

绿色农业补贴政策的环境效应和经济效应*

——基于世行贷款农业面源污染治理项目的断点回归设计

左喆瑜 付志虎

摘要：针对高强度的化肥施用和面源污染问题，广东省实施了世行贷款农业面源污染治理项目。本文以此为契机，选取受项目干预的村庄进行拟随机实验设计，考察绿色农业补贴政策的环境效应和经济效应。本文利用地块调查微观数据，通过模糊断点回归设计估算了绿色农业补贴政策对肥料投入环境效率和肥料生产率的局部平均处理效应。与政策制定者预期以及前人研究观点不同的是，本文研究发现绿色农业补贴政策降低了肥料投入环境效率和肥料生产率。在加入协变量、采用三角核函数、选择最优带宽的情况下，绿色农业补贴政策对肥料投入环境效率和肥料生产率的局部平均处理效应显著为负。但不能依此否定该政策，因为在绿色农业技术推广早期阶段，利用补贴政策可以引导要素投入和优化要素配置，提高要素使用水平。可取的政策选择是使绿色农业补贴政策和市场化机制有机衔接，即在绿色农业技术推广早期阶段，通过绿色农业补贴政策提高技术采纳率，随后逐步淡化绿色农业补贴政策，增强市场机制的引导作用。

关键词：绿色农业补贴政策 肥料投入环境效率 肥料生产率 断点回归设计

中图分类号：F014.4 **文献标识码：**A

一、引言

20世纪80年代，中国化肥施用量超过了美国，成为世界最大的化肥消费国（Heisey and Norton, 2007）。1998—2015年，中国化肥施用强度连年增长，从262.4公斤/公顷上升至362.4公斤/公顷，超过发达国家公认的225公斤/公顷的环境安全上限^①。化肥过量施用以及化肥低利用率是导致中国农业

*本文研究得到国家自然科学基金青年项目“农业绿色发展的政策干预与农户行为——基于拟随机实验的经验研究”（编号：71803030）的资助。感谢匿名审稿专家提出中肯、宝贵的修改建议，使本文得以改进。感谢广东省农业科学院农业经济与信息研究所黄修杰副研究员对调查工作的协助。感谢广东省农业农村厅世行农业面源污染治理项目办对调查工作的支持。感谢华南农业大学经济管理学院朱芷晴、李嘉豪、欧阳乔峰三位学生在问卷调查过程中的辛勤付出。文责自负。
本文通讯作者：付志虎。

^①数据来源：国家统计局（编）：《中国统计年鉴》，1999—2016年历年，北京：中国统计出版社。

面源污染的主要原因之一。为促进粮食生产、提高农民收入，中国对农业实施了多种补贴。至 2006 年，中国农业补贴政策形成了以“四项补贴”（即四项农业直接补贴政策，包括良种补贴、农机具购置补贴、粮食直接补贴和农业生产资料综合补贴）为主的农业补贴政策体系^①。这些补贴大多没有和环境保护挂钩，对环境造成了负外部性，主要体现在三方面：第一，补贴政策产生的收入效应有可能导致农户过度施用化肥和农药，造成农业面源污染；第二，补贴政策导致更多不适宜耕种的土地投入生产，存在破坏生态平衡的可能；第三，补贴政策（尤其是粮食直接补贴政策）鼓励农户长期种植粮食作物，导致种植结构单一和地力下降。

在资源趋紧、生态环境日趋脆弱的背景下，中国农业补贴政策的目标从以“保供”与“保增收”为主转变为以绿色发展为主的新导向，相应的政策工具从“四项补贴”转变为农业支持保护补贴（杨芷晴、孙东民，2020）。为推进农业绿色发展，2016 年中央出台《建立以绿色生态为导向的农业补贴制度改革方案》。中国共产党第十九次全国代表大会和 2017—2020 年历年中央“一号文件”都明确提出，要着力解决农业突出环境问题，加强农业面源污染防治，通过农业绿色发展实现投入品的减量化。面对耕地面积减少、土壤质量下降、地下水过度开采等农业资源与环境问题，中国在农业绿色发展方面进行了系统实践，初步探索形成了重在转变农业发展方式、增强农业可持续发展能力的绿色农业补贴政策体系，体现在以下方面：①在农业清洁生产方面，探索实施化肥农药零增长行动补助和农业废弃物资源化利用补助；②在农业节水工程方面，探索实施农户与政府对高效节水灌溉技术的成本共担机制；③在治理农业突出环境问题方面，探索实施耕地轮作休耕试点与种植业结构调整支持补助、耕地保护与质量提升补助、退耕还林还草与草原生态保护补助等。

对农业补贴政策的环境效应与经济效应进行评估，可以检验政策实施效果，为完善政策实施提供依据。现有文献主要对四项农业直接补贴政策进行政策效应评估，较少涉及绿色农业补贴政策。在经济效应方面，学者们对于农业直接补贴政策对播种面积、产出、农民收入等的影响方面持不同观点。一种观点认为，农业直接补贴政策虽然可以提高农民生产积极性，但受农业生产成本上升和农业比较收益较低等的影响，农业直接补贴政策的产出效应不显著（肖琴，2011；番绍立，2016）。另一种观点认为，农业直接补贴政策虽然不与生产直接挂钩，但仍具有增加粮食产量、保障粮食安全、提高农民收入和提升农业生产效率的作用（吴海涛等，2015；吕炜等，2015；汪小勤等，2016；汤敏，2017；江朦朦，2018）。在环境效应方面，现有文献主要研究农业直接补贴政策对化肥施用强度的影响，也存在两种观点。一种观点认为，农业直接补贴政策与环境负外部性无关，例如农资综合补贴政策与化肥施用量之间没有直接关系（黄季焜等，2011）。另一种观点认为，农业直接补贴政策与环境负外部性有关，导致化肥农药过度施用（汪小勤等，2016；于伟咏等，2017）。

地处中国南方的广东省是化肥面源污染最严重的省份之一，化肥施用强度逐年上升，由 1998 年的 305.9 公斤/公顷上升至 2015 年的 536.1 公斤/公顷^②，既高于同期中国化肥施用强度的平均值，也大大

^①资料来源：《中央财政今年 3917 亿用于三农 继续加大投入力度》，http://www.gov.cn/jrzq/2007-10/06/content_769411.htm。

