

引用格式:潘晨鑫,万勇.增量土地扩张和存量土地再开发对城市经济增长的影响[J].资源科学,2024,46(6):1213-1225.[Pan C X, Wan Y. The effect of incremental land expansion and stock land redevelopment on urban economic growth[J]. Resources Science, 2024, 46(6): 1213-1225.] DOI: 10.18402/resci.2024.06.13

增量土地扩张和存量土地再开发对城市经济增长的影响

潘晨鑫,万勇

(上海社会科学院应用经济研究所,上海 200235)

摘要:【目的】在增量土地资源趋紧的现实背景下,城市发展逐步由依赖增量土地供应的外延型扩张转向注重存量土地再开发的内涵型集约模式,本文试图探究增量土地扩张和存量土地再开发在不同城市发展阶段对经济增长的影响,以期为城市土地供应政策的完善提供有益参考。【方法】基于2009—2021年中国284个地级市面板数据,构建双固定效应和门槛效应面板模型,探究增量土地扩张和存量土地再开发对城市经济增长的影响,并进行不同城市发展阶段的门槛效应分析和细分城市规模的异质性分析。【结果】①存量土地再开发对经济增长的边际贡献高于增量土地扩张,且影响显著。②在城市发展的过程中,增量土地扩张和存量土地再开发对经济增长的影响均存在人口城镇化和人均GDP门槛效应。随着人口城镇化、人均GDP水平的不断提升,增量土地扩张对城市经济增长的边际贡献不断下降,存量土地再开发对经济增长的边际贡献不断上升,并逐渐超过了增量土地扩张。③在异质性分析方面,上述两个门槛效应在大城市和中小城市均存在,并与全国样本存在相同的发展态势。其中,大城市的门槛值高于全国门槛值,全国门槛值又高于中小城市。【结论】传统依靠增量土地扩张的外延扩张型城市发展模式难以为继,城市逐步进入存量时代;但不同规模城市进入存量发展阶段的时期存在差异,应对不同城市采取差异化土地供应策略,以期更好地发挥土地资源对城市经济的驱动作用。

关键词:增量土地;存量土地;发展方式转变;门槛模型;规模异质性;中国

DOI: 10.18402/resci.2024.06.13

1 引言

土地资源作为生产要素,是驱动城市经济增长的重要引擎^[1]。中国地方政府运用独特制度使土地在国民经济运行中发挥了经济发动机功能^[2]。改革开放后,以增量土地扩张为主导的外延扩张型城市发展模式^[3],虽然能够显著提升中国城市的经济发展水平和综合竞争力^[4],但也形成了土地城镇化速度超过人口城镇化速度的失衡局面,空城现象出现并呈加剧趋势^[5],人地矛盾日益突出,甚至生态环境日益恶化^[6]。在现阶段经济新常态和新型城镇化的发展要求下,仅依赖传统增量土地供应的外延扩张

型城市发展模式发展动力不足,带来的经济社会成本不断上升,无法满足城市的多元发展需求,难以实现城市经济可持续发展^[7]。

为了解决资源环境约束等上述问题,从2009年起,深圳、广州和上海等地陆续开展“城市更新”行动,助推存量土地再开发进程;2018年,自然资源部提出健全“增存挂钩”机制,将新增供地指标与已批未供、闲置土地等存量土地利用状况相挂钩,强化对存量土地资源的合理高效利用。以优化存量土地利用为主要内容的存量规划,已成为国土空间规划的重要方向之一,这对推动中国城市发展方式转

收稿日期:2023-11-08;修订日期:2024-01-15

基金项目:国家社会科学基金重点项目(19AZS018)。

作者简介:潘晨鑫,女,江苏扬州人,博士研究生,主要研究方向为城市经济学。E-mail: panchenxin@126.com

通讯作者:万勇,男,安徽霍山人,研究员,博士生导师,主要研究方向为城市规划与设计、城市经济学。E-mail: wy@sass.org.cn

型和经济可持续发展意义重大^[4]。在存量规划的引领下,土地供给逐步由增量土地供应转向对存量土地资源的挖掘和盘活^[8],强调变“土地存量”为“发展增量”,不仅能化解增量土地资源短缺的问题,还能提高土地利用效率,提升城市发展活力。此外,土地供应方式的转型,也将促使城市发展模式由依赖增量土地扩张的外延式扩张,逐步转向注重存量土地利用的内涵式集约,进而实现城市经济可持续发展。因此,在不同城市发展阶段,增量土地扩张和存量土地再开发对经济增长的影响可能会发生改变。

目前学术界有关增存土地与城市经济发展的研究,主要集中在以下3个方面:①城市土地扩张对城市经济发展的影响,部分学者实证研究发现,城市土地扩张可以促进城市经济增长,且大中城市和东部城市的扩张对经济发展的促进作用要高于小城市和中西部城市^[9];部分学者认为城市的无限扩张会抑制地区经济发展^[10],并且这种负面作用的强度会随时间不断扩大^[11],而城市紧凑发展有利于促进经济增长^[12];另有学者认为城市土地扩张和经济发展之间存在非线性倒“U”型关系^[13]。②存量土地再开发对城市经济发展的影响,多数学者对两者关系进行了定性分析,认为存量土地的重新开发有助于解决城市土地资源短缺问题^[14],能够推动城市在经济、社会和环境上的全面发展^[15]。③增存建设用地对城市经济发展的影响差异,有学者以该地区上一年度建设用地总面积测度存量建设用地,实证研究表明增存建设用地的经济贡献度存在差异,且两者的要素替代率在一定土地利用效率下固定不变^[16]。通过对现有文献梳理可知,当前有关增量土地扩张与城市经济发展的定量研究已经取得了较为丰富的成果,也有极少数学者实证探究存量建设用地对经济发展的影响,为本文的研究提供了一定理论支撑与实证经验,但仍存在亟待探索之处。一方面,在中国城市发展模式转型的关键时期,如何定量分析再开发存量土地资源与城市经济发展的关系需要进一步探讨;另一方面,在城市发展的不同阶段,增量土地扩张和存量土地再开发对城市经济发展的影响是否会发生变化也是当今值得关注的重要议题。

为深入分析以上问题,本文基于284个地级市的面板数据,实证研究增量土地扩张和存量土地再开发在不同城市发展阶段对城市经济增长的影响变化。本文可能的边际贡献有以下3点:①基于中国土地市场网的微观数据测度增量土地扩张和存量土地再开发水平,定量分析增量土地扩张与存量土地再开发对经济增长的影响差异,能够补充现有存量土地再开发的实证研究成果。②在中国城市发展方式转型时期,本文分析不同发展阶段增量土地扩张和存量土地再开发对城市经济增长的影响变化,可以为新时期完善土地供应政策作出有益贡献。③考虑到不同城市所拥有资源禀赋和所处发展阶段的差异性,本文进行细分城市规模的异质性分析,能够为不同城市制定差异化的土地供应政策提供参考。

