

被动反应与主动选择：国家土地督察何以抑制城市扩张*

杨孟禹 唐宝时 刘雅宁

摘要：土地制度是影响城市扩张的重要因素。本文将国家土地督察制度设立视为准自然实验，构建2000—2021年287个地级及以上城市数据集，实证分析土地督察是否抑制以及如何抑制城市扩张。研究发现：土地督察能有效抑制城市扩张，被督察城市的扩张速度约下降5.3%。土地督察对城市扩张的抑制作用主要通过威慑城市政府促进土地出让市场化、遏制土地违法利用、矫正土地策略性配置的“被动反应”，以及激励城市政府调低经济增长目标、提高土地利用效率的“主动选择”机制来实现。异质性分析发现，“被动反应”与“主动选择”均有空间异质性：远离海岸线、经济增长土地依赖度高、市委书记任期短的城市“被动反应”效应较强，而邻近海岸线、经济增长土地依赖度低、市委书记任期长的城市则“主动选择”效应较强。本文为深入理解国家土地督察制度的经济效应提供了新的经验证据，对推进城市治理现代化有一定启发。

关键词：土地督察 城市扩张 被动反应 主动选择

中图分类号：F301.2 **文献标志码：**A

DOI:10.20077/j.cnki.11-1262/f.2024.02.007

一、引言

从科学发展观到新发展理念，经济高质量增长历来都是党和国家关注的重点，而“以地谋发展”模式下形成的城市扩张^①是制约经济高质量增长的主要因素。2006年起逐步建立的国家土地督察制度，其目的是对城市经济增长中存在的违规违法用地、耕地保护不力、土地调控政策落实不到位等问题进行专项督察。十多年来，该制度不但在规范土地利用、加强耕地保护、落实国家土地调控政策等方面取得了积极效果（谭术魁等，2013），而且在矫正地方政府偏离中央制定的发展目标程度、缓解中央和地方政府信息不对称（陈晓红等，2019）等方面发挥了关键作用。对城市扩张成因的一般解释是：

*本文研究受国家社会科学基金一般项目“‘城一圈一群’网络结构支撑大中小城市协调发展的机制与路径研究”（编号：23BJY132）的支持。感谢匿名审稿专家和编辑部提出的修改建议，同时感谢暨南大学陈林教授的有益评论，但文责自负。

^①本文研究将城市扩张定义为：土地城镇化快于人口城镇化，土地供给量超过人口实际需求的土地低效利用现象。

由于央—地信息不对称，中央政府难以有效监管地方政府的用地行为、土地政策执行情况等，地方政府为追求经济增长快速显化，便大力推进以土地扩张为特征的城镇化，唯 GDP 是举、片面追求土地财政和土地融资规模增长。尽管土地督察的职责是打击违法违规用地行为、落实耕地保护目标责任制、监督土地调控政策实施，而不是直接干预城市扩张的治理政策，但是，很显然，只要土地督察的主要目标能够实现，城市扩张的有效治理在一定程度上也就基本可以实现了。

关于城市扩张的成因，学界有不同视角的解释。在自然地理因素方面，经典经济地理学认为城市地形、地质、水资源等是影响城市扩张的基础因素；在经济因素方面，经典静态单中心城市理论认为居民收入、人口增长、交通条件和地价是影响城市扩张的重要因素。在此基础上，学者们分别从土地开发（Capozza and Helsley, 1989）、消费者偏好（Brueckner, 2000）、市场不确定性（Fallah et al., 2011）、交通基础设施（邓涛涛和王丹丹, 2018）、土地出让市场化（曹清峰和王家庭, 2019）等视角来解释城市扩张的成因。除此之外，学者们也注意到了中国城市扩张与地方政府行为的关系非常密切，相关研究分别从地方政府间经济增长竞争（杨孟禹等, 2018）、产权保护（陆铭等, 2018）、领导干部晋升激励（杨建坤和曾龙, 2019）、地方增长目标（黄亮雄等, 2021）、政府换届周期（石光等, 2021）、土地利用规制（刘修岩等, 2022）等视角来解释城市扩张的成因。不难发现，城市扩张与土地利用条件、土地利用动机、土地利用方式、市场环境等地理经济因素相关。然而，鲜有文献直接关注到与以上因素密切关联的国家土地督察制度可能对城市扩张产生的影响。

国家土地督察制度不仅可以直接实现对地方政府用地行为进行监督，还可以间接地缓解长期以来土地治理领域由中央—地方政府之间信息不对称产生的委托—代理困境。作为监督功能，国家土地督察制度可对地方政府用地行为和土地调控政策落实情况进行严格监督与直接追责，以此抑制土地违法利用（谭术魁等, 2013）；作为“传声筒”功能，国家土地督察亦可提升中央对地方政府的信息获取完备程度，缓解央—地信息不对称（陈晓红等, 2019），达成符合中央制度供给、高质量发展和地方发展诉求的目标聚合。此外，国家土地督察还可提高城市土地出让市场化程度（赵雲泰等, 2012），有效减少耕地占用，弱化城市建设用地指标执行中的机会主义倾向（张绍阳等, 2019），降低土地财政增长速度（刘佳和彭佳, 2022），从而提高城市土地利用效率。归结起来看，现有文献仅关注到国家土地督察制度的监督功能，并以此分析其通过威慑作用遏制地方政府用地低效扩张，鲜有文献从国家土地督察制度的“传声筒”功能视角展开分析其抑制城市扩张的效应和机制。

作为一项土地监督管理领域高强度、高规格的制度安排，国家土地督察制度会对城市经济增长中土地未批先用、少批多用、违法占用、土地出让市场寻租等行为产生较强的威慑力，地方政府很可能“被动反应”，被动加速城市土地出让市场化程度、遏制土地违法利用程度、矫正土地策略性配置行为，从而抑制城市扩张。与此同时，地方政府也可能“主动选择”，一方面更积极配合督察，以增加晋升本或获取建设用地指标奖励；另一方面则主动选择较低的经济增长目标，以获得更好的增长达标率，借此向中央政府展现更积极的高质量增长转型治理能力，进而提高存量土地利用效率，抑制城市扩张。那么，国家土地督察真能抑制城市扩张吗？地方政府“被动反应”和“主动选择”行为真的存在吗？二者孰强孰弱？空间异质性如何？为此，本文拟对这些问题展开系统的理论分析和计量检验。

本文的边际贡献主要体现在以下两个方面：第一，拓展了国家土地督察制度对地方政府行为影响的研究视角。本文尝试跳出以往文献的“威慑”视角，提出并证实了被督察的城市政府不仅会因“威慑”而“被动反应”，也会出现为积极“传声”而“主动选择”。第二，拓宽了国家土地督察制度经济效应的研究范围。本文尝试分析以往文献未关注到的，与土地督察有间接关联的城市扩张现象，同时以此为研究对象，在一定程度上可以缓解国家土地督察制度准自然实验中的样本选择偏误问题。

二、理论分析与研究假说

（一）何以发生：城市政府的行为逻辑

一直以来，在财政分税制和领导干部晋升考核制影响下，中国城市政府间存在激烈的横向和纵向增长竞争。横向上主要集中在招商引资、地方税率、经济增长等方面，而纵向上则体现为城市政府干部想在上级政府普遍关注的经济增长政绩上有更好表现，而竞相卖地是二者共同作用产生的后果之一，最终形成城市发展的“土地—财政—金融”三位一体模式。在这种模式下，土地策略性配置和城乡土地不平等配置被加剧，导致城市扩张：一方面，城市政府土地策略性配置的最优选择是低价出让工业用地和高价出让商住用地，工业用地价格较低有利于招商引资吸引企业，而商住用地价格较高能弥补该财政缺口，这种价格“剪刀差”导致工业和商住用地扩张速度远超其最优承载的人口规模扩张速度；另一方面，由于城市政府在土地交易方面“谈判能力”较强，农村土地征收价格普遍较低，但土地增值收益主要归城市政府所有，这实际是用当期农地资源补贴未来城市发展，必然会引起土地配置的城乡失衡（姚树荣等，2022）。农村因大量土地廉价出让而逐渐收缩，城市则由于获得大量廉价土地而加速低效扩张，由此出现土地扩张速度快于人口扩张速度、土地要素低效配置引致城市扩张的局面。

国家土地督察本是为弥补过去城市经济发展中出现“以地谋发展”模式的制度缺陷而设计的。在经典的委托—代理理论框架下，中央政府是委托人、城市政府是代理人，在中央政府派出督察组监督代理人时，城市政府就会成为趋利避害的理性主体。首先，在土地督察组的威慑下，已发生的土地违法利用行为会被纠正，政企之间过去形成的违规违法用地“合谋”会被打破、土地出让寻租空间会被压缩。其次，土地督察意味着中央在土地利用管控上不再“睁一只眼闭一只眼”，而是“动真格”了，土地供给量面临收缩，城市政府会制定更合理的用地政策来应对，而主动选择调低经济增长目标、降低其对土地需求的刺激是不二之选。最后，由于土地督察可以缓解央—地信息不对称，城市政府愿意配合督察行动，甚至积极启动自查，向中央政府呈现较强的经济治理能力信号。因此，城市政府行为从“被动反应”到“主动选择”的嬗变，也是适应从“以地谋发展”到“高质量发展”转型的选择。

综上所述，本文提出待检验假说 H1：国家土地督察能抑制城市扩张。

（二）何以抑制：“被动反应”与“主动选择”

