

测土配方施肥项目实施的环境和经济效果评价

罗小娟^{1,2}, 冯淑怡¹, 黄挺³, 石晓平¹, 曲福田¹

(1. 南京农业大学 公共管理学院 江苏 南京 210095; 2. 江西师范大学 江西经济发展研究中心 江西 南昌 330022;

3. 江苏省农业委员会 江苏 南京 210095)

摘要 运用江苏省52个县(市)2004-2006年的相关社会经济数据,从区域层面对测土配方施肥项目实施的环境和经济效果进行实证研究。结合测土配方施肥项目分批次、分年度试点推广的特征,基于DID理论模型有机耦合EKC分解模型、C-D模型和供给反应函数模型,估计实施测土配方施肥项目对单位耕地面积化肥施用量和种植业总产值的影响以及效果的持续性。研究表明:控制其他因素,测土配方施肥项目的实施显著提高了样本县(市)的种植业总产值,而且效果逐年递增,但是其对化肥施用量(施用强度)的削减效果从项目实施第2年才开始显现;EKC假说验证发现,单位耕地面积化肥投入与经济发展存在“倒U型”关系,拐点为人均GDP 16 615元。据此提出了积极推广测土配方施肥技术、实现环境与经济“双赢”的建议。

关键词 测土配方施肥项目; 农业面源污染; 化肥施用强度; 种植业总产值; DID模型

中图分类号: X 524 **文献标识码**: A **文章编号**: 1008-3456(2014)01-0086-08

我国是历史悠久的农耕文明国家,从远古农耕时代一直维持着低投入、低产出和低污染的“自然农业模式”。19世纪后半期石油化工的兴起,人工合成氨的问世推动农业发展进入高投入、高产时期,呈现高能耗、高污染的新型农业增长模式。化肥在1906年由西洋商人引入我国,于20世纪80年代开始大量生产和使用,成为现代农业生产获得高产的重要手段,为作物的增产作出了巨大贡献。化肥虽然是增加作物产量的关键因子,但是我国化肥施用存在盲目过量、肥料比例结构不合理等现象,导致化肥利用效率低下,并引发农业面源污染、土壤板结和全球气候变暖等诸多环境问题。由此,2005年4月,农业部开展了测土配方施肥春季行动(农发[2005]8号),并投入2亿元建立测土配方施肥专项补贴,在全国200个县(市、区)开展第一批试点工作。

测土配方施肥技术最早是由联合国推行的一项环境友好型施肥技术,其核心是实现养分平衡供应,提高肥料利用率和减少化肥施用量,提高作物产量,保护农业生态环境^[1]。截至2012年,中央财政累计投入资金57亿元,项目点增加到2 498个,基本覆

盖所有农业县(场)^[2]。目前对测土配方施肥效果的研究主要局限于田间试验结果^[3-5],利用农户数据并借助计量工具评价该技术影响的研究并不多^[6],而从推广单元——县(市)层面评价测土配方施肥项目对区域影响的研究鲜见报道。因此,本文拟利用测土配方施肥项目分批次、分年度推进特点所引起的“自然实验”,基于双重差分法(difference in differences, DID)理论模型并有机耦合库兹涅茨曲线(environmental kuznets curve, EKC)分解模型、C-D模型和供给反应函数模型,分别构建测土配方施肥项目实施对区域环境与经济影响的评价模型,并利用江苏省52个县(市)2004-2006年的面板数据进行实证检验,考察测土配方施肥项目试点对样本县(市)化肥施用强度和种植业总产值的影响,以期为地方政府深化推广测土配方施肥项目提供实证支撑。

一、研究区域测土配方施肥项目实施概况和数据说明

2004-2008年,江苏省共辖13个地级市,106个

收稿日期: 2013-08-20

基金项目: 国家自然科学基金项目“农村发展中生态环境管理研究”(70833001); 国家自然科学基金项目“农村土地和劳动力市场发育对农业生产及土地质量保护影响机制研究: 基于江苏、江西两省农户的比较”(70803019); 教育部“新世纪优秀人才支持计划”(NCET-10-0494、NCET-10-0474); 中央高校基本科研业务费项目“农户测土配方施肥技术选择及其经济和生态效应综合评价研究”(KYZ201167)。

作者简介: 罗小娟(1984-),女,博士研究生;研究方向:资源环境经济学。E-mail: LXJ918@126.com

区、县和县级市^①。在2005年全国第一批200个部级测土配方施肥试点项目中,江苏省的丹阳市、海安县、如东县、仪征市和江都市等12个县(市、区)被列入试点。2006年,江苏省部级项目试点又增加了睢宁县、铜山县和沛县等20个县(市、区),同时,省财政配套新建了溧水县、句容市和江阴市等16个省级项目试点县(区、市)。2007年,江苏省的部级测土配方施肥项目试点县(区、市)增至60个,省级试点也增至21个。2008年,江苏省在全国率先实现

