

农业经济增长与污染性要素投入

——基于简约式及结构式模型的实证分析

杜江 罗珺*

摘要: 本文以农业生产中污染性要素(化肥、农药和农用塑料薄膜)的投入为例,利用1997-2010年省际面板数据,运用简约式与结构式模型,实证分析农业经济增长对环境的影响。研究发现,化肥、农药投入与以人均收入表示的农业增长之间存在倒U型曲线关系,且农药投入与人均收入的关系受控制变量的影响较大;倒U型曲线转折点对应的收入水平大于地方及全国平均水平,意味着投入量将随着人均收入的增加而增加;农药、农膜投入与收入不平等正相关,与价格指数比负相关;经济结构变动对不同污染性投入的影响不同;农业增长对环境影响的规模效应、结构效应和技术效应均为正,三类污染性要素的投入量随着农业的增长而增加。

关键词: 种植业 环境库兹涅茨曲线 结构式模型 面板数据

一、引言

全球化背景下,研究转型期中国的农业经济增长与环境问题意义重大。改革开放以来,中国的国民经济结构不断优化升级,外贸依存度逐年提高。中国政府为保障农产品安全供给采取了诸多措施,并为缓解发展中国家的饥荒做出了重要贡献。但中国的农业发展是以牺牲环境基础为代价的,农业生产引起的污染问题比较严重。表1显示,1980-2010年,我国外贸依存度由12.54%增加到50.28%,第一产业增加值占国内生产总值的比重由30.4%下降到10.2%,农产品进出口总额占农业总产值的比重由13.98%提高到22.31%。在中国农业部门加速融入世界农业贸易体系的同时,农业生产中污染性投入要素需求有较大增幅,单位播种面积化肥、农药和农膜投入量分别由86.72千克/公顷、7.25千克/公顷和6.11千克/公顷提高到346.15千克/公顷、10.94千克/公顷和13.52千克/公顷。中国已是化肥、农药的使用大国,污染性投入要素使用引起的农业非点源污染问题不容忽视。

相对于现实的紧迫性,有关农业发展与环境污染问题的学术研究严重滞后且数量不足,使得更为准确地认识两者的关系缺乏经验支撑与理论基础。本文以EKC(Environmental Kuznets Curve)研究思路 and 经济增长、贸易与环境领域Antweiler等(2001)的经典文献为研究基础,通过建立EKC简约式模型(Reduced Form Model)和包含规模效应(Scale Effect)、结构效应(Composition Effect)、技术效应(Technique Effect)的结构式模型(Structural Form Model),利用我国1997-2010年31个省(自治区、直辖市)的面板数据,以农业生产中化肥、农药、农用塑料薄膜投入为例,分析农业经济增长与污染性要素投入之间的关系。本文研究结构如下:第二部分是文献综述;第三部分是分析模型与研究思路;第四部分是变量描述与数据准备;第五部分是实证分析与结果讨论;第六部分是结论。

* 杜江,武汉工业学院经济与管理学院,邮政编码:430023,电子信箱:dirk1979@163.com;罗珺,武汉军械士官学校,邮政编码:430075,电子信箱:junluo163@163.com。

本文受到国家自然科学基金“食品安全治理机制研究:政府与供应链共生演化的视角”(编号:71203170)、教育部人文社科基金“农业发展的环境绩效:基于非期望产出SBM-DEA模型的实证及政策含义”(编号:11YJC790037)、湖北省社科基金“农业增长中的环境污染问题研究”(编号:[2010]253)的资助。作者感谢匿名审稿人对本文提出的建设性修改意见,当然文责自负。

表 1

1980 - 2010 年中国农业发展状况

年份	外贸依存度 (%)	第一产业增加值占国内生产总值比重 (%)	农产品进出口额占农业总产值比重 (%)	单位播面化肥投入 (千克/公顷)	单位播面农药投入 (千克/公顷)	单位播面农膜投入 (千克/公顷)
1980	12.54	30.4	-	86.72	-	-
1985	22.92	28.6	13.98	123.64	-	-
1990	29.78	27.3	18.69	174.59	-	-
1995	38.66	20.0	18.45	239.77	7.25	6.11
2000	39.58	15.1	16.09	265.29	8.19	8.54
2001	38.47	14.1	15.97	273.19	8.19	9.31
2002	42.70	13.7	16.98	280.62	8.48	9.9
2003	51.89	12.8	22.54	289.45	8.69	10.44
2004	59.76	13.4	23.36	301.96	9.03	10.94
2005	63.22	12.2	23.4	306.53	9.39	11.33
2006	65.17	11.3	23.32	323.87	10.1	12.13
2007	62.78	11.1	24.17	332.83	10.57	12.62
2008	57.29	10.7	24.49	335.26	10.7	12.84
2009	44.19	10.5	20.39	340.73	10.77	13.11
2010	50.28	10.2	22.31	346.15	10.94	13.52

数据来源:根据《中国统计年鉴》、《中国农业年鉴》、《改革开放三十年农业统计资料汇编》相关数据整理计算。

二、文献综述

借助库兹涅茨对收入不平等与经济发展之间存在倒 U 型曲线关系的描述,经济学家们认为经济增长与环境之间也存在类似的曲线关系,他们利用如下简约式方程验证其存在性:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_1 X_{it} + \beta_2 X_{it}^2 + \beta_3 X_{it}^3 + \beta_4 Z_{it} + \varepsilon_{it}$$

其中, Y 和 X 分别为环境与收入变量, Z 为控制变量; i 表示国家, t 为时间, α 为固定截距项, β_k 为待估系数。国外实证研究发现大多表征空气质量的污染物与收入间存在明显的倒 U 型曲线关系,但由于方法与指标选取的不同使得研究结果存在较大差异。国内研究起步较晚且集中在工业领域,大多找到 EKC 存在的证据,也发现部分污染排放量同收入间存在正 U 型、N 型或倒 N 型曲线关系。相对来说农业领域的研究数量极少。刘扬等(2009)发现中国化肥施用总体上呈现出 EKC 关系。李海鹏和张俊飏(2009)以化肥、农药投入密度、畜禽粪尿排泄物密度为变量,张晖和胡浩(2009)以“过剩氮排放量”为变量,李君和庄国泰(2011)以农业化学需氧量(COD)和氨氮产生量为变量,李太平等(2011)以化肥投入为变量,均发现面源污染与经济增长间具有显著的倒 U 型曲线关系。杜江和刘渝(2009)发现人均农业产值与农药投入间存在倒 U 型关系,与化肥投入间存在倒 N 型关系。