在本文研究中，“被动反应”指城市政府在国家土地督察制度的威慑下被动纠正土地违法利用行为，“主动选择”指城市政府在国家土地督察制度的威慑和“传声筒”功能的影响下，主动调低经济增长目标、严格执行土地调控政策以争取用地奖励等行为。一般认为，城市政府为弥补财政缺口会低价大量出让土地，甚至以“以租代征”“未批先用”等方式占地用地，这些行为均会加剧城市扩张，

而土地督察通过例行专项审核的方式，强化对城市土地征收转用、建设用地审批划拨、土地出让审核等方面的检察。在理性政府的行为逻辑下，城市土地出让市场化被加速（杨其静等，2021）、土地违法利用被遏制、土地策略性配置行为被矫正。因此，城市扩张趋势会被抑制，并且该抑制效应在相对欠发展的远离海岸线或经济增长土地依赖度较高、主政领导干部任期短的城市会更强。其原因在于：国家对远离海岸线城市有较强的土地配置偏向（韩立彬和陆铭，2018），且远离海岸线城市的经济增长压力较大，对土地的需求刺激较强，而对于经济增长土地依赖度高或主政领导干部任期短的城市，土地是经济增长的主要动力源（“新官上任三把火”——短任期下追求经济增长快速显化），容易滋生或者出现土地违法利用和土地出让市场化滞后现象。因此，国家土地督察制度的威慑力能遏制城市政府的卖地冲动，能矫正其违法用地行为，且在空间上是异质的。

当然，城市政府也可以表现得更加“主动”，因为土地督察在一定程度上具有“传声筒”功能，城市政府有一定动力积极配合土地督察，向中央政府展示其较强的高质量经济发展的治理能力。同时，城市政府通过严格执行中央土地政策，根据有关规定有望获得建设用地指标奖励^①。当然，更重要的是土地督察通过严格监管减少了城市政府能自由调配的土地资源，若城市政府主动调低经济增长目标，既能较快地达成经济增长目标，又能在领导干部考核指标体系中获得“好评数据”^②。此外，在经济高质量发展背景下，土地集约利用至关重要，以土地督察为契机调低经济增长目标也是城市政府“借坡下驴”的理性选择。自2011年起低价卖地推进城市工业化的模式遭遇寒冬，单位工业用地产出增长率逐年下降，依赖土地财政实现经济增长的模式导致城市政府债台高筑，经济高质量发展转型压力倍增（刘守英等，2020），而土地督察制度有助于表现好的城市赢回一定的政治声誉，所以，城市政府有动力借机主动调低增长目标（黄亮雄等，2021），进而从需求端抑制城市扩张。

综上所述，本文提出待检验假说 H2：国家土地督察通过城市政府的“被动反应”和“主动选择”抑制城市扩张。

三、变量选取、计量设计与典型事实

（一）变量选取

1. 被解释变量。本文的被解释变量是城市扩张（ $\ln y$ ），主要使用城市建成区面积与城区夜间灯光亮度之比的对数值来衡量。因为夜间灯光亮度与实际人均收入有稳定的正相关关系，城区夜间灯光可以捕捉常住人口经济活动范围，所以使用该比值能更准确地捕捉新建城区夜间灯光不足以及城市建

^①最新用地指标奖励的标准是：每个市（地、州、盟）奖励用地计划指标 2000 亩，或每个县（市、区、旗）奖励 1000 亩。参见《落实国务院大督查土地利用计划指标奖励实施办法（2023 年修订）》，https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2023-01/05/content_5735115.htm。

^②从 2009 年开始，中央政府加强了地方用地考核，将单位地区生产总值和固定资产投资消耗建设用地指标纳入省级主要领导干部的考核体系。参见《国土资源部国家发展和改革委员会国家统计局联合出台“单位 GDP 和固定资产投资规模增长的新增建设用地消耗考核办法”》，https://www.mnr.gov.cn/dt/ywbb/201810/t20181030_2246798.htm。

成区面积扩张速度快于城市人口增长速度的扩张特征（黄亮雄等，2021），其取值越大，城市扩张程度越强。本文参考梁丽等（2020）处理方法，先对美国国防气象卫星计划所属卫星通过线性扫描系统得到的夜间灯光亮度数据（2000—2013年）进行饱和度与连续性校准，然后将美国极地轨道合作项目所属卫星通过可见红外成像辐射套件所得的月度灯光亮度数据（2012—2021年）合成年度数据，最后将两套数据进行可比调整。

2.核心解释变量。本文的核心解释变量是土地督察（*did*）。国家土地督察主要包括审核督察、专项督察、例行督察，而例行督察是最核心、最具代表性、最有效的业务。2008年以来，土地例行督察试点城市分布在全国各地，样本分布广泛性使本文可以较好避免“选择性偏误”，同时例行督察是分批次督察，更接近“准自然实验”假设。因此，本文使用土地例行督察测度土地督察。若城市*i*在*t*年被例行督察（包括其所辖县被例行督察），则将其在*t*年及之后年份的*did*赋值为1，否则为0。

3.机制变量。包括表示城市政府“被动反应”行为结果的土地出让市场化、土地违法利用程度和土地策略性配置程度三个方面，以及表示“主动选择”行为结果的城市经济增长目标和土地利用效率两个方面。首先，由于土地“招拍挂”是最具市场化特征、效率最高的出让方式，故本文借鉴杨其静等（2021）的做法，用“招拍挂”出让土地宗数占总出让土地宗数的比重衡量土地出让市场化程度，为稳健起见，同时还以“招拍挂”出让土地面积占总出让土地面积的比重衡量土地出让市场化程度。其次，由于违法案件涉及土地面积能反映城市土地违法利用情况，参考张莉等（2011）的研究，本文使用土地违法利用涉案面积测度土地违法利用程度。再次，由于工业和商住用地的价格差是城市政府最重要的土地配置策略，加之限于数据可得性，本文从工业用地出让均价与商业服务业设施用地出让均价比值、工矿仓储用地供应面积与商业服务业设施用地供应面积比值两个角度来测度城市土地策略性配置程度。最后，本文研究中的城市经济增长目标用被督察城市的下一年数据来测度^①，出于稳健性考虑，还新增了城市政府对省级经济增长目标加码程度、城市政府对中央经济增长目标加码程度两个测度指标^②。本文以城市市区二三产业产值与建成区面积之比衡量土地利用效率。

4.控制变量。除本文关注政策外，由于城市扩张还可能会受到经济、政治、社会等因素影响，所以本文的控制变量（*X*）可以分为三组：第一组是反映城市个体特征的变量，包括城市行政区土地面积、城市户籍人口规模；第二组是反映城市基础设施和公共服务的变量，包括每百人藏书、每万人病床数、人均道路面积；第三组是反映城市经济和政治的变量，包括经济规模、人均产出、市委书记任期、财政压力^③、对外开放度、产业结构和地方政府债务^④。

^①城市经济增长目标主要根据“五年”规划目标和上半年政府工作报告确定，而土地督察和土地约谈在上下半年均会发生，用下一年的增长目标数据，更能反映城市从被督察到调整增长目标过程的逻辑性。

^②用城市当年经济增长目标减去所在省份或当年中央的经济增长目标来测度其对省级或中央的经济增长目标加码程度。

^③首先，以地方政府预算内财政收入减去财政支出计算出财政盈余；其次，用财政盈余除以城市地区生产总值计算财政盈余比；最后，用当年财政盈余比减去上一年财政盈余比，若为正则表明财政状况改善，反之则表明财政状况恶化。

^④由于中国地级及以上城市层面的城投债数据有限，本文使用省级层面的城投债数据作为地方政府债务的代理变量。

(二) 计量设计

为使实验组城市在政策实施前后有足够样本量的对照组，本文选取城市样本的时间跨度为 2000—2016 年，样本包含 287 个地级及以上城市。2008 年国家土地督察局首次在河北省沧州市、辽宁省抚顺市、云南省玉溪市和陕西省西安市等 16 个行政区开展例行督察试点工作，2017 年首次在 31 个省级行政区开展全覆盖督察^①。在此，本文将受例行督察的城市视作实验组，未受例行督察的城市视作对照组，构建多期双重差分模型如下：

$$\ln y_{i,t} = \beta_1 + \beta_2 did_{i,t} + \beta_3 X_{i,t} + u_i + r_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

(1) 式中： t 为年份， i 为城市， $\ln y_{i,t}$ 为城市扩张测度变量， $did_{i,t}$ 为土地督察虚拟变量； β 为待估参数， $X_{i,t}$ 为系列控制变量， u_i 、 r_t 分别为城市和时间固定效应， $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。由于土地督察试点城市可能并非完全随机选取，且考虑到城市发展的异质性，实验组与对照组城市在经济、社会和政治等方面的特征差异也可能导致估计结果偏差，所以，本文还采用倾向得分匹配法（PSM）为处理组城市寻找特征高度相似的对照组城市，再使用双重差分法评估处理效应。本文具体选取专利申请量、第三产业占地区生产总值比重、人均地区生产总值、城市企业数量、市委书记任期作为协变量，利用 Logit 模型计算倾向得分，使用 1 对 3 卡尺内最近邻匹配（卡尺为 0.03）构建双重差分倾向得分匹配方法（PSM-DID）计量回归方程。

