

环境规制与农药减量

——基于农业经济发展水平的调节效应分析

文章所属专业委员会领域：资源与环境经济

摘要：农药减量使用对于保障农产品质量和减少农业面源污染意义重大，环境规制长期以来作为政府防治环境污染的重要手段，探索环境规制与农药减量的内在机制是促进绿色发展的重要途径。本文基于 2000-2021 年中国 30 个省级面板数据，采用固定效应模型和调节效应检验模型，引入农业经济发展水平作为调节变量，并考虑了环境规制政策对农药减量影响的滞后性，探究农业经济发展水平对环境规制在促进农户农药减量方面的调节效应。研究表明：一是环境规制和农业面源污染之间的关系符合库兹涅茨曲线，环境规制与农药施用强度之间存在倒 U 型关系；二是农业经济发展水平作为调节变量，增强了环境规制对农药减量的促进作用，并加速了倒 U 型曲线拐点的到来；三是环境规制对农药施用强度的影响存在空间差异，总的来说，环境规制对农药减量在东部、中部影响显著，且呈倒 U 型关系；在粮食主产区，环境规制对农药施用强度的影响也呈非线性关系。

关键词：环境规制；农药减量；农业经济发展水平；调节效应

一、引言

改革开放以来,中国农业农村经济发展迅速并取得了巨大成就,农业生产能力大幅提升,但与此同时也产生了一系列诸如土壤水源污染、耕地肥力下降、生态系统破坏、农产品安全风险等严峻问题。中国政府高度重视农药减量化,党的二十大报告指出^①,要推动绿色发展,促进人与自然和谐共生,农药减量使用是从源头上保障农产品质量安全和减少农业面源污染的必然要求。2020年《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》^②和2022年农业农村部印发《到2025年化学农药减量化行动方案》^③,均明确指出要降低农药残留污染,促进农药减量增效。据《中国农村统计年鉴2022》数据显示,2021年中国农药总用量达到123.9万吨,为2020年的94.4%,2020年世界粮农组织数据库(FAO)测算的数据表明中国的农药使用量约占世界农药总用量10%,农业可持续发展面临着重大挑战。因此,如何进一步规范农户的农药施用行为,推进农药减量增效,对减轻农业面源污染、促进可持续发展具有重要的理论和实践意义。

人口增长与气候条件的变化使得农药使用量增加,而农药的过量施用所带来的农业面源污染加剧受到社会的普遍关注。农业化学品的过度使用,使得环境和人类健康风险加大。在对农户的生产研究中发现,中国稻农、果农、菜农和养殖户都存在不同意义的过度施用行为(Serwecińska, 2020; Cai et al., 2021; Huang et al., 2021)。如何推进农药减量增效也成为目前学界研究的热点议题,农药减量化对于减轻农业面源污染,保障农产品质量安全意义重大。以往大量文献从不同角度剖析了影响农户农药施用的因素,发现农户的性别、年龄、从业年限、受教育程度等个人特征,以及种植面积、资金状况、家庭从业人员数量等家庭特征会影响农户的施用行为(高晶晶等, 2019; Niu et al., 2022)。Ju et al. (2016)和Wu et al. (2018)研究指出农场规模与农药施用量密切相关,农场规模的大小会影响农药的施用强度,而扩大农场规模可以极大程度减少农业化学品的使用,减轻农业面源污染。农户的知识水平会影响其绿色生产行为,但由于农户的知识水平普遍偏低,技术信息来源会影响农户其施用行为,而培训可以提高农户的知识水平,进而对农户的施用行为产生一定影响(Arbuckle et al., 2015; Goeb & Lupi, 2021; Tsakiris et al., 2023)。Peth & Mußhoff (2020)通过对农户风险厌恶程度进行测度,研究发现农户的风险厌恶程度对农户过量施用农药具有显著负向影响。农药与农作物价格等也是影响农户施用行为的重要因素,当农药价格偏高时,农户为了降

① 参见二十大报告 http://www.gov.cn/xinwen/2022-10/25/content_5721685.htm

② 参见《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》, https://www.gov.cn/zhengce/2020-11/03/content_5556991.htm

③ 参见农业农村部关于印发《到2025年化肥减量化行动方案》和《到2025年化学农药减量化行动方案》的通知, http://www.moa.gov.cn/govpublic/ZZYGLS/202212/t20221201_6416398.htm

低生产成本会倾向降低农药施用量，而当农作物价格提高时，为了追求更高的经济收益农户会更倾向增加农药施用量来增加农作物产量(Rahman & Chima, 2018; Yang et al., 2019)。

从诸多国家的发展经验来看，政府在农业化学品的减量使用、促进可持续发展中发挥着主导作用 (Sapbamrer et al., 2023)。环境规制是指政府为实现环境目标,通过政策法规等方式对微观主体行为进行直接干预,是解决环境污染外部性、提升生态效率最为有效的措施之一 (Ren et al., 2018), 农户对环境的关注度会对农户的施用行为起到一定的干预作用, 环境规制可能会促进农户实施减量行为 (Li et al., 2023)。众多研究表明通过让农户参与环境管理可以有效促进农户进行绿色生产 (Mills et al., 2017; Zhao et al., 2022)。尽管近年来中国政府为改善环境状况做出了诸多努力, 但环境问题依旧严峻 (Zhong et al., 2023)。在环境规制的影响研究中, 学界研究可分为宏观与微观两个层面。在宏观层面, 环境规制会促进生态效率的提升 (Li et al., 2019; Wang et al., 2020)、产业结构的转型升级 (Chen et al., 2021; Wang et al., 2022)、技术创新 (You et al., 2019; Zhang et al., 2020; Peng et al., 2021)、全要素生产率的提升 (Li & Wu, 2017)。在微观层面, 环境规制是影响农户行为的重要因素, 农户的农药施用行为会受政府监督与市场环境的影响 (Lv & Qin, 2023), 政府监督可促进农户进行绿色生产 (Huang et al., 2022)。

此外, 由于我国各地区农业经济发展水平存在较大的差异, 而农业经济的发展与国民经济的发展紧密相连, 以往依靠农业化学品来实现农业增产的举措不再能适应新形势下农业经济发展的要求 (黄红光等, 2018)。一些学者基于环境库兹涅茨假说, 探讨农业经济增长与农业面源污染之间的关系, 表明经济发展与环境质量之间符合环境库兹涅茨假说, 即经济发展与环境质量之间呈“倒 U 型”关系, 环境会随着经济的发展先恶化后改善 (Nasir et al., 2019)。经济发展与生态环境相互影响, 高质量发展的表现之一在于经济与环境协调发展, 经济与环境的协调发展也受到学界的广泛关注, Yang & Liang (2023) 的研究发现, 环境规制和经济发展均有利于促进生态效率的提升。Wang et al. (2022) 研究表明经济发展会影响环境规制水平进而影响生态效率。

