

曹 俐,阮晨华,雷岁江. 中国沿海地区农业面源污染的 EKC 检验——基于空间杜宾模型的分析[J]. 江苏农业科学,2021,49(15):239-245.
doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2021.15.043

中国沿海地区农业面源污染的 EKC 检验 ——基于空间杜宾模型的分析

曹 俐¹,阮晨华¹,雷岁江²

(1.上海海洋大学经济管理学院,上海 201306; 2.上海电机学院商学院,上海 201306)

摘要:解决农业经济增长与农业环境问题的矛盾是区域环境治理问题中的难题。选取 1995—2018 年中国沿海 11 省(市、区)面板数据,以农业面源污染为研究对象,采用空间杜宾模型进行 EKC 实证分析,探究农业面源污染的空间自相关情况及其与农业经济增长之间的关系和影响因素。结果表明,自 1998 年起,该地区的农业面源污染开始从空间负相关逐步变为正相关。农业面源污染与农业经济增长存在“N”形曲线的特征,未来农业面源污染将随着农业经济增长继续上升。中国沿海地区的产业结构、技术进步以及农民环保意识均对农业面源污染有显著影响。降低第一产业比重、提高农林业规模、引导技术向环境友好型转变、加强环保教育能够有效控制污染水平,进而通过基于单元分析的非点源污染调查评估方法,对农业面源的总氮和总磷进行测度,并使用空间计量模型对农业面源污染与农业经济增长的关系进行探究。

关键词:农业面源污染;中国沿海地区;环境库兹涅茨曲线;空间计量模型

中图分类号: F323.22 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-1302(2021)15-0239-07

中国近年来在农业发展上取得了巨大的成就,2015 年全国农林牧渔业总产值首次突破 10 万亿元,2019 年更是达到 12.39 万亿元,并以每年 3.5%~4.5% 的速度持续增长。但经济高速增长随之带来的环境污染问题引起广泛关注。党的“十八大”把生态文明建设纳入到“五位一体”的总体布局,环境建设和环境治理工作成为国家治理中的重中之重。2018 年《中共中央国务院关于实施乡村振兴战略的意见》提到,“要加强农村突出环境问题综合治理;加强农村水环境治理;加强农村环境监管能力建设”。2019 年《中共中央国务院关于坚持农业农村优先发展做好“三农”工作的若干意见》提出,“要加强农村污染治理和生态环境保护;加大农业面源污染治理力度;推动农业农村绿色发展”。2020 年党的十九届五中全会高屋建瓴地提出,“到 2025 年基

本实现社会主义现代化远景目标”,其中特别强调“深入实施可持续发展战略,建设人与自然和谐共生的现代化”,种种纲领性文件以及治理举措均表明农业以及农村生态环境治理问题已成为实现国家治理现代化的必要组成部分。长期以来,中国沿海地区各省(市、区)的国民生产总值始终处于国内领先水平。该地区每年农业总产值约占全国的 40%,其发展方式在全国范围内具有一定的示范带头作用。然而,该区域为了实现经济的快速增长,出现了生产者过度使用生产物资以及不合理的废弃物处置行为,由此带来地表土壤、地下水及地表径流的污染,导致农田肥力减弱、灌溉水质下降等一系列问题。受污染的土地也同样影响到农业用地的流转和城市化进程。同时,中国地势西高东低,且毗邻太平洋。沿海地区环境的污染会导致污染物质通过不同渠道进入海洋,进而带来近海环境污染问题。因此,对中国沿海地区农业面源污染进行治理,不仅能切实提高沿海地区的环境质量,产生良好的示范效应,还能有效防范污染物向近海以及海洋蔓延与扩散,有利于保护近海与海洋的生态环境。沿海地区农业面源污染的环境治理工作具有非常重要的战略意义。然而,加快农业经济增长依旧是现阶段农民致富和国家从农业大国转向农

收稿日期:2021-02-25

基金项目:国家自然科学基金面上项目(编号:71873082);国家自然科学基金重点项目(编号:71333010)。

作者简介:曹 俐(1972—),女,山西太谷人,博士,副教授,主要从事资源环境治理与政策创新、能源经济与环境政策研究。Tel:(021) 61900862;E-mail:l-ca@shou.edu.cn。