所有农业县(市、区)项目全覆盖。考虑到配方施肥项目的推广单元是区、县和县级市,而各个辖区的具体数据无法获得,所以本研究选择江苏省的52个县(市)作为评价样本。综上所述,测土配方施肥项目在研究期(2004-2006年)内分批次(分年度)试点推进,52个总样本中有10个县(市)始终未参与该试点项目(见表1),这样的数据结构可以将参与测土配方施肥项目视为一种“准自然实验”并对其效果进行估计。

表1 江苏省测土配方施肥试点样本分布(不包括区)

年份	实验组		控制组
	部级项目补贴试点	省级项目补贴试点	
2005	丹阳市、海安县、如东县、仪征市、江都市、兴化市、大丰市、阜宁县、洪泽县、赣榆县	无	其余的42个县(市)
2006	睢宁县、铜山县、沛县、启东市、通州市、如皋市、东海县、灌云县、盱眙县、射阳县、东台市、宝应县、高邮市、姜堰市、靖江市、泗阳县、沐阳县	溧水县、江阴市、宜兴市、新沂市、丰县、溧阳市、金坛市、常熟市、吴江市、太仓市、涟水县、响水县、滨海县、句容市、泗洪县	高淳县、邳州市、张家港市、昆山市、海门市、灌南县、金湖县、建湖县、扬中市、泰兴市

本研究所使用的数据包括2004-2006年江苏省52个县(市)的相关社会经济数据,形成3年的面板数据,主要来源于《江苏统计年鉴》^②。数据中涉及的相关经济指标均折算为2004年不变价以消除通胀等因素的影响^③。鉴于数据的可获得性以及化肥过量施用是引发农业面源污染的主要原因之一,本文选用单位耕地面积的化肥施用量(折纯量)表征环境影响。由于测土配方施肥在粮食作物和经济作物上都有应用,且统计资料上的所有投入品均是针对整个种植业部门,故选择种植业总产值表征经济影响。

二、模型设定、变量选取与估计方法

1. 模型设定

DID模型的基本思路是利用一个外生的公共政策所带来的横向单位和时间序列的双重差异来识别公共政策的“处理效应”^[7]。具体是将随机抽取的样本分为2组,一组是政策对象(简称为“实验组”),另一组是非政策对象(简称为“控制组”),分别计算实验组和控制组在政策或项目实施前后同一指标的变化量,上述2个变化量的差值(差分)即反映实际的政策效果。DID最早属于自然实验评估方法,后来被国内外学者应用到经济学和政策学评估中。学者们采用DID方法评估了多种政策的影响,例如Gruber等和Feldstein采用DID方法研究美国1986年税收改革法案对人们行为产生的影响^[8-9]。Li等采用DID模型研究计划生育政策对人

们生育情况的影响^[10]。周黎安等基于DID模型分析了中国农村税费改革对农民人均纯收入增长率的效果^[11]。封进等应用该方法估计了新型农村合作医疗制度的价格效应^[12]。

由于测土配方施肥项目的试点推广存在分批次、分年度的特点,而多期数据的DID模型不仅可以分析政策或项目执行的效果,还可以研究效果的持续性,所以本研究最终采用多期数据的DID模型对测土配方施肥项目实施的环境和经济效果以及效果的持续性进行考察。

假设 Z 是要考察的结果随机量, $X=1$ 或0分别表示对样本进行“处理”与否,处理所产生的效应为 $E(Z|X=1)-E(Z|X=0)$,假设随机变量 Z 与 X 之间存在线性关系,对于个体 i 在 t 时期,模型设定如下:

$$Z_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 X_{it} + \alpha_2 W_{it} + \mu_i + a_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中, Z_{it} 表示要考察指标在 t 时期样本 i 的指标值; X_{it} 表示 t 时期样本 i 是否参与测土配方施肥项目的虚拟变量,反映参与项目的净效果; W_{it} 是一组可观测的影响评价指标 Z 的控制变量; μ_i 表示时期 t 的虚拟变量,反映时变不可观测因素效应; a_i 代表样本 i 个体不随时间变化的特征,反映样本之间不可观测的差异效应; α_0 表示常数项; α_1 的估计值是个体 i 在政策执行第 t 年的政策净效果; α_2 是一组可观测控制变量的估计系数集合; ε_{it} 为随机扰动项,符合独立分布的特征。