既有研究表明农户在农药施用过程中普遍存在过量行为, 农药的不恰当施用不仅会对环境污染造成影响, 还会增加农户农药暴露的健康风险 (Sookhtanlou & Allahyari, 2021)。在环境经济学领域, 现有文献基于环境库兹涅茨假说, 对不同时间范围内的不同个体就政府监管与环境质量改善进行了丰富研究, 但学界就环境规制对农户行为研究多聚焦于技术采纳、畜禽养殖废弃物处理, 有关农户农药减量使用的实证分析相对较少。以往研究更多探讨的是环境规制与技术创新问题,

即基于“波特假说”考察环境规制与技术创新之间的关系，未着重探讨环境规制对农户农药减量行为的内在作用机制，且现有文献大多通过线性回归模型来对两者间的关系进行检验。而实际上，随着规制强度的动态变化，环境规制对农户农药减量行为的影响可能具有非线性特征。

在生态文明建设背景下，深入研究环境规制对于遏制农业面源污染和促进农村经济增长具有重要的现实意义。从研究对象的角度来看，农户过量施用农药，会加剧农业面源污染，不利于农村绿色环境的发展。农户的绿色生产行为有利于农村环境的改善。因此，本文以中国农药施用为例，试图基于省级面板数据分析环境规制对农药减量的影响并检验农业经济发展水平在环境规制与农药减量影响中的调节效应，以期为农药减量增效、减轻农业面源污染提供借鉴。本文可能的贡献包括：第一，从政策角度出发，引入农业经济发展水平这一调节变量来实证检验环境规制与农药施用强度之间的关系，拓展了现有研究的内容；第二，重点从宏观层面探究影响微观个体行为的重要因素，并考虑到中国各个地区存在较大的差异，进一步从不同视角探讨环境规制政策在不同区域农药减量的实施效果。本文余下部分安排如下：第二部分研究假说，第三部分为研究设计，第四部分为实证检验结果，第五部分为本文的主要结论及政策建议。

二、研究假设

基于外部性理论，政府通过环境规制影响农户农药施用行为。农户在从事生产活动中由于不恰当的施用农药，导致环境污染，产生的化学残留物通过环境和食品影响人类健康（Tudi et al., 2021）。市场经济体制下，仅靠市场力量难以解决环境污染问题，需要政府进一步发挥调控作用，从而提高环境效应，促进帕累托最优的实现。学界目前关于环境规制对农业发展的影响还未形成一致的看法，一部分学者基于“成本说”对此研究，认为环境规制增加了生产成本，却没有大幅度增加环境效益（Chen et al., 2022）；还有一部分学者基于“波特假说”，认为环境规制可以推动技术创新，产生补偿效应，弥补污染控制的高成本，优化生产结构（Hao et al., 2022）。Xu et al.（2022）将农业财政支持与环境规制纳入同一研究框架，研究二者对农业绿色发展的影响，认为环境规制反而抑制了农业绿色发展；而 Ahmed et al.（2023）的研究认为环境规制有利于降低农业碳排放强度，有利于农业绿色发展。Xiong & Wang（2020）针对中国工业固体废物减排展开研究，认为正式亦或是非正式的环境规制对工业固体废物排放强度的影响均存在倒 U 型关系，这表明环境规制与环境质量之间存在着非线性关系。在农业领域已有研究表明环境规制在农户环保行为发挥重要的作用，环境规制的强度与农户的环保行为之间存在非线性关系（Zhao et al., 2022）。环境规制强度会影响农户生产决

策，且环境规制可以促进市场的优化（Ma et al., 2023）。农户施用农药行为会受利益的驱动，后根据自身条件和外部环境做出生产性投资选择。事实上，农户的农药施用行为会受知识水平、经验、邻里效应等影响，农户的经验会影响其施用强度。在环境规制初期，根据传统经济学的理性小农理论，农户为追求利益最大化，增加农药投入量以提升产量。在计划行为理论下，个人认知及其他因素的变化会影响其态度、主观规范和行为控制，随着环境教育的深化，农户的对环境的关注度提高，会影响其环境表现，从而会降低农药的施用强度（Anwar et al., 2020）。基于此，为了丰富对环境库兹涅茨曲线的研究，验证环境规制与农药施用强度之间的关系，本文提出以下假说：

假说 1：环境规制和农业面源污染之间的关系符合库兹涅茨曲线，环境规制与农药施用强度之间存在倒 U 型关系。

农业经济高质量发展以质量为导向，农业生态环境与农业经济发展之间存在高水平耦合关系（Sarkodie & Strezov, 2018），以往农业经济的增长以环境恶化为代价，随之而来的是农业面源污染加剧，不符合农业的可持续发展要求。在此情况下，政府通过制定不同类型的环境规制来迫使农户进行绿色生产（Zhao et al., 2022）。经济的高质量发展要求农产品由传统的数量竞争转向质量竞争阶段，由增产到提质的变化，要求降低农药施用强度，减轻农业面源污染。一方面，农业经济的发展，倒逼环境变好，为实现生态目标，政府出台一系列环境规制政策来减轻农业面源污染降低农药施用强度；而且，由于社会层面对农产品质量要求更加严格，农产品由卖方市场向买方市场转变，农产品生产者为满足供给端形势的变化，在环境规制下主动进行技术创新，而技术创新可促进农户采纳绿色生产技术，如采用生物农药等，一定程度下可以降低传统农药施用强度。另一方面，农业经济的发展会增加政府部门对环境保护与治理的资金投入，为降低农业面源污染提供有力的资金支持，基于农业补贴、转移支付等投入的增加，农业行业环保意识可能会逐渐增加。基于上述分析，本文提出以下假说：

假说 2：农业经济发展水平在环境规制对农药施用强度的影响中具有调节效应。

三、研究设计

（一）模型设定

基于前文的理论机制分析，为了研究环境规制与各省（市）农药施用强度之间的关系，本文首先构建如下基准回归模型：

$$pesticide_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 er_{i,t} + \alpha_2 er_{i,t}^2 + \alpha_3 controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

在式（1）中， $pesticide_{i,t}$ 是被解释变量，代表农药施用强度； $er_{i,t}$ 是核心解释变量，表示环境规制； $controls_{i,t}$ 为一组控制变量。i 表示省份，t 表示年份，

