002	-2.681 330	平稳
Δ ² lnG	-6.036 637	-3.886 751	-3.052 169	-2.666 593	平稳
lnK	-3.116 373	-3.920 350	-3.065 585	-2.673 459	平稳
ΔlnK	-3.502 525	-2.740 613	-1.968 430	-1.604 392	平稳
Δ ² lnK	-4.586 833	-2.728 252	-1.966 270	-1.605 026	平稳
lnJ	-3.048 989	-4.571 559	-3.690 814	-3.286 909	非稳
ΔlnJ	-3.927 325	-4.616 209	-3.710 482	-3.297 799	平稳
Δ ² lnJ	-4.582 800	-4.616 209	-3.710 482	-3.297 799	平稳
lnE	-2.669 920	-4.667 883	-3.733 200	-3.310 349	非稳
ΔlnE	-3.541 279	-3.857 386	-3.040 391	-2.660 551	平稳
Δ ² lnE	-6.715 162	-3.886 751	-3.052 169	-2.666 593	平稳

注：Δ、Δ²分别表示各变量的一阶和二阶差分形式

由表 2 的分析可知, lnI₁、lnI₂、ln T、ln J、ln E 序列都存在单位根, 是非平稳序列, ln P、ln A、ln S、ln G、ln K 序列本身是平稳的。ΔlnI₁、Δln P、Δln A 是非平稳的, 但是所有变量序列的二阶差分

在 5% 的显著性水平下均为平稳的时间序列, 故可以使用最小二乘法(OLS)估计而不会出现伪回归。本文中笔者利用 Eviews6.0 软件对方程(3)、(4)进行回归分析, 回归结果如表 3 和表 4:

表3 农业中间消耗量(对数形式 ln I_i)关于各驱动因素的回归模型

解释变量	模型 1		模型 2		模型 3		模型 4	
	系数	收尾概率	系数	收尾概率	系数	收尾概率	系数	收尾概率
ln P	0.693 082	0.000 1	0.677 667	0.000 0	0.605 636	0.000 1	0.817 257	0.000 0
ln A	0.031 951	0.768 2					-0.032 838	0.793 8
ln T	1.850 230	0.000 0	1.852 411	0.000 0	1.794 394	0.000 0	2.139 640	0.000 0
ln S	0.497 421	0.000 1	0.494 353	0.000 0	0.518 592	0.000 0	0.490 185	0.000 2
ln G	0.194 552	0.013 4	0.190 217	0.010 1	0.117 364	0.047 2		
ln K	-0.110 120	0.095 1	-0.105 381	0.085 5				
ln J	0.168 538	0.038 9	0.180 044	0.009 9	0.169 347	0.019 9	0.114 005	0.181 6
修正R ²		0.938 333		0.998 176		0.997 855		0.997 145
D.W.		2.462 045		2.263 851		1.656 003		1.015 060
F 统计量		1 382.349		1 733.979		1 768.912		1 328.025

表4 农业污染总量(对数形式 $\ln I_2$)关于各驱动因素的回归模型

解释变量	模型 5		模型 6		模型 7		模型 8	
	系数	收尾概率	系数	收尾概率	系数	收尾概率	系数	收尾概率
$\ln P$	1.439 841	0.053 0	1.376 867	0.036 3	1.208 283	0.039 9	1.459 117	0.035 3
$\ln A$	0.405 332	0.494 1	0.403 041	0.479 3				
$\ln T$	2.780 910	0.010 2	2.651 034	0.002 1	2.813 321	0.000 6	2.779 960	0.008 1
$\ln S$	1.371 087	0.004 9	1.384 750	0.003 0	1.435 735	0.001 6	1.326 220	0.004 8
$\ln G$	-0.108 848	0.822 0					0.437 451	0.181 2
$\ln K$	0.589 482	0.157 8	0.520 404	0.050 4	0.516 630	0.047 1		
$\ln E$	-1.267 896	0.007 7	-1.209 645	0.001 2	-1.080 457	0.000 4	-0.851 430	0.0132 0
修正 R^2		0.938 333		0.942 826		0.944 744		0.9352 07
D.W.		2.462 045		2.385 673		2.146 569		1.7843 03
F 统计量		42.301 27		53.220 07		65.970 31		55.848 72