在环境评估模型中,影响单位耕地面积化肥施用量的控制变量的选取主要借鉴前人对EKC曲线

分解效应的研究成果,将影响化肥施用强度的非政策效应分解为规模效应、结构效应和减污效应^[13-18]。故环境评估模型展开如下:

$$F_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{it} + \beta_2 L_{it} + \beta_3 C_{it} + \beta_4 A_{it} + \beta_5 D + \beta_6 T + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式(2)中, F_{it} 表示 t 时期样本 i 的单位耕地面积化肥施用量(折纯量); L_{it} 、 C_{it} 和 A_{it} 分别表示规模效应、结构效应和减污效应; D 表示地区虚拟变量,反映地理环境和气候条件等差异; T 为时间虚拟变量; β_0 表示常数项; β_1 的估计值反映个体 i 在政策执行第 t 年的政策净效果; β_2 、 β_3 和 β_4 分别表示样本的规模效应、结构效应和减污效应的影响; β_5 代表个体不随时间变化的特征; β_6 表示时变不可观测因素效应; ε_{it} 为随机扰动项。

在经济评估模型中,影响种植业总产值的控制变量主要依据C-D生产函数选取,主要包括土地、劳动力等常规生产投入品,此外还引入一些政策及其他变量,经济评估模型如下:

$$Y_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 X_{it} + \gamma_2 Input_{it} + \gamma_3 Crop_{it} + \gamma_4 Lq_{it} + \gamma_5 D + \gamma_6 T + \varepsilon_{it}'' \quad (3)$$

式(3)中, Y_{it} 表示 t 时期样本 i 的种植业总产值(农林牧渔业中的农业); $Input_{it}$ 表示 t 时期样本 i 的常规投入品; $Crop_{it}$ 为 t 时期样本 i 的作物种植结构; Lq_{it} 表示 t 时期样本 i 的耕地土壤质量; γ_i 为待估系数; ε_{it}'' 为随机扰动项。考虑到测土配方施肥技术、土壤质量等政策制度与环境变量会影响化肥、劳动力和机械等投入品变量,即该方程中的投入品变量具有内生性,故测土配方施肥技术对种植业总产值的影响在方程(3)中的估计可能是有偏的。因此,为了评价这些因素对种植业总产值的总体影响,借鉴林毅夫^[19]的方法,估计了以下供给反应函数:

$$Y_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 X_{it} + \gamma_3 Crop_{it} + \gamma_4 Lq_{it} + \gamma_5 D + \gamma_6 T + \varepsilon_{it}'' \quad (4)$$

综上,方程(1)是多期数据DID模型的一般形式,展示模型应该包括的基本要件;方程(2)和(3)是DID一般形式与具体研究问题相结合的具体表达式,分别将影响环境评估模型和经济评估模型的可观测、不可观测的变量带入方程;方程(4)是经济估计模型的另一种形式,目的是为了消除方程(3)的内生性问题,以获得测土配方施肥技术对经济影响的无偏估计。

2. 变量选取

相关变量的名称、描述性统计以及对化肥施用强度或种植业总产值的预期影响见表2。自变量 X_{it} 中,用于反映江苏省52个县(市)参与测土配方施肥试点项目进程的变量有“是否参与测土配方施肥

项目”,该县(市)参与测土配方项目的当年和此后取值为1,否则为0,表征参与项目的净效果;另外2个指标表征项目效果的持续性,分别为“参与测土配方施肥项目第1年”(是=1;否=0)和“参与测土配方施肥项目第2年”(是=1;否=0),其中参与项目第1年就是指参与试点项目的当年。预期上述3个项目变量对化肥施用强度影响为负,而对种植业总产值的影响为正。

环境效果评估方程中,因变量单位耕地面积化肥施用强度的平均值为699.62 kg/km²,远高于发达国家设置的225 kg/km²的安全上限,故完全可以将其实视为“化肥污染”。由于模型分解对象是化肥施用强度,所以规模效应选择单位耕地面积上种植业GDP^④,反映种植业经济活动的强度与规模,高经济增长率往往伴随着污染高度积聚与资源过度损耗,种植业也不例外,故预期该变量对化肥施用强度具有正效应。结构效应选择粮食作物与经济作物播种面积比例、复种指数作为指标。相比粮食作物,蔬菜和花卉等经济作物对化肥的需求量更大^[20];复种指数越高,单位耕地面积的化肥污染负荷会增强,所以预期粮食作物播种比例的提高会减少化肥施用强度,而复种指数则会增加化肥施用强度。减污效应可以从需求和供给2个视角来看,一方面,反映人们对好的环境质量的需求,另一方面,表示政府对环境治理能力的供给,而人均GDP是较常用的减污效应指标^[14],本研究同时在模型中加入人均GDP的平方项检验是否存在拐点。