α_0 为常数项, α_1 、 α_2 、 α_3 为系数, $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项。如果 $\alpha_2 < 0$, 则说明环境规制与农药施用强度之间存在“倒 U 型”关系; 如果 $\alpha_2 > 0$, 则说明环境规制与农药施用强度之间存在“正 U 型”关系; 如果 $\alpha_1 > 0$, $\alpha_2 = 0$, 则说明较强的环境规制会增强农药施用强度; 如果 $\alpha_1 < 0$, $\alpha_2 = 0$, 则说明较强的环境规制会减弱农药施用强度。

为了考察农业经济发展水平对环境规制与农药施用强度之间的调节作用, 在式(1)的基础上构建如下模型:

$$pesticide_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 er_{i,t} + \beta_2 er_{i,t}^2 + \beta_3 gap_{i,t} + \beta_4 er_{i,t} \times gap_{i,t} + \beta_5 er_{i,t}^2 \times gap_{i,t} + \beta_6 controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

在式(2)中, $gap_{i,t}$ 是调节变量, 为了避免多重共线性问题, 将解释变量($er_{i,t}$)和调节变量($gap_{i,t}$)分别进行中心化处理, 再将二者相乘, 生成交互项, 交互项系数表示农业经济发展水平对环境规制与农药施用强度的调节作用。

(二) 变量选取

被解释变量: 农药施用强度 (*pesticide*)。本文使用各省份农药施用量除以农作物播种面积来计算单位播种面积农药施用量。各省份农药施用量和农作物播种面积数据均来自历年《中国农村统计年鉴》。

核心解释变量: 环境规制 (*er*)。环境规制包括正式的环境规制和非正式的环境规制, 但农业领域测度环境规制的方法较少且数据不易获取, 而以法律法规为主的强制型规制对农户影响较大。因此, 本文从政策角度出发, 参考马国群和谭砚文(2021)的研究方法, 选取累计至每年末各省份实施的有关有关农业污染防控和环境保护的政策数量作为环境规制的代理变量, 同时为消除异方差的影响, 对其进行对数化处理。环境规制政策数量来自《中国环境年鉴》。

调节变量: 农业经济发展水平 (*gap*)。选取农业总产值作为农业经济发展的代理变量。本文所指的农业是广义上的农业, 包括农业、林业、牧业和渔业。本文采用农村居民消费价格指数把各年的农业财政支出换算到 2000 年不变价格, 为消除异方差的影响, 对其做对数化处理。其中农、林、牧、渔业总产值数据来自《中国统计年鉴》。

控制变量: 本文在参考黄红光等(2018)与张超等(2019)研究的基础上, 选择农村人均可支配收入、上一年农产品价格指数、城镇化率、农村人力资本、农业经营规模、农业现代化水平、成灾面积 7 个变量。控制变量的选择依据如下:

(1) 农村人均可支配收入 (*income*)。农民的可支配收入会影响农民的生产经营方式、管理能力和环保意识, 与收入水平较低的农村居民相比, 收入水平较高的农民更有可能采用更先进的农药施用技术, 或者采取可替代的可持续农药。因此本文采用农村人均可支配收入来作为反映农民的收入水平的代理变量, 为了剔除价格变动的影 响, 本文采用 2000-2021 年各省份农村居民消费价格指数把农

村人均可支配收入换算到 2000 年不变价格水平。其中，农村人均可支配收入以及农村居民消费价格指数数据均来自历年《中国统计年鉴》。

(2) 上一年农产品价格指数 (*index*)。市场经济体制下，农户施用农药会受到农产品价格因素波动的影响，通常而言上一年农产品价格变化会影响当年种植面积和农药施用强度。因此，以反映上一年农产品价格波动幅度水平的农产品价格指数来考察农产品价格对当年农药施用强度的影响，进而影响农业面源污染。其中，2000 年的数据来自《中国价格及城镇居民家庭收支调查统计年鉴》；2001 年的数据来自各省的统计年鉴，缺失值通过插值法处理；2002 年的数据来自 2004 年《中国农产品价格调查年鉴》；2003-2021 年的数据来自《中国农村统计年鉴》。

(3) 城镇化率 (*town*)。农药施用的根本目的在于提升产量，保障农产品供给，满足农产品消费需求，而相关政策的制定和实施多以人口城镇化为依据，本文采用该省常住人口数占该省的年末常住人口数比重来表示城镇化率。相关数据来自《中国统计年鉴》、《中国农村统计年鉴》以及各省统计年鉴。

(4) 农村人力资本 (*hc*)。中国农户知识水平普遍偏低，随着农业生产率的提高，农村家庭会更倾向于增加教育投资，进而促进了农村人力资本积累，有益的绿色人力资源管理可以影响环境表现，从而提高环境绩效。本文参考徐紫嫣 (2023) 的研究方法采用教育法计算农村劳动力平均受教育年限，即用农村居民中各类别受教育程度的劳动力比例乘以相应的受教育年限得到农村劳动力的平均受教育年限，其中，未上过学、小学、初中、高中与大专及以上分别记为 0、6、9、12 和 16 年，劳动力受教育程度数据来自历年《中国人口和就业统计年鉴》。

(5) 农业经营规模 (*size*)。农药的施用强度会受农业经营规模的影响，研究表明，农业规模扩大会使农药施用强度降低。本文采用蔬菜作物播种面积占农作物播种面积的比重来表征农业经营规模。相关数据均来自于国家统计局网站。

(6) 农业现代化水平 (*machine*)。农业机械总动力可以综合反映农业生产中的机械化程度，因此本文借鉴已有文献中使用频率最高的农业机械总动力表征农业现代化水平。农业机械总动力数据来自国际统计局网站。

(7) 自然灾害 (*aff*)。自然灾害对农业生产影响极大，本文的计算依据为各省份内成灾总面积 \times 粮食播种面积比重/粮食播种面积比重。相关数据来自各省统计年鉴和国家统计局网站，并通过均值插补法补齐缺失值。

上述变量的定义详见表 1。

(三) 样本基本情况及描述性统计

本文以中国 30 个省（自治区、市）为研究区域，西藏自治区由于数据缺失而未计入研究范围，年份区间为 2000-2021 年。因此，本文采用的是 660 个样本容量的省级面板数据。表 2 汇报了主要变量的描述性统计分析结果。从所选时期

