

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

张超¹ 孙艺夺² 孙生阳² 胡瑞法²

摘要：本文在 1995~2016 年中国省级面板数据的基础上，采用固定效应模型和系统广义矩估计分析了城乡收入差距和农村居民人均收入对农药施用强度的影响。研究发现：城乡收入差距对农药施用强度具有显著的正向影响，而农村居民人均收入增长有助于减弱这一正向影响。同时，农村居民人均收入与农药施用强度之间存在显著的“倒 U 型”曲线关系，但是不考虑城乡收入差距和农村居民人均收入对农药施用强度的交互影响会低估“倒 U 型”曲线拐点的农村居民人均收入水平。本文研究表明，缩小城乡收入差距与实现农药减施在政策目标上具有较大协同性。为了实现农药减施以及农村生态和经济协调发展，政府应建立农村居民收入增长的长效机制并实施有利于缩小城乡收入差距的收入分配制度。

关键词：城乡收入差距 农药 环境库兹涅茨曲线 系统广义矩估计

中图分类号：F304.7 **文献标识码：**A

一、引言

改革开放 40 年来，中国农业和农村发展取得了举世瞩目的成就，但是，城乡收入差距扩大和农业化学品过量投入成为农业和农村可持续发展的严重挑战。1978 年之后，家庭联产承包责任制的实施促进了中国农业生产率的提高，农村居民收入持续快速增长（Gong, 2018）。1978~2016 年，农林牧渔业增加值从 1027.5 亿元增长到 65964.4 亿元，按不变价格计算，年均增长 4.5%；农村居民人均纯收入实现年均 7.6% 的增长，从 1978 年的 133.6 元增长到 2015 年的 10772 元^①。得益于农村居民收入的持续增长，改革开放初期城乡收入差距大幅下降（刘文勇，2004）。但是，1988~2009 年，

*本文研究得到国家自然科学基金青年项目“信息获取、信息提供与我国农民的农药施用行为研究：以水稻生产为例”（批准号：71803010）、国家重点研发计划试点专项课题“适应不同生产特点的化肥农药减施增效技术推广培训新模式研究与评估”（批准号：2016YFD0201301）和北京理工大学基础研究基金项目“我国长江流域稻农的农药技术服务采用研究”（批准号：20172242001）的资助。感谢审稿专家和编辑部的宝贵意见，文责自负。本文通讯作者：胡瑞法。

^①计算所用原始数据来源：国家统计局（编）：《中国统计年鉴 2017》，北京：中国统计出版社。

中国城乡收入差距不断扩大。2009年，按不变价格计算的城乡居民收入比高达3.1^①。尽管2010年以来城乡收入差距略有下降，但仍与改革开放初期的水平相差无几。同时，中国农业生产高度依赖农业化学品投入（Zhang et al., 2015）。以农药为例，尽管其在减少农作物产量损失以及稳定农产品供给等方面发挥了积极作用，但中国农药施用量从1990年的73.3万吨增长到2016年的174万吨，位居世界第一，同期的农药施用强度（即单位播种面积农药施用量）也从4.9千克/公顷增长到10.4千克/公顷^②。研究表明，中国农民普遍存在不同程度的农药过量施用，而农药过量施用导致的生态环境污染及人体健康损害引起了广泛关注和担忧（张超等，2016）。在推进农业供给侧结构性改革和实施乡村振兴战略的背景下，缩小城乡收入差距和减少农药等农业化学品投入是重要的政策目标。

环境经济学文献基于环境库兹涅茨曲线假设，采用不同环境指标对不同地域和时间范围内的收入水平、不同群体的收入差距与环境质量的关系进行了研究（Dinda, 2004）。但在中国情境下，学界对城乡收入差距和农村居民人均收入是否影响以及如何影响农业化学品投入缺乏足够研究。科学准确地回答该问题，对于缩小城乡收入差距和减少农业化学品投入具有重要政策含义。因此，本文以中国农药施用为例，试图在省级面板数据的基础上分析城乡收入差距和农村居民人均收入对农业化学品投入的影响。首先，本文在梳理相关文献的基础上提出城乡收入差距和农村居民人均收入对农药施用强度的影响机理，然后构建一个刻画城乡收入差距、农村居民人均收入和农药施用强度关系的计量模型，并基于计量结果分析城乡收入差距和农村居民人均收入对农药施用强度的影响。

二、文献综述

近年来，中国的农药过量施用引起了普遍关注。Huang et al. (2001) 等引入损害控制型生产函数研究了中国水稻生产中的农药过量施用问题，结果表明中国水稻生产户实际施用的农药是最佳经济施用量的1.4倍。朱淀等（2014）和 Zhang et al. (2015) 的研究也得到了类似结论。对中国棉花生产的研究发现，常规棉和 Bt 抗虫棉生产户也存在明显的农药过量施用现象（Huang et al., 2002; Zhang et al., 2015）。姜健等（2017）和李昊等（2017）的研究指出，中国菜农和果农也存在经济意义上的农药过量施用现象。

较多文献从不同角度对农药施用的影响因素进行了有益研究。其中，农民的性别、年龄、受教育程度等个人特征以及家庭收入、财富水平、劳动力规模与结构、兼业状况、种植规模等家庭特征均可能对农药施用产生重要影响（例如黄季焜等，2008；王常伟、顾海英，2013；纪月清等，2015）。Chen et al. (2013) 的研究指出，病虫害和转基因生物技术知识水平较高的农民会在 Bt 抗虫棉生产过程中较少施用农药。黄季焜等（2008）和 Liu and Huang (2013) 发现，农民的风险偏好与 Bt 抗虫棉生产中的农药施用量存在显著的负相关关系。米建伟等（2012）对中国 240 个棉农的研究表明，风险规避程度高的农民所施用的农药数量和种类更多、所购买的农药价格更高。Gong et al. (2016)

^①计算所用原始数据来源：国家统计局（编）：《中国统计年鉴 2017》，北京：中国统计出版社。

^②计算所用原始数据来源：国家统计局（编）：《中国农村统计年鉴 2017》，北京：中国统计出版社。

则指出，农民的风险规避意识越强，其农药施用量越高，尤其对于以农业为生计的农民而言。Jin et al. (2016) 的研究发现，农民的风险感知程度与其过量施用农药的概率呈显著的负相关。市场因素也可能影响农民的农药施用行为，在面临较高的农药价格时，农民会为了降低农业生产成本而减少农药施用量（米建伟等，2012；Liu and Huang, 2013）。此外，农业技术培训也被认为是影响农民农药施用行为的重要因素（应瑞瑶、朱勇，2015）。