全球化背景下,贸易自由化为世界经济发展做出了重要贡献。贸易促进了增长,增长与污染之间又有着复杂的联系,那么增长、贸易与环境间又是一种什么关系?学者对此展开了大量研究。一部分直接将贸易等变量加入简约式 EKC 模型进行估计。另一部分对 EKC 模型进行修改,使其包含增长对环境的规模、结构和技术效应,这类研究以 Antweiler 等(2001)论文的发表为标志^①,他们构建的增长-贸易-污染模型对各效应进行了分离,并提出了衡量贸易引致的产出构成变化对环境影响的方法,且对由贸易引起的收入增加而导致的环境污染后果与资本积累或技术进步引起的收入增加而导致的环境后果进行了区分。

国外大量研究以 Antweiler 等(2001)为基础。Cole(2003)发现 EKC 的决定因素是规模和技术效应。Feridun 等(2006)以尼日利亚为例,发现技术、规模和贸易的总效应对环境有害,但结构效应对自然资源利用有利。Shen(2008)从效应弹性中发现贸易加深了中国空气污染程度但降低水污染程度。国内大多学者直接将贸易或 FDI 加入 EKC 框架(刘华军、闫庆悦 2011; 刘钻石、张娟 2011; 谢申祥等 2012),少部分学者借鉴 Antweiler 等(2001)的实证发现,增长、贸易有利于提升环境质量(陈红蕾、陈秋峰 2007; 于峰、齐建国, 2007),但周茂荣和祝佳(2008)则认为总效应使我国环境恶化。增长、贸易与环境的研究文献仍主要关注工业领域,虽结论不同但也是成果斐然,提出了一系列的理论假说^②。农业领域的相关研究极少,且结论也不统

^①作者在文章中指出,他们的分析范式基本上属于 EKC 研究这一领域。

^②如污染避风港假说(Pollution Haven Hypothesis)、向(环境标准)底线赛跑假说(Race to the Bottom)、波特假说(Porter Hypothesis)等。

一 对此,杜江等(2010)进行了详细的文献整理与分类综述。近几年,这方面的研究成果日渐丰富,Jorgenson(2007)发现欠发达国家 FDI 水平越高,单位面积农药使用量越高。Gavrilova 等(2010)研究了贸易与奥地利牲畜饲养和消费中隐含的碳排放之间的关系。曹大宇和李谷成(2011)发现我国化肥、农药使用的规模和结构效应显著为正,技术效应显著为负,农业贸易自由化将有利于减少化肥和农药的使用量,对环境产生积极影响。

总之,简约式 EKC 模型分析较少涉及农业,而基于 Antweiler 等(2001)框架的农业研究未曾出现。实际上,三种效应的划分对农业领域的研究具有重要的借鉴意义。鉴于此,本文将简约式与结构式分析相结合,对农业增长与以污染性要素投入为表征的环境问题进行实证研究,并分析贸易等控制变量的影响。这既是本文的创新之处,也是为旨在丰富农业与环境领域的研究文献而做出的一种尝试。

三、估计模型与研究思路

(一) 估计模型

EKC 研究中,除了收入、贸易等变量外,最重要的一个可能就是政治经济变量。Boyce(1994)认为政治权力和财富的不平等是环境退化的重要因素。考虑到收入是影响农民生产决策的重要因素之一,收入不平等程度逐渐扩大是目前中国的客观现状,这可能对农业污染产生影响,本文加入这一变量。由于农业比重逐渐降低是我国经济发展的重要特征之一,本文在模型中加入农业比重这一变量。此外,农业生产资料价格指数和农产品生产价格指数^①的相关信息会影响农民生产决策,本文也加入了价格指数比变量。参照已有 EKC 研究及 Antweiler 等(2001)的设定,本文的估计模型如下:

$$E_{it} = c_{it} + \alpha_1 I_{it} + \alpha_2 I_{it}^2 + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$E_{it} = c_{it} + \alpha_1 I_{it} + \alpha_2 I_{it}^2 + \alpha_3 ID_{it} + \alpha_4 SHA_{it} + \alpha_5 RP_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$E_{it} = c_{it} + \alpha_1 I_{it} + \alpha_2 I_{it}^2 + \alpha_3 KL_{it} + \alpha_4 KL_{it}^2 + \alpha_5 I_{it} \times KL_{it} + \alpha_6 S_{it} + \alpha_7 S_{it}^2 + \alpha_8 T_{it} + \alpha_9 T_{it} \times KL_{it} + \alpha_{10} T_{it} \times KL_{it}^2 + \alpha_{11} T_{it} \times I_{it} + \alpha_{12} T_{it} \times I_{it}^2 + \alpha_{13} T_{it} \times KL_{it} \times I_{it} + \alpha_{14} ID_{it} + \alpha_{15} SHA_{it} + \alpha_{16} RP_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中 E 为单位面积污染性要素投入量, I 为实际人均收入, ID 表示收入分配状况, SHA 为农业经济比重, RP 反映相对价格变动, KL 为资本 - 劳动力比率, S 表示经济规模, T 为贸易开放度。模型中还包括变量的交互项,如收入与资本 - 劳动力比率 $I \times KL$, 贸易与资本 - 劳动力比率及收入交互项 $T \times KL \times I$ 等。与以往研究不同,模型中并没有将反映贸易开放度的变量 T 分别与表示世界相对水平的资本 - 劳动力比率、人均收入交叉相乘,而是将其与资本 - 劳动力比率和人均收入水平直接交叉相乘。这是因为以往大多研究是以国家为单位,而本文研究的是中国各个省份与其他各国的贸易情况,各个省份所面临的世界平均水平是相同的,这种处理方式也是参考了 He(2009)的做法。此外,引入资本 - 劳动力比率和经济规模变量的平方项,是考虑到各变量的边际变动的的影响。

(二) 研究思路

第一步,估计(1)式并计算转折点所对应的收入水平;第二步,估计(2)式并与(1)式进行对比,分析 EKC 的稳健性和控制变量的影响;第三步,估计(3)式并通过弹性分析来比较各个效应的相对强弱。

对于弹性值计算,实践中 X 和 Y 并没有固定值,通常弹性是在变量的均值处即 \bar{X} 和 \bar{Y} 计算。本文首先计算被解释变量对各个解释变量的偏导数,以求出变动率,然后根据各变量的均值计算所需的平均弹性。弹性计算公式为:

$$\begin{aligned} \eta_I &= (\alpha_1 + 2\alpha_2 \bar{I} + \alpha_5 \bar{KL} + \alpha_{11} \bar{T} + 2\alpha_{12} \bar{T} \times \bar{I} + \alpha_{13} \bar{T} \times \bar{KL}) \times \bar{I}/\bar{E} \\ \eta_{KL} &= (\alpha_3 + 2\alpha_4 \bar{KL} + \alpha_5 \bar{I} + \alpha_9 \bar{T} + 2\alpha_{10} \bar{T} \times \bar{KL} + \alpha_{13} \bar{T} \times \bar{I}) \times \bar{KL}/\bar{E} \\ \eta_S &= (\alpha_6 + 2\alpha_7 \bar{S}) \times \bar{S}/\bar{E} \\ \eta_T &= (\alpha_8 + \alpha_9 \bar{KL} + \alpha_{10} \bar{KL}^2 + \alpha_{11} \bar{I} + \alpha_{12} \bar{I}^2 + \alpha_{13} \bar{KL} \times \bar{I}) \times \bar{T}/\bar{E} \\ \eta_{ID} &= \alpha_{14} \times \bar{ID}/\bar{E}, \eta_{SHA} = \alpha_{15} \times \bar{SHA}/\bar{E}, \eta_{RP} = \alpha_{16} \times \bar{RP}/\bar{E} \end{aligned}$$