经济效果评估方程中,生产投入品中包括土地投入、劳动力投入、化肥投入和机械投入,所有投入指标均是按照实物计算^⑤。其中,土地投入使用耕地面积作为指标,由于从统计年鉴上难以获得种植业劳动力,故选择农、林、牧、渔业劳动力(指全社会直接参加农、林、牧、渔业生产活动的劳动力)作为劳动力投入的代理变量。预期所有投入品对种植业总产值均具有正效应。此外,还选择了复种指数和粮食作物播种面积比例表征作物种植结构,有效灌溉面积比例反映耕地土壤质量。

此外,考虑到江苏省苏南、苏中和苏北经济发展水平差异较大,模型中引入苏南地区和苏中地区2个地区虚拟变量,用以反映地区之间地理位置、政策环境和经济增长模式等方面的差异。关于时间变量,2004-2006年取值分别为0、1和2,用以表征时变不可观测或者未被纳入模型的时变因素对因变量的影响。

表 2 主要变量的描述性统计和预期方向

变量名称	平均值 (标准差)	预期 方向	变量名称	平均值 (标准差)	预期 方向
因变量			因变量		
单位耕地面积化肥施用量/(kg/hm ²)	699.62(19.58)		种植业总产值/亿元	19.61(0.80)	
自变量			自变量		
政策变量			政策变量		
是否参与项目(是=1;否=0)	0.33(0.04)	-	是否参与项目(是=1;否=0)	0.33(0.04)	+
参与项目第1年(是=1;否=0)	0.27(0.04)	-	参与项目第1年(是=1;否=0)	0.27(0.04)	+
参与项目第2年(是=1;否=0)	0.06(0.02)	-	参与项目第2年(是=1;否=0)	0.06(0.02)	+
规模效应			生产投入品和其他变量		
地均种植业总产值/(元/hm ²)	26 526.60(493.00)	+	耕地投入/khm ²	74.08(2.54)	+
结构效应			劳动力投入/万人	16.49(0.73)	+
粮食作物与经济作物播种面积比	2.37(0.11)	-	化肥投入/万吨	5.30(0.26)	+
复种指数	1.62(0.02)	+	机械投入/万kwh	48.52(1.52)	+
减污效应			复种指数	1.62(0.02)	+
人均GDP/(元/人)	18 384.14(1 532.15)	+/-	粮食作物播种面积比例	0.65(0.01)	-
			有效灌溉面积比例	0.84(0.01)	+
			总样本数 n=156		

3. 估计方法

如果参与测土配方施肥项目的“实验组”和未参与项目的“控制组”是随机的独立于个体不随时间变化的特征,则普通最小二乘法(ordinary least square, OLS)对 α_1 的估计就是一致的。但是实际上2005年全国第一批部级测土配方施肥试点项目的选择并不是随机无条件的,而是有明确要求的,例如,要求每年粮食播种面积不少于4万hm²。所以,本文首先选用随机效应模型和固定效应模型两种方法进行估计,然后根据Hausman检验结果在随机效应模型和固定效应模型中进行选择。

三、结果与分析

1. 基本回归结果

环境效果模型和经济效果模型的估计结果分别见表3和表4。其中,第I栏主要考察“测土配方施肥项目参与与否”变量对样本县(市)单位耕地面积化肥施用量和种植业总产值的影响,第II栏的核心变量是“参与测土配方施肥项目第1年”和“参与测土配方施肥项目第2年”,目的是研究测土配方施肥技术对环境 and 经济影响效果的持续性。比较随机效应和固定效应2种估计方法的回归结果,发现政策变量的结果总体比较接近,但也存在一定差异。根据Hausman检验结果,拒绝优先选择随机效应模型的原假设。所以下面的结果仅给出了固定效应模型的估计结果,以此展开解释。

(1) 环境影响效果评价。政策变量对单位耕地面积化肥施用量的影响并不显著,从影响符号看,参

与测土配方施肥项目第1年为正,但是第2年才开始显现负效应(系数为-0.04)。虽然统计上并不显著,但也可以说明测土配方施肥对减少化肥施用强度的贡献。此外,由于江苏省测土配方施肥的原则是“减氮增钾”,所以实施测土配方施肥的试点项目县(市)的氮肥用量可能确实减少了,但是同时钾肥用量增加了,肥料施用结构的调整,导致化肥总用量的结果并不显著。由于江苏省各个县(市)氮磷钾肥的数据无法获得,所以并不能区分测土配方施肥项目对氮、磷、钾肥的独立影响。