^②数据来源：国家统计局（编）：《中国统计年鉴》，1999—2016 年历年，北京：中国统计出版社。

超出了环境安全上限。为探索农业可持续发展路径，广东省于 2014—2018 年实施了世界银行贷款农业面源污染治理项目（下文简称“世行项目”），目的是借鉴世界银行和发达国家在治理农业面源污染方面的技术、机制与经验，通过在项目区推广环境友好型种植方式和牲畜废弃物管理方式以减少种植业和养殖业对水体和土壤的污染。2014 年，广东省首次在江门市和惠州市的 6 个县 30 个镇开展环境友好型种植业示范项目，2016 年推广至 15 个试点县，2017—2018 年推广至 28 个试点县。世行项目推广的环境友好型种植技术主要有测土配方施肥技术、缓（控）释肥技术、水肥一体化技术、水稻实地养分管理技术、高效低毒农药等，实施的补贴政策有配方肥补贴、缓（控）释肥补贴、高效低毒农药补贴。本文以其中的配方肥补贴政策为例，研究绿色农业补贴政策的环境效应和经济效应。配方肥补贴对象为项目村内实际种植面积不超过 50 亩的散户；补贴方式为对推广的配方肥补贴其零售价的 25%，补贴只能通过 IC 卡系统以打折的形式在农户购买肥料时扣除。世行项目推广的配方肥属于实地技术范畴（site-specific technology），包含测土技术，依据农作物类别和测土结果进行配方，有利于提高作物对养分的吸收率，达到化肥减量化的目的。传统化肥的应用未考虑不同区域土壤养分含量的差异和不同作物对养分需求的差异，需要农户购买不同养分含量的肥料进行配比。而农户因缺乏相应的知识和技术，在施用传统化肥时未依据土壤养分含量进行配比，导致作物对肥料的吸收率低，剩余养分以径流的形式进入土壤和水体，造成环境污染（Fuglie and Bosch, 1995; Khanna, 2001）。

本研究以配方肥为例研究绿色农业补贴政策的环境效应和经济效应。市场化是促进绿色农业技术采纳的有效机制，但农户了解和学习新技术需要付出较高的时间成本和精力成本，使得农户对绿色农业技术的实际采用率低于社会最优水平，存在市场失灵。政府期望通过补贴政策纠正市场失灵，但同时导致了环境友好型肥料的过度施用，降低了农业面源污染治理的效果，导致政策失灵。政策失灵主要源于以下两方面。第一，当由使用传统肥料转向使用配方肥时，农户需要付出较多的时间和精力学习配方肥的使用方法。如果农户没有完全掌握配方肥施用技术规程，肥料施用量会偏离最优配比，导致氮磷钾纯量的实际施用量可能大于最小施用值，从而降低了环境效率。第二，绿色农业补贴降低了投入成本，提高了农户实际购买力，放松了农户购买肥料的资金约束，导致其多施化肥。本文尝试对政府项目与政策干预进行拟随机实验设计，通过断点回归方法识别绿色农业补贴政策的环境效应和经济效应，为检验政策实施效果、修改和完善政策实施方案提供经验证据。

本文其余部分安排如下：第二部分介绍拟随机实验设计与模型设定；第三部分为变量选取和数据说明；第四部分汇报估计结果，并进行稳健性和有效性检验；第五部分为结论。

二、拟随机实验设计与模型设定

（一）实验设计

世行项目为本文使用断点回归设计评估绿色农业补贴政策的环境效应和经济效应提供了契机，受政策干预的村庄是进行拟随机实验的天然实验场。农业政策效应评估为“处理效应问题”，个体通常根据政策预期收益而自我选择参与，使得对平均处理效应（average treatment effect, ATE）的估计存在“选择难题”。解决上述“选择难题”的方法之一是进行随机分组，即随机实验或自然实验。而经济学研究

一般只能获得观测数据，无法满足随机实验的假设条件。解决的办法之一是“依可观测变量选择”（selection on observables），但其假定条件很强，要求回归方程包括所有的相关变量，通常无法满足。因此，一般采用“依不可观测变量选择”（selection on unobservables），以控制不可观测因素的影响，常用的估计方法有敏感性分析（sensitivity analysis）、边界分析（bounds analysis）、工具变量法、差分法、断点回归设计（regression of discontinuity design, RDD）等（参见 Imbens and Wooldridge, 2009）。其中，断点回归设计最接近于随机实验，被认为是拟随机实验设计，可以克服参数估计中的内生性问题。断点回归设计由 Thistlethwaite and Campbell（1960）首次提出，用于评估社会计划备选方案。但直到 20 世纪 90 年代末，该方法才引起经济学家的重视和广泛兴趣（例如 Van Der Klaauw, 2008; Lee and Lemieux, 2010）。断点回归设计已被应用于不同领域，例如人口与劳动经济学（例如 Angrist and Lavy, 1999; Lemieux and Milligan, 2008; 张川川等, 2014; 邹红、喻开志, 2015; 刘生龙等, 2016; 刘生龙等, 2020; 秦雪征等, 2018）、政治经济学（例如 Lee et al., 2004）、环境经济学（例如 Chay and Greenstone, 2005）等。

世行项目基于种植面积对农户获取补贴资格设置了门槛。只有种植面积不超过 50 亩的散户才能获得配方肥零售价 25% 的补贴。因此，本文将“种植面积”看作分组变量，“种植面积等于 50 亩”为农户是否受到政策干预的“断点”。由于是否参与项目为自愿行为，有些种植面积不超过 50 亩的农户因个体原因未参与试点项目，因此没有获得补贴。与此同时，有部分农户的种植面积虽然大于 50 亩，但土地为流转所得，原土地承包者参与了补贴项目并将抵扣配方肥补贴的 IC 卡“赠予”实际经营者。也即“50 亩”是对农户“是否获得补贴”的非精确分组，该特点决定了应该采用模糊断点回归设计（fuzzy regression of discontinuity design, FRDD）。

绿色农业补贴政策同时产生替代效应和收入效应，使得该政策的环境效应和经济效应具有不确定性。传统化肥与配方肥存在替代性，假设最初农户按一定比例施用两种肥料，实施补贴政策后，配方肥的价格相对于传统化肥有所下降，此时会产生两种效应：替代效应和收入效应。相比传统化肥，配方肥能提高作物对养分的吸收率，因此替代效应使得绿色农业补贴政策产生正的环境效应和经济效应。与此同时，补贴政策放松了农户资金约束，在收入效应作用下，农户传统的施肥习惯会促使其用“多出的收入”购买更多的传统化肥以进行“补施”，导致过量施肥，产生负的环境效应和经济效应。当替代效应大于收入效应时，绿色农业补贴政策产生正的环境效应和经济效应；当替代效应小于收入效应时，该政策产生负的环境效应和经济效应。

（二）断点回归设计

本文选择能够体现环境效应与经济效应的两个变量：肥料投入环境效率和肥料生产率。世行项目主要对水稻、蔬菜和薯类提供相应的配方肥，由于肥料投入环境效率和肥料生产率的测算与农作物种类没有关系，因而本文没有对作物类别进行区分。为了使用模糊断点回归方法评估绿色农业补贴政策的环境效应和经济效应，需要估计绿色农业补贴政策在断点处的局部平均处理效应（local average treatment effect, LATE）。LATE 的表达式如（1）式所示：

$$LATE = \frac{\lim_{area \uparrow c} E[Y|area] - \lim_{area \downarrow c} E[Y|area]}{\lim_{area \uparrow c} E[subsidy|area] - \lim_{area \downarrow c} E[subsidy|area]} \quad (1)$$

