

经济补偿对耕地非农转换的抑制成效检验

——以成都市耕地保护基金的准自然实验为例证

田霞 蔡银莺 张安录¹

(1. 华中农业大学 公共管理学院, 湖北 武汉 430070;

2. 华中农业大学 生态与环境经济研究所, 湖北 武汉 430070)

【摘要】: 以成都市耕地保护基金的准自然实验为例证, 根据 2005~2018 年 LUC 遥感监测数据及社会经济数据, 运用 PSM-DID 方法估算补偿政策对耕地非农转换的抑制效果。研究表明: 经济补偿政策的实施能显著抑制耕地非农转换, 这一结论在稳健性检验后依然成立。并且, 随着政策的持续实施, 耕地非农抑制成效逐渐显化。特别在抑制耕地向城镇用地转换方面起到重要作用, 同时避免更多耕地转换为农村居民点, 但对交通道路、机场等其他建设用地增长的抑制成效不明显。建议总结补偿试点经验, 加快推进耕地保护补偿机制建设, 同时, 提高耕地保护在地方政府政绩考核中的地位, 调动耕地保护内在激励。

【关键词】: 经济补偿 耕地非农转换 抑制成效 PSM-DID

【中图分类号】: F301.2 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1004-8227(2021)05-1229-12

耕地是人类生存发展的基本生产资源, 在保障国家粮食和生态安全、维护社会稳定等方面发挥着至关重要的作用^[1]。随着城镇化、工业化进程的推进, 建设开发过量占用耕地问题日益严峻^[2]。2017 年全国耕地面积减少 $3.4 \times 10^3 \text{hm}^2$, 其中建设占用耕地比例高达 74.98%^[3], 耕地非农转换是耕地数量减少的重要原因。

在政府规划管制及行政监督背景下, 如何发挥市场机制实现资源配置的核心作用及调节功能, 探索效率与公平兼容的耕地保护经济补偿政策及制度, 成为相关学者广泛认同的破解耕地保护困境、遏制耕地微观损失的有效手段及客观选择^[4~8]。近年来, 各级政府和相关学者积极探索耕地保护经济补偿实践模式及理论体系, 以形成相对完善的耕地保护补偿政策及激励机制^[9~13]。

国家一些重要文件也相继提出“建立耕地及基本农田保护补偿机制”的政策导向。一些有条件的地区积极试验示范、探索建立耕地及基本农田保护补偿制度及财政转移支付模式, 提高地方政府、乡村基层组织及农民等直接利益主体参与耕地及基本农田保护的积极性。

截止至 2016 年 12 月, 成都、苏州、上海、广东、浙江、江苏等 17 个省市尝试开展耕地保护补偿试点。其中, 四川省成都

¹作者简介: 田霞(1996~), 女, 博士研究生, 主要研究方向为土地资源经济与管理。E-mail:1758874970qq.com

蔡银莺, E-mail:caiyinyingmail.hzau.edu.cn

基金项目: 国家自然科学基金(71974068;71573099);国家社科重大项目(18ZDA054)

市于 2008 年在全国率先试验推行耕地保护基金制度，将耕地保护补偿与养老保险和农业保险紧密挂钩，积极探索耕地保护实践新举措。

耕地保护经济补偿机制试行十多年，相关研究主要从农户参与视角评价政策的有效性。一些研究表明补偿方式^[14]、补贴流向^[15]、政策预期^[16]、生计禀赋^[17]等因素会影响农户参与耕地补偿政策的积极性与满意度。还有部分研究评价了现有模式的实施效应，例如，蔡银莺等^[18~21]基于农户追踪调研数据从政策满意度、耕地保护和农业生产积极性、土地流转激励和农民增收等角度对上海、成都及苏州试行的耕地补偿政策的实施绩效及其异质性进行研究。

牛海鹏和肖东洋^[22]模拟并比较耕地保护基金和农业支持保护补贴两种情景下，农户参与耕地质量和生态保护积极性的差异。上述研究主要从微观农户参与状态及满意度的视角出发，缺少从土地利用变化等区域宏观数据对政策成效进行检验，尤其是缺少从区域层面测度补偿政策对耕地非农转换的抑制效果。

为此，本文以成都为例证，比对尚未开展补偿实践的昆明、西安、贵阳、长沙、南昌、郑州等六个城市，根据 2005~2018 年 LUCC 遥感监测数据及相关社会经济数据，利用 PSM-DID 方法评估经济补偿激励在抑制耕地非农转换方面的成效，为积极推进耕地保护补偿政策的优化提供参考。