^①农业生产资料价格指数是反映一定时期内农业生产资料价格变动趋势和程度的相对数。农产品生产价格指数是反映一定时期内农产品生产者出售农产品价格水平变动趋势及幅度的相对数。

四、变量描述与数据说明

本文数据来源于《新中国 55 年统计资料汇编: 1949 - 2004》,《中国统计年鉴》,《中国农村统计年鉴》,《中国农业年鉴》,《改革开放三十年农业统计资料汇编》以及各省的统计年鉴,并均运用各种指数分别进行了消胀处理(以 1997 年为基期)^①,以剔除价格变动的影响。

(1) 环境污染变量(*Fer Pes Pla*)。本文以污染性要素化肥、农药和农膜的投入表征环境污染变量。表征环境污染状况的指标主要有污染排放量(*Emission*)和污染浓度(*Concentration*)^②,不同方式的估计结果存在较大差异。在规模、技术和结构效应分析框架中,若用人均排放量表征污染状况,人均收入就表示增长的规模和技术效应的共同结果;若用浓度表征污染状况,人均收入就可用来表示技术效应,单位面积生产总值可以反映规模效应,这样就分离了经济增长的规模和技术效应,Antweiler 等(2001)、Cole(2003)对这种区分作了详细的论述。本文用单位播种面积投入量作为环境污染变量,*Fer*、*Pes*、*Pla* 分别表示单位播种面积化肥、农药和农膜使用量。

(2) 人均收入(*I*)。以各地区乡村人口为基期的人均农业总产值表示。

(3) 资本 - 劳动力比(*KL*)。本文使用以农业劳动力为基期的人均农业生产性固定资产原值表示,由于无法直接获得,通过如下方法计算得到:第一,计算各地区农业生产性固定资产原值总值。《中国农村统计年鉴》有以户为单位的各地区农村居民家庭拥有生产性固定资产原值数据(农业),与各地区乡村总户数相乘便得到总的农业生产性固定资产原值。第二,计算各地区农业劳动力。参照黄少安等(2005)将农业总产值占农林牧渔业总产值的份额作为加权,乘上各地乡村农林牧渔业从业人员总数,得到农业劳动力的近似值。

(4) 经济规模(*S*)。已有文献在研究经济增长的规模效应对工业污染排放的影响时,以每平方公里生产总值衡量规模效应,本文以单位播种面积农业总产值衡量农业经济规模大小。

(5) 贸易开放度(*T*)。马述忠和乜国婉(2007)指出农业贸易依存度是指一个国家或地区农产品生产和消费依赖农产品国际贸易取得产销平衡的程度,即:农业贸易依存度 = 农产品进出口额 / 农业产值。本文采用这一指标。

(6) 收入不平等(*ID*)。由于缺少反映省级收入差距的指标与数据,参照已有研究,以各省城市居民人均可支配收入与农村居民人均纯收入的比值表示。消胀处理方面,北京、天津、上海和重庆的城市和农村消费价格指数没有进行区分。

(7) 农业产值比重(*SHA*)。用各地农业生产总值占地区总产值的比重表示。

(8) 价格变动(*RP*)。在研究经济制度对农业经济增长的影响时,一些学者引入相关的价格指数比率来分析其对农业发展的影响(黄少安等 2005)。由于各地区化肥、农药、农膜的价格无法获得,借鉴已有研究,本文分别引入三者的价格指数与农产品生产价格指数的比率来反映农业生产资料价格和农产品价格相对变动情况^③。为了体现价格指数的可比性,均转化为以 1996 年为基期的指数,再进行对比。有两点说明:第一,农业生产资料价格指数。各地化学肥料、农药及农药械价格指数可以直接获得,农膜的价格指数用各地农业生产资料总指数代替。北京、天津、上海、重庆三类生产资料价格指数缺失,用对应年份全国的化学肥料、农药及农药械总指数分别予以代替,西藏 1996 - 1999 年的缺失数据也做相似处理。第二,农产品生产价格指数。2000 年以前,农产品生产价格指数被称为农产品收购价格指数,2001 年以后至今被称为农产品生产价格指数。可能是由于统计口径变化等原因,统计年鉴并没有报告 2001 年各地农产品生产价格指数,因此这一年各地指数用全国平均指数代替。此外,北京、天津、上海、海南、重庆、西藏 1996 - 2000 年数据缺失,用全国指数代替。这样一来,用 RP_1 、 RP_2 、 RP_3 分别表示化肥、农药、农膜价格指数与农产品生产价格指数之比。

上述各变量统计性描述见表 2。

①价格指数计算时以 1996 年为基期,具体见下文。

②排放量表示为总量或人均量,浓度指单位面积的污染物含量。

③农业生产资料价格指数和农产品生产价格指数能客观反映农业生产资料和农产品生产价格水平和结构变动情况,两者的比值可以反映价格变动的趋势。

表 2

各变量描述性统计量

变量	变量描述	单位	样本	均值	中位数	标准差	最大值	最小值
<i>Fer</i>	单位面积化肥投入	千克 / 亩	434	19.84	19.23	7.08	39.64	7.21
<i>Pes</i>	单位面积农药投入	千克 / 亩	434	0.64	0.53	0.48	3.76	0.09
<i>Pla</i>	单位面积农膜投入	千克 / 亩	434	0.84	0.54	0.75	4.03	0.01
<i>I</i>	人均农业总产值	千元 / 人	434	2.27	2.03	1.06	5.79	0.83
<i>KL</i>	资本 - 劳动力比率	千元 / 人	434	5.77	4.76	4.88	81.30	1.31
<i>S</i>	单位面积农业产值	千元 / 亩	434	0.83	0.70	0.42	2.67	0.34
<i>T</i>	农业贸易依存度	%	434	34.26	6.08	85.17	589.87	0.80
<i>ID</i>	城乡收入比	-	434	3.03	2.89	0.78	5.83	1.60
<i>SHA</i>	农业产值比重	%	434	15.18	14.95	7.49	36.99	0.93
<i>RP₁</i>	化肥 - 农产品指数比	-	434	0.97	0.96	0.14	1.55	0.61
<i>RP₂</i>	农药 - 农产品指数比	-	434	0.99	1.02	0.19	1.88	0.50
<i>RP₃</i>	农膜 - 农产品指数比	-	434	1.11	1.11	0.14	1.52	0.69