2 理论分析与研究假说

2.1 增量土地扩张与经济增长

增量土地扩张是指通过增加新增建设用地供应来实现城市规模扩张,有限性和稀缺性是增量土地的主要经济特性^[17,18],也是制约城市经济持续发展的重要瓶颈。在外延式扩张的城镇化初期,地方政府通过低价出让工业用地吸引工业投资,高价出让商服用地获取财政收入^[19-21],这种以投资为导向、依赖资源投入的粗放外延型城市发展模式,在整体上以增量土地宽供应来促进经济增长^[22],能够满足中国在改革开放后快速城镇化和工业化的现实发展需求。随着城镇化和经济社会发展水平进一步提升,建设用地的不断扩张会形成土地城镇化快于人口城镇化、土地资源利用效率低下的问题^[23]。为缓解人地矛盾,中国政府严格管控新增建设用地供应,增量土地扩张速度减缓,无法满足城市经济社会的持续发展需求,城市发展动能转换日益紧迫。基于以上分析,本文提出假说:

H1:随着城镇化和经济发展水平的提高,增量土地扩张对城市经济增长的驱动作用逐渐下降,难以实现城市可持续增长。

2.2 存量土地再开发与经济增长

存量土地再开发是指对城市中闲置低效以及不适应城市发展现状的建设用地进行二次开发。在城镇化和经济发展水平较低的阶段,高额土地财

2024年6月

政的存在限制了存量土地资源对城市经济增长的推动作用。随着城镇化水平和经济发展水平的不断提升,中国迈入新型城镇化发展阶段,建设用地减量成为新时期面临的重要命题^[24],政府开始倡导合理高效利用存量建设用地,挖掘、盘活存量土地成为转型期国土资源利用的重要方向。与此同时,与增量土地资源趋紧相对应的,是城市中存在的一定规模低效建设用地资源,需要进行再开发和高效合理利用,将已经形成的存量资产转化为持续的现金流^[25],变“土地存量”为“发展增量”,不仅能够增强对城市经济增长的驱动力,也能缓解增量土地资源短缺^[4]、生态环境破坏^[26]等问题。可见,盘活挖掘低效闲置的存量土地资源,有利于城市经济可持续发展。基于以上分析,本文提出假说:

H2:随着城镇化和经济发展水平的提高,存量土地再开发对城市经济增长的驱动作用逐渐增强,能够实现城市经济的可持续增长。

3 模型构建与指标说明

3.1 模型构建

首先,构建包含总体土地资源的基准双固定效应模型:

$$\ln GDP_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \gamma \ln N_{it-2} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中: GDP_{it} 为*i*城市*t*年份经济增长水平; X_{it} 为控制变量集合; $\ln N_{it-2}$ 为滞后两期的土地供应总面积; α 为常数项; β 、 γ 为待估计系数; μ_i 为个体固定效应; v_t 为时间固定效应; ε_{it} 为随机扰动项。进一步,将土地要素拆分为增量土地扩张和存量土地再开发,可得到包含增量土地扩张和存量土地再开发的基准实证模型:

$$\ln GDP_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \gamma_1 \ln Nz_{it-2} + \gamma_2 \ln Nc_{it-2} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式中: $\ln Nz_{it-2}$ 为滞后两期的增量土地供应; $\ln Nc_{it-2}$ 为滞后两期的存量土地再开发; γ_1 和 γ_2 分别为增量土地供应与存量土地再开发的待估计系数。

为探讨在不同城镇化发展阶段,增量和存量土地供应对城市经济发展影响的转变与差异,在基准模型的基础上,本文借鉴 Hansen^[27]的面板数据门槛模型构建方法,进一步构建了城镇化水平、人均 GDP 的门槛效应模型,并依次进行单一门槛、双重门槛和三重门槛效应检验。鉴于篇幅有限,这里仅

汇报单一门槛模型的构建情况。

人口城镇化的单一门槛模型:

$$\begin{aligned} \ln GDP_{it} = & \alpha + \beta X_{it} + \gamma_1 \ln Nz_{it-2} I(urb_{it} \leq \tau) + \\ & \gamma_2 \ln Nz_{it-2} I(urb_{it} > \tau) + \gamma_3 \ln Nc_{it-2} \\ & I(urb_{it} \leq \tau) + \gamma_4 \ln Nc_{it-2} I(urb_{it} > \tau) + \\ & \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

人均 GDP 的单一门槛模型:

$$\begin{aligned} \ln GDP_{it} = & \alpha + \beta X_{it} + \gamma_1 \ln Nz_{it-2} I(pgd_{it} \leq \tau) + \\ & \gamma_2 \ln Nz_{it-2} I(pgd_{it} > \tau) + \gamma_3 \ln Nc_{it-2} \\ & I(pgd_{it} \leq \tau) + \gamma_4 \ln Nc_{it-2} I(pgd_{it} > \tau) + \\ & \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

式中: urb_{it} 为城市*i*在*t*年的城镇化水平; τ 为门槛值并将所有城市样本进行分组; $I(\tau)$ 为门槛指示函数; γ_3 和 γ_4 均为估计系数。对于单一门槛模型来说,当 $urb_{it} \leq \tau$ 时, $I(urb_{it} \leq \tau)=1$, $I(urb_{it} > \tau)=0$;当 $urb_{it} > \tau$ 时, $I(urb_{it} \leq \tau)=0$, $I(urb_{it} > \tau)=1$ 。双重门槛模型和三重门槛模型的门槛指示函数取值可以此类推。

3.2 指标选取

变量的描述性统计结果如表1所示。

(1)被解释变量:经济增长。土地资源推动城市经济发展主要是通过增量土地供应获得的财政收入拉动经济增长,或者存量土地资源的重新利用带动经济增长。故将经济增长水平作为本文的被解释变量,采用城市 GDP 总量来衡量。为得到实际 GDP 的数据,对名义生产总值以 2009 年为基期进行平减。

(2)核心解释变量:增量土地扩张、存量土地再开发。中国土地市场网的土地交易数据能够反映中国的土地供应情况,通过汇总当年各城市增量和存量土地出让数据,能够反映各城市历年增量土地扩张和存量土地再开发力度。

(3)控制变量。本文主要选取劳动力要素、资本要素、技术创新水平、对外开放水平、金融发展水平和财政支出水平来作为控制变量。首先,劳动力要素和资本要素是生产函数中必不可少的一部分。劳动力要素采用城镇单位从业人员数来衡量;资本要素用资本存量来表示,参考单豪杰^[28]的测度

表1 变量的描述性统计

Table 1 Descriptive statistics of variables

	变量	含义	观测值	平均值	标准误	最小值	最大值
被解释变量	$\ln GDP$	经济增长/亿元	3692	7.2385	0.9480	4.4765	10.4335
核心解释变量	$\ln Nz$	增量土地扩张/ hm^2	3692	6.5705	1.1588	0.2126	10.9418
	$\ln Nc$	存量土地再开发/ hm^2	3692	5.8260	1.1099	0.1076	10.6677
控制变量	$\ln L$	劳动力要素/万人	3692	3.6284	0.8252	1.7102	6.8956
	$\ln K$	资本要素/亿元	3692	8.5194	0.9126	5.2216	11.5617
	$\ln tec$	技术创新水平/件	3692	7.2486	1.7115	1.9459	12.5408
	$open$	对外开放水平/%	3692	0.1806	0.3055	0.0000	3.6396
	$loan$	金融发展水平/%	3692	1.0155	0.6468	0.1800	11.3044
	src	财政支出水平/%	3692	0.1990	0.1083	0.0438	1.7474
	$people_urb$	人口城镇化水平/%	3692	0.5482	0.1564	0.1513	1.0000
门槛变量	$pgdp$	人均GDP/万元	3692	4.7740	3.3820	0.4486	25.3312