同时，由于传统中介效应模型难以保证中介变量的外生性，存在内生性偏误和统计检验功效偏低等问题，参考江艇（2022）的思路，本文设计的解释变量对机制变量的回归方程式如下：

$$m_{i,t} = \theta_0 + \theta_1 did_{i,t} + \theta_2 X_{i,t} + \lambda_i + n_t + \psi_{i,t} \quad (2)$$

(2) 式中： i 和 t 分别表示城市和年份， λ_i 、 n_t 分别为城市和时间固定效应， θ 为待估参数， $\psi_{i,t}$ 为随机扰动项； $m_{i,t}$ 代表机制变量，包括土地出让市场化、土地违法利用程度、土地策略性配置程度以及城市经济增长目标和土地利用效率，其他符号的含义同（1）式。为稳健起见，本文设置机制变量对城市扩张的回归方程式如下：

$$\ln y_{i,t} = \eta_0 + \eta_1 m_{i,t} + \eta_2 X_{i,t} + v_i + \tau_t + \zeta_{i,t} \quad (3)$$

(3) 式中： v_i 、 τ_t 分别为城市和时间固定效应， $\zeta_{i,t}$ 为随机扰动项， η 为待估参数，其他符号的含义同（1）式。

最后，本文还试图计量分析国家土地督察下城市的“被动反应”与“主动选择”的强弱是否受城市异质性因素的影响。参考 Hayes（2013）和 Preacher et al.（2007）的条件中介效应估计方法，结合前文的机制分析，本文构建条件中介效应检验回归方程式如下：

$$m_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 did_{i,t} + \alpha_2 w_{i,t} + \alpha_3 did_{i,t} \times w_{i,t} + \sigma_i + l_t + \rho_{i,t} \quad (4)$$

^①考虑到国家土地督察全覆盖后影响的持续性，在稳健性检验中，本文将城市样本时间拓展至 2000—2021 年。

$$\ln y_{i,t} = \kappa_0 + \kappa_1 m_{i,t} + \kappa_2 did_{i,t} + \kappa_3 w_{i,t} + \kappa_4 did_{i,t} \times w_{i,t} + \omega_i + o_t + \phi_{i,t} \quad (5)$$

(4) 式和 (5) 式中： $w_{i,t}$ 为城市异质性因素，本文主要考虑城市区位、经济增长对土地的依赖度、市委书记任期等因素； α 和 κ 为待估参数， σ_i 、 ι_t 、 ω_i 、 o_t 为城市和时间固定效应， $\rho_{i,t}$ 、 $\phi_{i,t}$ 为随机扰动项，其他符号含义同 (1) 式。

(三) 数据来源

本文所使用数据及其来源主要包括：第一，城区夜间灯光亮度数据，整理自美国国家海洋和大气管理局 (NOAA) 网站^①；第二，国家土地督察数据，手工整理自中华人民共和国自然资源部官方网站^②；第三，经济增长目标数据，整理自各省 (区、市) 与各城市历年政府工作报告；第四，土地数据，来自《中国国土资源统计年鉴》(2001—2022 年) 和国信房地产信息网^③；第五，城市层面数据，来自《中国城市统计年鉴》(2001—2022 年)，少部分缺失值用城市对应年份统计公报数据补充；第六，城投债数据来源于 Wind 数据库^④；第七，市委书记任期数据整理自中国经济网地方党政领导人物库^⑤、各城市官方网站、人民网等，任期年份计算借鉴张军和高远 (2007) 的方法处理^⑥。为排除异常值对回归估计造成的偏误，本文对虚拟变量以外的所有变量进行了上下 0.1% 的缩尾处理。

主要变量定义及描述性统计如表 1 所示。

表 1 变量定义及描述性统计

变量名称和分类		变量含义和单位	均值	标准差	最小值	最大值	观测值
被解释变量	城市扩张	城市建成区面积/城区夜间灯光亮度	1.044	0.008	1.009	1.069	3542
核心解释变量	土地督察	被督察的城市=1，从未被督察的城市=0	0.200	0.400	0.000	1.000	3542
控制变量	城市行政区土地面积	城市行政区域土地面积 (万平方米)	1.564	2.069	0.026	25.336	3542
	城市户籍人口规模	年末户籍人口 (万人)	428.208	253.000	16.760	1450.000	3542
	每百人藏书	每百人藏书 (册)	76.641	75.676	2.940	441.790	3311
	每万人病床数	每万人病床数 (张)	139.731	81.651	28.238	425.767	3542
	人均道路面积	人均城市道路面积 (平方米)	10.469	5.985	1.150	32.520	3272
	经济规模	地区生产总值 (亿元)	1323.043	1327.370	98.109	5340.071	3542

^①美国国家海洋和大气管理局网站的网址为：<https://ngdc.noaa.gov/eog/dmsp/downloadV4composites.html/>。

^②中华人民共和国自然资源部网站的网址为：<https://www.mnr.gov.cn/>。

^③国信房地产信息网的网址为：<http://www.crei.cn/>。

^④Wind 数据库的网址为：<https://www.wind.com.cn/>。

^⑤中国经济网地方党政领导人物库的网址为：http://district.ce.cn/zt/rwk/index_21094.shtml。

^⑥若上半年就任期则从该年计算任期，若下半年就任期则从次年计算任期。同理，若上半年离职则任期截至上年末，若下半年离职则任期截止该年末。

表 1 (续)

控制变量	人均产出	人均地区生产总值 (万元)	3.298	2.604	0.308	13.330	3542
	市委书记任期	市委书记任期 (年)	1.786	1.608	0.000	9.000	3542
	财政压力	财政盈余比的差值	-0.001	0.001	-0.005	0.003	3542
	对外开放度	实际使用外资金额占地区生产总值的比例 (%)	0.022	0.024	0.000	0.121	3542
	产业结构	第二产业产值占地区生产总值的比例 (%)	0.506	0.120	0.086	0.910	3542
	地方政府债务	城投债债券余额 (亿元)	555.504	872.280	0.000	3959.883	3542
机制变量	城市经济增长目标	次年城市政府经济增长目标 (%)	11.719	2.750	6.000	21.000	3730
	土地利用效率	市区二三产业产值/建成区面积 (亿元/平方千米)	4.713	3.410	0.601	17.984	4514
	土地出让市场化(宗数)	土地“招拍挂”宗数/土地出让宗数 (%)	52.738	34.510	0.000	100.000	3359
	土地出让市场化(面积)	土地“招拍挂”面积/土地出让面积 (%)	84.380	18.522	19.536	100.000	2345
	土地违法利用程度	土地违法利用涉案面积 (公顷)	1687.371	1844.275	101.220	11951.560	4382
	土地策略性配置程度 (价格)	工业用地出让均价/商业服务业设施用地出让均价	0.233	0.160	0.035	0.709	2182
	土地策略性配置程度 (面积)	工矿仓储用地供应面积/商业服务业设施用地供应面积	0.581	0.660	0.035	4.737	2152

注：城市扩张变量的相关描述性统计为实际值，在后文回归中取自然对数。

(四) 典型事实

2008 年，国家土地督察局首次对河北省沧州市、辽宁省抚顺市、山东省平度市、云南省玉溪市等 16 个市县开展土地例行督察，仅实地核查用地项目 0.59 万个，此后每年持续有新增例行督察地区。2015 年，当年国家土地例行督察对象已达 67 个市（州、盟）、453 个县（区、市、旗），实地核查建设项目、补充耕地、集体农用地流转、设施农用地等用地现场、地块 1.58 万个^①，土地督察的影响力与威慑力逐年上升。例如，2010 年，针对督察发现的问题，国家土地督察局向有关省级人民政府和国土资源部门发出 50 份例行督察意见书和 29 份改进工作建议书，给予党纪政纪处分 1113 人，移送司法机关追究刑事责任 293 人，撤销违法违规文件 201 个，新制定完善规范性文件 249 个^②。在例行督察威慑下，相关地区复耕复绿土地 3.32 万亩，补充耕地 4.7 万亩，盘活批而未供土地 5.53 万亩，有效提高了土地利用效率^③。图 1 初步展示了 2008—2015 年的各年间，城市违法土地面积占实地核查土地总面积的比例与城市扩张均值之间总体呈反向变动（图 1 称为“违法土地面积占比”），初步揭示了土地督察力度与城市扩张的负向关系。这意味着，土地督察制度的确可能在抑制城市扩张方面发挥一些作用。那

^①参见《国家土地督察公告》（2016 年 1 号），http://g.mnr.gov.cn/201701/t20170123_1429999.html。

^②参见《国家土地督察公告》（第 4 号），https://www.mnr.gov.cn/gk/tzgg/201104/t20110419_1990527.html。

么，土地督察与城市扩张是否的确存在前文所述的因果关系呢？

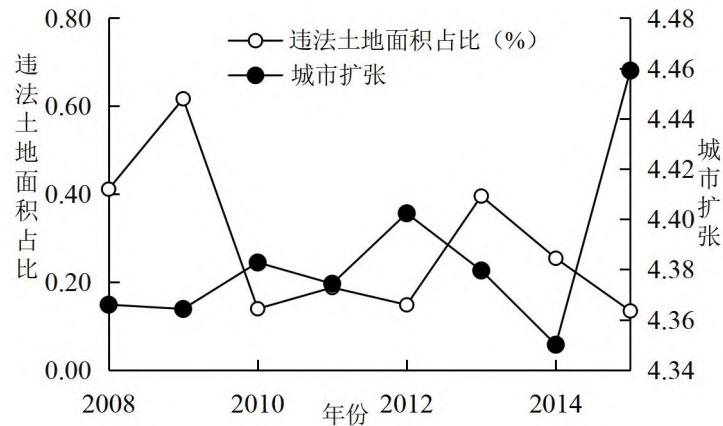


图1 违法土地面积占比与城市扩张的关系

资料来源：实地核查土地总面积与核查中发现的违法土地面积数据来自中华人民共和国自然资源部官方网站 (<https://www.mnr.gov.cn>) 中各年的土地督察公告。