五、实证结果与讨论

(一) 对式(1) 的估计

为计算 EKC 转折点所对应的收入水平, 对(1) 式进行估计(见表 3)。

表 3

式(1) 估计结果

变量	<i>Fer</i>		<i>Pes</i>		<i>Pla</i>	
	FE	RE	FE	RE	FE	RE
<i>C</i>	7.85*** (16.3002)	6.56*** (4.8404)	0.28*** (12.5907)	0.25** (2.3224)	0.26*** (6.2717)	0.17 (1.1475)
<i>I</i>	7.57*** (18.3441)	7.86*** (10.448)	0.19*** (10.0134)	0.16** (2.6413)	0.3*** (7.751)	0.28*** (3.6609)
<i>I²</i>	-0.83*** (-10.2498)	-0.73*** (-5.7246)	-0.01*** (-2.9485)	0.002 (0.2605)	-0.02* (-1.9122)	0.004 (0.2922)
调整 <i>R</i> ²	0.9663	-	0.9723	-	0.9363	-
<i>F</i>	389.4065	191.1339	447.1306	60.4263	184.2329	111.6917
Wald <i>c</i> ²	-	382.2678	-	120.8526	-	222.3834
Hausman 检验	6.4*** (0.0407)		4.3186 (0.1154)		0.8788 (0.6445)	
模型选择	FE		RE		RE	
曲线形状	倒 U 型		-		-	

注: ***, **, * 分别代表在 1%、5% 和 10% 水平上显著。

根据表 3, 化肥 - 收入方程选用固定效应模型, 其他选用随机效应模型。其中, 化肥 - 收入方程各系数均显著, 两者间存在显著的倒 U 型曲线关系, 农药、农膜与收入之间没有找到倒 U 型曲线的证据。表 4 说明化肥 - 收入方程转折点在人均收入达到 4 560.2 元时达到。

表 4

投入 - 收入方程及其转折点

投入	投入 - 收入方程及其一阶条件	转折点(千元 / 人)
化肥	方程 $Fer = 7.85 + 7.57I - 0.83I^2$	4.5602
	一阶条件 $Fer'_1 = (\partial Fer) / (\partial I) = 7.57 - 1.66I = 0$	

表 5 为 2010 年人均农业总产值前 5 位的地区以及全国的均值, 除江苏、北京、新疆、黑龙江, 其余各地实际人均值均低于 4 000 元, 且全国的均值仅为 2 775.4 元, 远未达到倒 U 型曲线的转折点。因此, 就中国人均农业总产值地区分布的实际情况来看, 农业经济仍然处于 EKC 的左半段, 化肥的投入量会随着农业增长而进一步增加, 环境污染状况进一步恶化。

表 5

2010 年人均农业总产值排名前 5 位的省

地区	江苏	北京	新疆	黑龙江	辽宁	全国均值
实际人均 GDP(千元 / 人)	4.4771	4.2277	4.179	4.1482	3.9634	2.7754
排名	1	2	3	4	5	

数据来源: 根据《中国统计年鉴》计算整理, 为 1997 年不变价格的实际人均农业总产值。

(二) 对式(2) 的估计与对比

为分析 EKC 的稳健性和控制变量的影响,对(2) 式进行估计(见表 6) ,并对比(1) 式结果(见表 7)。

表 6 式(2) 估计结果

变量	Fer		Pes		Pla	
	FE	RE	FE	RE	FE	RE
<i>C</i>	12.64*** (9.0507)	10.96*** (4.4722)	0.18*** (2.9423)	0.54*** (2.5921)	0.58*** (5.3806)	0.12 (0.47)
<i>I</i>	6.05*** (11.7552)	6.03*** (7.0852)	0.15*** (6.5191)	0.04 (0.5586)	0.12** (2.8697)	0.16** (1.7687)
<i>I</i> ²	-0.66*** (-7.2489)	-0.54*** (-3.9871)	-0.01** (-2.2192)	0.02 (1.4018)	0.007 (0.8172)	0.02 (1.2452)
<i>ID</i>	0.11 (0.4637)	-0.24 (-0.6063)	0.08*** (7.0168)	0.04 (1.0678)	0.05*** (2.5889)	0.02 (0.3445)
<i>SHA</i>	-0.16*** (-5.3267)	-0.24*** (-5.0548)	0.006*** (4.6758)	-0.001 (-0.3592)	-0.01*** (-4.8109)	-0.01*** (-2.87)
<i>RP</i> ₁ / <i>RP</i> ₂ / <i>RP</i> ₃	-0.39 (-0.594)	3.08** (2.3511)	-0.16*** (-6.8318)	-0.18** (-2.1016)	-0.06 (-0.9523)	0.38*** (2.6467)
调整 <i>R</i> ²	0.9697	-	0.9658	-	0.9355	-
<i>F</i>	396.5954	86.7275	349.9834	26.6503	180.3616	50.3426
Wald <i>c</i> ²	-	433.6376	-	133.2517	-	251.7129
Hausman 检验	15.7831 (0.0075)***		16.3781 (0.0058)***		10.5181 (0.0618)**	
模型选择	FE		FE		FE	
曲线形状	倒 U 型		倒 U 型		-	

注:***、**、* 分别代表在 1%、5% 和 10% 水平上显著。

根据表 6 加入控制变量后,化肥与收入的曲线特征没有改变,曲线关系比较稳定。农药与收入间表现出了倒 U 型曲线特征,这说明两者的曲线关系不稳定,受其他因素的影响较大。农膜与收入间依然没有表现出倒 U 型曲线特征。(1) 式和(2) 式估计结果的对比见表 7,控制变量的加入使 *Fer* 转折点对应的收入由 4 560.2 元上升到 4 583.3 元;*Pes* 转折点对应的收入为 7 500 元,对照表 5,实际收入水平与转折点所对应的水平还有较大的差距。

表 7 (1) 式和(2) 式的对比

	(1) 式		(2) 式	
	形状	转折点(千元/人)	形状	转折点(千元/人)
<i>Fer</i>	倒 U 型	4.5602	倒 U 型	4.5833
<i>Pes</i>	-	-	倒 U 型	7.5
<i>Pla</i>	-	-	-	-

1. 城乡收入不平等(*ID*)

ID 的系数均为正(在化肥施用方程中不显著),表明收入不平等与农药、农膜使用显著正相关。实际上,有关不平等状况(如收入不平等、种族不平等、教育不平等)与环境的关系的研究结论并不一致。Magnani(2000)发现高收入国家不平等与公众对环保的意识负相关。Heerink 等(2001)认为降低收入不平等程度至少在短期和中期会加剧环境质量破坏程度。李海鹏等(2006)发现收入差距扩大会刺激 CO₂ 排放,缩小居民收入差距将有利于环境质量的改善。但持相反结论的学者们认为无论是国家内部还是国家之间,在收入不平等程度提高的同时,人们对环境质量提出了更高的要求,环境质量逐渐改善,收入平等化使污染物排放量增加(Brannlund and Ghalwash 2008; Qu and Zhang 2011)。Bousquet 和 Favard(2005)认为在收入水平很低的阶段,人们愿意以环境退化和收入差距扩大换取高消费;若处于高生活水平,人们更加关注环境质量提升和社会平等,政府在公众压力下推行平等化政策及环境保护政策,收入差距降低,环境质量改善。