的变量描述性统计看出，各变量的最小值、均值和最大值之间有一定的平衡性，各变量总体形成趋势，可以用来真实反映所研究问题。

表 1 变量定义

变量类型	名称	符号	定义
被解释变量	农药施用强度	<i>pesticide</i>	农药施用量/农作物播种面积
核心解释变量	环境规制	<i>er</i>	累计至每年末各省份实施的有关有关农业污染防治和环境保护的政策数量
调节变量	农业经济发展水平	<i>gap</i>	农林牧渔业总产值
控制变量	人均可支配收入	<i>income</i>	农村居民人均可支配收入
	上一年农产品价格指数	<i>index</i>	上一年农产品价格指数
	城镇化水平	<i>town</i>	常住城镇人口数/该省的年末常住人口数
	农村人力资本	<i>hc</i>	未上过学*0+小学人口*6+初中人口*9+高中人口*12+大专及以上学历人口*16) /6 岁及以上总人口
	农业经营规模	<i>size</i>	蔬菜作物播种面积/农作物播种面积
	农业现代化水平	<i>machine</i>	农业机械总动力
	农业自然灾害	<i>aff</i>	省份内成灾总面积×粮食播种面积占农作物总播种面积的比重/粮食播种面积

表 2 描述性统计

变量	单位	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
农药施用强度	千克/公顷	660	11.130	8.558	1.538	50.390
环境规制	—	660	97.040	103.800	2	564
农业经济发展水平	亿元	660	1803	1427	81.010	6045
农业经营规模	—	660	0.658	0.133	0.383	0.958
人力资本	—	660	7.394	0.766	5.191	9.396
城镇化率	%	660	52.730	15.430	24.400	89.780
农村人均可支配收入	元	660	6056	4004	1479	21000
机械化水平	万千瓦	660	2867	2679	99.230	12000
上一年农产品价格指数	%	660	105.100	7.072	90.600	125.500
自然灾害	%	660	7.940	7.182	0	34.690

图 1 为 2000-2021 年 30 个省份的农药施用强度对数箱形图。2000-2014 年，农药施用强度呈上升趋势，在 2014 年达到峰值，2015 年农业部发布《到 2020 年农药使用量零增长行动方案》之后，2016-2021 年农药施用强度有所下降，2021

年农药施用强度对数的平均值为 1.92，但仍高于 2000 年的水平。

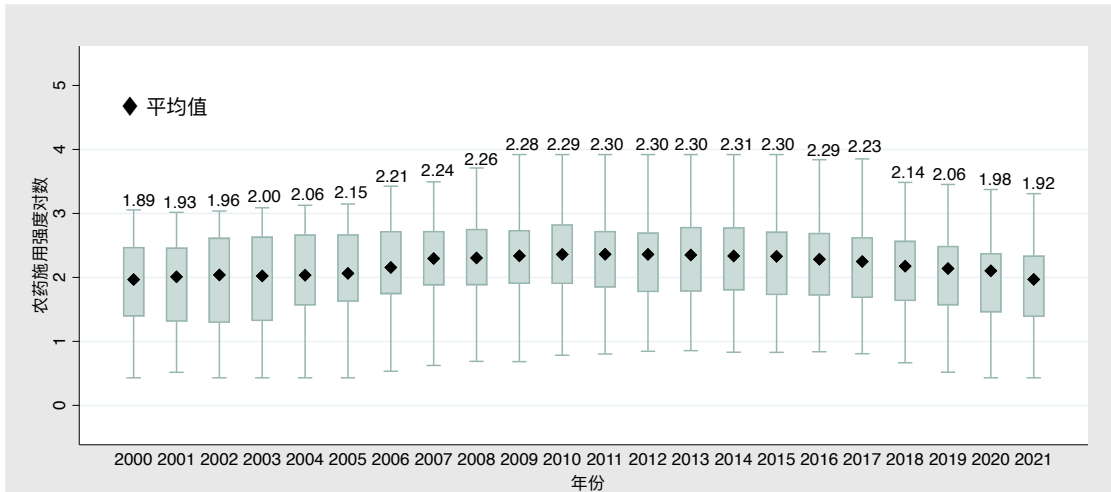


图 1 2000~2021 年样本省份农药施用强度的箱线图

注：图中数字为农药施用强度均值。

四、实证检验

（一）单位根检验

为避免数据不平衡导致的伪回归，在实证分析前对面板数据进行单位根检验。本文选择 Hadri 和 Ips 检验，检验结果如表 3 所示，除个别序列在 5%水平上显著平稳外，其他序列均在 1%显著水平上平稳，所有变量均通过了显著性检验，可以进行协整检验。

表 3 单位根检验

变量	Hadri	P 值	Ips	P 值	结论
农药施用强度	25.3725	0.0000	-2.0857	0.0185	平稳
环境规制	12.9740	0.0000	-7.3392	0.0000	平稳
农业经济发展水平	31.5592	0.0000	-2.8686	0.0021	平稳
农业经营规模	28.8388	0.0000	-3.2724	0.0005	平稳
人力资本	10.6266	0.0000	-9.9365	0.0000	平稳
城镇化率	34.6361	0.0000	-3.3120	0.0005	平稳
农村人均可支配收入	24.4537	0.0000	-1.8167	0.0346	平稳
机械化水平	32.0733	0.0000	-3.0021	0.0013	平稳
上一年农产品价格指数	3.2727	0.0005	-12.4566	0.0000	平稳
自然灾害	7.3103	0.0000	-12.6870	0.0000	平稳

（二）协整检验—Pedroni 检验

本文采取 Pedroni 检验来进行协整检验，检验结果如表 4 所示，可知，检验的统计量均通过了显著性检验，各变量之间存在长期稳定的关系，因此可以进行后续回归。

表 4 面板协整检验

Pedroni 检验	检验类别	观测值	P 值
	Modified variance ratio	-2.9704	0.0015
	Modified Phillips-Perron t	4.7181	0.0000
	Phillips-Perron t	6.9644	0.0000
	Augmented Dickey-Fuller t	7.4304	0.0000

（三）回归结果分析

各省（市）环境规制对农药施用强度的影响的主要回归结果如表 5 所示。本文采取混合 OLS 回归、随机效应模型以及固定效应模型进行检验，三种情况下的回归系数与显著性有一定的差异，需要采取最优模型。在混合 OLS 回归中，解释变量的系数均不显著，所以拒绝混合 OLS 模型。随机效应和固定效应各有优点，随机效应模型更能准确描述误差来源，固定效应模型更容易分析出全部数据对应变量的均值的差异程度。对于固定效应模型和随机效应模型，采用 Hausman 检验对二者进行选择，检验后的 chi2 值为 28.55，P 值为 0.0008，因此拒绝原假设，采用固定效应模型。