通信作者:雷岁江,博士,副教授,主要从事公共治理创新,营销管理等研究。Tel:(021)38223160;E-mail:947564842@qq.com。

业强国的必要手段。降低污染水平不能以牺牲经济增长为代价。这意味着解决农业经济增长与农业环境问题的矛盾是现今中国沿海地区农业发展过程中绕不过去的一个坎。探究该问题不但能为评判当前污染治理成效提供阶段性重要依据,还能为全国范围内改善农业环境水平提供参考和借鉴。因此,本研究以 1995—2018 年中国沿海地区的省际面板数据为样本,创新性地采用多种污染来源得出农业面源污染的总估计值,有效避免单一污染来源研究所带来的检验失真,并将空间效应的分析方法运用在农业面源污染与经济增长的研究中,通过实证分析检验其存在何种非线性关系。同时从空间视角分析污染的影响因素以寻求治理机制的内在机理。

1 概念界定与文献回顾

1.1 农业面源污染

农业面源污染是农业污染的重要组成部分。由于没有固定的污染排放点源,因此农业面源污染具有污染排放途径不确定、污染排放地点不确定、污染范围不确定等特点。这类污染是当前社会生产过程中最难以根治的污染之一,也是分布范围最广泛的一类。

农业面源污染按来源可分为 2 类:第 1 类来源于农业经济活动中生产资料所带来的污染,如化肥污染等。产生这类污染的主要原因是农民为获取短期利益采用过量的生产原料、环境不友好的技术、营造高于环境承受力的产业规模,这同时也牺牲了当地环境所带来的长期利益。第 2 类来源于农业生产过程中的副产物,如作物秸秆和畜禽粪便污染等。这些污染原本作为肥料还田或在生态承受能力范围内自然降解。但在农业现代化和规模化经营以后,秸秆、粪便等产物失去了原本的作用和降解途径,使其滞留田间进而造成污染。

1.2 国内外文献回顾

Grossman 等发现,经济发展和环境污染存在某种非线性关系,环境污染一开始随人均收入的增加而快速增加,当人均收入处于一定水平后,环境水平随着人均收入的增加而逐步得到改善。若将经济增长设为横坐标,污染水平设为纵坐标,则可通过一条倒“U”形曲线表示,称为环境库兹涅茨曲线(environmental kuznets curve, EKC)^[1]。随后,1992 年世界银行在《世界发展报告》中着重强调了环境

与经济之间的关系,进一步提高了该学说的关注度^[2]。此后,Shafik 等通过研究人均 GDP 和 10 种生态环境指标的拟合结果,证实了倒“U”形 EKC 的存在^[3]。Panayotou 通过 41 个国家的环境数据研究森林资源消耗与人均 GDP 的关系^[4],同样得到了类似的倒“U”形曲线。由于此前的研究样本都聚集在发达国家,所以有学者认为 EKC 理论的适用性应该在已经完成工业化的发达国家。而 Pao 等利用巴西、俄罗斯、印度以及中国的数据,研究 1971—2005 年二氧化碳排放、能源消耗、FDI 与 GDP 的关系,取得验证 EKC 假说的证据^[5]。Shahbaz 等针对非洲国家近 40 年的化石燃料产生的二氧化碳排放数据进行研究,发现绝大多数非洲国家也符合 EKC 假说^[6]。这些研究成果证实了 EKC 理论具有更广的普遍适用性。

那么中国的农业面源污染与农业经济增长是否会呈现倒“U”形的曲线? Zhang 等考察中国三峡地区的农业面源污染,发现化肥、农药、农膜污染符合 EKC 假设,但秸秆和动物粪便等固体污染物不符合。通过农业环境政策和农业财政支持,能够有效改善污染问题^[7]。陈栋等基于农药、化肥、家禽粪便、农膜污染进行研究,发现不同的污染与经济增长之间呈现不同的曲线,且所处的阶段也各有不同^[8]。农业 EKC 的形状之所以存在差异,可能是因为研究的区域、污染源以及观察时的变量代表值不同,从而得出不同的结果。

王彦以化肥污染的总氮和总磷排放为例,发现新疆维吾尔自治区的农业面源污染也符合倒“U”形 EKC^[9]。冷银等以长江经济带各地区的农业农药污染量、塑料薄膜污染量、化肥污染量与人均农业(农林牧渔)产值作为分析指标,基于 EKC 进行分析,得出这些指标与农业产值的相关系数接近 1^[10],这说明长江经济带的农业经济增长与农业污染呈显著的倒“U”形 EKC。但他们仅仅对环境污染与经济增长 2 个指标进行回归检验,这可能导致因遗漏重要变量而产生估计偏差。前人在研究中国农业面源污染时主要以单一污染源来代替农业面源污染,如最常见的是通过化肥污染来代替,但农业面源污染往往是更多污染源集合叠加的产物。