方法采用永续盘存法来估算。此外,在创新驱动发展战略下,技术创新水平的提升成为推动城市发展的重要引擎;而地区的对外开放水平、金融发展水平和财政支出水平等也会影响地区的经济增长^[22]。其中,技术创新水平采用专利授权量衡量;对外开放水平采用对外进出口贸易总额占GDP比例衡量;金融发展水平采用年末金融机构贷款余额占GDP比例衡量;财政支出水平采用公共预算财政支出额占GDP比例衡量。

(4)门槛变量:人口城镇化水平、人均GDP。人口城镇化采用城镇人口/总人口衡量;人均GDP采用实际GDP/总人口衡量。

3.3 数据来源与描述性统计说明

选取中国284个地级市(因数据缺失未包含港澳台地区、西藏自治区数据)2009—2021年的面板数据进行分析。首先,对2007—2019年“中国土地市场网”240万条的微观土地交易数据进行清洗。原始数据中,存在部分城市名称缺失、城市名与实际所处地区不符的问题,对于这类土地交易数据,按照其词条中的项目位置、项目审批单位等信息进行综合判断后,对其进行修正,同时剔除不属于地级市的土地项目。其次,根据土地来源可将总体样本划分为新增建设用地、现有建设用地和新增建设用地(来自存量库)。2000年出台的《国土资源部关于加强新增建设用地土地有偿使用费收缴管理工作的通知》(国土资发[2000]124号)中指出,增量土

地是指由农用地和未利用地(主要包括荒草地、沼泽地、裸岩等)转化而来的建设用地,故新增建设用地属于增量土地;现有建设用地属于存量土地;而新增建设用地(来自存量库)中的数据,虽然在外在形态上和新增建设用地并无差别^[29],但其括号内的存量库表明,该地其实是指政府将原有建设用地中低效的闲置土地收回、收购后进行土地储备,并依照规划进行的重新供应,并不属于由农用地和未利用地直接转化而来的新增建设用地,是对存量土地资源的盘活再利用,应该纳入本文所研究的存量土地范围。最终筛选出新增建设用地共103万条微观增量土地交易数据;筛选出现有建设用地和新增建设用地(来自存量库)共124万条微观存量土地交易数据。并将微观数据中的土地供应面积以年份和城市为标准,进行分类汇总,分别得到2007—2019年284个地级市增量土地扩张和存量土地再开的面板数据。此外,土地作为重要的生产要素,在现实生活中对经济发展的作用可能存在一定的滞后性。因此,借鉴刘守英等^[22]的做法,选择滞后两期的增量和存量土地供应数据来代表增量土地供应和存量土地再开发水平。

其他数据来自于历年的《中国城市统计年鉴》《中国城市建设统计年鉴》以及各省、市统计年鉴和国民经济和社会发展报告。考虑到部分变量的数据量级差距较大,对经济增长、增量土地扩张、存量土地再开发、劳动力要素、资本要素、技术创新水平进

2024年6月

行对数化处理。

4 结果与分析

4.1 基准回归结果分析

为探讨增量土地扩张和存量土地再开发对城市经济增长的影响差异,本文基于基准模型,进行了双固定效应和动态面板系统 GMM 模型回归分析。表2汇报了模型的估计结果。

首先,本文基于模型(1)对土地供应总面积和城市经济增长的关系进行了实证分析,由表2列(1)可知,总体土地供应面积对城市经济增长的影响系数为0.0048,并通过了显著性水平检验,说明土地资源对城市经济增长存在显著的正向影响。

其次,表2列(2)、(3)汇报了单独加入增量土地

扩张、存量土地再开发的回归结果,可以看出增量土地扩张对城市经济增长的影响并不显著,而存量土地再开发能够显著促进城市经济增长。紧接着,对同时加入增量土地扩张和存量土地再开发的模型(2)进行回归,表2列(4)的回归结果显示,增量土地扩张和存量土地再开发对城市经济增长的影响系数分别为0.0030和0.0047,前者未通过显著性检验,后者则有显著影响,这与将两者分别加入模型的结果相一致。可见,存量土地再开发对城市经济增长的边际贡献高于增量土地扩张。

4.2 人口城镇化门槛效应的实证分析

4.2.1 门槛效应估计与门槛值确定

基于人口城镇化门槛变量,探讨了增量土地扩张和存量土地再开发对城市经济增长的影响变化。此外,考虑到不同人口规模城市的人口城镇化水平上存在较大差异,本文进一步依照国务院2014年颁布的《关于调整城市规模划分标准的通知》,将不同城市按照人口规模的划分标准进行分组^①,并将超大、特大城市与大城市的数据进行合并,共同作为大城市进行研究;将中等城市和小城市合并,共同作为中小城市进行研究。表3展示了人口城镇化门槛效应的显著性检验、门槛值与置信区间。由表3可知,全国、大城市以及中小城市的人口城镇化水平均具有显著的单一门槛效应,门槛值分别为0.7109、0.7290和0.4460。

4.2.2 面板门槛模型估计

由表4可知:①全国人口城镇化水平小于0.7109时,增量土地扩张与存量土地再开发均能显著促进经济增长。当人口城镇化水平超过第一门槛值0.7109时,增量土地扩张对城市经济增长的影

表2 基准回归模型的参数估计结果

Table 2 Parameter estimation results of the benchmark regression model

被解释变量	lnGDP			
	(1)	(2)	(3)	(4)
lnN _{i,t-2}	0.0048* (0.0025)			
lnNz _{i,t-2}			0.0030 (0.0020)	0.0025 (0.0021)
lnNc _{i,t-2}		0.0050*** (0.0018)		0.0047** (0.0018)
常数项	4.7487*** (0.1788)	4.7419*** (0.1790)	4.7480*** (0.1787)	4.7470*** (0.1790)
控制变量	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制
R ²	0.9978	0.9978	0.9978	0.9978
个体数	284	284	284	284

注:括号内数值为聚类到城市的稳健标准误;*、**、***分别表示在10%、5%、1%的统计水平上显著;控制变量、个体和固体效应均已控制。下同。

表3 人口城镇化门槛效应的显著性检验与置信区间

Table 3 Significance tests and confidence intervals for the threshold effect of population urbanization

人口城镇化	门槛数	F值	10%临界值	5%临界值	1%临界值	门槛值	95% 置信区间
全国	单一	74.59***	37.3875	42.1032	49.3451	0.7109***	(0.7071, 0.7134)
大城市	单一	55.51*	45.2925	59.1519	79.9773	0.7290*	(0.7277, 0.7302)
中小城市	单一	42.27**	34.9470	38.7460	47.9102	0.4460**	(0.4427, 0.4465)