环境库兹涅茨曲线假设在环境经济学文献中被广泛应用于分析收入水平与环境质量的关系（Dinda, 2004）。Grossman and Krueger (1991) 通过构建计量模型考察了北美自由贸易区协议的环境影响，认为空气中的二氧化硫和烟雾浓度在国民收入处于较低水平时随着人均国内生产总值的增加而升高，但在国民收入水平较高时随着人均国内生产总值的增加而降低。Panayotou (1993) 第一次使用环境库兹涅茨曲线来描述这种“倒 U 型”关系。此后，大量验证环境库兹涅茨曲线假设的实证文献不断出现，但是未能形成一致结论（Dinda, 2004）。例如，Kaufmann et al. (1998) 基于 23 个国家 1974~1989 年数据的研究认为，当人均国内生产总值在 3000~12500 美元这一区间内增长时，二氧化硫浓度下降；但是当人均国内生产总值在超过 12500 美元的范围内增长时，二氧化硫浓度上升。少数文献试图验证环境污染和收入之间的因果关系。例如，Coondoo and Dinda (2002) 基于跨国面板数据，采用格兰杰因果检验，认为环境污染和经济发展之间的因果关系因国家、地区的不同而存在差异。Dinda and Coondoo (2006) 通过分析 1960~1990 年 8 个国家的跨国面板数据指出，人均国内生产总值和二氧化碳排放在不同国家和地区可能存在双向因果关系。

一些学者通过扩展环境库兹涅茨曲线假设来检验收入不均等或收入差距与环境污染的关系。Boyce (1994) 认为，收入不均等程度的扩大不仅会增加富人和穷人的环境时间偏好比率，导致两个群体采取环境破坏行动，而且会鼓励富人向穷人转移环境成本，从而引起环境污染。基于多国数据，Torrás and Boyce (1998) 利用混合普通最小二乘法分析了收入不均等对空气污染和水污染的影响，却得到了不同的结论。他们认为，在低收入国家，收入不平等程度扩大会显著提高空气中的二氧化硫和烟雾浓度从而加重环境污染，但是也会降低空气中的重颗粒污染物浓度和提高水体中的溶解氧含量从而改善环境质量；而对于高收入国家，收入不均等程度与环境污染之间并未呈现显著关系（Torrás and Boyce, 1998）。运用 1985 年关于环境污染的跨国数据，Heerink et al. (2001) 指出，收入不均等程度的扩大会降低环境污染程度。Zhang and Zhao (2014) 利用 1995~2010 年中国国家和地区层面的面板数据的分析指出，平等的收入分配对于控制二氧化碳排放十分重要。Hao et al. (2016) 运用 1995~2012 年中国的省级面板数据进行分析，认为人均二氧化碳排放随着收入差距的扩大而增加。总体而言，收入水平以及不同群体的收入差距和环境污染的关系是一个受到广泛关注的学术议题，但是到目前为止尚未得到一致结论。在中国情境下，相关研究主要探讨工业污染、生活污染、能源消费等与收入水平及收入不平等关系，鲜有文献分析城乡收入差距和农村居民人均收入对农业化学品投入的影响。

三、理论框架与实证模型

（一）理论框架

以往文献在研究收入差距或不均等程度对环境污染的影响时，一般都是在传统的环境库兹涅茨曲线模型的基础上加入反映研究对象内部不同群体间的收入差距或不均等程度的指标(Heerink et al., 2001; Hao et al., 2016)。但是，本文采用的城乡收入差距指标反映的是农村居民与外部群体（即城镇居民）之间的人均收入差距。从本质上讲，农村居民的农药施用是其为了提高自身收入水平的经济行为(Huang et al., 2001)。因此，本文在分析城乡收入差距和农村居民人均收入对农药施用强度的影响机理时，将着重探讨农村居民如何根据城乡收入差距程度以及自身人均收入水平对农药施用强度进行调整。

第一，城乡收入差距可能促使农村居民通过直接增加农药等化学品投入来提高农业收入。改革开放以来，中国农村居民人均收入结构发生了深刻变化。农村居民人均工资性收入占人均收入的比重从1983年的18.6%^①上升至2016年的40.6%^②，而经营性收入占比却持续下降。尽管如此，2016年农村居民人均经营性收入占比仍高达38.3%^③，表明农业生产仍是农村居民的重要收入来源。此外，尽管近年来以种养大户为主的新型农业经营主体不断发展，但是，小农户主导中国农业生产的局面并未发生根本改变(郭庆海，2018)。总体而言，农业生产仍然是农村居民增加收入的主要来源之一(方桂堂，2014)。因此，在城乡收入差距较大时，农村居民可能通过增加农药等化学品投入来提高农作物单产水平，进而通过获得更多的农业生产利润来达到增收的目的(杜江、刘渝，2009)。

第二，城乡收入差距可能促使农村剩余劳动力向非农部门转移从而增加农村居民的非农收入。改革开放初期，家庭联产承包责任制的实施在促进农业生产率提高的同时，产生了大量的农村剩余劳动力(Ebenstein et al., 2011)。20世纪80年代中期以来，在城乡劳动力工资水平悬殊的情况下，大量体力较好和受教育水平较高的农村青壮年劳动力向城镇非农部门转移，这在一定程度上加剧了农业劳动力的老龄化和短缺(胡雪枝、钟甫宁，2012; Li et al., 2013)。因此，为了弥补农业劳动力短缺，留守在农村从事农业生产的农村居民会增加农药等化学品投入以提高农作物产量(Ebenstein et al., 2011)。

第三，城乡收入差距和农村居民人均收入可能对农药施用强度产生交互影响。正如部分环境经济学文献指出，收入差距对环境质量的影响会因收入水平的不同而存在较大差异(例如Hao et al., 2016)。如前所述，城乡收入差距之所以可能对农药施用强度产生影响，其关键原因在于农村居民希望通过调整农药施用强度来提高农业收入及自身收入水平，并最终缩小同城镇居民在人均收入水平上的差距。但是，在城乡收入差距相同的情形下，农药施用强度仍可能在农村居民人均收入较低和

^①计算所用原始数据来源：国家统计局(编)：《中国统计年鉴1984》，北京：中国统计出版社。

^②计算所用原始数据来源：国家统计局(编)：《中国统计年鉴2017》，北京：中国统计出版社。

^③计算所用原始数据来源：国家统计局(编)：《中国统计年鉴2017》，北京：中国统计出版社。

较高的地区存在明显差异。一方面，面临相同的城乡收入差距时，收入水平较高的农村居民的环保意识和自身健康保护意识可能较强（李卫兵、陈妹，2017），从而在农业生产中减少农药施用量（蔡书凯、李靖，2011）。另一方面，在相同城乡收入差距背景下，与收入水平较低的农村居民相比，收入水平较高的农村居民在采用更先进的农药施用技术时所面临的预算约束较弱（沈能、王艳，2016），且采用意愿也较强（黄季焜等，2008）。因此，城乡收入差距和农村居民人均收入可能对农药施用强度产生交互影响。具体而言，农村居民人均收入增长可能减弱城乡收入差距对农药施用强度的正向影响。