(1) 式中, Y 为被解释变量, 分别代表肥料投入环境效率和肥料生产率。当 Y 为肥料投入环境效率时, LATE 代表绿色农业补贴政策对肥料投入环境效率的局部平均处理效应; 当 Y 为肥料生产率时, LATE 代表绿色农业补贴政策对肥料生产率的局部平均处理效应。 $subsidy$ 代表处理变量, 定义为是否获得补贴。 $area$ 代表分组变量, 定义为种植面积。“ $area \uparrow c$ ”代表种植面积在断点的左侧, “ $area \downarrow c$ ”代表种植面积在断点的右侧, c 为断点。LATE 的分子为被解释变量在断点左侧的值减去其在断点右侧的值, 也即被解释变量在断点 c 处发生的“跳跃”; LATE 的分母为处理变量在断点左侧发生的概率减去其在断点右侧发生的概率, 也即处理变量在断点 c 处发生的“跳跃”。LATE 的分子大于 0, 表示绿色农业补贴政策会使肥料投入环境效率或肥料生产率产生向上的“跳跃”; 分子小于 0, 表示绿色农业补贴政策会使肥料投入环境效率或肥料生产率产生向下的“跳跃”。LATE 的值大于 0, 表示绿色农业补贴政策产生了正的环境效应或经济效应; 反之, 则表示绿色农业补贴政策产生了负的环境效应或经济效应。接下来, 本文分别通过非参数估计方法和参数估计方法估计 (1) 式的 LATE。

(1) 非参数估计方法。非参数方法不需设定函数形式, 采用核密度估计分别得到 (1) 式中的 4 个极限形式:

$$\lim_{area \uparrow c} E[Y|area] = \frac{\sum_{area \leq c} Y \times K\left\{\frac{(area - c)}{h}\right\}}{\sum_{area \leq c} K\left\{\frac{(area - c)}{h}\right\}} \quad (2)$$

$$\lim_{area \downarrow c} E[Y|area] = \frac{\sum_{area > c} Y \times K\left\{\frac{(area - c)}{h}\right\}}{\sum_{area > c} K\left\{\frac{(area - c)}{h}\right\}} \quad (3)$$

$$\lim_{area \uparrow c} E[subsidy|area] = \frac{\sum_{area \leq c} subsidy \times K\left\{\frac{(area - c)}{h}\right\}}{\sum_{area \leq c} K\left\{\frac{(area - c)}{h}\right\}} \quad (4)$$

$$\lim_{area \downarrow c} E[subsidy|area] = \frac{\sum_{area > c} subsidy \times K\left\{\frac{(area - c)}{h}\right\}}{\sum_{area > c} K\left\{\frac{(area - c)}{h}\right\}} \quad (5)$$

(2) ~ (5) 式中, $K(\bullet)$ 为核函数, h 为带宽, 其他变量定义同 (1) 式。(2) 式和 (3) 式分别为被解释变量在断点左侧和右侧的核密度估计量, (4) 式和 (5) 式分别为处理变量在断点左侧和右

侧的核密度估计量。(2)式减去(3)式得到LATE的分子,(4)式减去(5)式得到LATE的分母。

国外文献对断点回归估计的最优带宽进行了讨论。其中, Imbens and Kalyanaraman (2012)提出的最优带宽选择方法仅适用于精确断点回归,而 Calonico et al. (2014)提出的方法同时适用于精确断点回归和模糊断点回归。本文为模糊断点回归设计,因此采用 Calonico et al. (2014)的方法。本文采用三角核(triangle kernel)函数进行基准估计,在稳健性检验中选用矩形核(rectangular kernel)函数进行估计。断点回归为局部随机实验,是否包含协变量并不影响估计量的一致性,但加入协变量有助于提升对被解释变量的解释力,降低扰动项方差,使估计更为准确。

(2) 参数估计方法。基于断点回归设计的分组变量,本文构造了分组指代变量,记为 T ,用示性函数表示为: $T = 1\{area \leq 50\}$ 。若种植面积小于或等于 50 亩,则 $T = 1$; 否则, $T = 0$ 。将 T 作为处理变量的工具变量,利用广义矩估计法(GMM)来估计绿色农业补贴政策对肥料投入环境效率和肥料生产率的LATE。为减弱分组变量与 $subsidy$ 、 T 之间的多重共线性,本文采用二次型设定,利用 $(area - c)$ 、 $(area - c)^2$ 、 $(area - c)$ 与 T 的交互项以及 $(area - c)^2$ 与 T 的交互项,将分组变量控制在断点两侧。参考 Asher and Novosad (2020)的方法,本文将断点回归设定为:

$$subsidy = \gamma_0 + \gamma_1 \times T + \gamma_2 \times (area - c) + \gamma_3 \times (area - c)^2 + \gamma_4 \times (area - c) \times T + \gamma_5 \times (area - c)^2 \times T + \gamma \times X + u \quad (6)$$

$$Y = \beta_0 + \beta_1 \times subsidy + \beta_2 \times (area - c) + \beta_3 \times (area - c)^2 + \beta_4 \times (area - c) \times T + \beta_5 \times (area - c)^2 \times T + \xi \times X + \varepsilon \quad (7)$$

(6)、(7)式中, X 为协变量, u 和 ε 为随机误差,其他变量的定义同(1)式。

(三) 处理效应模型

为了验证断点回归估计结果的可信性,本文同时提供了处理效应模型(treatment effects model)的回归结果。与断点回归设计有所不同,处理效应模型遵循 Heckman 样本选择模型传统,直接对处理变量进行结构建模,模型设定为:

$$Y = \beta \times X + \gamma \times subsidy + \eta \quad (8)$$

$$subsidy = 1\{\delta \times T + \beta \times X + \mu\} \quad (9)$$

(8)、(9)式中, X 为协变量; $subsidy$ 为处理变量; T 为上文中的分组指代变量,视为处理变量的工具变量。为避免 Heckman 两步估计法中将第一步估计误差带入第二步而导致的效率损失,本文使用最大似然估计法(MLE)同时估计所有模型参数。通过处理效应模型得到绿色农业补贴政策的平均处理效应,然后再与断点回归设计的局部平均处理效应进行比较。

三、变量选取、数据来源和样本描述

(一) 变量选取

1.被解释变量。为衡量绿色农业补贴政策的环境效应与经济效应，本文选取肥料生产率和肥料投入环境效率作为被解释变量。(1) 肥料生产率。即单位氮(N)、磷(P₂O₅)、钾(K₂O)纯量投入的产出，计算方法为亩产与亩均氮磷钾纯量投入之和的比值。