从表 5 固定效应模型的结果看，环境规制的一次项和二次项的系数分别为 0.1710 和 -0.0166，均在 1% 的水平上显著，这说明环境规制与农药施用强度之间呈“倒 U 型”关系。以环境规制强度 5.15 为临界值，农药施用强度随环境规制强度先上升后下降的趋势。在实施环境规制初期，由于政府监管力度的不够，农民会增加施药强度来确保收益和降低风险。随着环境规制强度的不断增加，一方面，政府加大了监管力度，对破坏污染环境的行为处罚力度加大；另一方面，农民为了获得利益最大化，会考虑在施药环节按需科学合理的配药，避免盲目的施药，从而减少农药施用强度。由此假说 1 得以验证。

就控制变量而言，农业经营规模的系数在 1% 显著水平上显著为正。原因可能是：中国农户普遍是以家庭作坊为主，经营规模较小，而小规模农户更可能粗放经营，增大农药施用强度（Yang et al., 2023）。机械化水平的系数在 5% 显著水平上显著为正，在农业生产过程中，机械化水平的提升会促进土壤和作物对农药的吸收分解能力，从而使得农药施用强度增强。人均可支配收入的回归系数为 -0.2910，且在 5% 的水平下显著，表明人均可支配收入与农药施用强度呈负相关，随着人均可支配收入的提高能够制约农药的施用。人均可支配收入提高一定程度

上表示人们生活水平得到了提升, 农药过量施用会带来健康风险, 引发食品安全问题, 受消费需求的变化以及人们认知水平的提高, 农户会降低农药施用量; 此外随着农民收入的提高, 施用农药所带来的经济收益不足以达到农药施用的经济目的, 从而会降低农药施用强度。自然灾害的系数为-0.3289, 农业自然灾害与农药施用强度之前负相关。农业受自然因素的影响, 具有自然属性, 各类要素的投入和产出均会受到自然灾害的影响, 当自然灾害所带来的损失不可逆转, 农户可能会放弃对农药的投入, 降低生产成本。

表 5 基准回归结果

变量	OLS 回归: pesticide		随机效应: pesticide		固定效应: pesticide	
	估计系数	标准误	估计系数	标准误	估计系数	标准误
er	-0.0442	0.1083	0.1753***	0.0380	0.1710***	0.0375
er ²	0.0108	0.0144	0.0167***	0.0047	0.0166***	0.0047
size	-2.2839***	0.2437	0.9342***	0.1541	0.9067***	0.1554
hc	0.2633***	0.0534	0.0315	0.0354	0.0195	0.0355
town	0.8079*	0.4563	-0.1014	0.2698	-0.1260	0.2728
lnincome	0.0084	0.1213	-0.0589	0.1339	-0.2910**	0.1404
lnmachine	0.1335***	0.0386	0.0546*	0.0321	0.0764**	0.0343
index	-0.4331	0.3794	-0.1189	0.1792	-0.1262	0.1765
aff	0.4797	0.4903	-0.3135**	0.1565	-0.3289**	0.1543
_cons	0.5989	0.8920	2.3764**	1.0212	4.0999***	1.0613
Year	No		Yes		Yes	
N	660		660		660	
Adj_R ²	0.2657			0.4528		

注: *表示 p<0.1; **表示 p<0.05; ***表示 p<0.01。

(四) 稳健性检验

为了防止固定效应带来的内生性问题, 本文引入被解释变量的滞后一阶, 在式 (1) 的基础上构建动态面板模型:

$$pesticide_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 pesticide_{i,t-1} + \alpha_2 er_{i,t} + \alpha_3 er_{i,t}^2 + \alpha_4 controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

表 6 的回归 (1) 是选择了两步系统 GMM 估计方法的动态面板模型的回归结果, 回归 (1) 中的环境规制的一次项和二次项系数较固定效应没有区别且显著。此外, 采用二阶序列相关检验 AR (2) 和过度识别约束检验来验证系统 GMM 的估计是否有效。二阶序列相关检验 AR (2) 的 P 值为 0.118, 大于 0.1, 说明二阶段自回归没有序列相关, 该方程的估计是有效的; Hansen 过度识别检验的 P 值

为 0.767，大于 0.1，也证实工具变量总体是有效的，由此说明整个模型模型不具有内生性，工具变量是有效的，具有一定的稳健性。

为进一步验证模型的稳健性，本文采取调整样本时间的方式。政府对农户施用农药，政策上一一直持宽容的态度，直至 2015 年，为了推进生态文明建设，各级政府开始采取措施，国内农药施用强度逐渐开始下降。考虑到这一政策的影响，将样本时间调整为 2000-2014 年，再次进行回归，回归结果见表 6 回归（2）。结果表明，调整样本期间后环境规制对农药施用强度系数没发生变化且显著，说明本文构建的模型有较好的稳健性。

表 6 稳健性检验

变量	回归（1）		回归（2）	
	系统 GMM: pesticide		更换时间范围: pesticide	
	估计系数	标准误	估计系数	标准误
L.pesticide	1.0036***	0.2568	-	-
er	0.1986***	0.0673	0.1463***	0.0388
er ²	-0.0236*	0.0122	-0.0241***	0.0053
size	0.1329	0.9731	-0.3399*	0.2032
hc	-0.0673*	0.0361	0.0700*	0.0381
town	-1.2641	1.2285	-0.3638	0.4054
lnincome	0.1289	0.2200	-0.6627***	0.1662
lnmachine	-0.0142	0.1319	0.3431***	0.0514
index	-0.0671	0.0769	0.0418	0.2054
aff	0.1123	0.4360	-0.1403	0.1546
_cons	-0.2409	0.6416	4.3529***	1.3238
N	630		450	
Adj_R ²			0.5387	
AR(1)	[0.002]			
AR(2)	[0.118]			
Hansen	[0.767]			

注：*表示 p<0.1；**表示 p<0.05；***表示 p<0.01。

（五）调节效应分析

“倒 U 型”关系的调节作用会产生曲线斜率的变化和拐点的移动两方面的影响。一是曲线拐点两侧变得更平缓或是陡峭。如果解释变量二次交乘项的系数显著为正，则调节变量会削弱“倒 U 型”曲线的效应，表现为拐点两侧曲线变得平

缓；若系数为负，则表示调节作用会增强“倒 U 型”曲线的效应，表现为拐点两侧变得陡峭。二是曲线拐点向左向右移动。若回归系数 $\beta_1\beta_5-\beta_2\beta_4>0$ ，则拐点向右移动；若回归系数 $\beta_1\beta_5-\beta_2\beta_4<0$ ，则拐点向左移动。