由表 3 可知, $\ln P$ 、 $\ln T$ 、 $\ln S$ 对 $\ln I_1$ 有显著影响,从模型 1—4 可知,模型 2 的回归结果最优,各回归系数在 10%的水平上显著,且拟合效果最佳,模型不存在异方差和自相关,解释变量间不存在多重共线性。由表 4 可知, $\ln P$ 、 $\ln T$ 、 $\ln S$ 、 $\ln E$ 对 $\ln I_2$ 影响显著,综合各种因素笔者认为模型 7 为最优模型。

由模型 2 的回归结果可知,农村人口、农村能源强度、产业结构、农村工业化水平、农产品进口额对农业中间消耗量有显著正向影响,回归系数从大到小排列依次为 1.852 4、0.677 7、0.494 4、0.190 2 和 0.180 0,即农村能源强度、农村人口、产业结构、农村工业化水平、农产品进口额每提高 1%,中间消耗量依次增加 1.852 4%、0.677 7%、0.494 4%、0.190 2%和 0.180 0%。农产品进口与农业中间消耗成正比,这主要是因为我国现阶段从国外进口的农产品如大豆和棉花,大部分没有直接进入消费领域,而是作为投入品(在整个农业产业链条中作为原材料)进入生产环节,所以农业中间消耗递增。同时随着农业科技进步,我国农业逐步由资源密集型向技术密集型转变,资源节约技术得到推广和应用,降低了农业中间消耗,所以我国农业中间消耗与农业科技贡献率成反向关系。

由模型 7 的回归结果可知,农村人口、农村能源强度、产业结构和农业科技贡献率对污染总量有显著正向影响。回归系数从大到小排列依次为 2.813 3、1.435 7、1.208 3、0.516 6,即农村能源强度、产业结构、农村人口、农业科技贡献率每提高 1%,污染总

量依次增加 2.813 3%、1.435 7%、1.208 3%、0.516 6%。农业科技贡献率与农业污染成正比,这表明我国目前的农业科技单纯追求产量增长而过度消耗资源,没有注重农业增长与环境保护平衡,导致农业污染加大。农产品出口与农村污染成反向关系反映了出口农产品需要应对国际贸易中严格的技术壁垒,需要与国际标准接轨,不断提高技术标准,才能具有竞争力。与国内消费的农产品产生的污染相比,出口农产品按照国际标准实行清洁生产,对农业环境的影响相对较小。

2. 各驱动因素对资源节约和环境友好的影响份额分析

由模型 2 和模型 7 可得各驱动因素的回归系数,笔者对回归系数进行归一化处理,将归一化后的系数记为: $\phi_i = \hat{a}_i / \sum \hat{a}_i (i=1,3,4,5,6,7)$ 、 $\gamma_j = \hat{\beta}_j / \sum \hat{\beta}_j (j=1,3,4,6,8)$,有 $\sum \phi_i = 1$ 、 $\sum \gamma_j = 1$,则各驱动因素对中间消耗增速和环境污染量增速的影响份额分别为: $\phi_i R_i (i=1,3,4,5,6,7)$ 和 $\gamma_j R_j (j=1,3,4,6,8)$,其中 R_i 、 R_j 为各驱动因素的变动率,各驱动因素对农业中间消耗增速和农业污染量增速的影响份额计算结果(因每年农业中间消耗增速和环境污染量增速偏小,驱动因素影响份额数据均在原有基础上扩大 100 倍,以便比较数据大小)如表 4 所示。^[14,15]