（二）实证模型

为了定量研究城乡收入差距和农村居民人均收入对农业化学品投入的影响，本文首先在环境库兹涅茨曲线假设基础上构建一个计量经济模型，具体如下：

$$\ln P_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln y_{it} + \beta_2 (\ln y_{it})^2 + \beta_3 G_{it} + \varphi X + \gamma_t + a_i + u_{it} \quad (1)$$

（1）式中， i 和 t 分别表示第 i 个省份和第 t 年；被解释变量 P_{it} 是农药施用强度；解释变量 y_{it} 是农村居民人均收入， G_{it} 是城乡收入差距， X 是控制变量； γ_t 和 a_i 分别是年份和地区效应， u_{it} 是随机误差项； β_0 、 β_1 、 β_2 、 β_3 和 φ 是待估系数。为了避免数据的异方差性，农药施用强度和农村居民人均收入均取自然对数。

需要说明的是，（1）式并未考虑城乡收入差距和农村居民人均收入对农药施用强度的交互影响。同时，（1）式也未能考虑相邻年份农药施用强度的动态效应，即当年农药施用强度可能受到上一年农药施用强度的影响（Huang et al., 2001; Zhang et al., 2015）。因此，本文在（1）式的基础上扩展得到动态面板数据模型，模型形式如下：

$$\begin{aligned} \ln P_{it} = & \beta_0 + \rho \ln P_{i,t-1} + \beta_1 \ln y_{it} + \beta_2 (\ln y_{it})^2 + \beta_3 G_{it} + \beta_4 (\ln y_{it} \times G_{it}) \\ & + \varphi X + \gamma_t + a_i + u_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

本文采用固定效应模型和随机效应模型对（1）式进行回归分析，并采用豪斯曼检验来判断固定效应模型和随机效应模型的优劣性。但是，对（2）式进行估计时，固定效应模型和随机效应模型均无法解决变量遗漏和双向因果关系所导致的内生性问题（参见 Semykina and Wooldridge, 2010）。Arellano and Bond（1991）提出差分广义矩估计方法，即借助一阶差分方程剔除不随时间变化的不可观测效应，通过引入内生变量滞后项作为工具变量来解决内生性问题。但是，滞后的内生变量可能存在弱工具变量问题（参见 Baltagi, 2008）。为了解决这一问题，Arellano and Bover（1995）、Blundell and Bond（1998）进一步提出综合了一阶差分方程和水平方程的系统广义矩估计方法。在系统广义矩估计中，内生解释变量滞后项的差分被用来作为内生解释变量滞后项的工具变量。在实际应用中，大量研究表明，当被解释变量具有时间持续性时，系统广义矩估计更优于差分广义矩估计（例如 Bond, 2002）。因此，本文采用系统广义矩估计对（2）式进行回归分析。

四、变量设置与数据来源

（一）变量设置

本文的被解释变量为农药施用强度，核心解释变量为农村居民人均收入和城乡收入差距。结合现有文献（杜江、刘渝，2009；沈能、王艳，2016），本文在计量模型中加入了农业财政支出、上一年农产品生产者价格指数、农作物种植结构和时间趋势项等控制变量。

1. 农药施用强度。本文的被解释变量是农药施用强度，以1995~2016年各省份单位播种面积农药施用量来衡量。由于统计部门未直接公布该指标，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》^①。

2. 农村居民人均收入。农村居民人均收入是本文的核心解释变量之一。2012年及之前的农村居民人均收入是指农村居民人均纯收入。但是，2013年，国家统计局对城乡住户调查实施了一体化改革，开始使用农村居民人均可支配收入替代农村居民人均纯收入，但却未公布两者的具体换算方法。考虑到两者差异较小且变化趋势基本保持一致，本文直接采用农村居民人均可支配收入来衡量2013~2016年的农村居民人均收入水平。为了剔除价格变动的影响，本文采用1995~2016年各省份农村居民消费价格指数把农村居民人均收入换算到2016年不变价格水平。其中，农村居民人均纯收入和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。

3. 城乡收入差距。城乡收入差距是本文的另一核心解释变量。本文采用1995~2016年各省份城乡居民人均收入比来衡量城乡收入差距。农村居民人均收入数据的处理和数据来源如上所述。1995~2016年各省份城镇居民人均收入水平以城镇居民人均可支配收入来衡量，并根据相应年份的城镇居民消费价格指数换算到2016年不变价格水平。其中，城镇居民人均可支配收入和城镇居民消费价格指数数据均来自历年《中国统计年鉴》^③。

4. 农业财政支出。长期以来，国家财政通过多种形式的转移支付支持农业发展，其中，农资综合补贴即指国家财政对农民购买农药等农业生产资料的补贴（杜江、刘渝，2009）。因此，农业财政支出可能通过降低农民购买农药的成本而对农民的农药施用强度产生影响（李江一，2016）。由于政府收支分类科目经历了多次变化，为了保证不同年份农业财政支出数据的可比性，本文根据历次政府收支分类科目对相关数据进行了比对和归类。具体而言，1995~2002年农业财政支出为支援农业（村）生产支出、农林水利气象等部门事业费和农业综合开发支出三项之和，2003~2006年农业财政支出为农业支出、林业支出和农林水利气象等部门事业费三项之和，而2007~2016年农业财政支出为农林水事务支出。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2016年不变价

^①国家统计局（编）：《中国农村统计年鉴》（1996~2017年，历年），北京：中国统计出版社。

^②国家统计局（编）：《中国统计年鉴》（1996~2017年，历年），北京：中国统计出版社。

^③国家统计局（编）：《中国统计年鉴》（1996~2017年，历年），北京：中国统计出版社。

格水平，并取自然对数。本文所用农业财政支出数据主要来自历年《中国统计年鉴》^①。但是，《中国统计年鉴》中1995年和1996年四川省农业财政支出未扣除重庆市的数据，因此四川省这两年的农业财政支出数据是根据1998年和1999年《四川统计年鉴》的相关数据^②进行校正后得到。