与已有研究相比，本文可能的贡献体现在：第一，采用 LUCC 遥感监测数据，将“耕地保护基金”作为准自然试验，从宏观区域层面研究其对耕地非农转换的影响；第二，按照 LUCC 遥感监测数据分类系统将耕地非农转换细分为耕地转为城镇用地、农村居民点和其他建设用地，分析政策对不同耕地非农转换类型的抑制成效，拓展了耕地补偿政策评价的内容；第三，采用 PSM-DID 方法，降低直接使用双重差分或单差法造成的估计偏差，使评价结果更加准确。

1 经济补偿政策对耕地非农转换的抑制机理

耕地非农转换是土地在农业和非农业部门之间竞争配置的结果，当土地资源在两部门的边际收益相等时，土地配置效益最优。如图 1(a) 所示， MR_c 是建设用地边际收益曲线， MR_f 是耕地边际收益曲线， MR_{f1} 是考虑耕地资源非市场价值后的边际收益曲线。

MR_c 与 MR_{f1} 交于点 A， OQ_1 为经济增长中必须损耗的耕地资源，即耕地代价性损失。而耕地过度性损失 (Q_1Q_2) 是理应避免的耕地消耗，其中，过度性损失 I (Q_1Q_2) 指由于市场失灵，未能将耕地利用的生态和社会价值反映在土地利用决策框架中，因低估耕地综合价值而造成过多的耕地占用。过度性损失 II (Q_2Q_3) 是指由于政府失灵，即严重扭曲土地价格，排斥市场机制对土地资源的配置而导致的耕地资源过度需求，虽 $MR_f > MR_c$ ，因政府不恰当干预，仍促使耕地向建设用地转换。

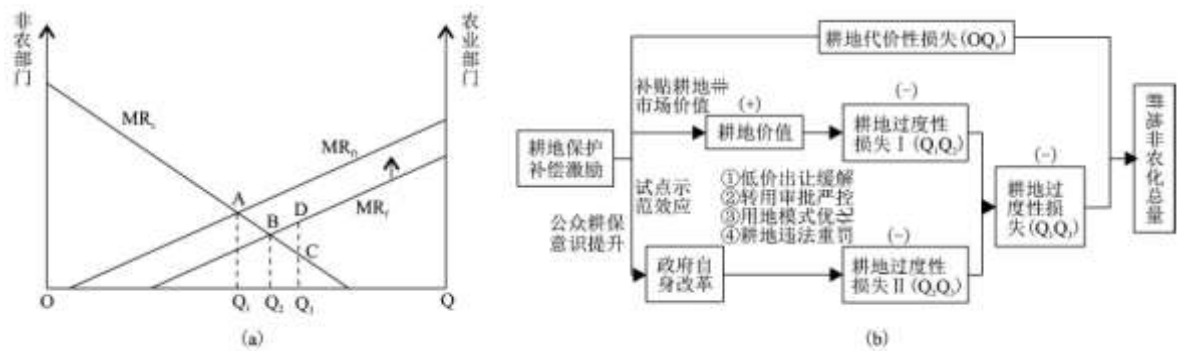


图 1 经济补偿政策对耕地非农转换的抑制机理

由图 1(a)知, 经济补偿政策对耕地代价性损失作用效力有限, 主要可通过降低因政府失灵和市场失灵引起的耕地过度性损失, 达到抑制耕地非农转换的目的。具体作用机理如图 1(b)所示。经济补偿政策内在化耕地保护的非市场价值, 并补贴给耕地保护的主体, 耕地综合价值提高, 缓解了市场失灵导致过量耕地被建设占用的现象, 过度性损失 I 下降。

对于耕地过度性损失 II, 则可以通过制度建设和政府自身改革加以消除或减轻^[23]。当前政绩考核制度下, 面对耕地非农化带来的巨大经济和政治收益, 地方政府往往急于执行严格的耕地保护政策, 甚至默许部分违法侵占耕地行为。与耕地保护相比, 地方政府更注重政绩考核, 甚至以廉价土地作为招商引资的筹码, 扰乱了正常的土地出让市场, 促使城市以“摊大饼”式进行外延扩张。