四、回归结果分析

（一）基准回归结果

本文使用面板双向固定效应方法估计（1）式，在考虑了滞后1期的控制变量后，回归结果如表2所示。表2（1）列为基准回归结果，结果显示土地督察变量在5%的统计水平上显著，且估计系数为-0.053。这表明，国家土地督察制度有效抑制了城市扩张，即土地督察试点城市的扩张程度相较于非试点城市，平均降低了约5.3%。由于各省份出台的土地政策力度不一，故本文还控制了省份一时间联合固定效应，回归结果如表2（2）列所示。土地督察的估计系数仍显著为负。同时，为削弱样本选择偏误的内生性，本文采用倾向得分匹配—双重差分法（PSM-DID）进一步分析^①，表2（3）列和（4）列汇报了PSM-DID的回归结果。表2（3）列结果表明，土地督察制度对城市扩张的抑制效应仍显著，表2（4）列在PSM-DID方程的基础上，加入省份一时间联合固定效应，结果显示，土地督察的估计系数仍在5%的统计水平上显著为负。

上述分析表明，国家土地督察制度显著抑制了城市扩张。那么土地督察制度究竟是通过抑制城市建成区扩张还是通过提升城区人口密度抑制了城市扩张呢？对此，本文分别检验了土地督察制度对城市建成区面积与城区夜间灯光亮度的影响。表2（5）列中土地督察的估计系数在10%的统计水平上显著为负，表明国家土地督察制度抑制了城市建成区扩张；表2（6）列中土地督察的估计系数为正，但并不显著，意味着土地督察对城区夜间灯光亮度的提升效应有限。这是因为，土地督察制度主要针对作为土地供给方的地方政府，并不会直接影响消费者和生产者的行为决策。因此，综合表2（1）列～（6）列的结果可知，土地督察显著抑制了城市扩张，且可能通过约束地方政府用地行为实现。

^①正文未报告倾向得分匹配的平衡性检验，感兴趣者可参考本文附件。

表 2

基准回归结果

变量	被解释变量：城市扩张				被解释变量： 城市建成区面积	被解释变量： 城区夜间灯光亮度
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
土地督察	-0.053** (0.026)	-0.055** (0.027)	-0.060** (0.028)	-0.063** (0.028)	-0.039* (0.023)	0.001 (0.002)
城市行政区土地面积	-0.036 (0.040)	-0.052 (0.043)	-0.023 (0.041)	-0.038 (0.044)	-0.031 (0.039)	0.001 (0.003)
城市户籍人口规模	0.076 (5.025)	0.154 (4.836)	-1.274 (5.634)	-1.041 (5.437)	1.120 (4.499)	0.092 (0.204)
每百人藏书	0.002 (0.136)	-0.005 (0.135)	-0.017 (0.137)	-0.024 (0.136)	-0.167 (0.134)	-0.017** (0.008)
每万人病床数	-0.066*** (0.019)	-0.063*** (0.020)	-0.069*** (0.019)	-0.066*** (0.019)	-0.038* (0.020)	0.003** (0.001)
人均道路面积	-0.022 (0.076)	-0.020 (0.073)	-0.012 (0.086)	-0.008 (0.085)	-0.047 (0.106)	-0.002 (0.005)
经济规模	0.011*** (0.002)	0.012*** (0.002)	0.012*** (0.002)	0.012*** (0.002)	0.009*** (0.002)	-0.000** (0.000)
人均产出	-0.017 (0.013)	-0.016 (0.013)	-0.015 (0.014)	-0.013 (0.014)	-0.009 (0.014)	0.001 (0.001)
市委书记任期	-0.010 (0.033)	-0.008 (0.032)	-0.016 (0.031)	-0.014 (0.030)	-0.004 (0.030)	0.001 (0.002)
财政压力	-0.600 (0.953)	-0.493 (0.868)	-0.279 (0.835)	-0.209 (0.734)	0.813 (0.502)	0.142 (0.104)
对外开放度	-0.016*** (0.005)	-0.014*** (0.005)	-0.015*** (0.005)	-0.014*** (0.005)	-0.014*** (0.005)	0.000 (0.000)
产业结构	-0.011 (0.013)	-0.011 (0.013)	-0.006 (0.013)	-0.006 (0.014)	0.036*** (0.010)	0.005*** (0.001)
地方政府债务	-0.008 (0.008)	-0.008 (0.008)	-0.008 (0.008)	-0.009 (0.008)	0.012 (0.008)	0.002*** (0.001)
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省份一时间联合固定效应		已控制		已控制	已控制	已控制
常数项	-0.437*** (0.028)	-0.417*** (0.037)	-0.446*** (0.028)	-0.427*** (0.038)	0.393*** (0.026)	-0.009*** (0.002)
观测值	3542	3542	3074	3074	3542	3555
R ²	0.933	0.934	0.932	0.933	0.949	0.958

注：括号内为聚类到城市层面的稳健标准误，***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

（二）稳健性检验

1. 平行趋势检验。以 2008 年首次展开土地例行督察为时间节点，分析处理组与对照组城市在土地督察制度实施前后的城市扩张变化，结果如图 2 所示。可以发现，2000—2016 年处理组城市扩张程度高于对照组，但两者差距在不断缩小。在 2008 年土地例行督察政策实施前，处理组与对照组的城市扩张程度呈明显的平行趋势；而在 2008 年后，处理组的城市扩张程度有所下降，对照组的城市扩张程度则小幅上升，通过平行趋势检验^①。

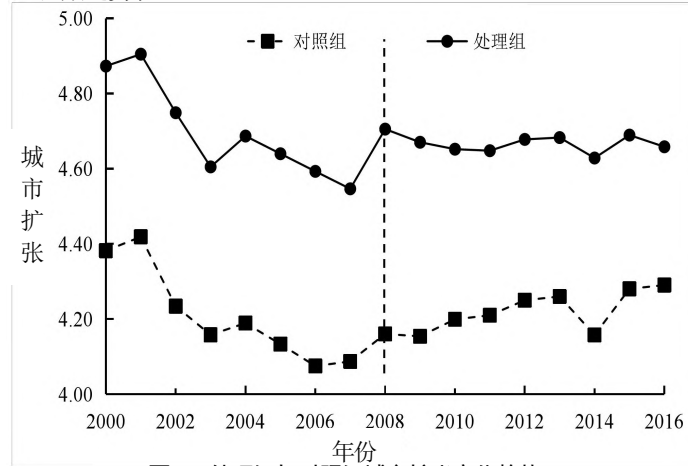


图 2 处理组与对照组城市扩张变化趋势

2. 更换被解释变量。由于前文定义的城市扩张本质是测度城市人口和土地增长失调，故本文基于城市蔓延指数对城市扩张进行再测算，采用城市建成区面积增速与城区人口增速比衡量。该指数与前文构建的被解释变量的相关系数为 0.144，为正相关。计算方法如下：

$$sprawl_{i,t} = \frac{(luc_{i,t} / luc_{i,t-1})}{(pop_{i,t} / pop_{i,t-1})} \quad (6)$$

（6）式中： $sprawl_{i,t}$ 为 i 城市在 t 期的蔓延指数； $luc_{i,t}$ 为 i 城市 t 期的建成区面积， $luc_{i,t-1}$ 为 i 城市在 $t-1$ 期的建成区面积； $pop_{i,t}$ 为 i 城市 t 期的城区人口， $pop_{i,t-1}$ 为 i 城市在 $t-1$ 期的城区人口。回归结果如表 3（1）列所示，土地督察的估计系数显著为负，表明其抑制城市扩张的结论是稳健的。

3. 改变 PSM 匹配方法。前文采用了 1 对 3 的卡尺最近邻匹配，此处进一步采用卡尺匹配，卡尺选择为 0.05。回归结果如表 3（2）列所示，土地督察系数仍显著为负，结论稳健。

4. 排除其他政策。考虑到在样本期内，城市政府用地行为还会受要素市场化改革、新型城镇化建设等方面的政策影响。为此，本文控制了撤县设区试点政策^②、2004 年的土地供应收缩政策^③以及 2006

^① 本文还构造了年份虚拟变量与核心解释变量土地督察的交互项，纳入（1）式进行平行趋势检验，结果显示，在国家土地督察制度实施前，实验组与对照组城市扩张的趋势基本一致（感兴趣者可参考本文附件）。

^② “撤县设区”试点城市名单根据中华人民共和国民政部网站（<http://xzqh.mca.gov.cn/description?dcpid=1>）资料整理。

^③ 2004 年土地供应收缩城市名单的确定方法是：若城市在 2004—2016 年土地出让面积占全国出让土地面积比例的年平均值小于 2001—2003 年比例的年平均值，则将其视为土地供给收紧的组别。