注:表中的F值和10%、5%、1%的临界值均为采用“自抽样”反复抽样300次得到的结果。

①《关于调整城市规模划分标准的通知》规定,超大城市是指人口规模≥1000万,特大城市是指人口规模处于[500, 1000)万区间,大城市是指人口规模处于[100, 500)万区间,中等城市是指人口规模处于[50, 100)万区间,小城市是指人口规模<50万。

表4 人口城镇化门槛效应的参数估计结果

Table 4 Parameter estimates of population urbanization threshold effect

门槛变量	人口城镇化水平		
	全国	大城市	中小城市
$\ln Nz_{i,t-2} I(urb_{i,t} \leq \tau)$	0.0038* (0.0021)	0.0062** (0.0027)	0.0072** (0.0030)
$\ln Nz_{i,t-2} I(urb_{i,t} > \tau)$	-0.0012 (0.0035)	0.0003 (0.0037)	-0.0020 (0.0028)
$\ln Nc_{i,t-2} I(urb_{i,t} \leq \tau)$	0.0033* (0.0019)	0.0003 (0.0040)	0.0030 (0.0030)
$\ln Nc_{i,t-2} I(urb_{i,t} > \tau)$	0.0138*** (0.0034)	0.0120*** (0.0042)	0.0118*** (0.0021)
常数项	4.3847*** (0.1612)	4.9649*** (0.3445)	4.2975*** (0.1531)
R^2	0.9793	0.9832	0.9796

响不显著,且估计系数由0.0038下降至-0.0012,而存量土地再开发对城市经济增长的影响依旧显著,且估计系数则由0.0033上升至0.0138。②当大城市人口城镇化低于0.7290时,增量土地扩张对经济增长的系数为0.0062,且通过了5%的显著性检验,而存量土地再开发对经济增长的影响系数为0.0003,未通过显著性检验。随着大城市人口城镇化水平跨越门槛值0.7290,增量土地扩张对城市经济增长的影响系数下降至0.0003,且不显著,而存量土地再开发对经济增长的影响显著为正,估计系数上升至0.0120。③当中小城市人口城镇化水平低于0.4460时,增量土地扩张对经济增长的估计系数为0.0072,且在5%水平上显著,而存量土地再开发对经济增长的影响系数为0.0030,但不显著。当中小城市人口城镇化水平跨越门槛值0.4460时,增量土地扩张对经济增长的估计系数下降至-0.0020,但在统计意义上不显著,而存量土地再开发对经济增长的影响系数上升至0.0118,且在1%水平上显著。

总体来看,随着人口城镇化水平不断提升,增量土地扩张对经济增长的边际贡献不断下降,而存量土地资源的再开发对经济增长的边际贡献则不断上升,城市“以地谋发展”模式逐步转向注重存量土地再开发的内涵集约发展。

4.2.3 基于人口城镇化门槛值的具体分析

在门槛效应分析的基础上,进一步基于人口城镇化的门槛值确定不同城市所处的发展阶段,以期

为不同城市的土地供应政策制订提供更为具体的参考。表5汇报了2021年低于以及跨越门槛值的城市数量。①全国人口城镇化存在显著单一门槛值,2021年284个城市中有73个城市(占1/4以上)越过门槛值0.7109,其中有51个大城市(占73个城市的70%),中小城市仅有22个。②大城市人口城镇化门槛值高于全国。2021年大城市中有46个(占103个约45%)城市越过大城市人口城镇化的门槛值0.7209。③中小城市人口城镇化门槛值小于全国。2021年中小城市中有166个(占181个约90%)城市越过中小城市人口城镇化门槛值0.4460。可见,对分组后的中小城市重新进行门槛效应估计后,跨越中小城市门槛值的城市数量实现显著提升。总体来看,城市规模的差异会导致城镇化水平的差异,对总体样本进行分城市规模的分组回归,能够得出不同规模城市“以地谋发展”模式转型的最佳时间点。

4.3 人均GDP门槛效应的实证分析

4.3.1 门槛效应估计与门槛值确定

城市在发展,经济也随之增长,人均GDP可以反映城市的总体经济发展状况,也是判断城市发展阶段的重要指标。因此,本文进一步将人均GDP作为门槛变量,探究增量土地扩张和存量土地再开发在不同的经济发展阶段对城市经济增长的影响变化。表6汇报了人均GDP门槛效应的显著性检验与置信区间。由表6可知,对于全国层面、大城市和中小城市,人均GDP均存在显著的单一门槛和双重门槛效应。具体来看,全国层面的人均GDP存在值为4.3941和10.8306的双重门槛值;大城市存在值为4.7478和10.8306的双重门槛值,中小城市存在值为2.0323和6.3035的双重门槛值。

表5 低于和跨越人口城镇化门槛值的城市数量

Table 5 The number of cities below and cross population urbanization thresholds

人口城镇化	门槛值	位置	城市个数
全国	单一门槛值	低于第一门槛值	211
	0.7109	越过第一门槛值	73
大城市	单一门槛值	低于第一门槛值	57
	0.7209	越过第一门槛值	46
中小城市	单一门槛值	低于第一门槛值	15
	0.4460	越过第一门槛值	166

2024年6月

表6 人均GDP门槛效应的显著性检验与置信区间

Table 6 Significance tests and confidence intervals for the threshold effect of economic development

人均GDP	门槛数	F值	10%临界值	5%临界值	1%临界值	门槛值	95% 置信区间
全国	单一	57.28***	36.7075	44.5377	55.9504	10.8306***	(10.6240, 11.0687)
	双重	68.66***	35.5082	39.0205	51.0000	4.3941***	(4.3459, 4.4263)
						10.8306***	(10.6240, 11.0687)
大城市	单一	47.40***	45.4424	51.7098	71.7978	4.7478*	(4.6785, 4.7720)
	双重	43.56*	36.9303	44.9637	61.1746	4.7478*	(4.6785, 4.7720)
						10.8306*	(10.6863, 10.9644)
中小城市	单一	36.17*	31.6049	37.7231	49.8703	1.8451*	(1.7863, 1.8547)
	双重	34.96**	26.4291	29.9123	40.6554	2.0323*	(2.0049, 2.0421)
						6.3035**	(6.2226, 6.3252)

4.3.2 面板门槛模型估计

表7汇报了人均GDP门槛效应的参数估计结果,下面对模型的估计结果进行具体分析。由表7可知:①当全国人均GDP小于第一门槛值4.3941时,增量土地扩张和存量土地再开发对城市经济增长的估计系数分别为0.0055和0.0009,前者通过了显著性检验,但后者并不显著。当人均GDP越过第一门槛值后,增量土地扩张对城市经济增长的影响系数降低至0.0003,而存量土地再开发对城市经济增长的估计系数上升至0.0102,在1%统计水平上显著。随着人均GDP跨越第二门槛值10.8306,增