耕地保护补偿的试点虽不能从根本上解决当前制度建设存在的问题, 但其具有试点示范效应, 能激发当地政府对耕地保护的荣誉追求。同时, 经济补偿政策强调了耕地的非市场价值, 提高了公众的耕地保护意识, 耕地保护氛围逐渐形成。试点示范效应和耕地保护意识的提升促使政府进行自身改革, 通过控制低价出让招商引资行为、严格管控耕地转用审批程序、优化粗放型用地模式、重惩耕地违法利用行为等方式抑制因政府失灵引起的过度耕地非农化损失, 过度性损失 II 下降。

2 研究对象、实证模型与数据说明

2.1 研究对象介绍

成都市 2008 年在全国率先建立耕地保护基金, 对基本农田和普通耕地分别按照 6000 元/($\text{hm}^2 \cdot \text{a}$) 和 4500 元/($\text{hm}^2 \cdot \text{a}$) 的补偿标准, 通过养老保险账户补偿给承担耕地保护责任的农户, 为补偿政策抑制耕地非农转换的成效检验提供了一个“准自然实验”。2018 年成都市耕地总量为 $7.96 \times 10^5 \text{hm}^2$, 较 2005 年减少了 $8.73 \times 10^4 \text{hm}^2$, 年均耕地减少面积为 $6.71 \times 10^3 \text{hm}^2$ 。

其中, 2005~2010, 2010~2015, 2015~2018 年年均耕地分别减少 $8.81 \times 10^3 \text{hm}^2$ 、 $5.63 \times 10^3 \text{hm}^2$ 和 $5.05 \times 10^3 \text{hm}^2$, 耕地年均减少量明显下降, 而这是否与耕地保护经济补偿政策的实施有关有待实证检验。因此选取成都作为政策评价的实验组, 考虑到城市行政等级、地理区位和社会经济发展情况, 选取尚未开展补偿实践的西部城市贵阳、昆明、西安及中部城市长沙、南昌和郑州作为对照组。

具体选取过程为: 首先, 选取与成都毗邻且社会经济发展差距相对较小的省会城市昆明、贵阳和西安。其次, 考虑到成都是西部地区重要的中心城市, 经济发展快于其他西部省会城市, 而东部与西部经济发展差距过大, 因而将中部省会城市长沙、南昌和郑州也纳入对照组城市中以缩小经济发展水平的影响。可知实验组和对照组在社会经济发展水平、常住人口城镇化率、城市行政等级等方面存在诸多相似点, 对照组选取较为合理。

为降低实验组和对照组匹配误差, 提高政策成效检验精度, 本文以城市各县(区、市)为基本研究单元。初步筛选后共计 66 个观察值, 其中实验组 14 个¹, 对照组 52 个²。根据政策效应的滞后性特点, 设定 2005~2010 年为政策效应前期, 此外, 为研究政策成效的持续性, 将 2010~2018 年划分为 2010~2015 和 2015~2018 年两个阶段, 设为政策效应 I 期和 II 期。

2.2 实证模型设定

双重差分模型(Difference-in-Difference, DID)是政策评价常用的评估方法, 能摒除时间、宏观经济和随机干扰等因素的影响。该方法能通过控制其他影响因素 X_{it} , 比较政策发生后实验组和对照组间的差异, 从而估计出补偿政策对耕地非农转换抑制的净效应。“耕地非农转化面积或速率 Y_{it} ”为被解释变量; “虚拟变量 $treat_{it}$ ”反映研究样本是否为政策实施组, 取值为 1 代表实验组, 取值为 0 代表对照组; “虚拟变量 $year_{it}$ ”反映政策实施进程, 实施了补偿政策的年份取值 1, 否则为 0。

为检验政策成效，设立交互项“政策虚拟变量 did_{it} ”， did_{it} 的取值情况是 $treat_{it}$ 和 $year_{it}$ 两个虚拟变量同时取 1 时，取值为 1，其他情况为 0，以衡量经济补偿政策对耕地非农转换的抑制作用。根据上诉界定，双重差分模型的基准回归形式为：

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 treat_{it} + \delta_0 year_{it} + \delta_1 did_{it} + \gamma_0 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中： β_1 控制实验组与对照组之间的不同； δ_0 控制时间对实验组和对照组的影响； δ_1 是核心变量，度量了耕地非农转换抑制的政策成效。