反映规模效应的地均种植业总产值对化肥施用强度的影响并不显著,但是系数符号为正,与预期一致,表明农业经济活动越强,单位土地面积的化肥污染负荷越大,对农业面源污染的威胁也越大,这与前人的研究结论一致^[21]。结构效应中的粮食与经济作物种植比例虽然没有通过显著性检验,但是其影响方向为负,与预期一致,说明种植结构中粮食作物种植比例下降而经济作物比例增加时,化肥施用强度可能增加。复种指数是衡量农业集约化程度的重要指标,该变量在1%水平上显著为正,证明集约化程度会显著增加单位耕地面积化肥施用量。减污效应中,人均GDP与化肥施用强度呈“倒U型”关系(在1%水平上通过显著性检验),拐点在人均GDP 16 615元左右(以2004年为不变价)。这一结果的含义在于,若将化肥施用强度视为“化肥污染”,那么当人均GDP超过16 615元时,江苏省的“化肥污染”可能出现减少趋势,也就是说,随着人均GDP的增加,江苏省的“化肥污染”将出现先增后减的现象。

表 3 测土配方施肥技术对环境影响的固定效应模型估计结果

自变量	因变量: 单位耕地面积化肥施用量的自然对数	
	I	II
政策变量		
测土配方施肥项目参与	0.01(0.40)	-
参与测土配方施肥项目第 1 年	-	0.006(0.24)
参与测土配方施肥项目第 2 年	-	-0.04(-0.92)
规模效应		
地均种植业总产值的自然对数	0.11(0.77)	0.11(0.79)
结构效应		
粮食作物与经济作物面积比	-0.003(-0.11)	-0.004(-0.14)
复种指数	0.42(2.74) ***	0.43(2.81) ***
减污效应		
人均 GDP 的自然对数	5.52(3.95) ***	5.83(4.13) ***
人均 GDP 自然对数的平方	-0.30(-4.22) ***	-0.30(-4.40) ***
时间变量		
时间变量	0.01(0.59)	0.01(0.95)
常数项	-18.47(-2.85) ***	-19.96(-3.05) ***
样本数量	156	156
县(市)个数	52	52
R ²	0.11	0.11

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著, 括号内为基于稳健标准差计算的 t 统计量, 下同。

(2) 经济影响效果评价。表 4 中显示 3 个政策变量均通过显著性检验, 供给反应函数中“测土配方项目参与与否”在 5% 的水平上显著为正, 系数为 0.04, 说明相比非试点县(市)而言, 在控制其他变量不变的情况下, 参加测土配方施肥项目试点县的种植业总产值平均增加 4%。“参与测土配方施肥项目第 1 年”和“参与测土配方施肥项目第 2 年”变量的影响也显著为正, 且逐年递增, 系数分别为 0.04 和 0.06, 表明其他条件不变的情形下, 项目县(市)的种植业总产值在参与测土配方施肥项目的第 1 年增加 4%, 第 2 年则增加 6%。主要是因为测土配方施肥优化了化肥施用结构, 提高了化肥利用率, 促进农作物增产, 进而获得更高的种植业产值。

C-D 函数中的各种生产投入要素中, 耕地面积对种植业总产值的影响弹性系数最大, 约为 0.55 (在 10% 的水平上显著), 即在保持其他条件不变的

表 4 测土配方施肥技术对经济影响的固定效应模型估计结果

自变量	因变量: 种植业总产值的自然对数			
	C-D 函数		供给反应函数	
	I	II	I	II
政策变量				
测土配方施肥项目参与	0.03(2.02) **	-	0.04(2.39) **	-
参与测土配方施肥项目第 1 年	-	0.03(2.08) **	-	0.04(2.46) **
参与测土配方施肥项目第 2 年	-	0.05(1.68) *	-	0.06(2.10) **
生产投入品及其他变量				
耕地面积的自然对数	0.58(1.91) *	0.55(1.79) *		
劳动力投入的自然对数	-0.16(-2.30) **	-0.15(-2.27) **		
化肥投入的自然对数	-0.01(-0.13)	-0.004(-0.05)		
机械投入的自然对数	0.01(0.06)	-0.004(-0.05)		
复种指数	0.61(4.16) ***	0.59(3.58) ***	0.40(4.56) ***	0.40(4.47) ***
粮食作物播种面积比例	0.30(0.96)	0.31(0.99)	0.03(0.04)	0.04(0.13)
有效灌溉面积比例	-0.07(-0.45)	-0.06(-0.44)	-0.20(-1.59)	-0.19(-1.49)
时间变量				
时间变量	-0.01(-0.54)	-0.01(-0.66)	-0.01(-1.01)	0.01(0.68)
常数项	-0.30(-0.20)	-0.14(-0.09)	2.33(9.15) ***	2.31(9.07) ***
样本数量		156		156
县(市)个数		52		52
R ²		0.76		0.75