量土地扩张对城市经济增长的影响系数降至-0.0057但不显著,而存量土地再开发对经济增长的估计系数进一步上升至0.0227且显著。②当大城市的人均GDP低于4.7478第一门槛值时,增量土地扩张和存量土地再开发对城市经济增长的估计系数分别为0.0087和-0.0047,前者通过了1%的显著性检验,但后者并不显著。当大城市人均GDP越过第一门槛值后,增量土地扩张对经济增长的影响系数下降至0.0002,但不显著,而存量土地再开发对经济增长的估计系数上升为0.0095,在5%水平上显著。随着大城市人均GDP跨越第二门槛值10.8306,增量土地扩张对城市经济增长的影响系数降至-0.0010,但未通过显著性检验,而存量土地再开发对经济增长的估计系数上升至0.0159且显著。③当中小城市人均GDP低于门槛值2.0323时,增量土地扩张和存量土地再开发对城市经济发展的估计系数分别为0.0046和0.0017,均不显著。当人均GDP跨越第一门槛值后,增量土地扩张对城市经济增长的估计系数下降至0.0015但不显著,而存量土地再开发对城市经济增长的估计系数上升至0.0093,在1%水平上显著。随着中小城市人均GDP跨越第二门槛值10.8306,增量土地扩张对城市经济增长的影响系数降至-0.0018,但并不显著,而存量土地再开发对经济增长的估计系数上升至0.0174,且在统计上显著。

综上所述,在人均GDP的门槛效应作用下,增量土地扩张对经济增长的边际贡献逐渐下降,而存量土地对经济增长的驱动作用则愈发显著,城市发

表7 人均GDP门槛效应的参数估计结果

Table 7 Parameter estimates of the threshold effect of economic development

门槛变量	人均GDP		
	全国	大城市	中小城市
$\ln Nz_{i,t-2} I(pgd_{i,t} < \tau_1)$	0.0055** (0.0021)	0.0087*** (0.0029)	0.0046 (0.0028)
$\ln Nz_{i,t-2} I(\tau_1 \leq pgdp_{i,t} < \tau_2)$	0.0003 (0.0025)	0.0002 (0.0035)	0.0015 (0.0027)
$\ln Nz_{i,t-2} I(pgd_{i,t} \geq \tau_2)$	-0.0057 (0.0079)	-0.0010 (0.0054)	-0.0018 (0.0054)
$\ln Nc_{i,t-2} I(pgd_{i,t} < \tau_1)$	0.0009 (0.0021)	-0.0047 (0.0043)	0.0017 (0.0031)
$\ln Nc_{i,t-2} I(\tau_1 \leq pgdp_{i,t} < \tau_2)$	0.0102*** (0.0025)	0.0095** (0.0041)	0.0093*** (0.0021)
$\ln Nc_{i,t-2} I(pgd_{i,t} \geq \tau_2)$	0.0227*** (0.0082)	0.0159*** (0.0058)	0.0174*** (0.0056)
常数项	4.4152*** (0.1571)	5.0235*** (0.3339)	4.3518*** (0.1503)
R ²	0.9796	0.9836	0.9799

展逐步迈入注重存量土地再开发的内涵集约型模式。

4.3.3 基于人均GDP门槛值的具体分析

进一步对人均GDP的门槛值进行具体分析。表8汇报了2021年全国、大城市和中小城市低于和跨越人均GDP门槛值的城市数量。①全国人均GDP存在显著双重门槛值,2021年超过203个城市跨越第一门槛值4.3941,其中大城市有93个(占203个的46%),小城市有110个;位于第一门槛值和第二门槛值之间的167个城市中,有68个是大城市(占167个的近41%),中小城市99个;跨越第二门槛值的36个城市中,有25个是大城市(占36个的近70%),中小城市仅有9个。②大城市人均GDP门槛值高于全国。2021年有92个(占103个近90%)大城市跨越了第一门槛值4.7478,25个(占103个近1/4)大城市跨越了第二门槛值10.8906。③中小城市人均GDP门槛值小于全国。2021年181个中小城市中仅有2个(占181个的近1%)城市低于其第一门槛值2.0323,且有89个(占181个1/2以上)的中小城市跨越其第二门槛值。总体来看,城市规模的差异会导致人均GDP水平的差异,不同规模城市进入内涵集约型发展模式的人均GDP门槛值并不相同,应采取差异化土地供应策略,以有效发挥两种土地资源的生产要素功能。

4.4 内生性讨论与稳健性检验

4.4.1 内生性讨论

考虑到增量、存量土地供应与城市经济增长之间存在较强的反向因果关系,本文通过构建增量土

地扩张和存量土地再开发的工具变量,来缓解模型中可能存在内生性问题。在增量土地扩张的工具变量构造上,本文借鉴陈旭等^[30]的研究,采用明显外生的土地粗糙度来作为增量土地扩张的工具变量;在此基础上,考虑到土地粗糙度为横截面数据,进一步借鉴孙传旺等^[31]的做法,将原变量与年度虚拟变量的交乘项作为工具变量引入模型。在存量土地再开发工具变量的构造上,本文采用同省其他地级市的存量土地再开发面积均值作为本市存量土地再开发的工具变量,并对构造的两个工具变量进行滞后两期和对数化处理。

表9中列(1)、(2)汇报了增量土地扩张的工具变量检验结果,列(3)、(4)汇报了存量土地再开发工具变量的检验结果。由表9可知,两个内生变量通过了可识别检验和弱工具变量检验。此外,增量土地扩张的工具变量能显著促进增量土地扩张,存量土地再开发的工具变量能显著促进存量土地再开发,证明了工具变量对内生变量的显著影响。并且存量土地再开发对城市经济增长依旧保持显著的正面影响,增量土地扩张对城市经济增长的促进作用仍不显著,结果与前文相一致。

4.4.2 稳健性检验

为检验回归结果的稳健性,本文进行了以下稳健性检验:

(1)替换核心解释变量与核心被解释变量。首次,采用滞后一期的增量土地扩张和存量土地再开发数据替代滞后两期的土地供应数据,并进行对数化处理;其次,采用实际二三产业产值替代GDP总

表8 低于和跨越人均GDP门槛值的城市数量

Table 8 The number of cities below and cross GDP per capita thresholds

经济发展水平	门槛值	位置	大城市个数	中小城市个数
全国	第一门槛值 4.3941	低于第一门槛值	10	71
	第二门槛值 10.8906	越过第一门槛值	68	99
		越过第二门槛值	25	11
大城市	第一门槛值 4.7478	低于第一门槛值	11	
	第二门槛值 10.8906	越过第一门槛值	67	
		越过第二门槛值	25	
中小城市	第一门槛值 2.0323	低于第一门槛值		2
	第二门槛值 6.3035	越过第一门槛值		90
		越过第二门槛值		89