5. 上一年农产品生产者价格指数。农村居民在农业生产中的农药施用行为会受农作物生产价格波动的影响。一般而言，农产品价格上涨会诱导农村居民增加农药等农业化学品投入以提高农作物单产。由于统计部门未公布农产品价格数据，且农产品价格变动对农业化学品投入的影响可能存在滞后性，本文采用上一年农产品生产者价格指数（2002年之前为农产品收购价格指数）作为农产品价格的代理变量。这一变量的数据来源中，1994年和2001年的数据来自各省份的统计年鉴^③，1995~1998年的数据来自《中国物价及城镇居民家庭收支调查统计年鉴》^④，1999年和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》^⑤，2002年的数据来自2004年《中国农产品价格调查年鉴》^⑥，2003~2015年的数据来自国家统计局网站^⑦。

6. 农作物种植结构。各省份的农作物种植结构不同，农药施用量也因农作物种植结构的不同而存在较大差异（Huang et al., 2001; Zhang et al., 2015）。因此，本文引入一组反映农作物种植结构的变量。首先，把农作物分为粮食、蔬菜、油料和其他作物四类；然后，分别计算各类农作物播种面积占各省份农作物播种面积的百分比，以此作为农作物种植结构指标。由于上述四类农作物播种面积占比之和为100%，为了避免共线性，本文仅在计量模型中放入蔬菜、油料和其他作物的播种面积占比。相关数据来自国家统计局网站^⑧。

7. 时间趋势项。除了上述变量以外，本文也引入了时间趋势项来控制技术进步等随时间变化的因素对农药施用强度的影响。

（二）样本基本情况及变量描述性统计

本文以中国24个省（区、市）为研究区域，北京市、上海市、天津市、重庆市、海南省、内蒙古自治区和西藏自治区由于数据缺失而未计入研究范围，年份区间为1995~2016年。因此，本文采用的是528个样本容量的省级面板数据。表1汇报了主要变量的描述性统计分析结果。

表1 主要变量的描述性统计分析结果

变量名称	单位	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
------	----	-----	-----	-----	-----	-----

^①国家统计局（编）：《中国农村统计年鉴》（1996~2017年，历年），北京：中国统计出版社。

^②四川省统计局（编）：《四川统计年鉴》（1998年、1999年），北京：中国统计出版社。

^③1994年和2001年数据分别来自1995年和2002年各省份的统计年鉴，由于省级统计年鉴过多，本文不一一列举。

^④国家统计局（编）：《中国物价及城镇居民家庭收支调查统计年鉴》（1999~1999年，历年），北京：中国统计出版社。

^⑤国家统计局（编）：《中国价格及城镇居民家庭收支调查统计年鉴》（2000年、2001年），北京：中国统计出版社。

^⑥国家统计局（编）：《中国农产品价格调查年鉴2004》，北京：中国统计出版社。

^⑦<http://data.stats.gov.cn/>。

^⑧<http://data.stats.gov.cn/>。

农药施用强度	千克/公顷	528	9.728	6.393	1.151	27.064
农村居民人均收入	元	528	5725.741	3407.034	1634.952	22866.070
城乡收入差距	—	528	2.808	0.617	1.564	4.916
农业财政支出	亿元	528	209.511	230.565	5.940	1026.750
上一年农产品生产者价格指数	%	528	105.795	11.735	80.300	150.200
粮食作物比重面积占比	%	528	67.583	11.817	32.814	95.699
蔬菜作物播种面积占比	%	528	11.074	6.459	1.518	32.973
油料作物播种面积占比	%	528	9.093	5.867	0.714	34.605
其他作物播种面积占比	%	528	12.250	9.054	1.418	59.892

五、实证结果与分析

(一) 城乡收入差距与农药施用强度的关系

图1为1995~2016年24个省份农药施用强度的箱线图。1995~2016年，各省份农药平均施用强度总体呈现上升趋势。1995年，24个省份农药平均施用强度仅为6.9千克/公顷，之后一直呈现上升趋势，2012年24个省份农药平均施用强度达到峰值，为11.7千克/公顷。2013年以来，农药平均施用强度小幅度下降，尽管2016年下降至11.1千克/公顷，仍与2007年水平相当。

农药施用强度（千克/公顷）

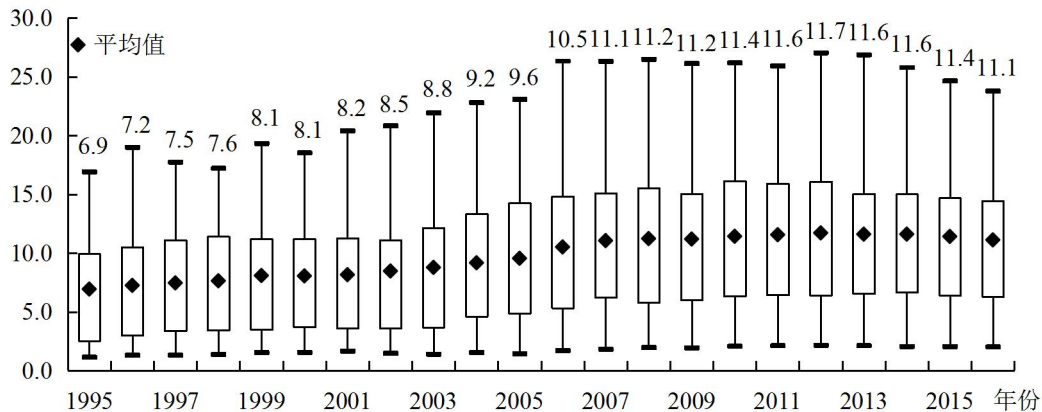


图1 1995~2016年样本省份农药施用强度的箱线图

注：图中数字为农药施用强度均值。

图2为1995~2016年24个省份城乡收入差距和农药施用强度的散点图。总体而言，绝大部分省份的城乡收入差距和农药施用强度均呈现明显的正相关。其中，江苏的农药施用强度从20世纪90年代末以来总体呈现下降趋势，这可能与大力推广绿色防控技术有关（田子华等，2015），因此该省的城乡收入差距和农药施用强度尽管呈现一定的负相关，但是这种负相关并不明显。相比而言，新疆的农药施用强度明显上升，但是其城乡收入差距却表现出下降趋势，这可能与对口援疆力度较大有关（王瑞鹏、祝宏辉，2016）。云南的城乡收入差距最高，在24个省份中唯有云南在1995~2016年的平均城乡居民收入比超过4。但是，自2004年以来，云南的城乡收入差距不断缩小，与