此外,传统计量方法都假定地区间样本相互独立。但是因为地区间的经济、环境实际上会受到其邻近地区的影响,这是传统计量方法无法纳入研究的。沈能等基于空间滞后及空间误差模型,发现中

国农业 EKC 在中国能够得到支持,但是不同区域所处阶段不同。农业环境空间溢出效应明显,农业污染排放呈现出空间集聚的特征^[11]。梁伟健等基于污染——产出空间联立方程所得到的是一条“N”形曲线。其发现考虑空间溢出情况后,中国近年农业面源污染与经济增长地 EKC 的转折点会发生变化,基于不同的空间权重矩阵所带来的空间溢出作用会使转折点延后或提前^[12]。中国拥有广袤的土地、多样的农作物以及生产方式,使得区域的总体和局部可能存在不同的污染与经济增长关系。而空间效应的引入给 EKC 的研究带来了新的视角。

综上,本研究首先采用多种污染源得出的农业面源污染总估计值,有效避免单一污染源研究所带来的检验失真。再采用空间计量模型对 EKC 进行扩展,检验当前农业面源污染的治理成效,并对未来作出预测,同时从空间视角分析影响因素,以消除省(市、区)间行政及土地边界的隔阂。

2 研究方法

2.1 资料来源与数据处理

为分析中国沿海地区农业污染与农业经济增长的情况,本研究选取 1995—2018 年中国沿海地区辽宁、河北、天津、山东、江苏、上海、浙江、福建、广东、广西、海南共 11 个省(市、区)的经济和污染指标进行分析。数据来源于《中国环境统计年鉴》《中国农业统计年鉴》,不足部分由地方统计年鉴补充。本研究将各地年人均农、林、牧生产总值(以下简称人均产值)以 1995 年为基期分产业进行实际产值计算后加总。

农业面源污染因其不易监测的特点给农业污染研究带来许多困难。评价农业面源污染中主要有害物质质量的指标有化学需氧量(COD)、总氮量(TN)及总磷量(TP)。考虑到 COD 是检测水体有机物集合的指标,且难以通过文献数据进行估算,因此以 TN 和 TP 作为农业面源污染的代表值。再参考赖斯芸等提出的基于单元分析的非点源污染调查评估方法对污染值进行测度^[13]。具体方法如下:首先,通过查询统计年鉴中农业统计分类和已有研究成果确定污染源。因种植业和畜牧业的经营行为是导致农业面源污染的主要原因,因此以化肥污染、秸秆污染、畜禽粪便污染作为调查的主要污染类型。其次,对各单元的污染源代表值进行统计。最后,确定各单元的产污强度。评估系数可继

续分为 2 类:产生污染系数,即污染源所含 TN 和 TP 的百分比;和排污系数,即实际排入大环境的百分比。该系数均可通过污染普查规范文件及已有文献确定。综上 3 步可基本确定影响污染测度的各个因素,进而可通过计算公式加总获得最终的污染值。

2.2 空间自相关检验

采用 Moran's I 值来描述所在省(市、区)农业面源污染程度之间在空间维度上的关联程度和显著性。计算公式如下

$$\text{Moran's } I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}}; \quad (1)$$

$$\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n}; \quad (2)$$

$$s^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n}。 \quad (3)$$

式中: x_i 表示 i 省(市、区)的农业面源污染程度; \bar{x} 表示平均农业面源污染程度; n 表示观测地区数量; s^2 表示样本方差; w_{ij} 为空间权重矩阵中的 (i, j) 元素,表示 i, j 省(市、区)之间的“距离”。Moran's I 值的取值范围在 $[-1, 1]$ 之间,当指数大于 0 时,表示各地区间为空间正相关,数值越大,正相关的程度越强;小于 0 则表明空间负相关,数值越小负相关程度越强;越接近 0 则表示各地区间越相互独立,空间自相关性越弱。

2.3 空间计量模型设计

常用的 EKC 模型是一个经济增长代表值与人均污染量排放的二次函数。其计量模型为

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \beta_2 X_t^2 + \varepsilon_t。 \quad (4)$$