年的工业用地市场化改革政策^①。回归结果如表 3（3）列所示，土地督察的估计系数仍显著为负，能有效抑制城市扩张。

5.变动时间窗口。考虑到在样本期内，城市政府用地行为会受到政策变动引起的时间异质性干扰。为此，本文排除土地督察制度设立前 2000—2003 年的其他一般土地政策可能对城市扩张的影响^②，本文缩短时间窗口，即仅保留国家土地督察制度实施前四年数据，以 2004—2016 年样本进行回归，结果如表 3（4）列所示。土地督察的估计系数仍显著为负，结论稳健。

表 3 稳健性检验

变量	被解释变量：城市扩张				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	蔓延指数	更换匹配方法	排除其他政策	缩减前端时间	缩减后端时间
土地督察	-0.039* (0.023)	-0.006** (0.003)	-0.005** (0.003)	-0.004* (0.002)	-0.003* (0.002)
撤县设区试点政策			0.012*** (0.004)		
土地供应收缩政策			0.003 (0.007)		
工业用地市场化改革政策			-0.008** (0.003)		
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	1.688*** (0.612)	-0.446*** (0.028)	-0.436*** (0.027)	-0.456*** (0.040)	-0.506*** (0.058)
观测值	3465	3074	3542	2992	2258
R ²	0.753	0.932	0.934	0.946	0.962

注：括号内为聚类到城市层面的稳健标准误，***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

同时，考虑到自 2014 年中国经济进入新常态以来，各地政府可能更加主动调低经济增长目标、放缓城市土地扩张速度，本文剔除了 2014—2016 年样本，以 2000—2013 年样本进行回归，结果如表 3（5）列所示。可以发现，土地督察的估计系数仍显著为负，抑制城市扩张的效应明显。

6.安慰剂检验。本文通过随机生成伪政策试点时间，重复 500 次随机过程进行回归估计，并绘制了伪土地督察估计系数的 p 值与核密度图。如果伪处理变量的回归系数显著，则说明前文的估计结果

^①2006 年工业用地市场化改革全面实行，根据各城市到最近大港口（天津、上海、深圳）的直线距离是否大于中位数来构建虚拟变量，大于则赋值为 1，否则为 0。距离港口远，地理禀赋相对差，受工业用地市场化全面改革的冲击大。

^②2004 年，工业用地“招拍挂”开始逐步实行。参见《国务院关于深化改革严格土地管理的决定》（国发〔2004〕28 号），https://www.gov.cn/zwqk/2005-08/12/content_22138.html。

有偏差。图3显示，伪估计系数均值接近0，大部分p值大于0.1，表明伪土地督察并未影响城市扩张，而且土地督察的实际估计系数（-0.053）位于安慰剂检验回归分布的左侧尾端，表明土地督察制度抑制城市扩张并非偶然事件，估计结果不太可能是不可观测的因素导致的。

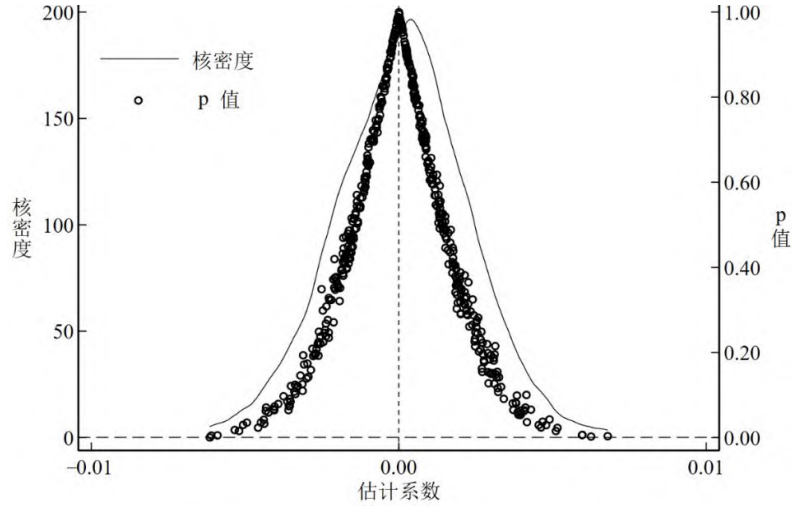


图3 安慰剂检验

7.异质性处理效应分析。Goodman-Bacon（2021）指出，在多期双重差分回归中模型核心估计系数是各处理样本在各个时间点处理效应的加权平均，其中权重总和为1，但可能存在负权重现象，导致传统估计系数与真实估计系数符号相反，使回归估计有偏。本文借鉴Athey et al.（2021）的思路，基于传统双向面板固定效应方法，估计发现基准回归样本的负权重占比为15.65%，正权重之和接近1，说明基准回归中异质性处理效应导致的偏误并不严重。进一步地，本文综合使用异质性处理效应的稳健估计量来分析土地督察制度的真实平均处理效应。如表4结果所示，不同方法下土地督察制度的平均处理效应至少在5%的水平上显著为负，结论稳健。

表4 考虑多期双重差分法权重异质性的结果

变量	被解释变量：城市扩张			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Callaway and Sant'Anna (2021) 估计量	Chaisemartin and D'Haultfoeuille (2020) 估计量	Gardner (2021)估计量	Athey et al. (2021) 估计量
考虑异质性因素的 平均处理效应	-0.101*** (0.035)	-0.016** (0.007)	-0.067*** (0.021)	-0.083** (0.033)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
交互固定效应				已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	2568	1028	2950	548

注：括号内为聚类到城市层面的稳健标准误，***和**分别表示1%和5%的显著性水平。

8.考虑土地督察的持续性与督察强度。2017年，国家土地督察由部分行政区试验转为全国推广，那么，其抑制城市扩张的效果是否不同呢？事实上，在全覆盖土地督察过程中，若自然资源部发现地方政府存在严重用地违法行为，可联合相关部门对地方主要领导公开约谈，惩戒并纠正其用地行为。土地约谈通过刚性问责和柔性监管双管齐下，能有效震慑规范地方政府违法违规用地行为（刘佳和彭佳，2022），所以在2017年土地督察制度全覆盖后，接受土地约谈的城市受到国家土地督察制度的冲击力度更强。考虑到土地督察的持续性影响，本文将（1）式的回归年份扩展至2000—2021年，且将核心解释变量土地督察（*did*）的重新定义为：若城市*i*在2008—2016年被土地例行督察且在2017—2021年该城市也被约谈（包括其所辖县被约谈），则在被督察当年及之后年份将土地督察变量赋值为1，否则为0。其余变量的定义均与（1）式相同。回归结果如表5（1）列所示，土地督察的估计系数仍然显著为负，表明即使在土地督察制度全覆盖后，其仍能有效抑制城市扩张。

表5 考虑督察持续性和强度的稳健性分析结果

变量	被解释变量：城市扩张							
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
土地督察	-0.023*	0.014			-0.082**	0.034	-0.011***	0.003
土地督察强度			-0.072***	0.023				
经济发展注意力×土地督察					0.030*	0.018		
经济发展注意力					0.025	0.189		
市场不确定性×土地督察							0.019**	0.010
市场不确定性							0.096***	0.007
控制变量	已控制		已控制		已控制		已控制	
年份固定效应	已控制		已控制		已控制		已控制	
城市固定效应	已控制		已控制		已控制		已控制	
常数项	-4.540**	0.394	-4.498***	0.178	-4.920***	0.030	-0.635***	0.024
观测值	4174		4322		2761		3319	
R ²	0.930		0.501		0.945		0.936	

注：标准误为聚类到城市层面的稳健标准误，***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

另外，考虑到在被督察的城市处理组样本中，被土地督察的力度或被约谈的次数并不相同。那么，对于被督察力度不同的城市而言，土地督察抑制城市扩张的效果是否存在差异呢？为此，本文通过构建广义双重差分方程，将（1）式中的核心解释变量土地督察（*did*）替换为土地督察强度，其定义为被督察城市在第*t*年（样本期为2000—2021年）累计接受土地例行督察与土地约谈的总次数。总次数越高，反映该城市被土地督察的强度越大。因此，土地督察强度变量的估计系数反映了被土地督察力度强的城市（接受多次督察、约谈的城市）相较于被土地督察力度弱的城市（接受一次或未接受督察、约谈的城市），国家土地督察抑制城市扩张的效应差异。回归结果如表5（2）列所示，土地督察强度的估计系数显著为负，城市被督察的力度越强，城市扩张越能被抑制，即城市接受督察、约谈的

总次数越多，督察对城市扩张的抑制效应越强。至此，假说 H1 得以证实。

五、机制检验与进一步分析

（一）机制检验：“被动反应”与“主动选择”

在前文基础上，本部分通过估计计量方程（2）式和（3）式来进行“被动反应”和“主动选择”的机制检验，用以验证假说 H2 是否成立。

1. “被动反应”机制检验。由于土地督察的随机性和土地用途的短期不可更改性，地方政府难以预期督察组的行为，较难展开策略性应对行动。因此，在督察震慑下，地方政府不得不配合督察机构开展工作，提升土地出让市场化程度，遏制土地违法利用行为，矫正土地策略性配置程度。表 6（1）列和（2）列结果显示，土地督察显著提升了“招拍挂”土地出让的比例，提高了土地出让市场化程度；表 6（3）列结果显示，土地督察显著提高了土地策略性配置程度（城市工业用地与商业服务业设施用地出让均价之比），表明土地督察制度矫正了地方政府低价出让工业用地行为；表 6（4）列结果显示，土地督察显著削弱了土地策略性配置程度（工矿仓储用地与商业服务业设施用地供应面积之比），矫正了工业用地面积配置偏向；表 6（5）列结果显示，土地督察能有效降低土地违法利用程度。以上结果均表明，在国家土地督察制度威慑下，地方政府“被动反应”行为存在且非常明显。