此同时其农药施用强度却不断提高，从而使得两者呈现明显的负相关。需要说明的是，散点图只是直观地反映了两者之间的关系，并未考虑其他因素对农药施用强度的影响。

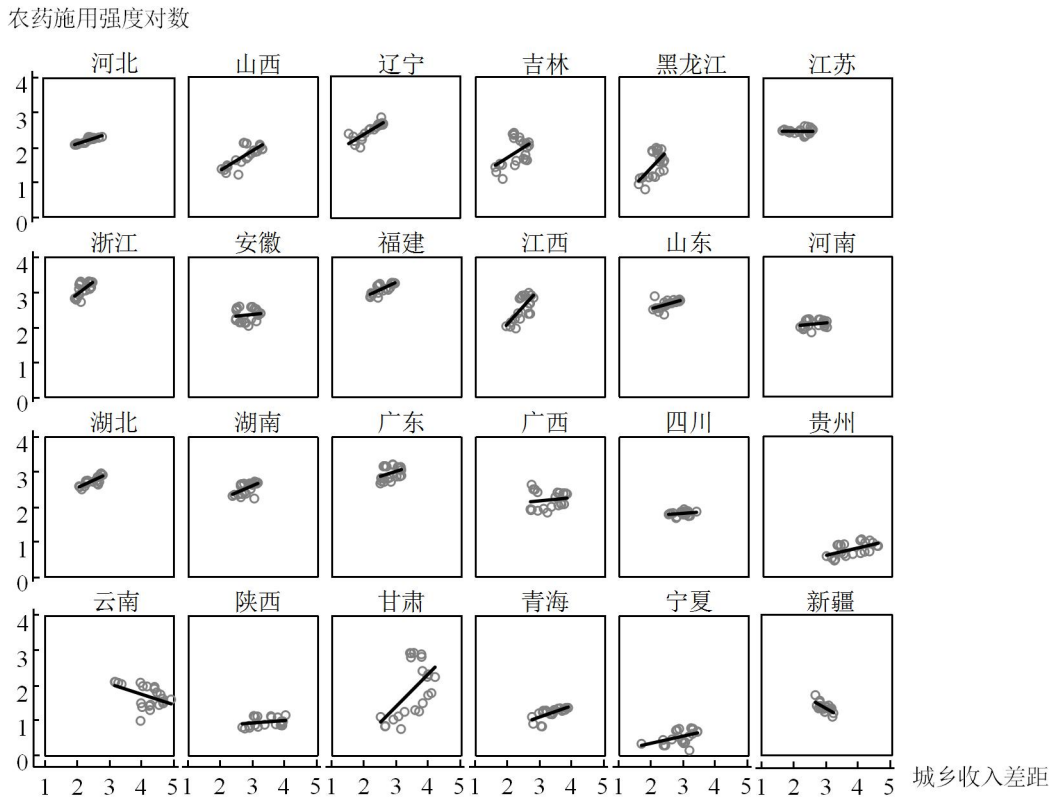


图2 1995~2016年样本省份城乡收入差距和农药施用强度关系的散点图

(二) 主要计量回归结果

1. 回归结果。表2汇报了城乡收入差距和农村居民人均收入对农药施用强度影响的主要计量回归结果。本文首先采用固定效应模型和随机效应模型分别对(1)式进行回归分析。豪斯曼检验统计值为45.630，在1%的统计水平上拒绝了随机效应模型中地区效应(a_i)与解释变量不相关的原假设，因此只有固定效应模型的回归结果是一致的。然后，本文采用系统广义矩估计对(2)式进行回归分析，并对工具变量进行过度识别检验以及对扰动项差分进行序列相关检验。过度识别检验统计值为10.316，接受了所有工具变量不存在过度识别的原假设，表明所有工具变量均有效。一阶序列相关检验统计值为-2.896，在1%的统计水平上拒绝了扰动项差分不存在一阶序列相关的原假设；但是二阶序列相关检验统计值为1.919，在5%的统计水平上接受了扰动项差分不存在二阶序列相关的原假设，因此采用系统广义矩估计对(2)式进行回归分析是合理的。

表2 城乡收入差距和农村居民人均收入对农药施用强度影响的回归结果(因变量：农药施用强度对数)

	固定效应模型		系统广义矩估计	
	估计系数	标准误	估计系数	标准误

城乡收入差距是否提高了农业化学品投入？

农药施用强度滞后项对数	—	—	0.704***	0.122
城乡收入差距	0.114**	0.044	0.888**	0.400
农村居民人均收入对数	4.387***	0.530	3.070***	0.811
农村居民人均收入对数平方	-0.248***	0.027	-0.145***	0.035
城乡收入差距×农村居民人均收入对数	—	—	-0.094**	0.043
农业财政支出对数	-0.044	0.038	-0.022	0.028
上一年农产品生产者价格指数	0.001	0.001	0.000	0.000
蔬菜作物播种面积占比	-0.004	0.004	-0.012	0.013
油料作物播种面积占比	-0.009*	0.005	-0.004	0.007
其他作物播种面积占比	-0.014***	0.003	0.003	0.010
时间趋势项	0.028**	0.012	-0.011	0.012
常数项	-17.441***	2.596	-14.862***	4.286
组内R ²	0.615		—	
豪斯曼检验值	45.630 (0.000)		—	
过度识别检验值	—		10.316 (1.000)	
一阶序列相关检验值	—		-2.896 (0.004)	
二阶序列相关检验值	—		1.919 (0.055)	

注：①括号内数值为p值；②*、**和***分别表示在10%、5%和1%的统计水平上显著。

2. 回归结果分析。本文重点考察城乡收入差距对农药施用强度的影响。固定效应模型和系统广义矩估计结果显示，城乡收入差距均显著，且系数为正，表明城乡收入差距扩大会显著提高农药施用强度（见表2）。固定效应模型结果表明，在其他因素不变时，城乡居民收入比每增加1，农药施用强度将提高11.4%^①。在系统广义矩估计结果中，城乡收入差距和农村居民人均收入交叉项显著，且系数为负，表明农村居民人均收入增长可以减弱城乡收入差距对农药施用强度的正向影响。根据系统广义矩估计结果，当农村居民人均收入低于12668元时，城乡收入差距对农药施用强度的影响为正；当农村居民人均收入高于12668元时，城乡收入差距对农药施用强度的影响则为负^②。2016年，24个样本省份农村居民人均收入的平均值为11967元，其中，17个省份的农村居民人均收入低于12668元，只有湖北、辽宁、山东、广东、福建、江苏和浙江的农村居民人均收入高于12668元。因此，对于大部分省份而言，城乡收入差距扩大会显著提高农药施用强度。

表2的计量结果也表明，农村居民人均收入和农药施用强度存在“倒U型”曲线关系，即农药施用强度首先随着农村居民人均收入的增长而提高，而后随着农村居民人均收入的增长而降低。固定效应模型结果显示，农村居民人均收入一次项显著，且系数为正；二次项也显著，但系数为负，因此可求得“倒U型”曲线拐点的农村居民人均收入为6938元^③。2016年，在24个样本省份中，