(2) 肥料投入环境效率。即一定产出下亩均氮磷钾纯量投入之和的最小可能值与观测值之比。当该比值等于1时，不存在环境效率损失；当该比值小于1时，存在环境效率损失。计算肥料投入环境效率可以使用随机前沿分析(SFA)或数据包络分析(DEA)方法，为区别非效率效应与噪声效应，本文采用SFA方法。为避免多种要素投入情况下的多重共线性，本文采用柯布一道格拉斯生产函数形式，表达式如下：

$$\ln Q_i = \beta_0 + \beta_1 \times \ln P_{1i} + \beta_2 \times \ln P_{2i} + \beta_3 \times \ln P_{3i} + \beta_4 \times \ln Z_i + V_i - U_i \quad (10)$$

(10)式中， Q_i 为地块*i*的亩均产值； P_1 为地块面积； P_2 为劳动成本，定义为雇工成本与机械服务成本之和； P_3 为可变物质投入成本； Z_i 为亩均氮磷钾纯量投入之和； V_i 是不可控因素， U_i 是技术效率损失。借鉴Reinhard et al. (1999)的方法，以 Z^F 表示生产一定产出的有害投入(environmentally detrimental input)的最小可能值，并令： $U_i = 0$ ，意味着不存在效率损失，由此可以得出当氮磷钾纯量投入得到有效使用时的产出 $\ln Q_i^F$ 。则(10)式可以表示为：

$$\ln Q_i^F = \beta_0 + \beta_1 \times \ln P_{1i} + \beta_2 \times \ln P_{2i} + \beta_3 \times \ln P_{3i} + \beta_4 \times \ln Z_i^F + V_i \quad (11)$$

令(10)式与(11)式相等，则地块*i*的肥料投入环境效率的估计式为：

$$EE_i = \exp\left(-\frac{U_i}{\beta_4}\right) \quad (12)$$

2.核心解释变量。本文核心解释变量为“是否获得补贴”(获得补贴，取值为1；未获得补贴，取值为0)。“种植面积”为对核心解释变量进行分组的分组变量。由于补贴政策同时产生替代效应和收入效应，核心解释变量对被解释变量的影响具有不确定性。当替代效应大于收入效应，说明绿色农业补贴政策有正向的环境效应和经济效应；当替代效应小于收入效应，说明绿色农业补贴政策有负向的环境效应和经济效应。

3.协变量。本文对协变量的选取遵循外生性原则。(1) 受教育年限。受教育水平反映了个体的人力资本水平，会影响技术采纳效果。户主的受教育水平越高，对配方肥施用技术规程掌握得越好，则肥料投入环境效率就越高。(2) 是否村干部。为改善技术推广效果，世行项目选择有威信、具有一定技术基础的村干部担任技术助理，负责开展项目实施。因此，是否为村干部对补贴政策的实施具有影响。(3) 年龄。户主年龄对肥料生产率和肥料投入环境效率的影响具有不确定性：一方面，户主年龄越大的农户越有可能采取精耕细作的生产方式，则年龄对肥料生产率和肥料投入环境效率的影响可能为正；另一方面，户主年龄越大的农户越难以达到新技术的预期效果，则年龄对肥料生产率和肥料投入环境效率的影响可能为负。

(二) 数据来源

本文使用的数据来自课题组于2019年10月至2020年1月在广东省4个市、8个县、25个镇、

67个村开展的问卷调查。本文研究用到的问卷内容主要有家庭基本情况、农业生产投入产出情况、典型地块肥料施用情况。课题研究以世行项目为背景，首先，问卷调查按广东省的地理位置和项目实施情况，选取4个试点市作为样本市：粤东北地区的梅州市、粤东地区的汕尾市、珠三角地区的江门市和惠州市。其次，依据试点作物类别与试点面积，选取8个样本县（包括县级市和区）：梅州市的兴宁县和蕉岭县，汕尾市的海丰县，江门市的恩平市、台山市和开平市，惠州市的惠阳区和博罗县。再次，在样本县选取项目村和非项目村作为样本村，在海丰县选取11个样本村，其余的每个县均选取8个样本村。最后，在每个样本村选取8~12户农户，统计每户面积最大的两个地块。问卷调查获得2018年和2019年两期面板数据，农户总样本为720户，由于部分农户只耕种了一块地，获得的地块总样本为2632个。

根据断点回归的识别策略和研究目的，本文对总样本进行了如下处理。第一，分组变量针对的是项目村，在项目村内，按种植面积确定农户是否可以获得补贴。第二，实施补贴政策的截止时间为2018年，有小部分项目村在2019年仍能获得补贴，但额度较之前有所下降。为保证研究数据的完整性，本文研究仅保留项目村2018年的样本数据。第三，由于农户在不同地块上的施肥行为存在差异，因此本文采用地块数据，同时包含地块所属的农户特征。第四，在测算肥料投入环境效率时将生产函数设定为柯布一道格拉斯形式，该生产函数的对数形式要求投入和产出不能为0，因此去掉未种植的地块样本。经上述处理后，本文研究所用数据包含814个地块样本。

（三）样本描述

表1分为全样本、获得补贴样本和未获得补贴样本对变量进行描述性统计。表1显示，获得补贴的地块样本量为748个，占比91.89%；未获得补贴的地块样本量为66个，占比8.11%。未获得补贴的地块样本占比较少，这是由补贴政策实施特征决定的。对配方肥零售价进行补贴的政策可以降低农户投入成本，所以大部分项目农户都采纳了配方肥，从而获得补贴。而农户是否采纳该技术遵循自愿原则，有部分农户受个体特征影响，未采纳配方肥，从而未获得补贴。获得补贴的样本其肥料投入环境效率和肥料生产率均值比未获得补贴的样本分别低0.0197和2.9322，且该差别表现出统计显著性^①。这表明，绿色农业补贴政策的环境效应和经济效应可能为负。相比于未获得补贴样本，获得补贴样本的种植面积较大、户主担任村干部的农户比例较高、户主年龄较低。

表1 主要变量的描述性统计

| | 变量定义 | 全样本 (n=814) | | 获得补贴样本 (n=748) | | 未获得补贴样本 (n=66) | |
|----------|-------------------------|----------------|---------|-------------------|---------|-------------------|---------|
| | | 均值 | 标准差 | 均值 | 标准差 | 均值 | 标准差 |
| 肥料投入环境效率 | 亩均氮磷钾纯量投入之和的最小可能值与观测值之比 | 0.3300 | 0.1370 | 0.3380 | 0.1340 | 0.3577 | 0.1663 |
| 肥料生产率 | 单位氮磷钾纯量投入的产出 | 21.3207 | 15.3986 | 21.0834 | 14.9788 | 24.0156 | 19.4756 |