情况下,播种面积增加1%,种植业总产值将提高0.55%。充分说明土地仍然是农业生产中最为重要的生产资料,这与Wan等、许庆等学者研究所得的结论相似^[22-23]。劳动力投入系数约为-0.15,而且在5%水平上通过检验,表示若保持其他条件不变,继续增加劳动力的投入不仅不能提高产出,反而会降低获利,这与以往的经验研究相吻合,即当农业部门中的实际劳动力投入量远远高于生产的最佳需求量时,劳动力的边际产出将会近似为零甚至为负^[24-25]。化肥投入对种植业生产总产值的影响也为负,虽然并不显著,与一般认为化肥的边际产出率降低的结论相一致^[26]。

2. 研究方法合理性的验证

应用DID模型的目的是剔除非政策因素的影响,该模型估计正确性的一个重要条件是公共政策的变化必须是外生的。对于本研究考察的县级单位,虽然由农业部和省级部门规定的测土配方试点项目应当可以被视为外生,但如前文所述,测土配方施肥项目试点县(市)的选择并非随机抽取,条件之一就是粮食播种面积不少于4万hm²。尽管2005年的52个样本县(市)中有83%符合该标准,条件并不构成有效约束,但如果有(未被观测到的)与本

文考察的因变量相关的因素同时影响到一个县(市)是否被列入测土配方施肥试点项目,比如,认为化肥施用强度高的县(市),或者种植业产值高的农业大县(市)更需要实施测土配方施肥,那么非试点县(市)就不构成有效的对照组,估计结果亦不能反映项目的真正效果,所以有必要对上述疑虑进行检验。

引入变量“试点县(市)”(若该县日后成为测土配方施肥项目试点县则取1,否则为0),以检验试点县(市)在测土配方施肥项目出台之前(2004年)的单位耕地面积、化肥施用量和种植业总产值是否与非试点县(市)存在明显差异。表5的回归结果显示,无论未控制或控制其他变量的情况下,变量“试点县(市)”均没有通过显著性检验,充分说明成为测土配方施肥项目试点地区的县(市)的化肥施用强度和种植业总产值在项目出台之前与其他县(市)没有明显的差异,从而对政策的外生性提供了进一步的支持。因此,本研究认为测土配方施肥的推进过程对于样本中的县(市)确实可以被视为外生给定的试验处理,因而表3和表4中的模型设定能够给出测土配方施肥对样本县(市)环境和经济效应的合理估计。

表5 项目推广前(2004年)试点县与非试点县的化肥施用强度和种植业总产值差异

	因变量: 2004年单位耕地面积化肥施用量		因变量: 2004年种植业总产值	
	I	II	III	IV
试点县(市)	-102.18(-1.11)	-69.49(-0.88)	0.31(1.27)	-0.01(-0.13)
控制变量	未控制	控制	未控制	控制
样本数量	52	52	52	52
R ²	0.03	0.49	0.06	0.95

注:括号内为基于稳健标准差计算的t统计量;第II栏控制了地均种植业总产值、粮食作物与经济作物面积比、复种指数、人均GDP、地区虚拟变量和常数项;第IV栏控制了总播种面积、劳动力、化肥、机械投入、灌溉面积、地区虚拟变量和常数项。

四、结论与建议

1. 结论

本文利用江苏省52个县(市)2004-2006年的面板数据进行实证检验,考察了测土配方施肥项目试点对样本县(市)化肥施用强度和种植业总产值的影响,得出以下结论。

(1)测土配方施肥项目的经济效果显著,但环境效果不明显。参加测土配方施肥的项目县(市)种植业总产值平均提高4%,而且呈逐年递增趋势,实施第1年增加4%,第2年增加6%。但测土配方施肥项目对单位耕地面积化肥施用量的影响并没有