DID 方法运用最关键的前提条件是实验组和对照组必须满足共同趋势假定^[24]，即如果不实施补偿政策，实验组与对照组耕地非农转换的变化趋势并不存在系统性差异。然而，率先进行补偿试验的城市可能本身耕地非农化速度较快，为更有效保护耕地，才进行探索实践。

DID 方法的共同趋势假设前提可能无法满足，而倾向得分匹配 (Propensity Score Matching, PSM) 可以帮助解决这一问题^[25, 26]。具体来说，可以先利用 PSM 对实验组和对照组在基期进行匹配，消除样本偏差，然后结合双重差分估计出补偿政策抑制耕地非农转换的真实效应，保证政策评估结果的准确性。平均处理效应 (ATT) 为：

$$\widetilde{ATT} = \frac{1}{N} \left[\sum_{i \in I} (Y_{it}^I - Y_{it}^I) - \sum_{j \in II} \omega(i, j) (Y_{jt}^{II} - Y_{jt}^{II}) \right] \quad (2)$$

式中： N 为实验组县 (区、市) 级行政单元的数量； i, j 分别为实验组 I 和对照组 II 中的县 (区、市)； $\omega(i, j)$ 为匹配权重，通过倾向得分确定，其中实验组权重为 1，对照组权重为 $\Pr(X)/(1-\Pr(X))$ ^[27]，文章采用核匹配确定权重。

2.3 数据来源与研究变量

本文所用数据样本为成都、昆明、西安、贵阳、长沙、南昌、郑州 66 个县 (区、市) 2005、2010、2015 和 2018 年的土地覆盖遥感监测数据和社会经济数据。其中遥感监测数据来源于中国科学院资源环境科学数据中心，社会经济数据来源于《中国县域统计年鉴》以及各省市地方统计年鉴和统计公报³。

此外，进行稳健性检验的“地票”数据来源于成都农村产权交易所。文章研究重点是经济补偿激励对耕地非农转换的抑制作用。此外，还控制了其他影响耕地非农转换的各类社会经济因素。凡是采用货币度量的指标均以 2005 年为基期通过生产总值指数消除了价格因素的影响。

(1) 被解释变量和核心解释变量。文章将耕地年均非农转换面积 (area) 和速率 λ (rate) 作为被解释变量，以揭示耕地非农化情况。核心解释变量为耕地补偿政策虚拟变量 (did)，研究阶段分为 2005~2010、2010~2015 和 2015~2018 年，其中 2005~2010 年为政策效应前期，因此对 2005~2010 阶段实验组的 did 变量赋值为 0，其余两个阶段赋值为 1。

(2) 控制变量。社会经济发展对耕地非农转换影响较大，且短期内效果显著。参考相关文献^[28, 29]并考虑多重共线性，主要从经济发展水平、地方政府行为、农业发展程度、人口增长情况和产业结构状况选取影响耕地非农转换的其他控制因素。文章用“社会消费品零售总额/地区生产总值”得到社会消费品零售水平，根据社会消费品零售水平、人均 GDP 和第二产业总产值的年

增长率及初始人均 GDP 测度各县(区、市)的经济发展程度。“ $(\text{财政支出}-\text{财政收入})/\text{地区生产总值}$ ”得到财政赤字水平,用财政赤字水平年增长率衡量地方政府行为对耕地非农转换的影响。“ $\text{农林牧渔业总产值}/\text{地区生产总值}$ ”得到农林牧渔业水平,用初始农林牧渔业水平和人均粮食产量年增长率表征地区的农业发展情况。用人口和第三产业占比的年增长率分别控制人口增长情况和产业结构状况对耕地非农化的影响。

3 实证结果与分析

3.1 实证样本筛选及简单比对分析

3.1.1 实证样本筛选

为有效匹配实验组与对照组的县(区、市),控制选择性偏误对实验的影响,满足 DID 使用前提。研究样本筛选及检验步骤如下:(1)倾向分值估计。以是否处于实验组为因变量,控制变量为协变量,采用 logit 模型对实验组和对照组进行倾向得分估计。(2)样本匹配筛选。根据倾向得分进行核匹配,除去未匹配成功的 19 个县(区、市)5,得到 47 个研究样本(政策组 12,对照组 35)。(3)平衡性检验。为了解匹配优劣,对协变量进行平衡性检验。可知所有匹配变量标准偏差的绝对值在匹配后都小于 20%,说明文章选取的匹配变量和匹配方法是合理的,PSM 估计结果较为可靠^[30]。同时,由 T 统计量知,匹配变量在实验组组和对照组间并不存在显著差异。(4)稳健性检验。为保证匹配结果的可靠性,采用四种不同的匹配方法对估计结果进行稳健性检验,结果表明匹配后的协变量标准偏差都通过了平衡性检验,得到的 ATT 估计结果一致性较高。据此认为匹配方法的改变并不会对估计结果产生影响,匹配结果具备较强的稳健性。