^①未获得补贴样本与获得补贴样本的肥料投入环境效率均值、肥料生产率均值、种植面积均值、年龄均值在10%的置信水平上有显著区别，检验结果略。

| | | | | | | | |
|--------|-----------------------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| 是否获得补贴 | 是否获得肥料零售价 25% 的补贴: 是=1, 否=0 | 0.9189 | 0.2731 | 1.0000 | — | 0.0000 | — |
| 种植面积 | 实际种植面积 (亩) | 11.3681 | 17.8280 | 11.6498 | 18.1452 | 8.1758 | 13.4289 |
| 受教育年限 | 户主受教育年限 (年) | 7.8624 | 2.9066 | 7.8690 | 2.8357 | 7.7879 | 3.6396 |
| 年龄 | 户主年龄 (岁) | 55.5012 | 9.1568 | 55.3088 | 8.9550 | 57.6818 | 11.0400 |
| 是否村干部 | 户主是否为村干部: 是=1, 否=0 | 0.2666 | 0.4425 | 0.2727 | 0.4457 | 0.1970 | 0.4008 |

四、估计结果与稳健性检验

(一) 绿色农业补贴政策的环境效应和经济效应

在实施断点回归之前,先用图形展示种植面积分别与获得补贴的概率、肥料投入环境效率、肥料生产率的关系。图 1 显示,在“0”点左侧,获得补贴的概率产生明显的向上跳跃。图 2 和图 3 显示,在“0”点左侧,肥料投入环境效率和肥料生产率产生了向下跳跃,存在明显的断点。这意味着补贴政策对肥料投入环境效率和肥料生产率产生了影响。

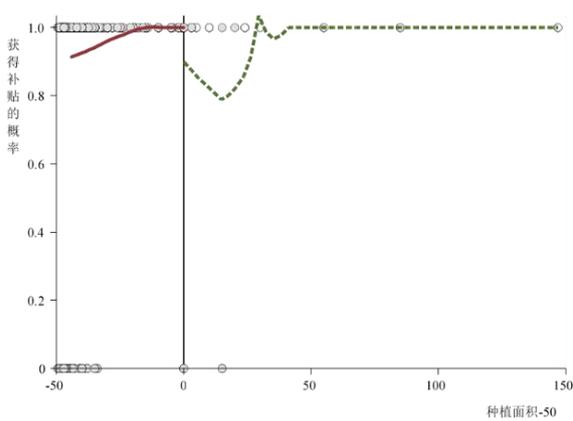


图 1 获得补贴的概率在断点前后的变化

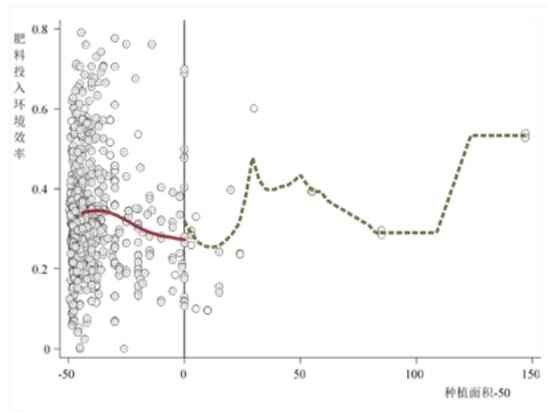


图 2 肥料投入环境效率在断点前后的变化

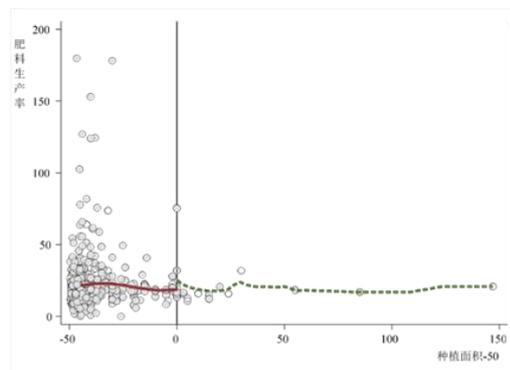


图 3 肥料生产率在断点前后的变化

(1) 非参数估计结果。标准的断点回归设计不需要加入协变量 (Lee and Lemieux, 2010), 直接

根据(2)~(5)式可得到LATE估计值。未加入协变量、采用三角核函数以及选择最优带宽^①的估计结果如表2列(1)所示。为检验稳健性,本文同时报告了未加入协变量、采用三角核函数的情况下选择0.5倍带宽和2倍带宽的估计结果。列(2)和列(3)显示,改变带宽后,估计结果较为稳健。本文还使用了不同的核函数来检验非参数估计结果的稳健性。列(4)至列(6)显示,使用矩形核函数进行非参数估计的结果较为稳健。为了控制其他因素的影响,列(7)至列(12)提供了加入协变量后的断点回归估计结果。

表2 绿色农业补贴政策的RDD估计结果(非参数估计)

| | 三角核 | | | 矩形核 | | |
|--------------------|--------------------------|-----------------------|-------------------------|-------------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 最优带宽 | 0.5倍带宽 | 2倍带宽 | 最优带宽 | 0.5倍带宽 | 2倍带宽 |
| 未加入协变量: | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 肥料投入环境效率的变化 | -0.2293*** (0.0629) | -0.1220** (0.0560) | -0.0605 (0.0697) | -0.2293*** (0.0632) | -0.1220** (0.0560) | -0.0528 (0.0736) |
| 补贴政策对肥料投入环境效率的LATE | -1.6706* (0.8941) | -0.8543** (0.3951) | -0.4283 (0.4047) | -1.6057* (0.8620) | -0.8543** (0.3951) | -0.3796 (0.5362) |
| 肥料生产率的变化 | -8.8478 (6.9934) | -3.8782 (6.3183) | -6.1980 (4.9003) | -5.5959 (5.3489) | -3.0128 (6.5465) | -5.0146 (4.8507) |
| 补贴政策对肥料生产率的LATE | -53.6871*** (16.5753) | -32.2633 (36.5211) | -47.9491** (21.9081) | -44.2979** (21.0664) | -21.6504 (46.2192) | -53.7304 (37.4182) |
| 加入协变量: | (7) | (8) | (9) | (10) | (11) | (12) |
| 肥料投入环境效率的变化 | -0.2098* (0.1270) | -0.0991 (0.0865) | -0.0054 (0.0761) | -0.1623 (0.1232) | -0.0991 (0.0865) | -0.0108 (0.0726) |
| 补贴政策对肥料投入环境效率的LATE | -0.5775*** (0.2325) | -0.5920** (0.3112) | -0.0747 (0.9953) | -0.5173** (0.2557) | -0.5920** (0.3113) | -0.1190 (0.7334) |
| 肥料生产率的变化 | -5.6230 (5.4518) | 1.3751 (6.9766) | -7.2808 (4.4968) | -7.0015 (5.7684) | 1.2069 (6.3011) | -6.1861 (4.3907) |
| 补贴政策对肥料生产率的LATE | -58.3115* (34.9706) | 19.2502 (118.4699) | -56.8088** (27.3238) | -79.5134** (37.0631) | 13.3018 (79.1285) | -39.3470 (26.3620) |