表5 各驱动因素对农业中间消耗增长率变动和环境污染量增长率变动的分析

年份	对农业中间消耗增速的影响份额						对农业污染总量增速的影响份额				
	P	T	S	G	K	J	P	T	S	K	E
1991	0.155	0.679	-0.061	-2.365	4.044	1.404	0.143	-0.067	-2.540	4.448	-1.578
1992	0.120	1.085	-0.087	-2.672	5.747	-1.141	0.111	-0.095	-2.870	6.321	-1.638
1993	0.111	1.056	1.170	-2.100	*	5.654	0.102	1.283	-2.255	*	-0.174
1994	0.107	1.013	2.031	1.354	3.037	*	0.099	2.226	1.454	3.341	-5.802
1995	0.084	0.720	4.494	0.644	-0.383	*	0.078	4.926	0.692	-0.422	0.091
1996	-0.271	0.905	-1.482	-1.657	-0.767	2.419	-0.251	-1.624	-1.779	-0.844	-0.304
1997	-0.288	0.865	1.895	-1.104	0.768	1.655	-0.267	2.077	-1.185	0.845	-0.720
1998	-0.328	0.691	1.947	-0.937	1.533	3.556	-0.304	2.134	-1.006	1.686	1.744
1999	-0.362	0.753	-2.572	-1.612	0.238	-0.861	-0.335	-2.819	-1.731	0.261	0.300
2000	-0.395	0.813	4.134	-2.201	0.404	-9.419	-0.366	4.532	-2.364	0.445	-3.216
2001	-0.426	0.783	5.211	-1.332	-1.298	-1.555	-0.394	5.712	-1.430	-1.427	-0.223
2002	-0.449	0.912	5.013	-1.258	0.154	-1.834	-0.415	5.495	-1.351	0.170	-2.833
2003	-0.480	1.011	2.891	-1.070	0.260	-7.984	-0.444	3.169	-1.149	0.285	-4.016
2004	-0.403	0.967	2.565	0.995	1.313	-9.070	-0.373	2.811	1.069	1.444	-2.216
2005	-0.414	1.103	2.752	-1.590	-0.334	-0.576	-0.383	3.017	-1.707	-0.368	-3.941
2006	-0.290	1.120	3.194	-3.121	-0.465	-2.845	-0.269	3.501	-3.352	-0.511	-2.752
2007	-0.363	1.274	3.219	-0.676	1.058	-6.827	-0.336	3.528	-0.726	1.164	-4.240
2008	-0.228	0.842	2.729	0.111	0.366	*	-0.211	2.991	0.119	0.402	-2.075
2009	-0.317	0.848	2.815	-1.086	0.341	2.500	-0.294	3.086	-1.166	0.375	0.494

注: *为异常数据剔除

由表5的计算结果可知:1)各驱动因素对农业中间消耗增速的最大影响份额和对污染总量增速的最大影响份额都相对集中。1995年以后,农业中间消耗增速主要是由产业结构影响,因为我国农业GDP的增长由1995年的20340.9亿元增加到2009年的60361.01亿元。污染总量增速主要是农村能源强度影响。我国农村用能总量由1995年的66505万吨标准煤增加到2009年的104021万吨标准煤。2)从1991—2009年来看,农村人口、农村能源强度以及农村工业化水平对农业中间消耗的影响份额不突出,而产业结构、农业科技和农产品进口对其增长率影响较大。3)1991—2009年,农村人口对污染增长率变动影响比较稳定,一直处于隐性状态。因为在归一化中人口所占的比重较小,同时农村人口增长率也很低,最终导致了农村人口因素对污染增长率变动不明显。

四、结论与政策建议

1. 结论

(1)影响两型农业发展的主要因素是能源强度、

产业结构和农村人口。这三者是影响资源和环境的共同正向因素。而且这三个驱动因素对资源节约的回归系数之和为3.024431,占整个回归系数的90%以上。另外这三个驱动因素对污染总量的弹性系数均大于1,对农业污染的正向影响很大。在样本数据区间,产业结构对资源节约增速有10年处于最大影响份额,农村能源强度对环境污染增速有12年处于最大影响份额。因此,应推进产业结构优化和降低农村能源强度,以加快两型农业发展。

(2)农产品进口不利于资源的节约。与一般认识相悖,农产品进口和资源消耗成正向关系而非假设中的负向关系,农产品出口和环境友好成正向关系。究其原因在于从国外进口的农产品主要不是直接作为食物供人们消费,而大部分是用来作为中间投入品,所以农产品进口意味着农业中间投入增加。传统观念认为,我国出口农产品的增长,很大程度上是对其他国家或地区资源消耗的一种替代,是导致我国农业污染加剧的主要原因。但分析表明,按照出口农产品的标准来进行国内农产品生产,对环境友好和资源节约是有利的。