3.1.2 简单比对分析

匹配前后实验组和对照组在不同政策实施阶段非农转换面积(area)和转换速率(rate)的均值。分析匹配后的比较结果知,政策实施后,实验组耕地非农转换面积平均水平由 $356.41\text{hm}^2/\text{年}$ 降至 $336.57\text{hm}^2/\text{年}$,转换速率由 $0.0091/\text{年}$ 降至 $0.0088/\text{年}$ 。然而,对照组耕地非农转换面积和速率的平均水平总体呈上升趋势。

数据分析表明,与未实施补偿政策的对照组相比,政策实验组耕地非农转换的规模和速率得到有效遏制。但需要说明的是,这仅仅是在不控制任何其他影响因素情况下的简单比对分析,经济补偿激励是否真正抑制了耕地的非农转化还有待更严格的实证分析。因此,后文运用 PSM-DID 方法对政策的非农转换抑制成效进行了计量检验,并对研究结果进行两组稳健性检验。

3.2 双重差分估计结果与分析

3.2.1 耕地非农转换抑制的整体政策成效分析

补偿政策抑制耕地非农转换的整体成效中(1)(2)(5)(6)和(3)(4)(7)(8)列分别为倾向得分匹配前后的双重差分估计结果。根据模型(3)(7),补偿政策(did)对耕地非农转换面积(area)和速率(rate)的净影响系数为-322.7 和-0.0077,分别在 1%和 5%的水平下显著。加入控制变量后((4)(8)列),政策的抑制成效下降,分别为-288.7 和-0.0072。与匹配后的结果相比,匹配前的双重差分估计结果也能证明政策的有效性,但夸大了政策的作用效果。

经济补偿激励抑制耕地非农转换具体效力的估计结果。政策实施后,实验组实际平均耕地非农转换面积(area)和转换速率(rate)为 $336.57\text{hm}^2/\text{年}$ 和 $0.0088/\text{年}$,反事实估计值分别为 $625.27\text{hm}^2/\text{年}$ 和 $0.0158/\text{年}$,政策的实施使耕地非农转换面积和速率分别降低了 46.17%和 44.30%。上述结果表明,补偿政策的实施确实能有效抑制耕地的非农转换,政策整体成效显著。

3.2.2 耕地非农转换抑制的动态政策效应分析

为分析政策成效的持续性, 分别对政策效应 I 和 II 期设置政策变量 did_2 和 did_3 进行动态效应检验, 回归模型设定为: $Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 treat_{it} + \delta_0 year_{it} + \delta_2 did_2 + \delta_3 did_3 + \gamma_0 X_{it} + \varepsilon_{it}$ 。系数 δ_2 和 δ_3 度量了政策效应 I 期和 II 期的耕地非农转换抑制成效, 其他解释变量与前文定义相同, 在此不做赘述。

不管是否加入控制变量, 在以耕地非农转换面积或速率为被解释变量时, 政策变量 did 的系数均显著为负(除模型(4) did_2 不显著外), 并且政策变量 did_3 的回归系数始终大于 did_2 。进一步对政策具体效力进行分析, 政策效应 II 期实际的耕地非农转换面积和速率分别为 285.96 hm^2 /年和 0.0076/年, 相比于反事实非农转换值, 政策的实施使政策效应 II 期的非农转换面积和速率分别下降了 56.82% 和 57.78%。

对政策效应 I 期而言, 其非农转换面积和速率的抑制效力为 35.62% 和 31.51%, 远低于政策效应 II 期。这一结果充分验证, 耕地保护补偿政策成效具有持续性。政策成效随时间推移逐渐显现的原因可能在于补偿激励政策实施后, 形成了严格保护耕地, 节约集约用地的社会氛围, 公众和当地政府的耕地保护意识形成并逐渐内化。