注:①***、**、*分别代表1%、5%和10%的显著性水平;②括号内为标准误差。

表2中,肥料投入环境效率的变化和肥料生产率的变化分别表示各自在断点 c 处发生的“跳跃”,即(1)式中LATE的分子。在未加入协变量、采用三角核函数和选择最优带宽的情况下,肥料投入环境效率的变化和肥料生产率的变化均为负,也即绿色农业补贴政策使肥料投入环境效率和肥料生产率产生向下的“跳跃”;绿色农业补贴政策对肥料投入环境效率和肥料生产率的LATE分别为-1.6706和-53.6871,且均具有统计显著性,表明绿色农业补贴政策产生了负的环境效应和经济效应。在加入协

^①最优带宽的选择依据Calonico et al. (2014)的方法。当核函数为三角核时,估计肥料投入环境效率LATE时选择的最优带宽为3.5,估计肥料生产率LATE时选择的最优带宽为13;当核函数为矩形核时,估计肥料投入环境效率LATE时选择的最优带宽为2.74,估计肥料生产率的LATE时选择的最优带宽为10。

变量、采用三角核函数和选择最优带宽的情况下，肥料投入环境效率的变化和肥料生产率的变化均为负，绿色农业补贴政策对肥料投入环境效率和肥料生产率的 LATE 分别为-0.5775 和-58.3115，且均具有统计显著性，表明估计结果具有稳健性。

绿色农业补贴政策降低了肥料投入环境效率和肥料生产率。由表 2 可知，在未加入协变量和加入协变量的情况下，绿色农业补贴政策对肥料投入环境效率和肥料生产率的 LATE 均为负，且在采用三角核函数和矩形核函数以及选择最优带宽的情形下均具有统计显著性。本文认为，导致该结果原因有两个。第一，世行项目的实施期限为 2014—2018 年，采取分批次的方式选择试点村庄，有部分村庄直到 2018 年才初次获得补贴，短期内较高的学习成本使得部分农户对配方肥施用技术积累不足，减弱了配方肥在化肥减量方面的效果。第二，绿色农业补贴政策的收入效应大于替代效应，产生了负的环境效应和经济效应。一方面，绿色农业补贴政策使得配方肥价格不高于传统化肥，降低了农户新技术采纳成本，促使其以配方肥替代传统化肥。相比传统化肥，配方肥能提高作物对养分的吸收率，在替代效应作用下，绿色农业补贴政策产生正的环境效应和经济效应。另一方面，绿色农业补贴政策放松了农户资金约束，在收入效应下，农户可能会在施用配方肥的同时增施传统化肥，降低了肥料投入环境效率和肥料生产率。由断点回归结果得到绿色农业补贴政策对肥料投入环境效率和肥料生产率的 LATE 均为负，表明收入效应大于替代效应，绿色农业补贴政策产生了负的环境效应和经济效应。

(2) 参数估计结果。本文使用 IV 法进行断点回归估计，用参数估计方法来检验非参数估计结果的稳健性，估计结果如表 3 所示。

表 3 绿色农业补贴政策的 RDD 估计结果 (IV 估计)

| | 被解释变量：肥料投入环境效率 | | 被解释变量：肥料生产率 | |
|--------|---------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|
| | 不加入协变量 | 加入协变量 | 不加入协变量 | 加入协变量 |
| 是否获得补贴 | -0.4890 (0.3606) | -0.5231 (0.4555) | -19.9285 (20.5339) | -5.2086 (25.4951) |
| 受教育年限 | — | 0.0048* (0.0027) | — | 0.4079** (0.1969) |
| 年龄 | — | -0.0020* (0.0011) | — | -0.0202 (0.0777) |
| 是否村干部 | — | 0.0305* (0.0184) | — | -0.2035 (1.3831) |

注：**、*分别表示 5%和 10%的显著性水平。

表 3 中，当不加入协变量时，绿色农业补贴政策对肥料投入环境效率和肥料生产率的 LATE 分别为-0.4890 和-19.9285；当加入协变量时，绿色农业补贴政策对肥料投入环境效率和肥料生产率的 LATE 分别为-0.5231 和-5.2086。使用参数估计方法与使用非参数估计方法得到的 LATE 值在影响方向上一致，同样产生了负的环境效应与经济效应，但显著性水平存在差别，这可能与参数估计中函数形式设定问题所导致的偏差有关。在加入协变量的断点回归中，受教育年限和是否村干部对肥料投入环境效率的影响系数虽然较小，但有显著的正向影响。这说明，当人力资本水平较高时，农户对配方肥施用技术

规程掌握得较好，从而使得绿色农业补贴政策的实施效果较好。

(二) 有效性检验

上节检验了断点回归估计在选择矩形核函数、采用不同带宽、加入协变量以及参数估计情形下的稳健性。断点回归估计结果有效需满足两个假设条件：一是个体不能精确操控分组变量；二是协变量在断点两侧不存在明显的跳跃。接下来，本文对这两个假设条件进行检验。

1.对假设个体不能精确操控分组变量的检验。如果分组变量的密度分布不连续，则可能存在对分组的精确操控；否则认为不存在精确操控（McCrary, 2008；Imbens and Lemieux, 2008）。为了检验分组变量的连续性，本文对种植面积的密度分布进行了 McCrary 检验，其原假设是：当存在精确操控时，种植面积在临界点处存在断点。图 4 给出了分组变量的 McCrary 检验结果，可以看出，种植面积在断点附近没有出现明显的跳跃，分组变量服从随机分布。因此，可以接受密度分布连续的原假设。对于个体能否精确操控分组变量，也可从理论方面做出解释。种植面积由承包地面积和流转面积决定，很难在短期内变动。当种植面积大于 50 亩时，如果为了获得补贴，农户必须放弃超出 50 亩部分的土地，但是放弃种植导致的损失反而超过了肥料补贴的收益。因此，较高的机会成本（包括种植收益损失和违约成本等）使得农户缺乏激励控制分组变量，即满足个体不能精确操控分组变量的假设条件。