本文用城乡收入比表征不平等状况,结果 *ID* 的系数均为正(在化肥施用方程中不显著),表明收入不平等与化学品使用显著正相关。1978 - 2010 年全国城乡收入比由 2.57 增加到 3.23,总体上一直处于增加趋势(图 1)。根据本文实证结果可知,随着我国城乡收入比的扩大,化学投入品的增加,进一步加深了环境污染程

度 这与部分学者的研究相一致。农民从事农业生产的目的部分是为了满足自己的平时所需,但更是为了追求出售农产品所带来的经济利益。收入差距的扩大主要对农民产生两种影响:(1) 放弃农业生产转入城务工以谋求出路;(2) 提高农业产出以获得更多的销售利益。目前我国农村的实际情况是,青壮年劳动力大量流失,农村留守人员大多是老人和妇女小孩,农业产能不足。对于选择第二种方式的农村家庭来说,更加实际的做法是提高单位面积生产要素的投入(如农药、化肥、杀虫剂等),这势必会加剧对环境的污染与破坏。因此,缩小城乡收入差距不仅有利于社会稳定,对于环境保护同样意义重大。

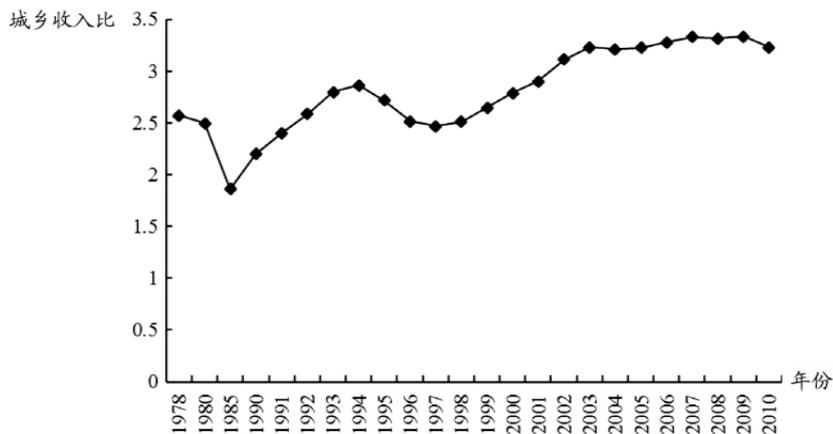
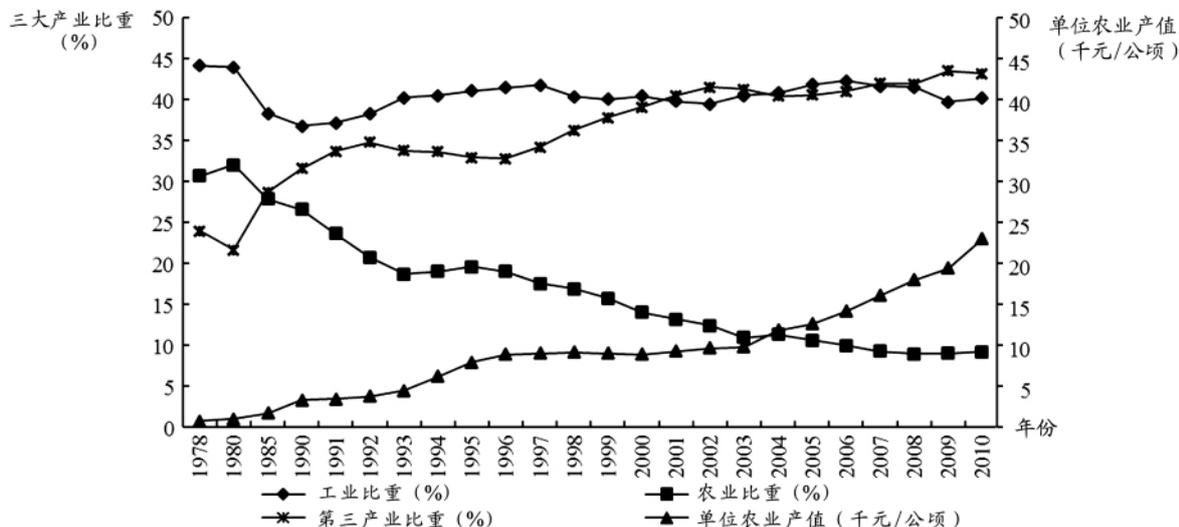


图1 1978 - 2010年全国城乡收入比

2. 农业比重(SHA)

各投入方程的SHA系数均显著,其中农业比重变动与化肥、农膜投入显著负相关,与农药投入显著正相关。



数据来源:《中国统计年鉴(2011)》

图2 1978 - 2010年产业结构及农业产值变化情况

图2显示,1978 - 2010年农业比重由30.66%降低到9.21%,变动较大;工业比重由44.09%降低为40.1%;第三产业发展较快,由23.94%提高到43.14%。从具体数字来看,2006 - 2010年工业比重稳定在41%;农业为9.28%左右,其中2009 - 2010年有小幅增加,由9.03%提高到9.21%;第三产业稳定在42.24%左右,2009、2010年分别为43.43%、43.14%,成为占据国民经济份额最多的产业^①。改革开放以来,随着贸易自由化程度逐渐提高,我国的外贸依存度由12.54%提高到50.28%。中国整体上处于工业化、城市化加速发展阶段,经济增长保持着较高速度的同时,农业比重减少、第三产业比重逐渐上升。在经历由传统向现代转变的过程中,农业份额下降、贡献率不高并不意味着农业在国民经济中的地位下降,相反,伴随经济规

^①统计年鉴数据显示,工业对国民经济贡献率最大,近几年第三产业贡献率提升幅度较快,与工业贡献率大小交替领先。2010年农业、工业和第三产业贡献率分别为3.9%、49.2%、38.5%。

模的不断扩大,人口逐渐增多,城市化、工业化发展加速,份额逐渐缩小的农业部门更应该发挥其基础性作用(当然,这期间农业也受到工业的支持与“反哺”),通过扩大产出来满足工业生产和人们生活的需要。这一点可从图2中单位播种面积农业产值(农业规模)的变动趋势看出来,由1978年的0.744千元/公顷增加到2008年的22.991千元/公顷。但是受制于自然资源的限制(人均耕地面积少、水资源分布极不平衡等),农业生产只有通过加大单位面积生产资料的投入来达到扩大产出的目的。在农业研发环节薄弱、农业技术推广力度不够和农村人力资本低下的情况下,这种方式无疑加大了对环境的污染与破坏。