2024年6月

表9 工具变量两阶段回归结果

Table 9 Results of two-stage regression of instrumental variables

变量	$\ln Nz_{i,t-2}$ (1)	$\ln GDP$ (2)	$\ln Nc_{i,t-2}$ (3)	$\ln GDP$ (4)
$IVz_{i,t-2}$	0.0703*** (0.0139)			
$\ln Nz_{i,t-2}$		0.0756 (0.0432)		
$IVc_{i,t-2}$			0.5442*** (0.0502)	
$\ln Nc_{i,t-2}$				0.0131*** (0.0033)
R^2	0.4558	0.9380	0.7118	0.5278
可识别检验(LM值)	40.44		466.94	
p 值	[0.0000]		[0.0000]	
弱iv检验(F 值)	40.8		490.53	
10%临界值	16.38		16.38	

注:括号内为聚类到城市的稳健标准误,可识别检验采用 Kleibergen-Paapr LM statistic 进行检验;弱iv检验采用 Kleibergen-Paap Wald rk F statistic 进行检验。

量衡量城市的经济增长水平,并进行对数化处理,表10列(1)、(3)分别汇报了替换后核心解释变量对核心被解释变量的估计结果。

(2)对数据进行缩尾处理。为消除异常值的影响,对所有变量在1%的水平上进行缩尾处理,缩尾变量用原变量加上_w来表示。表10列(2)、(4)分别汇报了缩尾处理后核心解释变量对核心被解释变量的估计结果。

由表10中回归结果所示,在替换核心解释变量与被解释变量、对数据进行缩尾处理后,人口城镇化和人均GDP仍存在显著的单一门槛效应,并且随着人口城镇化水平和人均GDP水平的提高,增量土地扩张对城市经济增长的促进作用逐渐下降,存量土地再开发对城市经济增长的促进作用则不断上升。这与前文的研究结果基本一致。

(3)以2015年的城区人口为标准,对城市规模进行划分,基于重新划分的大城市和中小城市,进行门槛效应检验。由于在2009—2021年间,大城市的数量不断增加,中小城市的数量不断下降,每年的分组情况存在一定差异,故基于中间年份2015年的城区人口重新划分大城市和中小城市,并进行门槛效应估计,来验证分组回归结果的稳健性。

表11汇报了重新分组后的估计结果。由表11中回归结果可知,在重新划分大城市和中小城市

表10 稳健性检验回归结果

Table 10 Robustness test regression results

门槛变量	urb (1)	urb_w (2)	门槛变量	$pgdp$ (3)	$pgdp_w$ (4)
门槛数	单一门槛	单一门槛	门槛数	单一门槛	双重门槛
$\ln Nz_{i,t-1} I(urb_{i,t} < \tau_1)$	0.0133*** (0.0032)	0.0037 (0.0026)	$\ln Nz_{i,t-2} I(pgdp_{i,t} < \tau_1)$	0.0174*** (0.0049)	0.0033 (0.0041)
$\ln Nz_{i,t-1} I(\tau_1 \leq urb_{i,t})$	-0.0341** (0.0135)	0.0013 (0.0054)	$\ln Nz_{i,t-2} I(\tau_1 \leq pgdp_{i,t} < \tau_2)$	0.0020 (0.0035)	0.0024 (0.0026)
			$\ln Nz_{i,t-2} I(pgdp_{i,t} \geq \tau_2)$		-0.0004 (0.0032)
$\ln Nc_{i,t-1} I(urb_{i,t} < \tau_1)$	0.0075* (0.0043)	0.0049** (0.0022)	$\ln Nc_{i,t-2} I(pgdp_{i,t} < \tau_1)$	-0.0060 (0.0050)	-0.0010 (0.0033)
$\ln Nc_{i,t-1} I(\tau_1 \leq urb_{i,t})$	0.0657*** (0.0170)	0.0137** (0.0064)	$\ln Nc_{i,t-2} I(\tau_1 \leq pgdp_{i,t} < \tau_2)$	0.0168*** (0.0050)	0.0050* (0.0027)
			$\ln Nc_{i,t-2} I(pgdp_{i,t} \geq \tau_2)$		0.0138*** (0.0037)
常数项	2.8991*** (0.2590)	4.5570*** (0.1705)	常数项	2.9723*** (0.2712)	4.7127*** (0.1641)
R^2	0.9287	0.9723	R^2	0.9287	0.9728

表 11 以 2015 年城区人口划分的大城市和中小城市的门槛效应估计结果

Table 11 Estimated threshold effects for large and small to medium-sized cities by 2015 urban population

门槛变量	urb		门槛变量	pgdp	
	大城市	中小城市		大城市	中小城市
$\ln Nz_{i,t-1} I(urb_{i,t} < \tau_1)$	0.0049 (0.0033)	0.0074*** (0.0028)	$\ln Nz_{i,t-2} I(pgdp_{i,t} < \tau_1)$	0.0054 (0.0036)	0.0038 (0.0027)
$\ln Nz_{i,t-1} I(\tau_1 \leq urb_{i,t})$	0.0001 (0.0037)	-0.0014 (0.0026)	$\ln Nz_{i,t-2} I(pgdp_{i,t} \geq \tau_1)$	-0.0014 (0.0035)	0.0011 (0.0025)
$\ln Nc_{i,t-1} I(urb_{i,t} < \tau_1)$	0.0020 (0.0043)	0.0017 (0.0030)	$\ln Nc_{i,t-2} I(pgdp_{i,t} < \tau_1)$	-0.0011 (0.0048)	0.0019 (0.0030)
$\ln Nc_{i,t-1} I(\tau_1 \leq urb_{i,t})$	0.0115*** (0.0043)	0.0107*** (0.0021)	$\ln Nc_{i,t-2} I(pgdp_{i,t} \geq \tau_1)$	0.0104** (0.0041)	0.0089*** (0.0020)
常数项	5.1459*** (0.3678)	4.2818*** (0.1503)	常数项	5.2784*** (0.3709)	4.3364*** (0.1494)
R^2	0.9840	0.9793	R^2	0.9841	0.9794
个体数	85	199	个体数	85	199

后,虽然门槛值与前文存在细微差别,但增量土地扩张和存量土地再开发对城市经济增长的影响趋势没有改变,并且大城市的门槛值依旧大于中小城市。

5 结论与政策建议

5.1 结论

现有研究大多未区分增量土地扩张和存量土地再开发对经济增长的影响,鉴于此,本文利用中国土地市场网的微观数据,实现了增量土地扩张与存量土地再开发的数据分离,实证探究增量土地扩张和存量土地再开发对城市经济增长的影响变化,并进行基于城市人口规模划分的异质性分析。主要研究结论如下:

(1)在静态和动态面板模型的回归分析中,增量土地扩张对城市经济增长的影响为正但并不显著;存量土地再开发对城市经济增长的边际贡献要高于增量土地扩张,且通过了显著性水平检验。挖掘盘活存量土地成为未来国土资源利用的重要方向。

(2)人口城镇化水平和人均 GDP 存在门槛效应,在不同城镇化和人均 GDP 发展阶段,增量土地扩张和存量土地再开发对城市经济增长的影响发生变化。随着人口城镇化水平和人均 GDP 水平的不断提升,增量土地扩张与经济增长之间存在倒