表 6 “被动反应”机制检验结果

变量	(1) 土地出让市场化 (宗数)	(2) 土地出让市场化 (面积)	(3) 土地策略性配置 程度(价格)	(4) 土地策略性配置 程度(面积)	(5) 土地违法利用 程度
土地督察	0.051** (0.020)	0.012*** (0.001)	0.013*** (0.004)	-0.029*** (0.007)	-0.035*** (0.008)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	0.328*** (0.053)	0.081*** (0.000)	0.241*** (0.002)	0.078*** (0.002)	0.022*** (0.002)
观测值	3142	2345	2182	2152	2867
R ²	0.661	0.292	0.020	0.001	0.067

注：括号内为聚类到城市层面的稳健标准误，***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平。

2. “主动选择”机制检验。由于地方政府在土地督察中表现良好有利于增加政府干部政治资本，并可能获得建设用地指标奖励。与此同时，地方政府在面临经济增长转型压力时，适度调低经济增长目标并抑制卖地冲动、积极配合土地督察，提升土地利用效率是理性地方政府的必然选择。为了控制样本期内经济新常态下经济增速放缓可能对增长目标调整的影响，缓解估计结果偏误，本文还在（2）式的基础上控制了城市经济增长目标的时间趋势项。表 7（1）列～（3）列报告了土地督察对城市经济增长目标、省级目标加码程度、中央目标加码程度的影响，估计系数均通过 1%显著性水

平的统计检验。表 7（1）列的结果表明，相较于未被土地督察的城市，被督察城市的经济增长目标平均下调了约 6.4%；表 7（4）列结果显示，相较于未被土地督察的城市，被督察城市的土地利用效率提升约 3.6%。

以上结果表明，在国家土地督察制度的威慑和“传声筒”功能影响下，城市政府“主动选择”行为存在且非常明显。至此，假说 H2 得以证实。

表 7 “主动选择”机制检验结果

变量	(1) 城市经济增长目标	(2) 对省级目标加码程度	(3) 对中央目标加码程度	(4) 土地利用效率
土地督察	-0.064*** (0.024)	-0.056*** (0.018)	-0.064*** (0.024)	0.036*** (0.014)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
时间趋势	已控制	已控制	已控制	
常数项	16.336*** (4.397)	1.470 (4.018)	15.636*** (4.397)	-0.123** (0.059)
观测值	2720	2711	2720	3293
R ²	0.394	0.188	0.309	0.774

注：括号内为聚类到城市层面的稳健标准误，***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平。

3.机制变量与城市扩张。上述机制成立的前提是，机制变量对城市扩张有影响。参考陈斌开和陈思宇（2018）的思路，本文进一步将城市扩张作为被解释变量，机制变量作为解释变量进行回归分析。从“被动反应”效果来看，表 8（1）列～（3）列结果显示，土地出让市场化（宗数）、土地出让市场化（面积）、土地策略性配置程度（价格）的提高均能显著抑制城市扩张；表 8（4）列～（5）列结果显示，土地策略性配置程度（面积）、土地违法利用程度越严重，城市扩张速度越快。从“主动选择”效果来看，表 9（1）列～（3）列结果显示，城市经济增长目标、对省级目标加码程度、对中央目标加码程度，均会加剧城市扩张；表 9（4）列结果显示，土地利用效率提升会显著抑制城市扩张。上述结果进一步增强了本文提出的传导机制的可靠性。假说 H2 进一步得以证实。

表 8 机制变量影响城市扩张（“被动反应”）的估计结果

变量	被解释变量：城市扩张				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
土地出让市场化（宗数）	-0.022** (0.011)				
土地出让市场化（面积）		-0.031* (0.017)			
土地策略性配置程度（价格）			-0.012* (0.006)		

表 8 (续)

土地策略性配置程度（面积）	0.022** (0.010)				
土地违法利用程度	0.032*** (0.012)				
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	4.409*** (0.041)	0.042* (0.001)	4.417*** (0.024)	4.011*** (0.084)	-4.566*** (0.103)
观测值	3347	2318	2173	2135	3149
R ²	0.418	0.425	0.049	0.038	0.935

注：括号内为聚类到城市层面的稳健标准误，***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

表 9 机制变量影响城市扩张（“主动选择”）的估计结果

变量	被解释变量：城市扩张							
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
城市经济增长目标	0.047**	0.020						
对省级目标加码程度			0.029*	0.015				
对中央目标加码程度					0.111***	0.021		
土地利用效率							-0.077***	0.006
控制变量	已控制		已控制		已控制		已控制	
年份固定效应	已控制		已控制		已控制		已控制	
城市固定效应	已控制		已控制		已控制		已控制	
常数项	0.971***	0.056	0.980***	0.053	0.956***	0.053	5.222***	0.064
观测值	4155		4155		4155		4212	
R ²	0.096		0.093		0.108		0.950	

注：标准误为聚类到城市层面的稳健标准误，***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

（二）“被动反应”与“主动选择”的异质性

在前文基础上，该部分主要选取土地出让市场化（宗数）作为“被动反应”的代理变量，城市经济增长目标作为“主动选择”的代理变量，借鉴 Hayes（2013）的研究方法，构建条件中介效应计量方程如（4）式和（5）式来进行异质性分析。本文具体将城市区位、经济增长土地依赖度、市委书记任期分别作为条件变量，考察土地出让市场化、城市经济增长目标的中介效应异质性。

1.土地配置异质性检验。2004 年，中央政府将建设用地指标向远离海岸线地区倾斜，收缩邻近海岸线地区尤其是沿海大城市的供地规模。中央政府的这种土地配置偏向可能导致土地督察效应存在异质性。由于土地配置强偏向的远离海岸线地区产业基础不牢、集聚经济不强、财政收入来源单一，在

供地扩张后更可能延续粗放型经济发展模式，通过大规模出让土地谋求经济增长，而土地配置弱偏向的邻近海岸线地区由于面临供地收缩约束，更可能以此为契机推动高质量转型发展，提升城市土地利用效率。那么，土地督察的“被动反应”与“主动选择”是否也会受此影响呢？本文根据各城市到海岸线的距离来测度城市区位，并对均值加减一个标准差作为分组标准，得到远离海岸线、邻近海岸线、均值三个城市分组，并使用 Bootstrap 方法进行条件中介效应的检验。

从“被动反应”看，如表 10 显示，远离海岸线城市组的条件中介效应显著，而邻近海岸线城市组与均值组的条件中介效应均不显著，表明土地督察通过土地出让市场化影响城市扩张的条件间接效应，随着城市到海岸线距离的增加而增强，即土地督察通过城市政府“被动反应”机制来抑制城市扩张的效应在远离海岸线城市更为明显。这是因为，远离海岸线城市的土地出让更具政府主导色彩，当地政府促进土地出让市场化的积极性不高（杨其静等，2021），土地督察压缩了寻租空间和政策操作空间，被动提升土地出让市场化程度。从“主动选择”看，如表 11 显示，远离海岸线和邻近海岸线组城市的经济增长目标条件中介效应均显著，且邻近海岸线城市组的估计系数更大更显著^①，而均值组城市的经济增长目标条件中介效应不显著。这表明，土地督察通过经济增长目标影响城市扩张的条件间接效应，随着城市到海岸线距离的增加而减弱，即土地督察通过城市政府“主动选择”机制抑制城市扩张的效应在邻近海岸线城市更为明显。这是因为，2004 年后，中央政府提出了经济高质量转型发展政策，并持续实施偏向远离海岸线地区的土地供给战略，邻近海岸线城市更积极主动选择适度调低经济增长目标，这既是适应土地供给收缩的基本形势，也是应对转型发展需要的理性选择。

表 10 “被动反应”的条件中介效应检验结果

中介变量	条件	条件间接效应			
		效应		置信区间	
		系数	标准误	下限	上限
土地出让市场化（宗数）	远离海岸线城市组	-0.101***	0.014	-0.128	-0.074
	均值城市组	0.028	0.076	-0.121	0.178
	邻近海岸线城市组	0.018	0.071	-0.119	0.157
	高土地依赖度城市组	-0.100***	0.024	-0.148	-0.053
	均值城市组	0.009	0.067	-0.121	0.141
	低土地依赖度城市组	0.119	0.145	-0.165	0.404
	市委书记任期较短城市组	-0.088***	0.014	-0.115	-0.061
	均值城市组	0.424	0.319	-0.201	1.049
	市委书记任期较长城市组	0.432	0.324	-0.203	1.068

注：标准误为聚类到城市层面的稳健标准误，***表示 1% 的显著性水平。

2. 土地依赖度异质性检验。自分税制改革后，土地出让成为城市政府助推经济增长的重要抓手，城市经济增长土地依赖度不同可能导致土地督察的影响存在异质性。高土地依赖度城市通常产业集聚