表 7 反映了农业经济发展水平对环境规制与农药施用强度的调节作用，回归结果表明，农业经济发展水平会使环境规制与农药施用强度关系曲线变得更陡峭。可能的原因是，经济发展水平越高的地区，环境立法更严格，政府监管水平严格，会降低农户农药施用量。此外，表 7 中回归系数 $\beta_1\beta_5-\beta_2\beta_4<0$ ，说明曲线拐点会向左移动，即说明随着经济发展水平的不断提高，环境规制对于降低农药施用强度的效果更好，农业经济发展水平可以增强环境规制对农药施用强度的阈值效应，有利于农药施用量的降低，假说 2 得到验证。

表 7 调节效应

变量	被解释变量: pesticide	
	估计系数	标准误
er	0.2079***	0.0505
er ²	-0.0199***	0.0066
gap	0.1517**	0.0659
er*gap	0.0635**	0.0266
er ² *gap	-0.0084**	0.0039
size	-0.8540***	0.1619
hc	0.0220	0.0357
town	-0.3623	0.3233
lnincome	-0.4196***	0.1452
lnmachine	0.0090	0.0429
index	-0.1726	0.1764
aff	-0.3406**	0.1563
_cons	4.6135***	1.0706
Year		Yes
N		660
Adj_R ²		0.4596

注：*表示 p<0.1；**表示 p<0.05；***表示 p<0.01。

（六）进一步检验

1. 东中西异质性分析

为了进一步验证区域差异对农药施用量的影响,本文依据区域经济学对于中国各地区的传统划分方法,将样本中的30个省份分为东部、中部、西部^④,并进行分组回归。表8报告了东部、中部、西部的回归分析结果,回归结果显示,和东部和中部相比,西部的回归系数并不显著。本文认为可能的原因是,西部地区地广人稀,导致政策实施的社会成本明显偏高,且大多是山区,耕地面积较少,经济发展相对落后,对环境政策的敏感性较低,最终导致环境规制对农药施用强度的作用并不显著。

表8 东中西异质性

变量	东部: pesticide		中部: pesticide		西部: pesticide	
	估计系数	标准误	估计系数	标准误	估计系数	标准误
er	0.2186***	0.0622	0.1395***	0.0482	-0.0225	0.0998
er ²	-0.0314***	0.0070	-0.0164***	0.0061	0.0113	0.0126
size	2.5528***	0.1947	0.2030	0.3723	1.1782	0.7445
hc	-0.0406	0.0480	0.0539	0.0539	0.1499**	0.0718
town	1.0074***	0.3240	-2.4682***	0.4755	3.1500**	1.5095
lnincome	0.3214	0.2064	0.3599*	0.2142	-1.6059***	0.3912
lnmachine	-0.1297**	0.0506	-0.1034**	0.0476	0.0664	0.1415
index	0.3482	0.3076	0.0929	0.2281	-0.1673	0.3420
aff	-0.5110**	0.2486	-0.1128	0.1831	0.1362	0.3601
_cons	1.6540	1.7053	-0.1801	1.5804	10.1270***	3.0743
Year	Yes		Yes		Yes	
N	264		198		198	
Adj_R ²	0.6100		0.6986		0.4182	

注: *表示 $p < 0.1$; **表示 $p < 0.05$; ***表示 $p < 0.01$ 。

2. 粮食主产区异质性分析

2004年我国设立了13个粮食主产区^⑤,2017年国务院印发《关于建立粮食生产功能区和重要农产品生产保护区的指导意见》^⑥,粮食主产区对于保障国家粮食安全、保证重要农产品的稳产保供以及促进农业绿色发展具有重要意义。我

④ 东部省份:北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、广西、海南;

中部省份:山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南;

西部省份:四川、重庆、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、宁夏、青海、新疆。

⑤ 粮食主产区省份:黑龙江、河南、山东、四川、江苏、河北、吉林、安徽、湖南、湖北、内蒙古、江西、辽宁。

⑥ 参见国务院印发《关于建立粮食生产功能区和重要农产品生产保护区的指导意见》, https://www.gov.cn/xinwen/2017-04/10/content_5184658.htm

国农业生产主要集中在粮食主产区，为了进一步了解农药施用量的区域差异，本文从粮食主产区和非粮食主产区两个方面进行回归分析。

表 9 报告了非粮食主产区和粮食主产区的回归分析结果。具体来说，粮食主产区和非粮食主产区的回归系数一致，但是非粮食主产区回归系数不显著，表明环境规制对粮食主产区的农药施用强度的影响效果要好于非粮食主产区。本文认为可能的原因是，粮食主产区农药施用量要远高于非粮食主产区，其对环境规制影响的敏感度较高，当环境立法严格时，粮食主产区受政策法规等影响，会降低农药施用量。

表 9 粮食主产区异质性

变量	非粮食主产区：pesticide		粮食主产区：pesticide	
	估计系数	标准误	估计系数	标准误
er	0.0856	0.0561	0.2066***	0.0401
er ²	-0.0039	0.0071	-0.0235***	0.0049
size	-0.9960***	0.2437	0.1949	0.2491
hc	0.0583	0.0501	0.0130	0.0417
town	2.2456***	0.4535	-2.1563***	0.3300
lnincome	-1.0754***	0.2056	0.6467***	0.1499
lnmachine	-0.0618	0.0557	0.0975**	0.0466
index	-0.2552	0.2631	-0.2258	0.1786
aff	-0.0381	0.2551	-0.0866	0.1470
_cons	10.0128***	1.5613	-3.2060***	1.1270
Year		Yes		Yes
N		374		286
Adj_R ²		0.4542		0.6969

注：*表示 $p < 0.1$ ；**表示 $p < 0.05$ ；***表示 $p < 0.01$ 。

五、结论与政策建议

本文基于 2000-2021 年中国 30 个省级面板数据，采用固定效应模型和调节效应检验模型，引入农业经济发展水平作为调节变量，并考虑了环境规制政策对农药减量影响的滞后性，探究农业经济发展水平对环境规制在促进农户农药减量方面的调节效应。结果表明：一是环境规制和农业面源污染之间的关系符合库兹涅茨曲线，环境规制与农药施用强度之间存在倒 U 型关系；二是农业经济发展水平作为调节变量，增强了环境规制对农药减量的促进作用，并加速了倒 U 型曲线拐点的到来；三是环境规制对农药施用强度的影响存在空间差异，总的来说，环境规制对农药减量在东部、中部影响显著，且呈倒 U 型关系；在粮食主产区，