“U”型非线性关系,存量土地再开发对经济增长的边际贡献不断上升,城市“以地谋发展”模式由传统依赖增量土地供应的外延式扩张,逐步转向注重存量土地再开发的内涵式集约发展。

(3)增量土地扩张和存量土地再开发对经济增长的影响存在规模异质性。大城市和中小城市均存在人口城镇化和人均 GDP 门槛效应,并呈现增量土地扩张对城市经济增长驱动趋弱,存量土地扩张对城市经济增长推动作用不断增强的发展态势。但中小城市门槛值小于全国,全国门槛值小于大城市。

5.2 政策建议

基于本文的理论分析和实证研究结果,提出以下两点建议:

(1)化土地存量为发展增量,加快“以地谋发展”模式转型。对于进入内涵集约型城市发展模式的城市,可通过加大存量土地再开发政策的支持力度,打通存量土地再开发的全生命周期,深度挖掘城市建成区中存在的闲置、低效存量土地资源,化解增量土地快速扩张带来的资源环境约束问题,加快城市发展方式转变,增强城市可持续发展动力。

(2)基于不同城市发展特性,采取差异化土地供应策略。通过辨别不同人口规模城市进入内涵集约发展模式的最佳时间点,适时调整不同地区

2024年6月

间、地区内增量土地扩张和存量土地再开发的供应结构,确保各城市的土地供应策略与其自身发展阶段相符,最大限度发挥增存土地资源对不同人口规模城市的经济驱动作用。

参考文献(References):

- [1] 张衍春,陈宇超,栾晓帆. “以地谋发展”模式的空间重构:以浙江省山海协作工程为例[J]. 自然资源学报, 2023, 38(7): 1730–42. [Zhang X C, Chen Y C, Ruan X F. The spatial reconstruction of land-driven development mode: The projects of cooperation between mountainous and coastal areas in Zhejiang Province[J]. Journal of Natural Resources, 2023, 38(7): 1730–42.]
- [2] 熊雪锋,李昊泽. “以地谋发展”模式转轨:制度特征与经济影响[J]. 中国土地科学, 2023, 37(7): 1–10. [Xiong X F, Li H Z. Transition of China’s “Land-driven Development” mode: Institutional characteristics and economic impact[J]. China Land Science, 2023, 37(7): 1–10.]
- [3] 封亦代,袁华锡,刘耀彬. 新型城镇化建设提高城市能源利用效率的机制[J]. 中国人口·资源与环境, 2023, 33(5): 138–148. [Feng Y D, Yuan H X, Liu Y B. Mechanisms for improving urban energy use efficiency in China’s new-type urbanization construction[J]. China Population, Resources and Environment, 2023, 33(5): 138–148.]
- [4] 向守乾,陈威,李吉埔. 从“三旧”改造到低效用地再开发:国土空间背景下珠海存量用地高质量发展探索[J]. 城市发展研究, 2023, 30(5): 127–136. [Xiang S Q, Chen W, Li J Y. From the “Three Old” transformation to the redevelopment of inefficient land: Exploration on high-quality development of stock land in Zhuhai under the background of national land space[J]. Urban Development Studies, 2023, 30(5): 127–136.]
- [5] 黄亮雄,王贤彬,刘淑琳. 经济增长目标与激进城镇化:来自夜间灯光数据的证据[J]. 世界经济, 2021, 44(6): 97–122. [Huang L X, Wang X B, Liu S L. Economic growth target and radical urbanisation: Evidence from satellite night-light data[J]. The Journal of World Economy, 2021, 44(6): 97–122.]
- [6] 伍灵晶,刘芳,罗罡辉,等. 构建存量土地开发的市场化机制:理论路径与深圳实践[J]. 城市规划, 2022, 46(10): 46–55. [Wu L J, Liu F, Luo G H, et al. Establishment of the market mechanism for stock land development: Theoretical path and practice of Shenzhen[J]. City Planning Review, 2022, 46(10): 46–55.]
- [7] Tan R H, Zhang T Q, Liu D Y, et al. How will innovation-driven development policy affect sustainable urban land use: Evidence from 230 Chinese cities[J]. Sustainable Cities and Society, 2021, DOI: 10.1016/j.scs.2021.103021.
- [8] 夏青,叶芳芳,王宁. 国土空间规划视角下存量地区总体城市设计实践:以深圳龙华区为例[J]. 城市规划学刊, 2022, (S1): 127–135. [Xia Q, Ye F F, Wang N. Comprehensive urban design in built-up areas from the perspective of territorial spatial planning: A case study of Longhua District, Shenzhen[J]. Urban Planning Forum, 2022, (S1): 127–135.]
- [9] 刘荣增. 城市扩张与经济增长质量的规模空间效应研究[J]. 求索, 2020, (3): 157–164. [Liu R Z. Study on the scale space effect of urban expansion and economic growth quality[J]. Seeker, 2020, (3): 157–164.]
- [10] 付婷婷,张同斌. 城市边界扩张能否形成经济增长新动力:以部分省会城市的扩张为例[J]. 经济科学, 2022, (4): 50–63. [Fu T T, Zhang T B. Whether urban boundary expansion can form a new driving force for economic growth: The case of some provincial capitals’ boundary expansion[J]. Economic Science, 2022, (4): 50–63.]
- [11] 孙斌栋,郑涛. 省会城市行政边界扩张对省域经济增长的影响[J]. 地理科学, 2023, 43(7): 1133–1143. [Sun B D, Zheng T. Influence of the expansion of the provincial capital’s administrative boundary on the provincial economic growth[J]. Scientia Geographica Sinica, 2023, 43(7): 1133–1143.]
- [12] 邹薇,杨飞. 城市形状紧凑度是否影响经济发展[J]. 经济理论与经济管理, 2023, 43(10): 71–84. [Zou W, Yang F. Does city shape compactness affect economic development? [J]. Economic Theory and Business Management, 2023, 43(10): 71–84.]
- [13] 赵可,徐唐奇,张安录. 城市用地扩张、规模经济与经济增长质量[J]. 自然资源学报, 2016, 31(3): 390–401. [Zhao K, Xu T Q, Zhang A L. Urban land expansion, economies of scale and quality of economic growth[J]. Journal of Natural Resources, 2016, 31(3): 390–401.]
- [14] Liu G, Chen S, Gu J. Urban renewal simulation with spatial, economic and policy dynamics: The rent-gap theory-based model and the case study of Chongqing[J]. Land Use Policy, 2019, 86: 238–52.
- [15] 王权典,陈利根. 存量土地整理再开发的调控与规制[J]. 中州学刊, 2014, (1): 11–14. [Wang Q D, Chen L G. Regulation of the consolidation and redevelopment of stock land[J]. Academic Journal of Zhongzhou, 2014, (1): 11–14.]
- [16] 黄凌翔,韩杰,陈竹. 增量与存量建设用地的经济贡献差异[J]. 资源科学, 2021, 43(10): 2081–2092. [Huang L X, Han J, Chen Z. Differences between economic contributions of incremental and stock construction land[J]. Resources Science, 2022, 43(10): 2081–2092.]
- [17] 刘守英,熊雪锋,章永辉,等. 土地制度与中国发展模式[J]. 中国工业经济, 2022: 34–53. [Liu S Y, Xiong X F, Zhang Y H. Land system and China’s development model[J]. China Industrial Economics, 2022: 34–53.]
- [18] 陈清荷,焦华富,管晶. 煤炭资源型县域土地城镇化时空演变