式中: Y_t 表示研究区域内某个时间段 t 所受到的环境污染水平,通常用污染物排放量或特定的环境指标来表示; X_t 表示研究区域内某个时间段 t 的经济水平,通常用人均 GDP 来表示; β_0 、 β_1 、 β_2 分别表示待估系数; ε_t 表示随机误差。

在尚未验证地区是否符合 EKC 假设的前提下,通常还存在其他可能的结果,其关系还可能是“N”形或倒“N”形。因此,模型须再进行更高次幂的拓展以满足其他形状曲线的拟合。考虑到控制变量等其他因素,将模型扩展如下

$$Y_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 X_{it} + \beta_2 X_{it}^2 + \sum_{i=1}^n E_i + \varepsilon_{it}; \quad (5)$$

$$Y_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 X_{it} + \beta_2 X_{it}^2 + \beta_3 X_{it}^3 + \sum_{i=1}^n E_i + \varepsilon_{it}。 \quad (6)$$

式中: Y_{it} 表示*i*区域内某个时间段*t*所受到的环境污染水平,通常用污染物排放量或特定的环境指标来表示; X_{it} 表示*i*区域内某个时间段*t*的经济水平,通常用人均 GDP 来表示; β_0 、 β_1 、 β_2 分别表示待估系数; ε_{it} 表示随机误差; $\sum_{i=1}^n E_i$ 表示模型中的控制变量。

空间杜宾模型是空间面板回归中常用的模型,其特点是考虑空间滞后的解释变量以及被解释变量对当前被解释变量的双重影响。其表达式如下

$$y = \rho W y + \beta_1 x + \beta_2 W x + \varepsilon; \varepsilon \sim (0, \sigma^2 I_n)。$$
 (7)

式中: β_1 、 β_2 表示待估系数; W 表示空间权重矩阵; ρ 表示空间滞后系数; ε 表示独立同分布的随机误差项。本研究将模型(5)和模型(6)分别构建空间杜宾模型的形式,以探讨在空间效应影响下的农业面源污染 EKC。

3 实证研究结果与分析

3.1 空间自回归计算

本研究采用林光平等提出的“经济距离”的概念,选择经济指标的差额作为测度地区间关系紧密程度的权重^[14]。在比较 0 ~ 1 相邻权重矩阵、地理距离权重矩阵和经济距离权重矩阵后,发现农业面源污染的空间相关性符合基于人均农业产值的经济距离权重矩阵。从 1998 年起,环境污染开始从负相关向正相关转变,这个过程历时约 10 年。表明一个沿海省(市、区)的污染排放正在受到与其农业经济水平差不多省(市、区)的影响。但 Moran’s I 值均

没有在 1% 水平上差异显著,说明相关性尚不稳定,所呈现出的集聚倾向还处于初期(表 1)。

表 1 各年份 Moran’s I 值

年份	Moran’s I 值		年份	Moran’s I 值	
	氮污染	磷污染		氮污染	磷污染
1995	-0.254	-0.251	2007	-0.149	-0.289
1996	-0.211	-0.195	2008	0.124 *	0.012
1997	-0.289	-0.27	2009	0.036	-0.149
1998	-0.333 *	-0.311	2010	0.161 *	0.195 **
1999	-0.377 *	-0.359 *	2011	0.021 **	0.247 **
2000	-0.412 **	-0.394 *	2012	0.098 *	0.041
2001	-0.414 **	-0.402 **	2013	0.106 *	0.024
2002	-0.404 **	-0.405 **	2014	0.029	-0.024
2003	-0.406 **	-0.451 **	2015	0.055	0.021
2004	-0.334	-0.389 *	2016	-0.039	-0.044
2005	-0.045	-0.198	2017	-0.038	-0.125
2006	-0.318	-0.411 **	2018	-0.129	-0.234

注:***、**、* 分别表示为在 1%、5%、10% 水平上显著,表 3 同。

3.2 模型变量的选取

Brock 等认为,除了经济增长之外,影响环境污染变化的还有技术进步和产业结构^[15]。李太平等认为,在影响中国化肥投入面源污染时空演变的诸多因素中,居民收入水平和环境需求水平的提高有利于降低农业环境的污染程度,而城乡二元经济结构、环境规制以及农户的小规模经营等使得污染治理出现阻力^[16]。本研究综合考虑农业的特点及数据的可得性,设置如下控制变量(表 2)。