环境规制对农药施用强度的影响也呈非线性关系。

通过上述分析，基于实证研究结果，本文提出以下政策建议：

第一，政府应因地制宜制定环境规制政策，完善健全环境规制相关法律法规，加强环境监管力度。从粮食安全的角度来讲，农药过量施用会对人类健康造成不可逆的影响，要不断强化环境规制约束，在实践初期加大立法和处罚力度，提高环境规制政策的执行力。充分发挥粮食主产区农药减量效应，在制定农业政策时，通过制定有益的激励措施，提高粮食主产区农户积极性，促进生产效率的提升。完善市场激励与政府监督协同机制，建立规范的市场信息平台，借助市场这只无形的手，通过补贴、奖励等方式，促进农户实施减量行为。

第二，要提升农药的利用率，发挥农药减量增效的作用。农业的规模化经营有利于降低农药施用量，鉴于目前中部地区和部分东部省份尚未形成规模化经营，鼓励农户通过新型农业生产方式，实现规模化经营。减少由于信息不对称带来的农药施用风险。不断加强市场监管，加大对农技人员以及农药经销商的培训和监管；对违规农用化学品进行严格监管，进一步完善农产品市场准入规则，拓宽农产品的销售渠道，培养农户绿色生产的积极性。

第三，对于农业企业，严格遵守政府制定的环境规制政策，加大对技术创新的投入，培养自主研发能力，弥补环境规制所带来的高成本，促进农业生产的可持续发展。同时针对不同规模的农户采取差异化的推广方式，提升推广的准确度。自觉进行安全信息披露，消费者的支付意愿会受其认识程度的影响，通过加强对按标准生产的安全农产品的市场宣传和开发，以此提高消费者对安全农产品含义的认知情况，进而提升消费者的购买意愿。

第四，要重视对农户的环境教育和生态知识的普及。通过宣传、教育等方式向农户传递信息，提高农户对环境的关注度，培养农户的环境参与意识。加强农户的技术培训，优化农村人力资本，促进农业生产效率的提高。加强农业社会化服务，在当前农业劳动力外流的情况下，推动发展农业社会化服务，促进生产要素的重新配置，从而进一步减少农药使用。

参考文献

高晶晶、彭超、史清华，2019：《中国化肥高用量与小农户的施肥行为研究——基于1995~2016年全国农村固定观察点数据的发现》，《管理世界》第10期。

黄红光、白彩全、易行，2018：《金融排斥、农业科技投入与农业经济发展》，《管理世界》第9期。

马国群、谭砚文，2021：《环境规制对农业绿色全要素生产率的影响研究——基于面板门槛模型的分析》，《农业技术经济》第5期。

徐紫嫣，2023：《人力资本积累与服务业劳动生产率关系探究——基于服务消费与技术创新的双重视角》，

《改革》第2期。

张超、孙艺夺、孙生阳、胡瑞法, 2019:《城乡收入差距是否提高了农业化学品投入?——以农药施用为例》,《中国农村经济》第1期。

Ahmed N, Hamid Z, Rehman K U, et al, Environmental Regulation, Fiscal Decentralization, and Agricultural Carbon Intensity: A Challenge to Ecological Sustainability Policies in the United States[J]. Sustainability, 2023, 15(6): 5145.

Anwar N, Mahmood N H N, Yusliza M Y, et al. Green Human Resource Management for organisational citizenship behaviour towards the environment and environmental performance on a university campus[J]. Journal of cleaner production, 2020, 256: 120401.

Arbuckle Jr J G, Morton L W, Hobbs J. Understanding farmer perspectives on climate change adaptation and mitigation: The roles of trust in sources of climate information, climate change beliefs, and perceived risk[J]. Environment and behavior, 2015, 47(2): 205-234.

Cai J, Xiong J, Hong Y, et al. Pesticide overuse in apple production and its socioeconomic determinants: Evidence from Shaanxi and Shandong provinces, China[J]. Journal of Cleaner Production, 2021, 315: 128179.

Chen S, Ji C, Jin S. Costs of an environmental regulation in livestock farming: Evidence from pig production in rural China[J]. Journal of Agricultural Economics, 2022, 73(2): 541-563.

Chen Y, Chen Y, Wang F, et al. Does environmental regulation promote the upgrading of industrial structure? Evidence from the Yangtze River economic belt in China[J]. International Journal of Environment and Pollution, 2021, 69(3-4): 179-196.

Goeb J, Lupi F. Showing pesticides' true colors: The effects of a farmer-to-farmer training program on pesticide knowledge[J]. Journal of Environmental Management, 2021, 279: 111821.

Hao L, Hua P, LI L, et al. The mechanism and heterogeneity of environmental regulations' impact on the technological progress of dairy farming[J]. Journal of Integrative Agriculture, 2022, 21(10): 3067-3081.

Huang Q, Wang H, Chen C. The Influence of Government Regulation on Farmers' Green Production Behavior—From the Perspective of the Market Structure[J]. International Journal of Environmental Research and Public Health, 2022, 20(1): 506.

Huang Y, Luo X, Liu D, et al. Pest control ability, technical guidance, and pesticide overuse: evidence from rice farmers in rural China[J]. Environmental Science and Pollution Research, 2021, 28: 39587-39597.

Ju X, Gu B, Wu Y, et al. Reducing China's fertilizer use by increasing farm size[J]. Global environmental change, 2016, 41: 26-32.

Li B, Wu S. Effects of local and civil environmental regulation on green total factor productivity in China: A spatial Durbin econometric analysis[J]. Journal of Cleaner Production, 2017, 153: 342-353.

Li H, Wang C, Chang W Y, et al. Factors affecting Chinese farmers' environment-friendly pesticide application behavior: A meta-analysis[J]. Journal of Cleaner Production, 2023, 409: 137277.

Li H, Zhu X, Chen J, et al. Environmental regulations, environmental governance efficiency and the green transformation of China's iron and steel enterprises[J]. *Ecological economics*, 2019, 165: 106397.

Lv X, Qin S. Research on the influence mechanism of government supervision and market environment on Chinese farmers' pesticide application behavior[J]. *China Agricultural Economic Review*, 2023.

Ma J, Gao H, Cheng C, et al. What influences the behavior of farmers' participation in agricultural nonpoint source pollution control?—Evidence from a farmer survey in Huai'an, China[J]. *Agricultural Water Management*, 2023, 281: 108248.

Mills J, Gaskell P, Ingram J, et al. Engaging farmers in environmental management through a better understanding of behaviour[J]. *Agriculture and human values*, 2017, 34: 283-299.