3.2.3 不同耕地非农转换类型的政策抑制成效差异分析

为了解补偿政策抑制不同耕地非农转换类型的作用成效, 根据 LUCC 遥感监测数据分类系统, 进一步将耕地非农转换细分为转向城镇用地、农村居民点和其他建设用地来估计政策抑制成效的相对大小。分析耕地非农转换面积和转换速率可知, 经济补偿激励抑制耕地转向城镇用地的作用效果分别为 -212.38 和 -0.0060, 在 1% 和 5% 水平下显著, 对转向农村居民点和其他建设用地的抑制作用分别为 -53.75 (-0.0012) 和 -22.55 (-0.0001)。

从政策成效值看, 补偿政策重点抑制耕地转向城镇用地, 同时降低了耕地转向农村居民点的概率, 然而对交通道路、机场等其他建设用地增长的抑制成效并不明显。结合前文理论分析可知, 耕地转为城镇用地抑制效果显著的原因可能在于经济补偿激励的发放和耕地保护意识的提升增加了耕地保护的复合价值, 影响了地方政府以土地换绩效的行为, 抑制了因市场失灵和政府失灵所引致的耕地过度性损失, 从而达到有效遏制城镇用地规模扩张和无序蔓延的目的。

对农村居民点而言, 发放经济补贴能激发农民保护耕地的主观能动性, 促使村庄内部形成一种监督机制, 抑制耕地转为农村居民点用地。而其他建设用地是重大基础设施建设和民生工程的基础, 与社会快速现代化发展进程和人民改善性需求紧密相关, 补贴对耕地代价性损失的作用效力有限。

3.2.4 稳健性检验

由上文分析可知, 补偿激励政策能显著抑制耕地非农转换, 为确保这一结论的可靠性, 进行两组稳健性检验。首先, 进行地区安慰剂检验, 指人为改变政策实施地区, 重新进行 PSM-DID 回归, 检验其他未实施补偿政策的城市是否会出现与补偿组一样的非农转换特征。思路如下: 假设控制组的某一城市在政策效应 I 期和 II 期实施了耕地补偿政策, 通过 PSM 与其他控制组城市的各区县在政策前期进行匹配, 匹配后运用双重差分估计该城市与其他对照组城市之间的耕地非农转换的差别。

若所得结果与成都市类似, 则表明 PSM-DID 没有提供有力证据支撑政策的耕地非农转化抑制效应, 反之, 则说明结果是稳健的。依次对对照组的六个城市进行检验, 非农转化抑制成效的稳健性检验结果, 可知政策变量 did 均不显著为负, 表明上文采用 PSM-DID 方法评估政策的非农转化抑制效应是稳健的。

其次, 要获得补偿激励政策对耕地非农化影响的准确估计, 还需排除同时期其他政策对结果产生的影响。作为国家统筹城

乡综合配套改革试验区，成都市于 2010 年开展农村集体建设用地综合整治创新，即“地票”制度探索，通过农村综合整治将低效建设用地复垦为耕地后形成建设用地指标，在全市范围内实现建设用地增减挂钩。这一举措可能影响各区（县、市）的耕地非农化情况，因此，进行第二组稳健性检验。

在消除“地票”制度影响后，对经济激励政策的耕地非农化抑制成效进行检验。“地票”指标无具体来源与去向，又因实验组是去掉中心城区的二三圈层区域，“地票”制度的运行使耕地和建设用地在成都圈层间发生置换，主要是将二、三圈层的建设用地集中整理形成指标用以支持一圈层的建设^[31]，增加了实验区域的耕地面积。

因此，假定所有区域因“地票”制度所增加的耕地面积相同，对该增加面积进行消减，囿于 2017 年前的“地票”数据难以获得，只能对政策效应 II 期的耕地非农抑制成效进行检验。(1) (3) 和 (2) (4) 分别为匹配前后的双重差分估计，其中匹配后的政策变量 $did3$ 的非农转换面积和速率的估计值分别为 -294.05 和 -0.0088，在 5% 的水平下显著。

政策变量 $did3$ 的非农转换面积和速率的估计值分别为 -376.35 和 -0.0104，分别在 1% 和 5% 的水平下显著。比对政策变量 $did3$ 估计值可知，消除“地票”制度影响后，补偿激励政策的耕地非农抑制估计效力有轻微下降，但对耕地非农转换抑制的总体作用方向和显著程度影响不大。可见，不论“地票”制度是否存在，耕地保护经济补偿政策都具有显著抑制耕地非农转换的效果。