表 2 变量指标选取

指标选取	变量定义	符号
污染程度	单位面积氮污染 = 化肥、秸秆畜禽氮污染/总播种面积	tn
	单位面积磷污染 = 化肥、秸秆畜禽磷污染/总播种面积	tp
经济增长	人均产值 = 农业、林业、牧业实际产值/乡村人口	gdp
技术进步	机械贡献率 = 农林牧渔实际产值/农业机械总动力	mac
	有效灌溉率 = 有效灌溉面积/总播种面积	irr
产业结构	地区第一产业占比 = 第一产业实际产值/总实际产值	sca
	农林业占比 = 农林业实际产值/农林牧渔实际产值	str
城乡差距	城乡消费差距 = 城镇居民实际消费水平 - 农村居民实际消费水平	con
环保意识	单位面积农药施用量 = 农药施用量/总播种面积	pes
受灾情况	受灾比例 = 受灾面积/总播种面积	des

3.2.1 技术进步 在实际发展过程中,不同城市的农业技术水平是不一样的,尤其是在中国,技术进步存在巨大的地区差异。高如梦等采用机械拥有

量、有效灌溉率来度量技术进步效应^[17]。因为从技术使用角度看,地区的农业技术进步主要体现在农业机械化水平及地区的农作物灌溉能力上,这样能

更好地表现当前地区的实际技术普及情况。机械拥有量虽然能够反映一定的技术进步,但无法很好地说明机械的技术水平。所以本研究在模型中引入 2 个指标,分 2 个维度来表示技术进步。 mac_{it} 表示 t 年 i 省(市、区)的农业机械贡献率(元/kW),指单位机械动力能够带来的农业产值,表示同等能源水平下产出能力; irr_{it} 表示 t 年 i 省(市、区)的有效浇灌率(%),即当年有效灌溉面积与当年总播种面积的比值,即技术的使用率。

3.2.2 产业结构 中国尚处于发展中阶段,不同地区的产业结构因其发展速度不同也各有不同。尤其在东部沿海发达地区,更是一个非常重要的因素,目前处于产业结构转型升级时期,这势必会对环境造成重大影响。本研究参考彭水军等的研究成果,在模型中用农业产值占比来体现产业结构效应^[19-20]。选用 sca_{it} 表示,其表示 t 年 i 省(市、区)的地区农业产值与地区总产值的比值。同时,还需要注意农业自身的结构效应。相较于其他业态的区域,以种植业、林业为主的区域会更加显现出土地密集型产业的规模效应,进而有利于污染治理的统筹和环境规制的实施。本研究在模型中用 str_{it} 表示 t 年 i 省(市、区)的农林业占比,以体现农业自身的内部产业结构。

3.2.3 城乡差距 农业环境质量恶化的原因之一是城乡之间财富分配不均导致的。农民为了提高收入而不计后果地提高农业化肥等生产资料的使用,进而超出土地承受能力带来污染。沈能等利用各地区城乡居民人均收入之比表示^[11]。在本研究时间段内,由于乡村居民收入水平数据缺失较多,在模型中以城乡居民人均可消费水平差距来表示城乡差距,即 con_{it} 。

3.2.4 环保意识 环保意识经常作为生产要素投入中人力资本的一部分被研究分析,因为环保意识与人的学历、社会文化程度以及行为息息相关。但在农村统计调查中,此类数据不易获取。农药本身具有边际施用效用递减的特征,当农药施用超出一定量时,其对产值增长的帮助不但有限,还会破坏土质和农地的微生态循环。农药的施用程度能够反映农民对环境保护和可持续发展的重视程度。因此,以单位面积农药使用量来反映农民在生产过程中的环保意识,用 pes_{it} 表示。

3.2.5 受灾情况 自然灾害作为一个冲击变量,也会对每年的农业面源污染产生影响,当受灾严重

时,农民因短期利益受损会倾向于更粗犷的生产方式,提高化肥、农药、农膜等生产要素的施用量,从而导致污染急升。同时,部分灾害会减少农业生产规模,进而减少产生污染的机会。因此,以受灾面积与总播种面积的比值来表示地区时间特征,记为 des_{it} 。