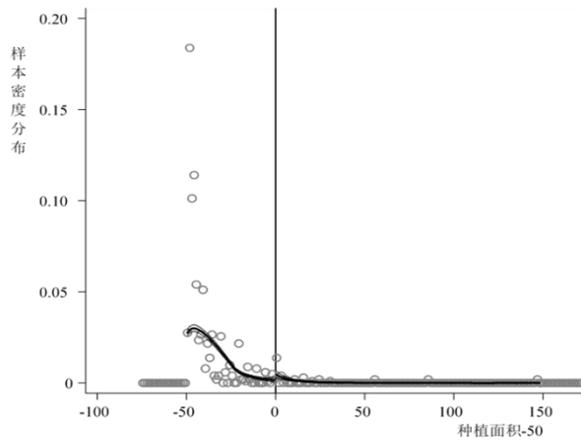


图 4 样本密度分布在断点前后的变化

注：图 4 基于 McCrary (2008) 建议的 DCdensity 程序绘制，箱宽 (bin width) 为 1.25 亩。

2.对协变量在断点两侧是否存在明显跳跃的检验。如果协变量在断点处也发生了“跳跃”，则被解释变量的跳跃不能完全由处理变量的“跳跃”解释，因果推断将失去有效性。本文将被解释变量替换为协变量，得到协变量在断点两侧的变化值，结果如表 4 所示。表 4 显示，只有变量“是否村干部”在 0.5 倍带宽和 2 倍带宽的情况下为非连续，其他协变量的密度分布在断点处都是连续的，基本满足协变量在断点处不发生明显跳跃的假设条件。

表 4 对协变量的连续性检验

| | 被解释变量：肥料投入环境效率 | | | 被解释变量：肥料生产率 | | |
|-------|----------------|---------|---------|-------------|---------|--------|
| | 最优带宽 | 0.5 倍带宽 | 2 倍带宽 | 最优带宽 | 0.5 倍带宽 | 2 倍带宽 |
| 受教育年限 | 27.4667 | 11.0000 | -0.2969 | 5.6979 | -0.2318 | 6.9800 |

绿色农业补贴政策的环境效应和经济效应

| | | | | | | |
|-------|------------|------------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| | (27.4216) | (15.3014) | (12.6977) | (13.4104) | (14.8629) | (12.5312) |
| 年龄 | -150.8587 | -54.0000 | -27.8926 | 1.1819 | -33.2113 | 24.8522 |
| | (116.8733) | (52.2831) | (44.8478) | (28.0449) | (53.1453) | (24.3967) |
| 是否村干部 | -0.4171 | -1.5000*** | -2.4772** | -0.6855 | -2.8875* | -1.6463* |
| | (0.8597) | (0.6325) | (1.3045) | (0.7619) | (1.5285) | (0.9700) |

注：①***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内数值为标准误差；③核函数形式采用基准估计中的三角核函数，最优带宽的选择参照 Calonico et al. (2014)。

(三) 处理效应模型的思路

本文接下来用处理效应模型估计绿色农业补贴政策的环境效应和经济效应，以验证断点回归结果的稳健性。在处理效应模型中，处理变量的估计系数是平均处理效应 (ATE)，而不是局部平均处理效应 (LATE)。表 5 提供了基于 (8) 式和 (9) 式的处理效应模型回归结果，绿色农业补贴政策对肥料投入环境效率和肥料生产率的平均处理效应分别为-0.0235 和-26.1961。这意味着，若将局部影响扩大到全体样本，绿色农业补贴政策效果的估计值大幅度下降，但影响方向不变。由此可见，绿色农业补贴政策确实产生了负的环境效应与经济效应。

表 5 绿色补贴政策影响的平均处理效应 (ATE)

| | 被解释变量：肥料投入环境效率 | 被解释变量：肥料生产率 |
|--------|--------------------|----------------------|
| 是否获得补贴 | -0.0235 (0.0780) | -26.1961*** (2.1226) |
| 受教育年限 | 0.0059*** (0.0018) | 0.3850* (0.1935) |
| 年龄 | -0.0010** (0.0005) | -0.0840 (0.0598) |
| 是否村干部 | 0.0183 (0.0113) | 1.0306 (1.2595) |

注：①***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内数值为标准误差。

五、结论

为促进农户对绿色农业技术的采纳行为，实施与化肥减量行为挂钩的绿色农业补贴政策，本文以广东省实施的世行贷款农业面源污染治理项目为背景，将受政策影响的项目村作为进行拟随机实验的“天然实验场”，结合农户和地块调查数据，利用模糊断点回归设计，估算了绿色农业补贴政策对肥料投入环境效率和肥料生产率的影响。本文研究发现：与政策制定者预期和前人研究观点不同的是，绿色农业补贴政策对肥料投入环境效率和肥料生产率的局部平均处理效应显著为负，该政策产生了负的环境效应与经济效应。

绿色农业补贴政策负的环境效应和经济效应源于技术推广和政策实施早期阶段的学习成本和收入效应。但不能依此否定该政策，因为在绿色农业技术推广早期阶段，利用补贴政策可以引导要素投入和优化要素配置。可取的政策选择是实施与补贴政策相配套的技术推广服务。针对该问题本文提出两点启示。第一，发展非正式的技术推广服务组织。技术推广服务可以降低农户新技术采用的学习成本，非正式推广组织是正式渠道的补充。可在村一级以竞争方式选择责任心强、威信高、具有一定技术基础、亲自耕作的农民，发展为技术助理，为村内农户提供绿色农业技术指导、示范和推广。技术推广

效率的关键是联系和信任，从农村社区内部成长起来的技术推广人员同本地农户有着同质的技术特征和技术需求，双方更易于建立联系和信任。第二，使绿色农业补贴政策和市场化机制实现有机衔接，激励农户采纳新技术并改善技术使用效果。在技术推广的早期阶段，以绿色农业补贴政策提高技术采纳率，随后逐步淡化补贴政策，增强市场机制的引导作用，让农户根据成本收益分析做出技术选择并达到环境保护的目标。

但是，本文对绿色农业补贴政策环境效应与经济效应的估计存在一定局限性。本文的 LATE 估计量没有反映出绿色农业补贴政策的长期效应。随着学习成本的下降和市场激励机制的完善，绿色农业补贴政策的影响有可能从负向转为正向，但是本文无法对其进行验证。与绿色农业补贴政策相配套的技术推广服务有可能产生技术溢出效应，该效应不局限于本社区，还可能扩散至周边邻近社区，农户通过向左邻右舍学习而获得该技术。对上述潜在影响的研究具有学术和现实价值，有待在长期进行持续观察和研究以弥补本文不足。