实证结果说明农药投入与农业比重变量显著正相关,与目前农业比重逐渐降低相对应的是农药投入也在下降。实际上,表1的数据已经显示,改革开放以来无论是化肥、农药还是农膜的单位播种面积投入量均在增加,其中化肥由1980年的86.72公斤/公顷增加到2010年的346.15公斤/公顷(年均增长4.72%),农药由1995年的7.25公斤/公顷增加到2010年的10.94公斤/公顷(年均增长2.78%),农膜由1995年的6.11公斤/公顷增加到2010年的13.52公斤/公顷(年均增长5.44%)。出现这种实证结果,可能与实证分析中没有考虑农业内部结构调整的相关信息有关。随着收入水平的提高,居民日常食物消费结构发生了较大变化,对主食的消费量减少而对来自经济作物的农产品有了更多的需求(如蔬菜、水果等)。相对来说经济作物收入可观,且对农药的需求量更大,追求收益的农户们会根据实际情况调整种植结构以追求更高的收益,进而对于农药的投入也更大。统计数据显示,1995-2010年,种植业内部的粮食作物播种面积占总播种面积比重由73.43%下降到68.38%,蔬菜瓜果面积则由7.08%增加到13.31%,其他作物面积均有不同程度的增加。可能由于本文的实证分析没有考虑到农业内部结构转化的细分问题,在农业比重逐年降低的背景下,得出农业比重与农药投入显著正相关的结论。总体来说,农业比重变化对不同的污染性投入品产生不同的影响。

3. 价格变动(RP)

RP 的系数在三个方程中均为负,且仅在农药投入方程中结果显著。价格指数比提高反映的是农业生产资料价格的增幅大于农产品销售价格的增幅。实证结果说明,若价格指数比提高,则农药使用量降低。实际上,农户正是根据农业投入要素价格及农产品的销售情况做出生产决策,低投入成本和高销售利润是他们追求的目标。本文实证结果说明价格相对变化会对化学品的使用产生影响,也即是对农民的生产决策产生影响。

(三) 对式(3)的估计

对(3)式的估计结果如表8所示,其中收入项(I)代表技术效应,资本-劳动力比率(KL)代表结构效应,单位面积农业产值(S)代表规模效应,农业增长与对外贸易等因素对投入品使用的影响由三种效应共同决定。

检验结果均支持固定效应模型。收入不平等变量(ID)仍然在农药和农膜投入方程中显著为正,这与上文的实证结果一致。农业比重变量在化肥和农药投入方程中表现出不同方向的显著性,这与式(2)的估计结果一致,说明经济结构变化对不同污染性投入的影响不同。与式(2)不同的是,虽然农膜方程中农业比重变量符号仍然为负,但变得不再显著。价格指数比在三类投入方程中均表现出显著的反向影响,说明生产资料和农产品价格的相对变动对农民生产决策产生影响。

表8化肥施用方程 I 、 KL 、 S 、 T 一次项系数估计结果分别代表各变量的直接影响^①。 I 的系数为4.19且在1%水平上显著,说明增长对化肥施用的技术效应为正。 KL 的系数为0.38也在1%的水平上显著,说明资本-劳动力比率的提高使得单位面积化肥使用量增加。 S 的系数为3.34且结果显著,说明农业规模扩大使得单位面积化肥使用量增加。 T 的系数为0.1且在1%的显著性水平上通过检验,说明贸易自由化对单位面积化肥使用的正向影响。分别包含 I 、 KL 、 S 、 T 项的不同Wald不同系数约束检验^②结果说明各变量对单位面积化肥使用的总体影响均相当显著。表8农药施用结构方程估计结果中 I 的系数显著为正,这与化肥施用方程估计结果一样,但 KL 、 S 、 T 的系数均不显著,这说明资本-劳动力构成比率、农业规模、贸易自由化对农

^①此处的直接影响是根据各变量一次项系数的大小和正负来判断。但由于方程包括了各变量的一次、二次项以及变量间的交互项,因此各变量的综合影响需通过最终的弹性分析来得到。

^②以含 I 项系数约束检验为例,原假设为所有包含 I 项的系数均为零,若没有通过显著性检验,则接受原假设,说明 I 对方程的整体缺乏解释力;否则拒绝原假设,说明包含 I 的所有项目共同显著地决定了被解释变量。 KL 、 S 、 T 的系数约束检验方法类似。此外,系数约束检验显著性结果作为后述弹性计算结果显著性的参考。

药使用的直接影响不显著。另外,各变量系数约束检验结果均相当显著,这也与化肥施用估计结果相一致。在表8农膜使用方程中 I 、 KL 的系数显著为正,说明收入增长、结构变化直接对单位面积农膜的使用量产生正向影响,但 S 的系数显著为负,说明农业规模扩大的直接影响是减少农膜的单位面积使用量。此外, T 的系数不显著,贸易自由化的直接影响不明显。