3.3 空间计量回归结果

假设化肥、秸秆、畜禽的部分排放未经处理通过不同途径渗入农地,对农地产生面源污染。本研究采用单位面积污染作为污染指标,相较于前人使用人均污染,单位面积污染更能反映污染物质对农业用地的侵害程度。广义的农业包括种植业、林业、畜牧业、渔业,由于本研究的目标是为了探索中国沿海地区的农业面源污染与经济增长的关系,所以主要以能够形成农业土地面源污染的农业形式为考察对象,即种植业、林业和畜牧业。故人均产值基于农、林、牧业实际产值,以 1995 年作为基期进行平减。

本研究参照模型(5)与模型(6)建立空间杜宾模型,选用表 2 中各指标组成解释变量、被解释变量及控制变量。对 tn 、 tp 、 gdp 、 mac 、 con 、 pes 取对数,使数据分布渐进正态化。使用 Stata 15 统计软件对经验模型进行检验和回归。通过拉格朗日乘子检验、似然比检验、豪斯曼检验等,最终选取双固定效应的空间杜宾模型作为 2 种污染的模型的回归结果(表 3)。

由表 3 可知,2 个污染模型的三次项模型解释变量均更加显著,优于二次项模型,说明中国沿海地区农业面源污染与经济增长呈“N”形曲线。其中氮、磷污染的空间杜宾模型的空间自回归系数 ρ 分别为 -0.515 、 -0.513 ,且均在 1% 水平下差异显著,这进一步说明解释变量存在空间依赖性。虽然二者均为“N”形曲线,但仍有不同之处。磷污染曲线表明,当人均产值达到 4 393.47 元时,磷污染水平会呈阶段性下降;当达到 11 721.58 元时,污染水平会反弹并持续升高。而氮污染曲线却无明显拐点,为一条正相关的曲线。在经济增长过程中,根据氮污染不同的增长速度氮污染曲线大致也可被分为 3 个阶段,但没有明显拐点。

本研究分别分析各控制变量对农业面源污染的影响。其中,第一产业占比在氮、磷污染模型中分别通过 10%、5% 的显著性水平检验;机械贡献率、有效灌溉率、单位农药施用量在 2 个模型中均通

表 3 空间杜宾模型回归结果

指标	二次项模型氮污染	三次项模型氮污染	二次项模型磷污染	三次项模型磷污染
ln <i>gdp</i>	0.810 0 ±0.550 0	48.580 00 ±9.115 0 ***	0.804 0 ±0.521 0	37.380 000 ±8.870 0 ***
ln <i>gdp</i> ²	-0.043 0 ±0.030 9	-5.487 00 ±1.036 0 ***	-0.042 0 ±0.029 3	-4.197 000 ±1.008 0 ***
ln <i>gdp</i> ³		0.207 00 ±0.039 3 ***		0.157 000 ±0.038 2 ***
地区第一产业占比	-0.034 4 ±0.232 0	0.422 00 ±0.248 0 *	0.113 0 ±0.220 0	0.519 000 ±0.242 0 **
农林业占比	-0.970 0 ±0.199 0 ***	-1.009 00 ±0.202 0 ***	-1.138 0 ±0.189 0 ***	-1.110 000 ±0.197 0 ***
ln <i>mac</i>	0.087 4 ±0.035 6 **	0.107 00 ±0.035 5 ***	0.097 5 ±0.033 8 ***	0.120 000 ±0.034 6 ***
有效灌溉率	0.929 0 ±0.103 0 ***	0.881 00 ±0.101 0 ***	0.881 0 ±0.097 9 ***	0.860 000 ±0.098 1 ***
ln <i>con</i>	-0.035 7 ±0.017 3 **	0.002 19 ±0.018 1	-0.033 7 ±0.016 3 **	-0.006 670 ±0.017 6
ln <i>pes</i>	0.272 0 ±0.024 1 ***	0.259 00 ±0.023 4 ***	0.219 0 ±0.022 9 ***	0.212 000 ±0.022 8 ***
dis	-0.013 9 ±0.029 2	-0.011 00 ±0.027 9	-0.002 1 ±0.027 7	-0.000 105 ±0.027 2
回归系数 ρ	-0.518 0 ±0.090 3 ***	-0.515 00 ±0.089 1 ***	-0.543 00 ±0.087 9 ***	-0.513 000 ±0.088 9 ***
<i>n</i>	264	264	264	264
<i>R</i> ²	0.585	0.497	0.511	0.49
lg - likelihood	394.781 4	408.444 5	409.953 4	419.153 7