(3)农业科技对两型农业建设具有两面性。农业科技与资源节约成正比,而与环境友好成反比。随着我国科技成果在农业上的广泛运用,科技对于提高资源利用效率有很强的驱动作用,但当今农业很大程度上还是石油农业,农业科技支撑清洁生产收效甚微,所以形成了农业科技加剧农业污染的局面。^[16]

2. 政策建议

基于以上研究结论,结合我国的实际情况,笔者认为,发展两型农业应从以下方面采取措施:一是优化农村用能结构,降低单位GDP能耗。一方面政府应加强农村公共服务建设,加强沼气、太阳能等农村清洁能源建设;另一方面政府应通过政策激励,利用财政和金融手段帮助农户改变用能结构,发展绿色能源,降低农村污染。二是加快产业结构优化升级。大力发展绿色农业,淘汰落后的两高(高污染、高消耗)农业。三是构建两型农业科技支撑体系。重点攻关高效、高产和可持续集约化农业技术,促进农业系统的要素集约,创新农业技术推广体系,增强节约型和环保型技术推广和转化能力。^[17]四是加快新型工业化和新型农业化相结合步伐,推进农村工业化水平;五是调整农产品贸易结构,促进两型农业生产。建立或者引进两型农产品生产标准体系,引导进口农产品直接进入消费领域,调整出口农产品结构,在农产品国际贸易中发挥农业比较优势,推进资源节约型、环境友好型农业发展。

参考文献:

- [1] 陈洁,于琳,李春意. 资源型城市转型过程中循环农业发展的驱动因子研究[J]. 农村经济与科技, 2008(12): 39-41.
- [2] 王强,黄鹤. 北部湾经济区影响现代农业发展的驱动因子分析[J]. 大众科技, 2009(2): 138-141.
- [3] 孙敬水,李志坚,陈稚蕊,等. 低碳经济发展的驱动因素研究——以浙江省为例[J]. 中南财经政法大学学报, 2011(2): 48-55.
- [4] 李春华,李宁,石岳,等. 基于STIRPAT模型的长沙市耕地面积变化的驱动因素分析[J]. 中国农学通报, 2010(5): 258-263.
- [5] 中国人民银行哈尔滨中心支行青年课题组. 基于LMDI分解模型的碳排放增长驱动因素研究——以黑龙江省为例[J]. 黑龙江金融, 2010(10): 26-29.
- [6] 王雅鹏. 现代农业经济学[M]. 北京:农业出版社, 2010.
- [7] Ehrlich P R, Ehrlich A H. Population, resources, environment: issues in human ecology[M]. San Francisco: Freeman, 1970: 89-157.
- [8] Dietz T, Rosa E A. Rethinking the environmental impacts of population, affluence, and technology[J]. Human Ecology Review, 1994(1): 277-300.
- [9] Kaya Yoichi. Impact of Carbon Dioxide Emission on GNP Growth: Interpretation of Proposed Scenarios[Z]. Paris: Presentation to the Energy and Industry Subgroup, Response Strategies Working Group, IPCC, 1989.
- [10] 罗伯特 S. 平狄克,丹尼尔 L. 鲁宾费尔德. 计量经济模型与经济预测: 第4版[M]. 北京:机械工业出版社, 1999.
- [11] 徐国泉,刘则渊,姜照华. 中国碳排放的因素分解模型和实证分析: 1995—2004[J]. 中国人口·资源与环境, 2006, 16(6): 158-161.
- [12] 叶飞. 江苏省水环境农业非点源污染综合评价与控制对策研究[D]. 南京:南京农业大学, 2005.
- [13] 潘鸿. 中国农业科技进步与农业发展[D]. 长春:吉林大学, 2008.
- [14] 高铁梅. 计量经济分析方法与建模[M]. 北京:清华大学出版社, 2006.
- [15] 陈兰. 湖北省二氧化碳排放的驱动因素研究[D]. 武汉:华中科技大学, 2010.
- [16] 胡雪萍,李丹青. 中部地区经济增长因素的实证分析——基于1978—2009的时间序列数据[J]. 山西财经大学学报, 2011(2): 17-22.
- [17] 王锋,吴丽华,杨超. 中国经济发展中碳排放增长的驱动因素研究[J]. 经济研究, 2010(2): 123-136.

责任编辑:李东辉