4 结论与讨论

经济补偿是以市场机制为基础的耕地保护政策工具，已成为西方发达国家激励优质农田和乡村适宜景观地保护的有效手段，农民参与管理得到相应财政补贴和经济补偿。耕地保护补偿作为成功经验在国际上得到广泛推广和借鉴，成都市 2008 年率先在全国范围内进行创新实验，这为政策成效评价提供了一个准自然实验条件。

本文以成都为例证，采用 PSM-DID 方法实证检验了经济补偿激励对耕地非农转化的抑制作用。经过严格实证分析，得出结论：(1) 经济补偿政策的实施能显著抑制耕地的非农转化，这一结论在严格的稳健性检验后依然成立。(2) 随政策持续实施，耕地非农化抑制成效日益凸显。(3) 补偿激励政策能减少耕地过度性损失，重点抑制耕地转向城镇用地，同时避免更多耕地转换为农村居民点，然而对交通道路、机场等其他建设用地增长的代价性损失抑制成效并不明显。

上述研究对我国的耕地保护具有较强的政策启示：

第一，本文验证了成都市耕地保护基金抑制耕地非农转换的有效性。我国政府高度重视耕地资源保护，然而现行以行政管控为主的耕地保护制度并未取得预期成效，快速城镇化背景下的耕地保护形势仍然十分严峻。构建耕地保护经济补偿机制是实现耕地保护外部性内在化、抑制耕地非农转换和保存优质耕地的有效手段。因此，建议扩大补偿激励政策的试点范围，总结补偿试点经验，加快推进耕地保护补偿机制的建立。

第二，对不同耕地非农转换类型抑制成效的研究结果表明，经济补偿政策主要通过抑制耕地转为城镇用地发挥效力，降低了耕地过度性损失。因此，在提倡耕地非市场价值，推进补偿机制建设的同时，建议提高耕地保护在地方政府政绩考核中的地位，调动耕地保护内在激励。

参考文献：

[1] 刘殿锋，周泊远，何建华，等. 空间交互视角下中国城市群耕地变化影响因素分析[J]. 农业工程学报, 2019, 35(16): 274-283.

-
- [2]崔许锋,马云梦,张光宏.基于模型集成的中国耕地非农化影响因素及其时空特征研究[J].中国农业科学,2018,51(22):4316-4327.
- [3]中华人民共和国国土资源部.中国国土资源统计年鉴(2018)[M].北京:地质出版社,2018.
- [4]曲福田,朱新华.不同粮食分区耕地占用动态与区域差异分析[J].中国土地科学,2008,22(3):34-40.
- [5]陈秧分,刘彦随,李裕瑞.基于农户生产决策视角的耕地保护经济补偿标准测算[J].中国土地科学,2010,24(4):4-8,31.
- [6]蔡银莺,张安录.规划管制下基本农田保护的经济补偿研究综述[J].中国人口·资源与环境,2010,20(7):102-106.
- [7]苑全治,郝晋珉,张伶俐,等.基于外部性理论的区域耕地保护补偿机制研究——以山东省潍坊市为例[J].自然资源学报,2010,25(4):529-538.
- [8]李广东,邱道持,王利平,等.生计资产差异对农户耕地保护补偿模式选择的影响——渝西方山丘陵不同地带样点村的实证分析[J].地理学报,2012,67(4):504-515.
- [9]陈会广,吴沅箐,欧名豪.耕地保护补偿机制构建的理论与思路[J].南京农业大学学报(社会科学版),2009,9(3):62-66,71.
- [10]纪昌品,欧名豪.区域协调的耕地保护利益补偿机制[J].长江流域资源与环境,2010,19(3):256-261.
- [11]赵凯.论“三级三循环”耕地保护利益补偿模式的构建[J].中国人口·资源与环境,2012,22(7):120-126.
- [12]张浩,靳亚亚,王博,等.基于耕地发展权价值测算的陕西省耕地保护补偿研究[J].农业工程学报,2018,34(22):256-266.
- [13]曹瑞芬,张安录.跨区域财政转移制度的耕地保护效应——以新增建设用地使用费为例[J].资源科学,2019,41(9):1714-1723.
- [14]罗成,蔡银莺,朱兰兰.耕地保护经济补偿方式的农户选择响应——以成都市为例[J].中国水土保持科学,2015,13(6):125-132.
- [15]余亮亮,蔡银莺.补贴流向与耕地保护经济补偿政策农户满意度绩效——以成都市耕地保护基金为例[J].长江流域资源与环境,2016,25(1):106-112.
- [16]余亮亮,蔡银莺.政策预期对耕地保护经济补偿政策农户满意度影响的实证研究——以成都市耕地保护基金为例[J].中国土地科学,2015,29(8):33-40.
- [17]邝佛缘,陈美球,鲁燕飞,等.生计资本对农户耕地保护意愿的影响分析——以江西省587份问卷为例[J].中国土地科学,2017,31(2):58-66.
- [18]朱兰兰,蔡银莺.农田保护经济补偿政策实施异质效应——基于DID模型的动态估计[J].自然资源学报,2017,32(5):