过 1% 的显著性水平检验。

4 结论与对策建议

4.1 结论

本研究首先对中国沿海地区的农业面源污染进行空间自相关检验,然后就污染值与经济增长的关系建立空间计量模型,并最终得出两者之间的关系。

为何中国沿海地区的农业面源污染与经济增长的关系会呈“N”形曲线?从 EKC 假说成立的角度来解释,即在短期内该地区的农业发展依然存在经济增长方式的路径依赖,农民通过牺牲环境提高农业收入的方式仍会存在很长一段时间。这导致经济水平到达一定程度时未如预期那样出现环境水平效用逐渐大于商品效用的情况。农民对环境的敏感性不高使得理论上存在的拐点仍然处于当前发展阶段右侧的某个位置,进而阻止曲线向倒“U”形转变的可能。方化雷从产权制度角度出发进行研究,发现在短期内产权制度的建立和实施成本高于环境租值的消散,即表现为“N”形、“M”形等。但长期来看,当高效的产权制度建立后,环境库兹涅茨曲线必然呈倒“U”形特征^[21]。

模型回归结果表明,中国沿海地区的农业技术进步助长了污染。随着经济的增长,人们会增加技术投入以优化农业生产的要素投入品质和结构,也可能发现更加环保的生产模式。但技术进步也可能带来更大的农业生产规模,因而产生更大的污

染。这种截然相反的情况使技术进步存在“两面性”。显然,当前该地区的技术投入仅提高了产出能力,却没有引导技术向“环境友好”的方向发展。

而在产业结构上,该地区第一产业比重越小,农业环境水平越高。沿海地区处于中国东部,其农业产值占地区生产总值的比例低于中部和西部,但这种发展趋势符合农业环境治理的需求。另外,种植业和林业占第一产业比重越高,所产生的污染越低。这是因为土地密集型产业的集聚能为规模化经营和统筹治理创造条件。

在农业生产环保意识方面,提高农民的环保意识对环境污染抑制有显著的正向作用。让农民建立环保意识可从内在改变其在生产活动中的行为。

4.2 对策建议

中国沿海地区城市化进程与海洋环境问题都与农业面源污染有千丝万缕的联系。理论上只要控制经济发展就可有效抑制污染,但这显然与 2019 年《中共中央国务院关于抓好“三农”领域重点工作确保如期实现全面小康的意见》以及农民对美好生活的热切期盼相违背。因此,本研究提出以下政策建议以帮助治理者降低农业面源污染水平。

4.2.1 统筹发展,协同治理 由于农业面源污染的空间集聚倾向,应更加关注于各个省(市、区)的协同发展。不同省(市、区)之间的相互影响已成为决定地区农业面源污染水平的重要因素。沿海地区的地方政府须要联合起来,统筹沿海地区的农业发展,从区域协调发展角度对各省(市、区)的面源污

染进行整体治理。对农业经济增长处于不同水平的城市分类管理,并制定切实可行的治污指标,在空间上发挥积极的“效仿效应”和“追赶效应”,而避免出现“短板效应”。

4.2.2 促进研发,环保导向 中国沿海地区当前的农业技术进步并非环境友好型。大部分技术虽然提高了经济收益,但也助长了污染。而该地区的产值已领先于全国,应适时作出改变。因此,需要治理者对这两者加以区别并采用善意引导。如提高环境保护技术的科研经费拨付,同时适当控制仅能提高经济产出技术的研发,使其向“环境友好”型方向过度。

4.2.3 控产控规,内部调节 第一产业占比提高所带来农业经济的粗放型发展,导致更多农民投入到农业生产,而提高产量势必会带来更大的面源污染。治理者可加快城镇化建设,为农民提供其他产业的劳动机会,缩小第一产业规模,进而减少污染排放。另外,农田和林地逐渐集聚,有利于更好地使用大型机械进行统一作业,形成现代化的农产品生产基地;同时也有利于政府统一监管,进而达到治理农业面源污染的目的。这样的结构调整既能够基本保证各省(市、区)种植粮食及产量安全,又能抑制面源污染的提升。此外,根据孔令英等的研究结论,在收入结构与面源污染的关系方面提升非农收入也是缓解化肥面源污染的有效途径^[22]。