通过显著性检验,只在项目实施的第2年对化肥施用强度的影响开始出现负效应。

(2)EKC假说的验证结果表明,单位耕地面积化肥投入与经济发展存在典型的“倒U型”关系,江苏省的转折点为16615元。即随着经济的发展,单位耕地面积化肥投入呈现先上升后下降的趋势。根据计算,2010年江苏省超过拐点的县(市)仅仅过半,而且分布极不均衡,苏南、苏中和苏北的比例分别为54%、38%和8%,说明随着经济发展水平的提高,江苏化肥面源污染对环境的影响将进一步加大,尤其在苏中和苏北地区。

2. 建议

(1)地方政府应该积极推广测土配方施肥这一

项可以取得环境 and 经济“双赢”的施肥新技术,一方面,为农民开展测土配方施肥技术服务,引导农民树立科学施肥意识,提高科学施肥水平;另一方面,制定鼓励措施激励化肥企业生产配方肥,实现配方肥供需对接。

(2) 不同经济发展阶段的县(市)处在 EKC 的不同阶段,因此在农业面源污染的控制和管理中应采取差别化的政策措施,对于经济较落后、尚未达到拐点的县(市),应加快其区域经济发展,尽早实现 EKC 趋势的低值超越。

参 考 文 献

- [1] 李昌健,栗铁申. 测土配方施肥技术问答[M]. 北京: 中国农业出版社, 2005.
- [2] 中国广播网. 中央财政将安排转移支付资金 7 亿元支持测土配方施肥[EB/OL]. (2012-5-20) [2013-06-20]. http://www.cnr.cn/allnews/201205/t20120520_509656811.html.
- [3] 周晓舟,唐创业. 免耕抛栽水稻测土配方施肥效果分析[J]. 作物杂志, 2008(4): 46-50.
- [4] 侯云鹏,谢佳贵,尹彩侠,等. 测土配方施肥对玉米产量及化肥利用率的影响[J]. 安徽农业科学, 2010, 38(18): 9452-9454.
- [5] 黄国斌,李家贵. 测土配方施肥对玉米养分吸收、产量及效益的影响[J]. 贵州农业科学, 2010, 38(1): 23-25.
- [6] 张成玉,肖海峰. 我国测土配方施肥技术增收节支效果研究——基于江苏、吉林两省的实证分析[J]. 农业技术经济, 2009(2): 44-52.
- [7] WOOLDRIDGE J M. Introductory econometrics: a modern approach [M]. 2ed. Chongqing: South-Western College Publishing, 2002: 419-434.
- [8] GRUBER J, POTERBA J. Tax incentives and decision to purchase health insurance: Evidence from the self-employed [J]. Quarterly Journal of Economics, 1994(109): 701-733.
- [9] FELDSTEIN M. The effect of marginal tax rates on taxable income: a panel study of the 1986 tax reform act [J]. Journal of Political Economy, 1995(103): 551-572.
- [10] LI H, ZHANG J, ZHU Y. The effect of the One-Child Policy on fertility in China: identification based on the Differences-in-Differences [C]. Working Paper, Department of Economics, The Chinese University of Hong Kong, 2005.
- [11] 周黎安,陈烨. 中国农村税费改革的政策效果: 基于双重差分模型的估计[J]. 经济研究, 2005(8): 44-53.
- [12] 封进,刘芳,陈沁. 新型农村合作医疗对县村两级医疗价格的影响[J]. 经济研究, 2010(11): 127-140.
- [13] GROSSMAN G M, KRUEGER A B. Economic growth and the environment [J]. Quarterly Journal of Economic, 1995, 110(2): 353-377.
- [14] ISLAM N, VINCENT J, PANAYOTOU T. Unveiling the income-environment relationship: an exploration into the determinants of environmental quality [C]. Cambridge MA: Harvard Institute for International Development in Its Series Papers with Number 701, 1998: 1-28.
- [15] LINDMARK M. An EKC-Pattern in historical perspective-carbon dioxide emissions technology fuel prices and growth in Sweden 1870-1997 [J]. Ecological Economics, 2002(4): 333-347.
- [16] PANAYOTOU T. Demystifying the Environmental Kuznets Curve: turning a black box into a policy tool [J]. Environment and Development Economics, 1997, 2(4): 465-484.
- [17] 李太平,张锋,胡浩. 中国化肥面源污染 EKC 验证及其驱动因素[J]. 中国人口·资源与环境, 2011, 21(11): 118-123.
- [18] 梁流涛,冯淑怡,曲福田. 农业面源污染形成机制: 理论与实证[J]. 中国人口·资源与环境, 2010, 20(4): 74-80.
- [19] 林毅夫. 制度、技术与中国农业发展 [M]. 上海: 上海三联书店, 1994: 159-178.
- [20] 葛继红,周曙东. 农业面源污染的经济影响因素分析——基于 1978-2009 年的江苏省数据[J]. 中国农村经济, 2011(5): 72-78.
- [21] ROTHMAN D S. Environmental Kuznets Curves——real progress or passing buck? A case for consumption-based approaches [J]. Ecological Economics, 1998(25): 177-194.
- [22] WAN G, CHENG E. Effects of land fragmentation and returns to scale in the Chinese farming sector [J]. Applied Economics, 2001, 33(2): 183-194.
- [23] 许庆,尹荣梁,章辉. 规模经济、规模报酬与农业适度规模经营——基于我国粮食生产的实证研究[J]. 经济研究, 2011(3): 59-72.
- [24] NGUYEN T, CHENG E, FINDLAY C. Land fragmentation and farm productivity in China in the 1990s [J]. China Economic Review, 1996, 17(2): 169-180.
- [25] 万广华,程恩江. 规模经济、土地细碎化与我国的粮食生产[J]. 中国农村观察, 1996(3): 31-37.
- [26] 赵志坚,胡小娟,彭翠婷,等. 湖南省化肥投入与粮食产出变化对环境成本的影响分析[J]. 生态环境学报, 2012, 21(12): 2007-2012.