- 及驱动因素:以淮北市濉溪县为例[J]. 资源科学, 2024, 46(3): 583–596. [Chen Q H, Jiao H F, Guan J. Spatiotemporal change and driving factors of land urbanization in coal resource-based counties: A case study of Suixi County, HuaiBei City[J]. Resources Science, 2024, 46(3): 583–596.]
- [19] 胡思佳, 徐翔. 招商引资竞争与土地供给行为: 基于城市经济发展的视角[J]. 改革, 2021, (7): 91–106. [Hu S J, Xu X. Investment competition and land supply behavior: Based on the perspective of urban economic development[J]. Reform, 2021, (7): 91–106.]
- [20] 刘新智, 周韩梅. 土地资源配置如何影响城市经济效率: 基于中国286个地级以上城市工业数据的实证检验[J]. 中国土地科学, 2022, 36(9): 49–58. [Liu X Z, Zhou H M. How does land resource allocation affect urban economic efficiency: An empirical test based on industrial data of 286 cities above prefecture level in China[J]. China Land Science, 2022, 36(9): 49–58.]
- [21] 李璐, 张斌, 夏秋月, 等. 土地资源错配碳排放效率的空间效应与影响路径: 来自长江经济带108个城市的经验证据[J]. 资源科学, 2023, 45(5): 1059–1073. [Li L, Zhang B, Xia Q Y, et al. Spatial effect of land resource misallocation on carbon emissions efficiency and its influence path: Empirical evidence from 108 cities in the Yangtze River Economic Belt[J]. Resources Science, 2023, 45(5): 1059–1073.]
- [22] 刘守英, 王志峰, 张维凡, 等. “以地谋发展”模式的衰竭: 基于门槛回归模型的实证研究[J]. 管理世界, 2020, 36(6): 80–92. [Liu S Y, Wang Z F, Zhang W F, et al. The exhaustion of China's “Land-Driven Development” model: An analysis based on threshold regression[J]. Journal of Management World, 2020, 36(6): 80–92.]
- [23] 陈姝兴, 付文强, 吴康. 城市收缩对土地价格的影响及其空间溢出效应[J]. 资源科学, 2024, 46(2): 308–320. [Chen S X, Fu W Q, Wu K. The impact of urban shrinkage on land prices and its spatial spillover effects[J]. Resources Science, 2024, 46(2): 308–320.]
- [24] 赵小凤, 涂刘欣, 孟浩, 等. 中国城乡建设用地减量化研究进展及展望[J]. 资源科学, 2024, 46(2): 235–248. [Zhao X F, Tu L X, Meng H, et al. Progress and prospects of urban and rural construction land reduction research in China[J]. Resources Science, 2024, 46(2): 235–248.]
- [25] 赵燕菁. 城市化2.0与规划转型: 一个两阶段模型的解释[J]. 城市规划, 2017, 41(3): 84–93. [Zhao Y J. Urbanization 2.0 and transition of planning: Explanation based on a two-phase model[J]. City Planning Review, 2017, 41(3): 84–93.]
- [26] Lak A, Sharifi A, Khazaei M, et al. Towards a framework for driving sustainable urban regeneration with ecosystem services[J]. Land Use Policy, 2021, DOI: 10.1016/j.landusepol.2021.105736.
- [27] Hansen B E. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference[J]. Journal of Econometrics, 1999, 93(2): 345–68.
- [28] 单豪杰. 中国资本存量 K 的再估算: 1952–2006年[J]. 数量经济技术经济研究, 2008, 25(10): 17–31. [Shan H J. Re-estimation the capital stock of China: 1952–2006[J]. Journal of Quantitative & Technological Economics, 2008, 25(10): 17–31.]
- [29] 邹兵. 增量规划向存量规划转型: 理论解析与实践应对[J]. 城市规划学刊, 2015, (5): 12–19. [Zou B. The transformation from Greenfield-Based planning to redevelopment planning: Theoretical analysis and practical strategies[J]. Urban Planning Forum, 2015, (5): 12–19.]
- [30] 陈旭, 秦蒙. 城市蔓延、人口规模与生产效率: 来自中国企业数据的证据[J]. 重庆大学学报(社会科学版), 2019, 25(4): 38–52. [Chen X, Qin M. Urban sprawl, population and production efficiency: The evidence from Chinese enterprises data[J]. Journal of Chongqing University (Social Science Edition), 2019, 25(4): 38–52.]
- [31] 孙传旺, 罗源, 姚昕. 交通基础设施与城市空气污染: 来自中国的经验证据[J]. 经济研究, 2019, 54(8): 136–151. [Sun C W, Luo Y, Yao X. The Effects of transportation infrastructure on air quality: Evidence from empirical analysis in China[J]. Economic Research Journal, 2019, 54(8): 136–151.]

The effect of incremental land expansion and stock land redevelopment on urban economic growth

PAN Chenxin, WAN Yong

(Institute of Applied Economic Research, Shanghai Academy of Social Sciences, Shanghai 200235, China)

Abstract: **[Objective]** Against the backdrop of tightening incremental land resources, urban development is gradually shifting from relying on the external expansion of incremental land supply to focusing on the intensive model of redevelopment of stock land. This article attempts to explore the impact of incremental land expansion and redevelopment of stock land on urban economic growth at different stages of urban development, in order to provide useful references for the improvement of urban land supply policies. **[Methods]** Based on the panel data of 284 prefecture level cities from 2009 to 2021 in China, dual fixed effects and threshold effects model were constructed to explore the impact of incremental land expansion and stock land redevelopment on urban economic growth, threshold effects were analyzed at different stages of urban development and scale heterogeneity was analyzed. **[Results]** (1) The marginal contribution of redevelopment of stock land to economic growth is higher than that of incremental land expansion, and the impact is significant. (2) In the process of urban development, the expansion of incremental land and the redevelopment of existing land both have a population urbanization and per capita GDP threshold effect on urban economic growth. With the continuous improvement of population urbanization and per capita GDP level, the marginal contribution of incremental land expansion to urban economic growth continues to decline, while the marginal contribution of stock land redevelopment to economic growth continues to rise and gradually exceeds that of incremental land expansion. In terms of heterogeneity analysis, the above two threshold effects exist in cities of different scales, and have the same development trend as the national sample. Among them, the threshold value for large cities is higher than the national threshold value, and the national threshold value is higher than the threshold value for small and medium-sized cities. **[Conclusion]** The traditional externally expanding urban development model relying on incremental land expansion is unsustainable, and cities are gradually entering the era of stock; However, cities of different scales enter the stage of stock development at different times. It is necessary to adopt differentiated land supply strategies for different cities in order to better leverage the driving role of land resources on urban economy.

Key words: incremental land; stock land; transformation of development mode; threshold model; subscale heterogeneity; China