^①计算公式为： $0.114 \times 100\% = 11.4\%$ 。

^②当城乡收入差距对农药施用强度的边际影响为正（即 $0.888 - 0.094 \times \ln y > 0$ ）时， $y < 12668$ ；反之， $y > 12668$ 。

^③当农村居民人均收入对农药施用强度的边际影响为零（即 $4.387 - 0.248 \times 2 \times \ln y = 0$ ）时，农村居民人均收入（ y ）

甘肃的农村居民人均收入最低，为 7457 元。因此，固定效应模型的结果表明，2016 年所有样本省份农村居民人均收入均高于这一“倒 U 型”曲线拐点的收入水平，这似乎意味着所有省份的农药施用强度将随着农村居民人均收入的增长进一步下降。需要说明的是，尽管系统广义矩估计的回归结果也表明农村居民人均收入和农药施用强度存在“倒 U 型”曲线关系，但其拐点的农村居民人均收入与根据固定效应模型结果估算的拐点农村居民人均收入存在较大差异。造成上述差异的主要原因在于：动态面板数据模型加入了城乡收入差距和农村居民人均收入的交叉项，该交叉项显著且系数为负，说明在农村居民人均收入不变时，城乡收入差距的扩大会使得“倒 U 型”曲线拐点的农村居民人均收入降低。2016 年，浙江的城乡居民收入比最低，仅为 2.07。如果以 2016 年浙江城乡居民收入比来衡量城乡收入差距，根据表 2 中系统广义矩估计结果可得拐点的农村居民人均收入为 20236 元^①。除了浙江以外，其他省份的农村居民人均收入均低于 20236 元，这意味着绝大部分省份的农药施用强度在不同程度上将随着农村居民人均收入的增长而继续提高。相比而言，2016 年甘肃的城乡居民收入比为 3.45，在所有样本省份中是最高的。以 2016 年甘肃城乡收入差距计算的拐点农村居民人均收入为 12938 元^②。即使这样，也仅有山东、广东、福建、江苏和浙江的农村居民人均收入高于拐点的收入水平。因此，本文的一个重要发现是，不考虑城乡收入差距和农村居民人均收入对农药施用强度的交互影响，会低估“倒 U 型”环境库兹涅茨曲线拐点的农村居民人均收入水平，从而可能降低农药减施政策的科学性和合理性。

农作物种植结构对农药施用强度的影响并不明确（见表 2）。固定效应模型结果显示，与粮食作物播种面积占比提高 10 个百分点相比，油料作物播种面积占比提高 10 个百分点将使得农药施用强度降低 9%。但是，系统广义矩估计结果显示，该影响并不显著。同时，蔬菜作物播种面积占比也未对农药施用强度产生显著影响。这可能是由于粮食作物与其他非粮作物在播种面积占比上的悬殊。本文 24 个样本省份中，粮食作物播种面积占比的平均值超过了 67%，远高于其他三类农作物播种面积占比（见表 1）。尽管不同农作物的农药施用强度存在较大差异，但在播种面积占比悬殊的情况下，省级农药施用强度将主要由粮食作物播种面积占比决定，从而导致其他非粮作物播种面积占比的影响不显著。

（三）稳健性检验

为了检验上述结果的稳健性，本文采用泰尔指数替代城乡居民收入比作为城乡收入差距的代理变量再次进行计量分析。泰尔指数被广泛应用于衡量不同群体的收入差距或收入不平衡（参见王少平、欧阳志刚，2008）。本文采用以下公式计算 1995~2016 年样本省份的泰尔指数，表达式如下：

即为“倒 U 型”曲线拐点的收入水平，解方程可求得： $y = 6938$ 。

^①当农村居民人均收入对农药施用强度的边际影响为零（即 $3.070 - 0.145 \times 2 \times \ln y - 0.094 \times G = 0$ ）时，农村居民人均收入（ y ）即为“倒 U 型”曲线拐点的收入水平。当城乡收入差距（ G ）等于 2.07 时，解方程可求得： $y = 20236$ 。

^②当农村居民人均收入对农药施用强度的边际影响为零（即 $3.070 - 0.145 \times 2 \times \ln y - 0.094 \times G = 0$ ）时，农村居民人均收入（ y ）即为“倒 U 型”曲线拐点的收入水平。当城乡收入差距（ G ）等于 3.45 时，解方程求得： $y = 12938$ 。

$$Th_{it} = \frac{UI_{it}}{I_{it}} \times \ln\left(\frac{UI_{it}}{I_{it}} \bigg/ \frac{UT_{it}}{T_{it}}\right) + \frac{RI_{it}}{I_{it}} \times \ln\left(\frac{RI_{it}}{I_{it}} \bigg/ \frac{RT_{it}}{T_{it}}\right) \quad (3)$$

(3) 式中， i 和 t 分别表示第 i 个省份和第 t 年； Th_{it} 表示泰尔指数， UI_{it} 、 RI_{it} 和 I_{it} 分别表示不变价格的城镇居民总收入、农村居民总收入以及城乡居民总收入之和； UT_{it} 、 RT_{it} 和 T_{it} 分别表示城镇常住人口、农村常住人口以及城乡常住总人口的数量。其中，各省份总人口数据来自《中国人口和就业统计年鉴》^①，城镇和农村常住人口数据来自国家统计局网站^②。

表 3 汇报了稳健性检验的回归结果。对于静态面板数据模型，豪斯曼检验结果仍然拒绝了随机效应模型的原假设，表明固定效应模型结果更优。对于动态面板数据模型，过度识别检验和扰动项差分序列相关检验结果均表明采用系统广义矩估计是合理的。

表 3 泰尔指数和农村居民人均收入对农药施用强度影响的回归结果（因变量：农药施用强度对数）

	固定效应模型		系统广义矩估计	
	估计系数	标准误	估计系数	标准误
农药施用强度滞后项对数	—	—	0.751***	0.132
泰尔指数	1.558***	0.534	9.096*	4.658
农村居民人均收入对数	4.349***	0.522	2.591***	0.792
农村居民人均收入对数平方项	-0.243***	0.027	-0.125***	0.038
泰尔指数×农村居民人均收入对数	—	—	-0.930*	0.523
常数项	-17.332***	2.523	-12.204***	3.833
组内R ²	0.617		—	
豪斯曼检验值	44.120 (0.000)		—	
过度识别检验值	—		9.717 (1.000)	
一阶序列相关检验值	—		-2.948 (0.003)	
二阶序列相关检验值	—		1.931 (0.053)	