^①组间系数差异检验在正文未报告，感兴趣者可参考本文附件。

能力较低，政府缺乏足够竞争力吸引要素流入，只能被动征地卖地应对财政压力，执行中央土地政策动力较弱，在保增长压力下对土地督察惩罚措施敏感度较高；低土地依赖度城市通常经济增长水平高、要素集聚能力强，对土地督察的潜在收益敏感度较高。那么，对经济增长土地依赖度不同的城市，土地督察的“被动反应”与“主动选择”效应是否存在异质性？本文使用城市创新能力反向测度经济增长土地依赖度，具体使用雏鹰型、瞪羚型、独角兽型三类创新型企业数量之和来代表城市创新型企业数量衡量城市创新能力。选取城市创新能力作为经济增长土地依赖度反向代理变量的基本逻辑在于：已有研究使用土地出让收入占地方政府财政收入比重衡量城市土地依赖度，若土地出让收入占比高，则定义为该城市对土地依赖度较高（白秀叶等，2023）。但对部分经济发达城市而言，由于供地不足，房价高企推高土地出让收入，使城市表现为名义上的“高土地依赖度”，但实际上这类城市的产业结构多元，城市发展对土地依赖度较低（莫长炜等，2023）。因此，单一使用土地出让收入占比衡量城市经济增长土地依赖度可能将部分经济发达城市（实际土地依赖度较低城市）纳入高土地依赖度城市组。已有研究指出，若地方政府过度依赖土地谋取发展会降低其创新投入、抑制企业创新，即城市土地依赖度与创新能力呈负相关关系（余泳泽和张少辉，2017）。

综上所述，本文以 2000—2016 年城市创新型企业数量的均值对样本分组，将创新型企业数量均值加减一个标准差作为分组标准，得到低土地依赖度、高土地依赖度、均值三个城市分组，使用 Bootstrap 方法进行条件中介效应的检验。估计结果如表 10 和表 11 所示。从“被动反应”看，表 10 结果显示，在高土地依赖度城市组，土地出让市场化的条件中介效应显著，而在低土地依赖度与均值组，土地出让市场化的条件中介效应不显著。这表明，土地督察通过“被动反应”机制抑制城市扩张的效应在高土地依赖度城市更为明显。这缘于高土地依赖度城市在土地出让方面更具政府主导色彩，而土地督察通过严格执法，加强了对当地政府土地使用监管，威慑其提升土地出让市场化程度。从“主动选择”看，表 11 结果显示，在低土地依赖度城市组，经济增长目标的条件中介效应显著，但在高土地依赖度与均值组，经济增长目标的条件中介效应不显著。这表明，土地督察通过“主动选择”机制抑制城市扩张的效应在低土地依赖度城市更为明显。一方面，这是由于创新能力强的城市土地更为稀缺，主动适度调低经济增长目标，不但可以谋求超额完成目标任务（李书娟等，2023），还可能获得用地指标奖励。另一方面，土地督察收紧了供地闸门，对创新能力强、低土地依赖度城市政府而言，借此契机，适度调低经济增长目标并提升土地利用效率，可在政治晋升与区域治理竞赛中获得更多优势。

3. 市委书记任期异质性检验。在政治晋升与经济增长的双重激励下，地方领导干部通过土地谋取增长的动力十足，并对城市扩张影响至深。市委书记任期不同，可能导致国家土地督察的影响存在异质性。任期较短的市委书记对所在城市了解有限，受信息获取不完备约束，他们为减少问责风险更可能配合土地督察，甚至未雨绸缪地采取严格的土地管理行为。任期较长的市委书记晋升空间有限，施政风格更趋保守，同时为规避离任相关风险、减少经济转型矛盾，他们更有动力主动选择调低经济增长目标。那么，对市委书记任期不同的城市而言，土地督察的“被动反应”与“主动选择”效应是否存在异质性？由于中国市委书记平均任期大约是 4 年，本文根据 4 年的任期均值加减一个标准差作

为分组标准，得到市委书记任期较短、任期均值、市委书记任期较长三个城市分组，使用 Bootstrap 方法进行条件中介效应检验。从“被动反应”看，表 10 结果显示，在市委书记任期较短的城市组，土地出让市场化的条件中介效应显著，在市委书记任期较长与均值城市组则不显著。这意味着，土地督察通过“被动反应”机制抑制城市扩张的效应在市委书记任期较短的城市更为明显。这是因为：任期较短的市委书记，“新官上任三把火”，相对更追求经济增长快速显化，偏向政府主导土地配置，但同时土地督察的惩罚措施更为敏感。从“主动选择”看，表 11 结果显示，在市委书记任期较长的城市组，经济增长目标的条件中介效应显著，在市委书记任期较短与均值组则不显著。这表明，土地督察通过“主动选择”机制抑制城市扩张的效应在市委书记任期较长城市更为明显。这是因为：任期较长的市委书记会更关注经济增长质量、更了解当地实际，不再简单追求经济增长速度，同时这类领导干部在晋升中的剩余表现时间更少，更有动机去适应供地收缩现实约束大势，并迎合高质量转型的时代主题，故他们更可能主动选择调低经济增长目标。

表 11 “主动选择”的条件中介效应检验结果

中介变量	条件	条件间接效应			
		效应		置信区间	
		系数	标准误	下限	上限
城市经济增长目标	远离海岸线城市组	0.005*	0.003	-0.001	0.010
	均值城市组	0.004	0.004	-0.012	0.003
	邻近海岸线城市组	0.018**	0.009	0.001	0.035
	高土地依赖度城市组	0.025	0.015	-0.004	0.056
	均值城市组	0.007	0.006	-0.004	0.018
	低土地依赖度城市组	0.012**	0.006	0.001	0.023
	市委书记任期较短城市组	0.005	0.211	-0.408	0.419
	均值城市组	0.021	0.105	-0.184	0.227
	市委书记任期较长城市组	0.016***	0.006	0.004	0.028

注：标准误为聚类到城市层面的稳健标准误，***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

（三）进一步分析

1.考虑经济发展注意力差异。政府注意力指政府领导班子对特定议题（经济、环境、社会民生等）的关注与理解，会影响政府决策逻辑与资源分配。地方政府的经济发展注意力不同，对土地要素的潜在依赖程度亦会不同^①。为此，本文使用地方政府经济发展注意力与土地督察相乘构造交互项，将交互项与经济发展注意力纳入基准回归（1）式。回归结果如表 5（3）列所示，土地督察的系数显著为

^①以城市政府工作报告中经济发展相关的关键词（经济、投资、经济建设、经济发展、经济增长、财政、财政预算、财政收支、国民经济、投资、收入、经济效益、金融、进出口、县域经济、国民经济、生产总值、总收入、贸易）出现的次数来测度城市政府的经济发展注意力。

负，经济发展注意力与土地督察的交互项系数显著为正，表明存在负调节效应。即地方政府的经济发展注意力越弱，土地督察效果越好。这是因为，地方政府经济发展注意力弱，并不意味着政府不关注经济发展，而是在环境治理、公共服务、城市治理等领域投入更多注意力，表明地方经济发展不再遵循传统唯 GDP 发展模式，而更加关注提升经济、社会、生态等领域的综合发展质量。显然，土地督察契合了领导干部多维考核指标体系的要求，有利于激励低经济发展注意力地方政府积极配合土地督察，借此向中央政府发出社会、生态治理能力强的信号，以增加晋升概率，并有效抑制城市扩张。

2. 考虑市场不确定性差异。城市土地利用受到消费者和企业的需求影响。以住房需求为例，人口规模越大的城市，住房需求相对越稳定，不容易产生较大的市场波动，所以在开发商看来其投资回报率越稳定，城市土地扩张速度和人口扩张速度的匹配度就越高；反之，城市需求波动性越大，土地投资回报率越低，越可能出现土地扩张速度快于人口扩张速度的现象。已有的研究表明，城市市场不确定性提高会加剧“蛙跳式”城市扩张（刘修岩等，2016）。因此，土地督察的城市扩张抑制效应很可能会受此影响。本文借鉴 Fallah et al.（2011）的方法，使用各城市人口净增加标准差衡量市场不确定性，将市场不确定性与土地督察相乘构造交互项，将交互项与市场不确定性纳入基准回归（1）式。回归结果如表 5（4）列所示，土地督察的估计系数显著为负，市场不确定性与土地督察交互项的估计系数显著为正，表明市场不确定性程度越高，土地督察效果越不明显。可能的原因是：市场不确定性增强会增加土地开发的等待成本，削弱土地利用收益长期预期，加剧激进利用土地增加短期收益的行为，导致城市土地需求不稳定，土地违法利用增多。所以，土地督察抑制城市扩张的效应会有所减弱。

六、主要结论与启示

自 2006 年以来，中央政府逐步加强对地方政府的土地垂直管理，分批次、分地区展开了土地督察。本文基于国家土地督察制度设立的准自然实验，构建了 2000—2021 年 287 个地级及以上城市面板数据集，实证分析了土地督察是否抑制以及如何抑制城市扩张。研究发现：土地督察有效抑制了城市扩张，相对于未被督察的城市，被督察城市的扩张程度下降了约 5.3%。机制分析发现：国家土地督察主要通过威慑城市政府“被动反应”，同时激励城市政府“主动选择”来抑制城市扩张。异质性分析发现，“被动反应”与“主动选择”效应具有空间异质性：远离海岸线、经济增长土地依赖度高、市委书记任期短的城市，“被动反应”效应更明显；在邻近海岸线、经济增长土地依赖度低、市委书记任期长的城市，“主动选择”效应更明显。进一步分析还发现，经济发展注意力越弱与市场不确定性越低的城市，国家土地督察抑制城市扩张的效应就越明显。