4.2.4 思想建设,蒙以养正 环保意识的提高属于意识层面建设,这是一项长期措施。这种宣传科普能反映在农民的生产行为上,如认真考虑合理的化肥施用量和农药喷洒量;倾向于秸秆回收而不是焚烧或丢弃;建设畜禽粪便的净化设施。这可以从源头上有效降低农业面源污染的形成,从而提高环境质量。农业部门应联合教育部门在农村地区义务教育阶段就对学生进行农业可持续发展思想的传授,并加强农业生产职业培训。

参考文献:

- [1] Grossman G M, Krueger A B. Environmental impacts of a north american free trade agreement[J]. Social Science Electronic Publishing, 1991, 8(2): 223 - 250.
- [2] 世界银行. 1992 年世界发展报告[M]. 北京:中国财经经济出版社, 1992.
- [3] Shafik N, Bandyopadhyay S. Economic growth and environmental quality: Time series and cross - country evidence [J]. Policy Research Working Paper, 1992: 1 - 23.
- [4] Panayotou T. Environmental degradation at different stages of economic development[C]. Beyond Rio: The environmental crisis and sustainable livelihoods in the Third World. 1995: 1 - 24.
- [5] Pao H T, Tsai C M. Multivariate granger causality between co2 emissions, energy consumption, fdi (foreign direct investment) and gdp (gross domestic product): Evidence from a panel of BRIC (Brazil, Russian Federation, India, and China) countries [J]. Energy, 2011, 36(1): 685 - 693.
- [6] Shahbaz M, Solarin S A, Ozturk I. Environmental kuznets curve hypothesis and the role of globalization in selected african countries [J]. Ecological Indicators, 2016, 67(8): 623 - 636.
- [7] Zhang T, Ni J P, Xie D T. Assessment of the relationship between rural non - point source pollution and economic development in the three gorges reservoir area[J]. Environmental Science and Pollution Research, 2016, 23(8): 8125 - 8132.
- [8] 陈 栋, 刘鹏凌. 我国农业经济增长与农业面源污染关系的实证研究——基于 1995—2015 年的数据分析[J]. 云南农业大学学报(社会科学), 2018, 12(3): 89 - 93.
- [9] 王 彦. 新疆农业面源污染的经济分析与政策研究——以化肥污染为例[D]. 石河子: 石河子大学, 2018.
- [10] 冷 银, 陈 光. 长江经济带农业面源污染与经济增长关系研究[J]. 南方农机, 2018, 49(8): 152 - 153.
- [11] 沈 能, 王 艳. 中国农业增长与污染排放的 EKC 曲线检验: 以农药投入为例[J]. 数理统计与管理, 2016, 35(4): 614 - 622.
- [12] 梁伟健, 江 华, 廖文玉, 等. 农业面源污染与农业经济增长的空间互动效应[J]. 江淮论坛, 2018(3): 34 - 42.
- [13] 赖斯芸, 杜鹏飞, 陈吉宁. 基于单元分析的非点源污染调查评估方法[J]. 清华大学学报(自然科学版), 2004, 44(9): 1184 - 1187.
- [14] 林光平, 龙志和, 吴 梅. 我国地区经济收敛的空间计量实证分析: 1978—2002 年[J]. 经济学(季刊), 2005(增刊 1): 67 - 82.
- [15] Brock W A, Taylor M S. Economic growth and the environment: A review of theory and empirics[J]. Elsevier, 2005, 1: 1749 - 1821.
- [16] 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.
- [17] 高如梦, 杜 江, 李晓涛. 农业增长与环境污染的动态分析——基于 2006—2015 年面板数据的验证[J]. 中国农业资源与区划, 2018, 39(12): 138 - 145.
- [18] 孔令英, 王 云. 山东省化肥面源污染 EKC 再检验——基于农户分化的视角[J]. 生态经济, 2020, 36(3): 208 - 213.
- [19] 彭水军, 包 群. 经济增长与环境污染——环境库兹涅茨曲线假说的中国检验[J]. 财经问题研究, 2006(8): 3 - 17.
- [20] 王 敏, 黄 滢. 中国的环境污染与经济增长[J]. 经济学(季刊), 2015, 14(2): 557 - 578.
- [21] 方化雷. 中国经济增长与环境污染之间的关系——环境库兹涅茨假说的产权制度变迁解释与实证分析[D]. 济南: 山东大学, 2011.
- [22] 孔令英, 王 云. 山东省化肥面源污染 EKC 再检验——基于农户分化的视角[J]. 生态经济, 2020, 36(3): 208 - 213.