注：①括号内数值为 p 值；②其他控制变量与表 2 相同，因考虑篇幅，未列出相关结果③；*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的水平上显著。

表 3 中，泰尔指数均显著，且系数为正，再次表明城乡收入差距会显著提高农药施用强度。系统广义矩估计中泰尔指数和农村居民人均收入交叉项显著，且系数为负，也再次表明农村居民人均收入增长会减弱城乡收入差距对农药施用强度的正向影响。具体而言，当农村居民人均收入低于和高于 17668 元时，城乡收入差距对农药施用强度分别具有正向和负向影响^④，而 2016 年只有浙江的农村居民人均收入高于 17668 元。同时，根据固定效应模型结果计算的“倒 U 型”曲线拐点的农村居民人均收入为 7697 元^⑤。但是，结合系统广义矩估计结果和 2016 年浙江的泰尔指数（0.047）计

^①国家统计局（编）：《中国人口和就业统计年鉴 2017》，北京：中国统计出版社。

^②<http://data.stats.gov.cn/>。

^③当泰尔指数对农药施用强度的边际影响为正（即 $9.096 - 0.930 \times \ln y > 0$ ）时， $y < 17668$ ；反之， $y > 17668$ 。

^④当农村居民人均收入对农药施用强度的边际影响为零（即 $4.349 - 0.243 \times 2 \times \ln y = 0$ ）时，农村居民人均收入（ y ）

算得到拐点的农村居民人均收入为 26616 元^①。这意味着，所有省份的农村居民人均收入均低于拐点的收入水平。即使以 2016 年甘肃的泰尔指数（0.172）来衡量城乡收入差距，也仅有江苏和浙江的农村居民人均收入高于拐点的收入水平（16739 元）^②。因此，分别以泰尔指数和城乡居民收入比作为城乡收入差距的衡量指标所得到的回归结果一致。这充分说明，本文研究结果具有较好的稳健性。

六、结论与启示

本文建立了城乡收入差距和农村居民人均收入对农药施用强度的影响机理，并在 1995~2016 年 24 个省份面板数据的基础上，采用固定效应模型和系统广义矩估计对中国城乡收入差距和农村居民人均收入对农药施用强度的影响进行了回归分析。本文研究主要得出以下结论：城乡收入差距对农药施用强度具有显著的正向影响；农村居民人均收入增长有助于减弱这一正向影响；农村居民人均收入与农药施用强度存在显著的“倒 U 型”曲线关系；而不考虑城乡收入差距和农村居民人均收入对农药施用强度的交互影响可能低估“倒 U 型”曲线拐点的农村居民人均收入水平。

上述研究结论表明，在中国情境下，缩小城乡收入差距与实现农药减施在政策目标上具有较大协同性。为了有效实现农药减施以及农村生态和经济协调发展，政府应建立农村居民收入增长的长效机制，主要包括推动农村劳动力向非农部门转移，加大农业研发力度以推动农业生产持续提高，以及加强农村劳动力的非农职业技能培训。此外，鉴于城乡收入差距对农药施用强度的正向影响，政府应改革城乡收入分配制度，实施有利于缩小城乡收入差距的收入分配制度。

参考文献

1. 蔡书凯、李靖，2011：《水稻农药施用强度及其影响因素研究——基于粮食主产区农户调研数据》，《中国农业科学》第 11 期。
2. 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。
3. 方桂堂，2014：《农民增收的多维路径及当下选择：北京个案》，《改革》第 3 期。
4. 郭庆海，2018：《小农户：属性、类型、经营状态及其与现代农业衔接》，《农业经济问题》第 6 期。
5. 胡雪枝、钟甫宁，2012：《农村人口老龄化对粮食生产的影响——基于农村固定观察点数据的分析》，《中国农村经济》第 7 期。
6. 黄季焜、齐亮、陈瑞剑，2008：《技术信息知识、风险偏好与农民施用农药》，《管理世界》第 5 期。

即为拐点的收入水平，解方程可求得： $y = 7697$ 。

^①当农村居民人均收入对农药施用强度的边际影响为零（即 $2.591 - 0.125 \times 2 \times \ln y - 0.930 \times Th = 0$ ）时，农村居民人均收入（ y ）即为拐点的收入水平。当泰尔指数等于 0.047 时，解方程可求得： $y = 26616$ 。

^②当农村居民人均收入对农药施用强度的边际影响为零（即 $2.591 - 0.125 \times 2 \times \ln y - 0.930 \times Th = 0$ ）时，农村居民人均收入（ y ）即为拐点的收入水平。当泰尔指数等于 0.172 时，解方程求得： $y = 16739$ 。

- 7.纪月清、刘亚洲、陈奕山, 2015:《统防统治: 农民兼业与农药施用》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第6期。
- 8.姜健、周静、孙若愚, 2017:《菜农过量施用农药行为分析》,《农业技术经济》第11期。
- 9.李昊、李世平、南灵, 2017:《农药施用技术培训减少农药过量施用了吗?》,《中国农村经济》第10期。
- 10.李江一, 2016:《农业补贴政策效应评估: 激励效应与财富效应》,《中国农村经济》第12期。
- 11.李卫兵、陈妹, 2017:《收入对居民环境意识的影响: 绝对水平和相对地位》,《当代财经》第1期。
- 12.刘文勇, 2004:《中国城乡收入差距扩大的程度、原因与政策调整》,《农业经济问题》第3期。
- 13.米建伟、黄季焜、陈瑞剑、E.M. Liu, 2012:《风险规避与中国棉农的农药施用行为》,《中国农村经济》第7期。
- 14.沈能、王艳, 2016:《中国农业增长与污染排放的EKC曲线检验: 以农药投入为例》,《数理统计与管理》第4期。
- 15.田子华、吴佳文、朱先敏, 2015:《江苏省推进绿色防控与统防统治融合的做法与发展思路》,《中国植保导刊》第1期。
- 16.王常伟、顾海英, 2013:《市场VS政府, 什么力量影响了我国菜农农药用量的选择?》,《管理世界》第11期。
- 17.王瑞鹏、祝宏辉, 2016:《新疆城市化与城乡收入差距的关系研究》,《统计与决策》第12期。
- 18.王少平、欧阳志刚, 2008:《我国城乡收入差距对实际经济增长的阈值效应》,《中国社会科学》第2期。
- 19.应瑞瑶、朱勇, 2015:《农业技术培训方式对农户农业化学投入品使用行为的影响》,《中国农村观察》第1期。
- 20.张超、孙艺夺、李钟华、胡瑞法、蔡金阳, 2016:《农药暴露对人体健康损害研究的文献计量分析》,《农药学报》第1期。
- 21.朱淀、孔霞、顾建平, 2014:《农户过量施用农药的非理性均衡: 来自中国苏南地区农户的证据》,《中国农村经济》第8期。
- 22.Arellano, M., and S. Bond, 1991, "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", *Review of Economic Studies*, 58(2): 277-297.
- 23.Arellano, M., and O. Bover, 1995, "Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-components Models", *Journal of Econometrics*, 68(1): 29-51.
- 24.Baltagi, B. H., 2008, *Econometrics*, Berlin: Springer.
- 25.Blundell, R., and S. Bond, 1998, "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models", *Journal of Econometrics*, 87(1): 115-143.
- 26.Bond, S. R., 2002, "Dynamic Panel Data Models: A Guide to Micro Data Methods and Practice", *Portuguese Economic Journal*, 1(2): 141-162
- 27.Boyce, J. K., 1994, "Inequality as a Cause of Environmental Degradation", *Ecological Economics*, 11(3): 169-178.
- 28.Chen, R., J. Huang, and F. Qiao, 2013, "Farmers' Knowledge on Pest Management and Pesticide Use in Bt Cotton Production in China", *China Economic Review*, 27: 15-24.