Nasir M A, Huynh T L D, Tram H T X. Role of financial development, economic growth & foreign direct investment in driving climate change: A case of emerging ASEAN[J]. *Journal of environmental management*, 2019, 242: 131-141.

Niu Z, Chen C, Gao Y, et al. Peer effects, attention allocation and farmers' adoption of cleaner production technology: Taking green control techniques as an example[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2022, 339: 130700.

Peng H, Shen N, Ying H, et al. Can environmental regulation directly promote green innovation behavior?--based on situation of industrial agglomeration[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2021, 314: 128044.

Peth D, Mußhoff O. Comparing Compliance Behaviour of Students and Farmers. An Extra-laboratory Experiment in the Context of Agri-environmental Nudges in Germany[J]. *Journal of Agricultural Economics*, 2020, 71(2): 601-615.

Rahman S, Chima C D. Determinants of pesticide use in food crop production in Southeastern Nigeria[J]. *Agriculture*, 2018, 8(3): 35.

Ren S, Li X, Yuan B, et al. The effects of three types of environmental regulation on eco-efficiency: A cross-region analysis in China[J]. *Journal of cleaner production*, 2018, 173: 245-255.

Sapbamrer R, Kitro A, Panumasvivat J, et al. Important role of the government in reducing pesticide use and risk sustainably in Thailand: Current situation and recommendations[J]. *Frontiers in Public Health*, 2023, 11: 1141142.

Sarkodie S A, Strezov V. Empirical study of the environmental Kuznets curve and environmental sustainability curve hypothesis for Australia, China, Ghana and USA[J]. *Journal of cleaner production*, 2018, 201: 98-110.

Serwecińska L. Antimicrobials and antibiotic-resistant bacteria: a risk to the environment and to public health[J]. *Water*, 2020, 12(12): 3313.

Sookhtanlou M, Allahyari M S. Farmers' health risk and the use of personal protective equipment (PPE) during pesticide application[J]. *Environmental Science and Pollution Research*, 2021, 28: 28168-28178.

Tsakiris P, Damalas C A, Koutroubas S D. Safety behavior in pesticide use among farmers of northern Greece: the role of information sources[J]. *Pest Management Science*, 2023.

Tudi M, Daniel Ruan H, Wang L, et al. Agriculture development, pesticide application and its impact on the environment[J]. *International journal of environmental research and public health*, 2021, 18(3): 1112.

Wang C, Liu T, Zhu Y, et al. Digital economy, environmental regulation and corporate green technology innovation: Evidence from China[J]. *International journal of environmental research and public health*, 2022, 19(21): 14084.

Wang L, Wang Z, Ma Y. Heterogeneous environmental regulation and industrial structure upgrading: Evidence from China[J]. *Environmental Science and Pollution Research*, 2022, 29(9): 13369-13385.

Wang W, Li Y, Lu N, et al. Does increasing carbon emissions lead to accelerated eco-innovation? Empirical evidence from China[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2020, 251: 119690.

Wu Y, Xi X, Tang X, et al. Policy distortions, farm size, and the overuse of agricultural chemicals in China[J]. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 2018, 115(27): 7010-7015.

Xiong B, Wang R. Effect of environmental regulation on industrial solid waste pollution in China: from the perspective of formal environmental regulation and informal environmental regulation[J]. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 2020, 17(21): 7798..

Xu L, Jiang J, Du J. The Dual Effects of Environmental Regulation and Financial Support for Agriculture on Agricultural Green Development: Spatial Spillover Effects and Spatio-Temporal Heterogeneity[J]. *Applied Sciences*, 2022, 12(22): 11609.

Yang H, Chen C, Zhu X. Impact of operation scale and labor costs on pesticide use intensity of fruit farmers: evidence from peach farmers in China[J]. *Environmental Science and Pollution Research*, 2023, 30(19): 56998-57005.

Yang M, Zhao X, Meng T. What are the driving factors of pesticide overuse in vegetable production? Evidence from Chinese farmers[J]. *China Agricultural Economic Review*, 2019, 11(4): 672-687.

Yang Y, Liang Q. Digital economy, environmental regulation and green eco-efficiency—Empirical evidence from 285 cities in China[J]. *Frontiers in Environmental Science*, 2023, 11: 1113293.

You D, Zhang Y, Yuan B. Environmental regulation and firm eco-innovation: Evidence of moderating effects of fiscal decentralization and political competition from listed Chinese industrial companies[J]. *Journal of cleaner production*, 2019, 207: 1072-1083.

Zhang J, Kang L, Li H, et al. The impact of environmental regulations on urban Green innovation efficiency: The case of Xi'an[J]. *Sustainable Cities and Society*, 2020, 57: 102123.

Zhao J, Liu L, Qi J, et al. Study on the influence of environmental regulation on the environmentally friendly behavior of farmers in China[J]. *Frontiers in Environmental Science*, 2022: 1854.

Zhong C, Hamzah H Z, Yin J, et al. Impact of environmental regulations on the industrial eco-efficiency in China—based on the strong porter hypothesis and the weak porter hypothesis[J]. *Environmental Science and Pollution Research*, 2023, 30(15): 44490-44504.

Environmental Regulation and Pesticide Reduction: Analysis of Regulatory Effects Based on the Development Level of Agricultural Economy

Abstract: Reducing the use of pesticides is of great significance for ensuring the quality and safety of agricultural products and reducing agricultural non-point source pollution. Environmental regulation has long been an important means for the government to prevent and control environmental pollution, and exploring the internal mechanisms of environmental regulation and pesticide reduction is an important way to promote green development. This article is based on panel data from 30 provinces in China from 2000 to 2021, using a fixed effects model and a moderating effects test model. The level of agricultural economic development is introduced as the moderating variable, and the lag effect of environmental regulation policies on pesticide reduction is considered. The moderating effect of agricultural economic development on environmental regulation in promoting pesticide reduction among farmers is explored. The research results show that the relationship between environmental regulation and agricultural non-point source pollution conforms to the Kuznets curve, and there is an inverted U-shaped relationship between environmental regulation and pesticide application intensity. Moreover, the level of agricultural economic development as a moderating variable enhances the promoting effect of environmental regulations on pesticide reduction and accelerates the arrival of the turning point of the inverted U-shaped curve. In addition, there are spatial differences in the impact of environmental regulations on the intensity of pesticide application. Overall, the impact of environmental regulations on pesticide reduction is significant in the eastern and central regions, with an inverted U-shaped relationship; In major grain producing areas, the impact of environmental regulations on pesticide application intensity also exhibits a non-linear relationship.

Keywords: Environmental regulation; Pesticide reduction; The level of agricultural economic development; Regulatory effect