参考文献

- 1.黄季焜、王晓兵、智华勇、黄珠容、Scott Rozelle, 2011:《粮食直补和农资综合补贴对农业生产的影响》，《农业技术经济》第1期。
- 2.江朦朦, 2018:《农业补贴政策经济效应评估研究》，华中师范大学博士学位论文。
- 3.刘生龙、胡鞍钢、张晓明, 2020:《多子多福? 子女数量对农村老年人精神状况的影响》，《中国农村经济》第8期。
- 4.刘生龙、周绍杰、胡鞍钢, 2016:《义务教育法与中国城镇教育回报率: 基于断点回归设计》，《经济研究》第2期。
- 5.番绍立, 2016:《中国农业补贴政策效应: 理论解析、实证检验与政策优化》，东北财经大学博士学位论文。
- 6.吕炜、张晓颖、王伟同, 2015:《农机具购置补贴、农业生产效率与农村劳动力转移》，《中国农村经济》第8期。
- 7.秦雪征、庄晨、杨汝岱, 2018:《计划生育对子女教育水平的影响——来自中国的微观证据》，《经济学(季刊)》第4期。
- 8.汤敏, 2017:《中国农业补贴政策调整优化问题研究》，《农业经济问题》第12期。
- 9.汪小勤、曾瑜、王俊杰, 2016:《农业直接补贴政策: 文献综述与国别研究》，《河南社会科学》第3期。
- 10.吴海涛、霍增辉、臧凯波, 2015:《农业补贴对农户农业生产行为的影响分析》，《华中农业大学学报(社会科学版)》第5期。
- 11.肖琴, 2011:《粮食补贴政策效应研究》，华中科技大学博士学位论文。
- 12.杨芷晴、孙东民, 2020:《我国农业补贴政策变迁、效应评估与制度优化》，《改革》第4期。
- 13.于伟咏、漆雁斌、余华, 2017:《农资补贴对化肥面源污染效应的实证研究——基于省级面板数据》，《农村经济》第2期。
- 14.张川川、John Giles、赵耀辉, 2014:《新型农村社会养老保险政策效果评估——收入、贫困、消费、主观福利

和劳动供给》，《经济学（季刊）》第10期。

15. 邹红、喻开志，2015：《新退休与城镇家庭消费：基于断点回归设计的经验证据》，《经济研究》第1期。

16. Angrist, J. D., and V. Lavy, 1999, "Using Maimonides' Rule to Estimate the Effect of Class Size on Scholastic Achievement", *Quarterly Journal of Economics*, 114(2): 533-575.

17. Asher, S. E., and P. Novosad, 2020, "Rural Roads and Local Economic Development", *American Economic Review*, 110(3): 797-823.

18. Calonico, S., M. D. Cattaneo, and R. Titiunik, 2014, "Robust Nonparametric Confidence Intervals for Regression-Discontinuity Designs", *Econometrica*, 82(6): 2295-2326.

19. Chay, K. Y., and M. Greenstone, 2005, "Does Air Quality Matter? Evidence from the Housing Market", *Journal of Political Economy*, 113(2): 376-424.

20. Fuglie, K. O., and D. J. Bosch, 1995, "Economic and Environmental Implications of Soil Nitrogen Testing: A Switching-Regression Analysis", *American Journal of Agricultural Economics*, 77(4): 891-900.

21. Heisey, P. W., and G. W. Norton, 2007, "Fertilizers and Other Farm Chemicals", in Evenson, R., and P. Pingali (eds.) *Handbook of Agricultural Economics*, pp.2741-2777.

22. Imbens, G. W. and J. M. Wooldridge, 2009, "Recent Development in the Economics of Program Evaluation", *Journal of Economic Literature*, 47(1): 5-86.

23. Imbens, G. W., and K. Kalyanaraman, 2012, "Optimal Bandwidth Choice for the Regression Discontinuity Estimator", *Review of Economic Studies*, 79(3): 933-959.

24. Imbens, G., and T. Lemieux, 2008, "Regression Discontinuity Designs: A Guide to Practice", *Journal of Econometrics*, 142(2): 615-635.

25. Khanna, M., 2001, "Sequential Adoption of Site-Specific Technologies and its Implications for Nitrogen Productivity: A Bouble Selectivity Model", *American Journal of Agricultural Economics*, 83(1): 35-51.

26. Lee, D. S., and T. Lemieux, 2010, "Regression Discontinuity Designs in Economics", *Journal of Economic Literature*, 48(2): 281-355.

27. Lee, D. S., E. Moretti, and M. J. Butler, 2004, "Do Voters Affect or Elect Policies? Evidence from the U.S. House". *Quarterly Journal of Economics*, 119(3): 807-859.

28. Lemieux, T., and K. Milligan, 2008, "Incentive Effects of Social Assistance: A Regression Discontinuity Approach", *Journal of Econometrics*, 142(2): 807-828.

29. McCrary, J., 2008, "Manipulation of the Running Variable in the Regression Discontinuity Design: A Density Test", *Journal of Econometrics*, 142(2): 698-714.

30. Reinhard, S., C. A. Lovell, and G. J. Thijssen., 1999, "Econometric Estimation of Technical and Environmental Efficiency: an Application to Dutch Dairy Farms", *American Journal of Agricultural Economics*, 81(1): 44-66.

31. Thistlethwaite, D. L., and D. T. Campbell, 1960, "Regression-Discontinuity Analysis: An Alternative to the Ex Post Facto Experiment", *Journal of Educational Psychology*, 51(6): 309-317.

32. Van Der Klaauw, W., 2008, "Regression-Discontinuity Analysis: A Survey of Recent Developments in Economics", *Labour*, 22(2): 219-245.

(作者单位: 新疆大学经济与管理学院)

(责任编辑: 黄 易)

The Environmental and Economic Effects of Green Agricultural Subsidy Policies: A Regression of Discontinuity Design Based on Agricultural Non-point Source Pollution Control Programs with the World Bank's Loan in Guangdong Province

ZUO Zheyu FU Zhihu

Abstract: To solve the problem of high intensity chemical fertilizer application and non-point source pollution, Guangdong Province has implemented the agricultural non-point source pollution control programs with the World Bank's loan. Taking this as an opportunity, this article investigates the environmental and economic effects of formula fertilizer subsidy policies. The villages which are intervened by the projects are selected and a "quasi random experiment" is designed. In the experiment, the farmers joining in the projects and farmers without joining in the projects are selected as "treatment group" and "control group", respectively. The study estimates the local average treatment effect of green agricultural subsidy policies on environmental efficiency and fertilizer productivity by using the micro data of land survey and a fuzzy regression discontinuity design. Contrary to the expectation of policymakers and previous studies, this study finds that green agriculture subsidy policies have reduced the environmental efficiency of fertilizer input and fertilizer productivity. In the case of adding covariates in the model, using the trigonometric kernel function and selecting the optimal bandwidth, the local average treatment effect of green agricultural subsidy policies on environmental efficiency and fertilizer productivity is significantly negative. But the policies should not be denied, because in the early stage of green agricultural technology extension, using subsidy policies has optimized factor inputs and improved the utility level of the factors. In the early stage of technology extension, green subsidy policies should be used to improve the technology adoption rate, and then be weakened gradually to enhance the role of the market mechanism. In this way green subsidy policies and the market mechanism can be linked organically, which is a desirable policy choice.

Keywords: Green Subsidy Policy; Environmental Efficiency; Fertilizer Productivity; Regression of Discontinuity Design