- 29.Coondoo, D., and S. Dinda, 2002, "Causality Between Income and Emission: A Country Group-specific Econometric Analysis", *Ecological Economics*, 40(3): 351-367.
- 30.Dinda, S., 2004, "Environmental Kuznets Curve Hypothesis: A Survey", *Ecological Economics*, 49(4): 431-455.
- 31.Dinda, S., and D. Coondoo, 2006, "Income and Emission: A Panel Data-based Cointegration Analysis", *Ecological Economics*, 57(2): 167-181.
- 32.Ebenstein, A., J. Zhang, M. S. Mcmillan, and K. Chen, 2011, "Chemical Fertilizer and Migration in China", NBER Working Paper No. 17245, <http://www.nber.org/papers/w17245>.
- 33.Gong, B., 2018, "Agricultural Reforms and Production in China: Changes in Provincial Production Function and Productivity in 1978-2015", *Journal of Development Economics*, 132: 18-31.
- 34.Gong, Y., K. Baylis, R. Kozak, G. Bull, 2016, "Farmers' Risk Preferences and Pesticide Use Decisions: Evidence from Field Experiments in China", *Agricultural Economics*, 47(4): 411-421.
- 35.Grossman, G. M., and A. B. Krueger, 1991, "Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement", NBER Working Paper No. 3914, <http://www.nber.org/papers/w3914>.
- 36.Hao, Y., H. Chen, and Q. Zhang, 2016, "Will income Inequality Affect Environmental Quality? Analysis Based on China's Provincial Panel Data", *Ecological Indicators*, 67: 533-542.
- 37.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.
- 38.Huang, J., R. Hu, S. Rozelle, F. Qiao, and C. E. Pray, 2002, "Transgenic Varieties and Productivity of Smallholder Cotton Farmers in China", *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 46(3): 367-387.
- 39.Huang, J., F. Qiao, L. Zhang, and S. Rozelle, 2001, "Farm pesticide, Rice Production, and Human Health in China", IDRC Research Report 2001-RR3, <https://idl-bnc-idrc.dspacedirect.org/bitstream/handle/10625/21603/IDL-21603.pdf?sequence=1>.
- 40.Jin, J., W. Wang, R. He, and H. Gong, 2016, "Pesticide Use and Risk Perceptions among Small-Scale Farmers in Anqiu County, China", *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 14(1): 29.
- 41.Kaufmann, R. K., B. Davidsdottir, S. Garnham, and P. Pauly, 1998, "The Determinants of Atmospheric SO₂ Concentrations: Reconsidering the Environmental Kuznets Curve", *Ecological Economics*, 25(2): 209-220.
- 42.Li, L., C. Wang, E. Segarra, and Z. Nan, 2013, "Migration, Remittances, and Agricultural Productivity in Small Farming Systems in Northwest China", *China Agricultural Economic Review*, 5(1): 5-23.
- 43.Liu, E. M., and J. Huang, 2013, Risk Preferences and Pesticide Use by Cotton Farmers in China", *Journal of Development Economics*, 103(4): 202-215.
- 44.Panayotou, T., 1993, "Empirical Tests and Policy Analysis of Environmental Degradation at Different Stages of Economic Development", ILO Working Paper No. 238, http://www.ilo.org/public/libdoc/ilo/1993/93B09_31_engl.pdf.
- 45.Semykina, A., and J. M. Wooldridge, 2010, "Estimating Panel Data Models in the Presence of Endogeneity and Selection", *Journal of Econometrics*, 57(2): 375-380.

46. Torras, M., and J. K. Boyce, 1998, "Income, Inequality, and Pollution: A Reassessment of the Environmental Kuznets Curve", *Ecological Economics*, 25(2): 147-160.

47. Zhang, C., G. Shi, J. Shen, and R. Hu, 2015, "Productivity Effect and Overuse of Pesticide in Crop Production in China", *Journal of Integrative Agriculture*, 14(9): 1903-1910.

48. Zhang, C., and W. Zhao, 2014, "Panel Estimation for Income Inequality and CO₂ Emissions: A Regional Analysis in China", *Applied Energy*, 136: 382-392.

(作者单位: ¹北京理工大学人文与社会科学学院;

²北京理工大学管理与经济学院)

(责任编辑: 何欢)

Does the Urban-rural Income Gap Increase Agricultural Chemical Input? A Case Study of Pesticide Use

Zhang Chao Sun Yiduo Sun Shengyang Hu Ruifa

Abstract: This article utilizes both fixed effects model and System Generalized Method of Moments to analyze the effect of the urban-rural income gap and per capita rural income on pesticide use intensity based on a provincial panel dataset in China during the period from 1995 to 2016. The results show that the urban-rural income gap has a significantly positive effect on pesticide use intensity, but the growth of per capita rural income is conducive to weakening the positive effect. Meanwhile, there exists an inverted U-shaped relationship between per capita rural income and pesticide use intensity. However, the level of per capita rural income at the turning point of the inverted U-shaped curve can be underestimated if the interactive effect of the urban-rural income gap and per capita rural income on pesticide use intensity is not taken into account. The results demonstrate that there exists a synergic relationship between narrowing the urban-rural income gap and reducing pesticide use from a policy perspective. To realize the reduction of chemical pesticides and coordinated development of rural ecology and economy, the government should establish a robust long-term mechanism for the growth of rural income, and implement an income distribution system that is conducive to narrowing the urban-rural income gap.

Key Words: Urban-rural Income Gap; Pesticide; Environmental Kuznets Curve; System GMM