727-741.

[19]余亮亮, 蔡银莺. 耕地保护经济补偿政策的初期效应评估——东、西部地区的实证及比较[J]. 中国土地科学, 2014, 28(12):16-23.

[20]余亮亮, 蔡银莺. 基于农户满意度的耕地保护经济补偿政策绩效评价及障碍因子诊断[J]. 自然资源学报, 2015, 30(7):1092-1103.

[21]蔡银莺, 朱兰兰. 农田保护经济补偿政策的实施成效及影响因素分析——闵行区、张家港市和成都市的实证[J]. 自然资源学报, 2014, 29(8):1310-1322.

[22]牛海鹏, 肖东洋. 情景模拟下粮食主产区耕地保护经济补偿效应研究——基于河南省 801 户农户的实证[J]. 干旱区资源与环境, 2019, 33(1):58-64.

[23]曲福田, 高艳梅, 姜海. 我国土地管理政策:理论命题与机制转变[J]. 管理世界, 2005(4):40-47.

[24]刘瑞明, 赵仁杰. 西部大开发:增长驱动还是政策陷阱——基于 PSM-DID 方法的研究[J]. 中国工业经济, 2015(6):32-43.

[25]HECKMAN J J, ICHIMURA H, TODD P E. Matching as an econometric evaluation estimator:evidence from evaluating a job training program[J]. The Review of Economic Studies, 1997, 64 (4):605-654.

[26]HECKMAN J J, ICHIMURA H, TODD P E. Matching as an economic evaluation estimator[J]. The Review of Economic Studies, 1998, 65(2):261-294.

[27]HIRANO K, IMBENS G W, RIDDER G. Efficient estimation of average treatment effects using the estimated propensity score[J]. Econometrica, 2003, 71(4):1161-1189.

[28]张志东. 博罗县耕地变化及其影响因素分析[J]. 中国农业资源与区划, 2017, 38(5):155-160.

[29]韦宇婵, 张丽琴. 鄂豫地区耕地资源变化时空特征及其影响因素[J]. 水土保持通报, 2019, 39(2):293-300.

[30]ROSENBAUM P, RUBIN D. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects[J]. Biometrika, 1983, 70(1):41-45.

[31]郑沃林, 胡新艳. 基于渝川地票制度的土地创新管理制度思考[J]. 中国农业大学学报, 2019, 24(10):179-186.

注释:

1 简阳市于 2016 年才由成都市代管, 武侯区、成华区、青羊区、金牛区及锦江区地处成都市中心城区, 耕地总量少, 经济发展快, 因此在分析时排除这 6 个区(市)。

2 对照组筛选原则是:去掉耕地总量少或 2005-2010 年耕地变动与整体耕地变化态势相反的 15 个县(区、市)(石林县、碑林区、莲湖区、未央区、新城区、雁塔区、南明区、云岩区、芙蓉区、东湖区、进贤县、青云谱区、湾里区、西湖区和先建区)。

3 因 2018 年社会经济数据未全部更新，政策效应 II 期近似用 2015-2017 年经济数据的年均变化率进行替代。

4 年均耕地非农转换面积 (area)=年均耕地转为建设用地的面积-年均建设用地复垦为耕地的面积，年均耕地非农转换速率 (rate)=年均耕地非农转换面积/期初实有耕地。

5 PSM 筛掉的 19 个样本:实验组(都江堰市和彭州市)，对照组(东川区、五华区、西山区、灞桥区、高陵区、鄂邑区、阎良区、长安区、乌当区、修文县、岳麓区、青山湖区、二七区、管城区、金水区、上街区和中原区)。