表8 (3) 式估计结果

变量	<i>Fer</i>		<i>Pes</i>		<i>Pla</i>	
	FE	RE	FE	RE	FE	RE
C	10.5*** (7.4042)	7.83*** (3.367)	0.13* (1.7071)	0.42** (2.1401)	0.3** (2.256)	-0.01 (-0.0407)
I	4.19*** (7.8587)	4.13*** (5.0551)	0.06* (1.8502)	-0.14* (-1.9233)	0.2*** (4.035)	0.06 (0.6677)
I^2	-0.46*** (-3.9445)	-0.4*** (-2.9583)	-0.005 (-0.6935)	0.04*** (2.8618)	-0.03*** (-2.9253)	-0.008 (-0.554)
KL	0.38*** (3.3536)	0.02 (0.0906)	0.007 (1.0426)	0.02 (1.181)	0.03** (2.3687)	0.05*** (2.8804)
KL^2	-0.006*** (-5.9258)	-0.003*** (-2.4252)	-0.0001*** (-2.5147)	-0.0001 (-0.9407)	-0.0004*** (-4.1914)	-0.0007*** (-4.8015)
$I \times KL$	-0.03 (-0.8253)	0.0001 (0.0026)	0.001 (0.6117)	-0.006 (-1.3052)	-0.002 (-0.5156)	-0.003 (-0.5339)
S	3.34* (1.7388)	7.91*** (2.9634)	0.15 (1.4063)	0.86*** (3.9208)	-0.59*** (-3.4287)	-0.14 (-0.5104)
S^2	2.25*** (3.0276)	0.8 (0.8581)	0.15*** (3.472)	-0.003 (-0.0331)	0.67*** (9.3153)	0.51*** (5.3125)
T	0.1*** (3.0616)	0.08*** (2.4793)	0.002 (0.9538)	0.006* (1.8693)	0.005 (1.3972)	0.007** (2.1291)
$T \times KL$	-0.008** (-2.4258)	-0.007*** (-2.8734)	-0.0004** (-2.0729)	-0.0006** (-2.3808)	-0.001*** (-2.7158)	-0.001*** (-4.7256)
$T \times KL^2$	0.0006*** (4.1332)	0.0007*** (8.5094)	7.58E-06 (1.3005)	2.0E-05** (2.4419)	4.77E-05*** (2.9241)	3.68E-05*** (4.1825)
$T \times I$	-0.03* (-1.6901)	-0.03* (-1.4799)	0.0005 (0.4491)	-0.002 (-1.0553)	-0.0006 (-0.2394)	-0.0004 (-0.2094)
$T \times I^2$	0.003 (1.0864)	0.003 (0.9846)	-0.0002 (-1.3208)	0.0001 (0.4199)	8.38E-06 (0.0223)	-9.26E-05 (-0.2969)
$T \times KL \times I$	-0.0005 (-0.7579)	-0.0009* (-1.7225)	5.52E-05 (1.3677)	4.37E-05 (0.9129)	1.69E-05 (0.2153)	9.26E-05* (1.8007)
ID	-0.26 (-1.3895)	-0.15 (-0.4939)	0.05*** (4.3801)	-0.03 (-1.3972)	0.09*** (4.6706)	0.06** (1.7927)
SHA	-0.09*** (-3.7921)	-0.13*** (-3.0324)	0.008*** (5.8948)	0.001 (0.3661)	-0.003 (-1.2423)	-0.005 (-1.0564)
$RP_1/RP_2/RP_3$	-1.51*** (-2.6803)	0.22 (0.1959)	-0.17*** (-6.4744)	-0.29*** (-3.8238)	-0.12** (-2.2647)	0.06 (0.544)
总体调整 R^2	0.9838	-	0.9822	-	0.9342	-
总体 F	572.5643	61.5079	521.3832	23.0184	134.7485	46.4889
总体 Wald c^2	-	984.1267	-	368.2939	-	743.8219
I 约束检验 F_1	20.842*** (0.0000)	17.2068*** (0.0000)	7.8382*** (0.0000)	5.7838*** (0.0000)	4.0623*** (0.0006)	1.7235 (0.114)
KL 约束检验 F_2	7.0604*** (0.0000)	17.3273*** (0.0000)	2.8639*** (0.0097)	2.1409** (0.0478)	3.2618*** (0.0039)	7.1355*** (0.0000)
S 约束检验 F_3	80.1043*** (0.0000)	64.5545** (0.0465)	77.8259*** (0.0000)	64.7352*** (0.0000)	119.3513*** (0.0000)	108.84*** (0.0000)
T 约束检验 F_4	7.5643*** (0.0000)	22.493*** (0.0000)	7.849*** (0.0000)	7.6292*** (0.0000)	2.7974** (0.0112)	9.4547*** (0.0000)
Hausman 检验	44.8106(0.0001)***		80.704(0.0001)***		59.2194(0.0000)***	
模型选择	FE		FE		FE	

注:***、**、* 分别代表在1%、5%和10%水平上显著。

为了分析规模、结构、技术和贸易的总体效应并比较效应大小,运用上述给出的计算公式,计算弹性大小,结果如表9所示。由各效应影响的方向来看,规模、结构和技术效应均为正。以收入代表的技术效应为正,说明目前的收入增加、技术水平提高,仍然刺激化学品的进一步大量使用;以资本-劳动比代表的结构效应为正,说明以单位面积农业产值代表的规模效应增加,均使得化学品的使用增加;贸易效应对化肥、农药的影响为正,对农膜的影响为负,说明贸易自由化刺激了化肥、农药的使用,使得农膜的使用量减少。总体来说,根据各个效应的绝对值大小,各效用的加总使得各个污染物使用量越来越多,环境污染状况进一步恶化。

表9

规模、结构、技术和贸易弹性

	<i>Fer</i>	<i>Pes</i>	<i>Pla</i>
规模效应 (<i>S</i>)	0.2960 ***	0.5175 ***	0.5160 ***
结构效应 (<i>KL</i>)	0.0485 ***	0.0153 ***	0.0464 ***
技术效应 (<i>I</i>)	0.1451 ***	0.1419 ***	0.0982 ***
贸易效应 (<i>T</i>)	0.0253 ***	0.0413 ***	-0.0114 **
收入不平等 (<i>ID</i>)	-0.0397	0.2367 ***	0.3246 ***
农业比重 (<i>SHA</i>)	-0.0689 ***	0.1898 ***	-0.0542
价格指数比 (<i>RP</i>)	-0.0738 ***	-0.2630 ***	-0.1586 **

注: (1) ***, **, * 分别代表在 1%、5% 和 10% 水平上显著; (2) 弹性值根据各变量的均值计算。

六、结论

本文的实证分析发现: (1) 化肥投入与收入之间表现出稳定的倒 U 型曲线关系, 农药投入与收入在加入控制变量后才表现出这一特征; (2) 曲线转折点所对应的收入水平说明化肥、农药投入处在倒 U 型曲线的左半段, 要素投入会随着收入增长而增加; (3) 收入不平等与农药、农膜投入显著正相关, 经济结构变动对不同投入品产生不同的影响, 价格指数比与各类投入品负相关; (4) 农业增长对投入品的规模效应、结构效应和技术效应均为正。

全球化背景下, 农业增长与环境之间的联系错综复杂, 这涉及到农业生产规模和产出水平、农业生产结构及土地利用状况、生产要素投入结构、农业技术、农业与贸易政策、环境规制措施等一系列因素。而且农业对资源环境的影响有一定的滞后性, 短期内不易显现并被人识别。此外, 农业污染的相关数据信息也很难获得, 使得较为准确地建立两者的经济联系面临较大的障碍。虽然国外的相关研究已经取得了一定的进展, 但理论基础的缺乏、研究方法的不同以及各国实际情况的差异使得这些实证分析得出了不同的结论。国内这一领域的研究很少, 既无法为较为深入的理解两者的关系提供理论支撑, 更未能提供有说服力的实证依据。本文尝试性的实证分析旨在通过相对简单的计量模型初步解释两者间的数量关系, 今后的深入研究还要依赖于更为完备的理论基础及数据积累。

参考文献:

- 曹大宇、李谷成 2011 《我国农业环境库兹涅茨曲线的实证研究》,《软科学》第 25 卷第 7 期。
- 陈红蕾、陈秋峰 2007 《我国贸易自由化环境效应的实证分析》,《国际贸易问题》第 7 期。
- 杜江、刘渝 2009 《中国农业增长与化学品投入的库兹涅茨假说及验证》,《世界经济文汇》第 3 期。
- 杜江、王雅鹏、刘渝 2010 《农业贸易自由化对环境的影响: 一个文献综述》,《世界经济文汇》第 2 期。
- 黄少安、孙圣民、宫明波 2005 《中国土地产权制度对农业经济增长的影响》,《中国社会科学》第 3 期。
- 李海鹏、叶慧、张俊飏 2006 《中国收入差距与环境质量关系的实证检验》,《中国人口·资源与环境》第 16 卷第 2 期。
- 李海鹏、张俊飏 2009 《中国农业面源污染与经济发展关系的实证研究》,《长江流域资源与环境》第 18 卷第 6 期。
- 李君、庄国泰 2011 《中国农业源主要污染物产生量与经济发展水平的环境库兹涅茨曲线特征分析》,《生态与农村环境学报》第 27 卷第 6 期。
- 李太平、张锋、胡浩 2011 《中国化肥面源污染 EKC 验证及其驱动因素》,《中国人口·资源与环境》第 21 卷第 11 期。
- 刘华军、闫庆悦 2011 《贸易开放、FDI 与中国 CO₂ 排放》,《数量经济技术经济研究》第 3 期。
- 刘扬、陈劲锋、张云芳 2009 《中国农业 EKC 研究: 以化肥为例》,《中国农学通报》第 25 卷第 16 期。
- 刘钻石、张娟 2011 《国际贸易对发展中国家环境污染影响的动态模型分析》,《经济科学》第 3 期。
- 马述忠、卮国婉 2007 《农产品外贸依存度的国际比较及政府行为分析》,《农业经济问题》第 3 期。
- 谢申祥、王孝松、黄保亮 2012 《经济增长、外商直接投资方式与我国的二氧化硫排放》,《世界经济研究》第 4 期。
- 于峰、齐建国 2007 《开放经济下环境污染的分解分析》,《统计研究》第 24 卷第 1 期。
- 张晖、胡浩 2009 《农业面源污染的环境库兹涅茨曲线验证》,《中国农村经济》第 4 期。
- 周茂荣、祝佳 2008 《贸易自由化对我国环境的影响——基于 ACT 模型的实证研究》,《中国人口·资源与环境》第 18 卷第 4 期。
- Antweiler, W., B. R. Copeland, and M. S. Taylor. 2001. "Is Free Trade Good for the Environment?" *American Economic Review*, 91(4): 877-908.
- Bousquet, A., and P. Favard. 2005. "Does S. Kuznets' Belief Question the Environmental Kuznets Curves?" *Canadian Journal of Economics* 38(2): 604-614.
- Boyce, J. K. 1994. "Inequality as a Cause of Environmental Degradation." *Ecological Economics* 11(3): 169-178.
- Brannlund, R., and T. Ghalwash. 2008. "The Income - Pollution Relationship and the Role of Income Distribution: An Analysis of Swedish Household Data." *Resource and Energy Economics* 30(3): 369-387.

(下转第 117 页)

Effects of Oil Price Adjustment on Stock Returns of Energy Related Industries: An Event Study

Liu Ming, Yang Yunze and Sun Wenxin
(Nankai University)

Abstract: We investigate the performance of thirty – nine stocks in four energy – related industries by the event study. The event was chosen based on the fourteen National Development and Reform Commission(NDRC) – refined oil price adjustments from 2006 to 2012. Through the tests on the abnormal rate of return , we find that the energy industries with a natural monopoly feature have embraced an ability to immunize against any oil price changes , while those monopolistically competitive energy industries have been considerably price – sensitive to those NDRC – refined adjustments. Moreover , the enterprises at different positions of the production chain in energy industry have reacted differently to these oil price adjustments. Besides , compared to the consequences of the rises of oil price , the yield curve of energy stock has showed more volatility to the fall of oil price. Meanwhile , there has been the effect of leakage or lag in the complicated mechanism , which could be attributed to the anticipation factor and information divulgence.

Key Words: Oil Prices; Energy Stocks; Rate of Return; Event Study

JEL Classification: G14 ,G18 ,Q49

(责任编辑: 彭爽)

(上接第 65 页)

22. Cole, M. A. 2003. "Development, Trade, and the Environment: How Robust Is the Environmental Kuznets Curve?" *Environment and Development Economics*, 8(4) : 557 – 580.
23. Feridun, M. , F. S. Ayadi, and J. Balouga. 2006. "Impact of Trade Liberalization on the Environment in Developing Countries: The Case of Nigeria." *Journal of Developing Societies*, 22(1) : 39 – 56.
24. Gavrilova, O. , M. Jonas, K. Erb, and H. Habel. 2010. "International Trade and Austria's Livestock System: Direct and Hidden Carbon Emission Flows Associated with Production and Consumption of Products." *Ecological Economics*, 69(4) : 920 – 929.
25. He, J. 2009. "China's Industrial SO₂ Emissions and Its Economic Determinants: EKC's Reduced vs. Structural Model and the Role of International Trade." *Environment and Development Economics*, 14(2) : 227 – 262.
26. Heerink, N. , A. Mulatu, and E. Bulte. 2001. "Income Inequality and the Environment: Aggregation Bias in Environmental Kuznets Curves." *Ecological Economics*, 38(3) : 359 – 367.
27. Jorgenson, A. K. 2007. "Foreign Direct Investment and Pesticide Use Intensity in Less – developed Countries: A Quantitative Investigation." *Society & Natural Resources: An International Journal*, 20(1) : 73 – 83.
28. Magnani, E. 2000. "The Environmental Kuznets Curve, Environmental Protection Policy and Income Distribution." *Ecological Economics*, 32(3) : 431 – 443.
29. Qu, B. , and Y. Zhang. 2011. "The Effect of Income Distribution on the Environmental Kuznets Curve." *Pacific Economic Review*, 16(3) : 349 – 370.
30. Shen, J. 2008. "Trade Liberalization and Environmental Degradation in China." *Applied Economics*, 40(8) : 997 – 1004.

Agricultural Economic Growth and the Application of Polluting Factors: Empirical Study Based on Reduced vs. Structural Form Model

Du Jiang¹ and Luo Jun²

(1: College of Economics & Management ,Wuhan Polytechnic University;

2: Wuhan Ordnance Non – Commissioned Officer Academy of Chinese People's Liberation Army)

Abstract: Taking polluting factors(fertilizer ,pesticide and agricultural plastic films) applied in agricultural production as example ,this paper uses provincial panel data from 1997 to 2010 and applies reduced and structural form model to study the environmental impact of agricultural economic growth. The results show that inverted – U shaped curves exist between fertilizer and pesticide inputs and agricultural growth represented by per capita income and controlled variables have greater impacts on the relationship between pesticide inputs and per capita income. The income level of the turning point is higher than the present local and total average level ,which means that polluting inputs will increase with the rise of income. Pesticide and fertilizer inputs are positively correlated with income inequality and negatively correlated with the ratio of price indices. Economic structure change has different impacts on each polluting input. The scale ,composition and technic effects of agriculture growth are positive ,which means that the application of all polluting inputs will increase with agricultural growth.

Key Words: Farming; Environmental Kuznets Curve; Structural Form Model; Panel Data

JEL Classification: Q15 ,Q50

(责任编辑: 陈永清)