在分析国家土地督察制度经济效应的以往研究中，仅考虑督察的威慑性。而本文分析表明，在城市面临供地收缩约束与经济转型背景下，土地督察将促使地方政府“主动选择”调低经济增长目标。这意味着，通过设计激励相容的监督机制，中央适度集权强化垂直管理可以激励地方政府“主动选择”而非被动应对，回归“守土有责、守土有利”的政策初衷，消弭中央权威与地方治理的张力。

为此，本文提出如下政策启示：第一，应持续深化地方政府领导干部用地考核改革，并持续完善《落实国务院大督查土地利用计划指标奖励实施办法（2023 年修订）》，适当收紧奖励条件、增加奖

励额度，激励地方政府高效用地。第二，应因地制宜地制定符合区域特征的督察考核指标并开展督察工作，提升督察机制设计的普适性与区域针对性。例如，建立土地违法利用的区域分级督察体系，对不同土地违法利用程度的城市实行不同级别的督察。第三，应通过加强巡视、驻地轮换、采用数字技术等措施，提升督察工作的灵活性与准确性，充分发挥土地督察下地方政府的“被动反应”与“主动选择”效应。第四，地方政府不但应积极将土地督察作为自检自查的契机，而且应将其视为主动作为的政策工具，尽快实现经济高质量转型，提高土地利用效率。第五，土地督察的权威性和持续性兼备，未来应积极探索构建以地方政府和公众参与为基础的、将中央权威性与地方主动作为相融合的长效治理机制。

参考文献

- 1.白秀叶、鲁建坤、李培，2023：《财政压力、土地资源的行业配置与集聚效应》，《财贸经济》第2期，第41-54页。
- 2.曹清峰、王家庭，2019：《中国城市蔓延的驱动因素分析及其贡献分解》，《兰州学刊》第2期，第78-95页。
- 3.陈斌开、陈思宇，2018：《流动的社会资本——传统宗族文化是否影响移民就业》，《经济研究》第3期，第35-49页。
- 4.陈晓红、朱蕾、汪阳洁，2019：《驻地效应——来自国家土地督察的经验证据》，《经济学（季刊）》第1期，第99-122页。
- 5.邓涛涛、王丹丹，2018：《中国高速铁路建设加剧了“城市蔓延”吗？——来自地级城市的经验证据》，《财经研究》第10期，第125-137页。
- 6.韩立彬、陆铭，2018：《供需错配：解开中国房价分化之谜》，《世界经济》第10期，第126-149页。
- 7.黄亮雄、王贤彬、刘淑琳，2021：《经济增长目标与城市过度扩张——来自夜间灯光数据的证据》，《世界经济》第6期，第97-122页。
- 8.江艇，2022：《因果推断经验研究中的中介效应与调节效应》，《中国工业经济》第5期，第100-120页。
- 9.李书娟、王贤彬、陈邱惠，2023：《中央资源配置如何影响地方增长目标设置？——基于2004年土地供应政策调整的解释》，《数量经济技术经济研究》第2期，第25-47页。
- 10.梁丽、边金虎、李爱农，2020：《中巴经济走廊 DMSP/OLS 与 NPP/VIIRS 夜晚灯光数据辐射一致性校正研究》，《遥感学报》第2期，第149-160页。
- 11.刘佳、彭佳，2022：《土地约谈抑制地方政府土地财政吗？——基于双重差分法的实证分析》，《中国土地科学》第7期，第34-42页。
- 12.刘守英、王志锋、张维凡、熊雪锋，2020：《“以地谋发展”模式的衰竭——基于门槛回归模型的实证研究》，《管理世界》第6期，第80-92页。
- 13.刘修岩、杜聪、盛雪绒，2022：《容积率规制与中国城市空间结构》，《经济学（季刊）》第4期，第1447-1466页。
- 14.刘修岩、李松林、秦蒙，2016：《开发时滞、市场不确定性与城市蔓延》，《经济研究》第8期，第159-171页。
- 15.陆铭、常晨、王丹利，2018：《制度与城市：土地产权保护传统有利于新城建设效率的证据》，《经济研究》第6期，第171-185页。

- 16.莫长炜、林月萍、王燕武, 2023: 《产业集聚视角下土地财政对城市空间扩张质量的影响研究》, 《财贸经济》第4期, 第21-40页。
- 17.石光、岳阳、张过, 2021: 《政府换届周期对城市过度扩张的影响》, 《世界经济》第4期, 第178-200页。
- 18.谭术魁、张红林、饶映雪, 2013: 《土地例行督察的土地违法遏制效果测算》, 《中国土地科学》第3期, 第36-42页。
- 19.杨孟禹、梁双陆、蔡之兵, 2018: 《中国城市规模为何两极分化: 一个空间竞争的经验解释》, 《财贸经济》第8期, 第141-154页。
- 20.杨建坤、曾龙, 2019: 《官员晋升激励推动了城市空间扩张吗——基于263个地级及以上城市的经验证据》, 《现代经济探讨》第8期, 第25-34页。
- 21.杨其静、吴海军、杨继东, 2021: 《土地用途、市场化改革与地方政府反应》, 《经济学动态》第6期, 第31-48页。
- 22.姚树荣、陈锴民、崔耀文, 2022: 《土地要素市场化配置与畅通国民经济循环》, 《政治经济学评论》第6期, 第35-53页。
- 23.余泳泽、张少辉, 2017: 《城市房价、限购政策与技术创新》, 《中国工业经济》第6期, 第98-116页。
- 24.张军、高远, 2007: 《官员任期、异地交流与经济增长——来自省级经验的证据》, 《经济研究》第11期, 第91-103页。
- 25.张莉、王贤彬、徐现祥, 2011: 《财政激励、晋升激励与地方官员的土地出让行为》, 《中国工业经济》第4期, 第35-43页。
- 26.张绍阳、刘琼、欧名豪, 2019: 《地区间策略互动与建设用地指标管控失灵》, 《资源科学》第2期, 第268-276页。
- 27.赵雲泰、黄贤金、钟太洋、张晓玲、彭佳雯、杜官印、肖莉, 2012: 《土地督察对土地市场化的影响效果评估》, 《自然资源学报》第6期, 第901-911页。
- 28.Athey, S., M. Bayati, N. Doudchenko, G. Imbens, and K. Khosravi, 2021, “Matrix Completion Methods for Causal Panel Data Models”, *Journal of the American Statistical Association*, 116(536): 1716-1730.
- 29.Brueckner, J. K., 2000, “Urban Expansion: Diagnosis and Remedies”, *International Regional Science Review*, 23(2): 160-171.
- 30.Callaway, B., and P. H. Sant’Anna, 2021, “Difference-in-Differences with Multiple Time Periods”, *Journal of Econometrics*, 225(2): 200-230.
- 31.Capozza, D. R., and R. W. Helsley, 1989, “The Fundamentals of Land Prices and Urban Growth”, *Journal of Urban Economics*, 26(3): 295-306.
- 32.Chaisemartin, C., and X. D’Haultfoeuille, 2020, “Two-Way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects”, *American Economic Review*, 110(9): 2964-2996.
- 33.Fallah, B. N., M. D. Partridge, and M. R. Olfert, 2011, “Urban Expansion and Productivity: Evidence from US Metropolitan Areas”, *Papers in Regional Science*, 90(3): 451-472.
- 34.Gardner, J., 2021, “Two-Stage Differences in Differences”, Working Paper, <https://doi.org/10.48550/arXiv.2207.05943>.
- 35.Goodman-Bacon, A., 2021, “Difference-in-Differences with Variation in Treatment Timing”, *Journal of Econometrics*, 225(2): 254-277.

36.Hayes, A. F., 2013, *Introduction to Mediation, Moderation, and Conditional Process Analysis: A Regression-Based Approach*, New York, NY: Guilford Press, 1-50.

37.Preacher, K. J., D. D. Rucker, and A. F. Hayes, 2007, “Addressing Moderated Mediation Hypotheses: Theory, Methods, and Prescriptions”, *Multivariate Behavioral Research*, 42(1):185-227.

（作者单位：云南大学经济学院）

（责任编辑：小 林）

Passive Reaction and Active Choice: How National Land Supervision Inhibits Urban Expansion

YANG Mengyu TANG Baoshi LIU Yaning

Abstract: The land system is a significant factor affecting urban expansion. This paper empirically analyzes whether and how National Land Supervision inhibits urban expansion by regarding the establishment of National Land Supervision System as a quasi-natural experiment and using a dataset of 287 cities at and above the prefecture-level from 2000 to 2021. The study finds that National Land Supervision effectively curbs urban expansion, with the expansion speed of the inspected cities decreasing by approximately 5.3%. Mechanism analysis suggests that the restraining effect of National Land Supervision on urban expansion is mainly achieved by “passive reaction”, i.e. deterring the urban governments to promote the marketization level of land transfer, curbing illegal land use, and correcting the strategic allocation of land, and “active choice”, i.e. encouraging urban governments reducing the growth targets and improving land use efficiency. Heterogeneity analysis shows that both “passive reaction” and “active choice” exhibit spatial heterogeneity: cities far from the coast, with high land dependence, and with shorter tenures of the municipal party secretaries exhibit a more substantial “passive reaction effect.” In contrast, cities located near the coast, with low land dependence, and with longer tenures of the municipal party secretaries show a more substantial “active choice effect.” This paper provides new empirical evidence for a deeper understanding of the economic effect of the National Land Supervision system, and has some inspiration for promoting the modernization of urban governance.

Keywords: National Land Supervision; Urban Expansion; Passive Reaction; Active Choice