注 释:

- ① 2004-2008 年江苏省下辖 52 县以及县级市, 2009-2012 年南通州市、徐州市铜山县、苏州吴江市和扬州江都市等 4 个县(市)被“撤县设区”, 故 2012 年江苏省只有 48 个县和县级市。
- ② 虽然测土配方项目推广前只使用了 2004 年一年的数据,但是在模型中通过纳入时间变量,已经控制各年份中气候灾害和技术进步等不可观测等因素的影响,另外,通过查阅《江苏统计年鉴》,发现 2004 年的农业指标值与 2002-2004 年

三年平均值比较接近,属于风调雨顺的普通年。

- ③ 鉴于难以获得江苏省各县(市)的不变价种植业 GDP,所以本文将各县(市)按当年价计算的种植业 GDP 除以 2004 年为 100 的第一产业定基指数,以获得消除通货膨胀等因素的影响。其中 2004 年为 100,第一产业定基指数是按照可比价格(1952 年=100)计算的第一产业定基指数换算得来。
- ④ Panayotou(1997)在研究 30 个国家二氧化硫浓度的影响因素中使用了地均 GDP 表示规模效应,所以本文将化肥施用视为“污染”,借鉴其使用地均种植业 GDP 表示化肥施用强度的规模效应。江苏省各县(市)的地均种植业 GDP 的计算方式:单位耕地面积上种植业 GDP=种植业 GDP/耕地面积。
- ⑤ 由于本文并未考虑到劳动力与机械的替代作用,所以使得经济估计模型的结果会受到一定的限制,但是本文在该部分的解释主要围绕供给反应函数(该函数不包括劳动力、机械等投入品)的结果展开,所以结果解释并不受影响。

Assessment on Environmental and Economic Effects of Formula Fertilization by Soil Testing Project

LUO Xiao-juan^{1,2}, FENG Shu-yi¹, HUANG Ting³, SHI Xiao-ping¹, QU Fu-tian¹

(1. College of Public Administration, Nanjing Agricultural University, Nanjing, Jiangsu 210095;

2. Research Center for Jiangxi Economic Development, Jiangxi Normal University,
Nanchang, Jiangxi 330022;

3. Jiangsu Provincial Agricultural Commission, Nanjing, Jiangsu 210095)

Abstract Based on socio-economic data from 52 counties (cities) in Jiangsu province from 2004 to 2006, this paper empirically assesses the regional environmental and economic effects of formula fertilization by soil testing project applying DID model with the combination of EKC model, C-D model and output-supply model. Due to the gradual and yearly pilot-based promotion of this project, DID model was applied to examine the effects of the implementation of this project on the use of chemical fertilizer per unit farmland and GDP of arable sector as well as the sustainability of these effects. The result shows that by controlling other factors, implementation of the project of formula fertilization by soil testing could significantly increase the GDP of arable sector and the effect increases year by year. While its reduction effect on the use of chemical fertilizer per unit farmland only appears in the second year after the implementation of this project. Results also show that fertilizer application intensity has an inverted U-shaped relationship with both economic development and a turning point of GDP 16 615 yuan per capita. Consequently, this paper proposes suggestions on how to actively promote formula fertilization by soil testing technology so that environmental and economic win-win development could be achieved.

Key words formula fertilization by soil testing project; agricultural non-point source pollution; chemical fertilizer intensity; gross domestic product of arable sector; DID model

(责任编辑: 陈万红)