

城市更新对地方政府债务影响的 时空异质性分析

——基于时间地理加权模型

项英辉 王子祺

(沈阳建筑大学, 沈阳 110168)

内容提要:本文使用2011年—2021年全国除港澳台及西藏自治区外30个省(区、市)的面板数据,选择城乡社区公共设施支出和保障性安居工程支出作为目前城市更新主要支出指标,采用时间地理加权模型(GTWR)分析城市更新对地方政府债务影响效应的时空异质性,得出结论如下:从全局看,城市更新会推动地方政府债务规模的扩张;在时间上,公共基础设施的更新建设对地方政府债务规模的扩张作用逐年减弱,保障性安居工程的影响存在先收缩后扩张、波动上升的变化趋势;在空间上,公共基础设施的更新建设对地方政府债务规模的扩张作用由南向北递增,由东向西递减,保障性安居工程对地方政府债务的影响效应则相反,呈现出由东向西递增的趋势,且从整体上看,经济相对欠发达地区比经济发达地区的扩张作用强,收缩作用弱,扩张作用减弱的更慢,减弱期持续时间更短。

关键词:城市更新 地方政府债务 时空异质性 时间地理加权模型

中图分类号:F812 **文献标识码:**A **文章编号:**1672-9544(2024)05-0065-09

一、引言和文献综述

我国的城市更新大致分为四个阶段:第一阶段为1949年至1977年。为了适应社会主义工业化的基本国策,城市建设着眼于最基本的居住、卫生、基础设施等问题。第二阶段为改革开放后至1989年。第三次“全国城市工作会议”大幅提高了城市建设工作的重要性,此后,国内大部分城市开始了旷日

持久的城市建设。第三阶段为1990年至2011年。随着土地使用权出让以及财政分税制的建立、旧城更新获得融资路径,以“退二进三”为标志的大范围城市更新全面铺开。第四阶段为2012年至今,开始逐渐重视多元发展、制度建设、城市更新治理和综合效益。

随着城市更新活动的深入推进,关于城市更新所带来影响的研究开始增多。其中,黄忠华(2019)

[收稿日期]2023-11-18

[作者简介]项英辉,中新国际工程学院、管理学院教授,研究方向为城市与区域经济、基础设施投资与运营、建筑与房地产经济;王子祺,管理学院硕士研究生,研究方向为城市与区域经济、建筑与房地产经济。

[基金项目]2023年度辽宁省教育厅基本科研项目面上项目“辽宁省城市更新中的投融资问题研究”。

以杭州市为例,利用双重差分法和空间杜宾模型,发现在项目建设和运营期,城市更新行动分别对周边房价产生 28.6% 和 32.0% 的推升作用;刘贵文(2021)以深圳市为例研究城市更新对住房价格的影响并得出结论,城市更新同样具有显著的空间正溢出效应,会带动房价增长,且对房价的推升作用随着中心距离增加而显著降低。也有学者研究了城市更新对经济的影响,张立新(2020)采用道格拉斯生产函数发现广东省城市更新对经济增长的规模效应和经济激励效应显著,廖舒宇(2022)通过空间自相关分析,发现城市更新对产业结构升级的影响具有高水平区域集中、低水平区域聚集的特点,且有负向的空间溢出效应。在城市更新影响路径的研究方面,王伟龙(2023)发现城市更新主要通过催化产业结构升级、促进绿色投资、带动消费升级和完善基础设施建设四条路径提升城市代谢效率。王蔚然(2022)则从发展产业、吸引投资、促进消费和文旅融合四条路径探究城市更新如何作用于经济高质量发展。

截至 2021 年底,全国地方政府债务余额 30.47 万亿元(乔俊峰,2023),占当年国内生产总值比重为 26.64%,占地方一般公共预算收入为 274.31%。随着地方政府债务问题愈演愈烈,探究地方政府债务影响因素的文章越来越多,毛文峰(2020)验证了蔓延的城市发展模式会显著提高政府债务。王志锋(2022)发现撤县设区提高了地方政府债务水平,且距离中心城区越偏远的被撤县,该正向影响越大。陈小亮(2020)通过对 30 个省(区、市)2010 年—2017 年的面板数据进行中介效应检验得出:老龄化通过增加财政养老支出、减少财政收入以及降低经济增速两条路径来增加地方政府债务。黄寿峰(2021)以地级市城投债为例,通过理论梳理和实证分析发现,财政分权是推动地级市城投债规模激增

的重要因素。王培石(2021)认为 PPP 项目通过降低地方政府支出和增加收入两种方式来降低地方政府债务风险。而陈静(2022)通过固定效应模型分析 PPP 项目规模对地方政府隐性债务具有正向激励作用。

研究城市更新及地方政府债务的文献较多,但研究二者之间相互关系及时空异质性的文献却极少。而此方面的研究对于评估城市更新行动是否达到预期目标、全方位防范地方政府债务、优化城市更新投资结构等都具有重要意义。同时,由于地理、经济、社会、文化等因素的明显差异,我国不同地区在城市发展水平、城市更新和地方政府债务问题上都存在着较大差异。因此,本文针对 2011 年—2021 年以来相关城市更新行动对地方政府债务的影响效应的时空异质性问题进行研究,以期得出中国不同时间不同地区的城市更新行动是否对地方政府债务造成影响以及造成怎样影响的相关结论,并给出相应的政策建议。

二、主要变量情况介绍

(一)变量说明及数据来源

1. 被解释变量与解释变量:目前对地方政府债务没有形成统一的统计口径与标准。根据现有研究,大量债务问题存在于地方政府投融资平台所发行的城投债中,且新《预算法》实施后,地方政府所发行的地方债也日益增多,故本文依据数据可得性,将地方政府所发行债券与各地方城投债加总来表示被解释变量地方政府债务规模,数据来自 wind 数据库,符号为 $Debt_{i,t}$,其中 i 表示省(区、市), t 表示时间,并对其进行对数化处理。解释变量参考项英辉(2022)的研究,以城乡社区公共设施支出以及保障性安居工程支出两项来评价城市更新力度,符号分别为 $F1_{i,t}$ 、 $F2_{i,t}$,各省(区、市)相关城市更新资金支

出数据来自《中国财政年鉴》。

2. 控制变量：根据对王金秀(2023)及杨胜利(2022)的研究,选取人均GDP(*GDP*)、土地出让收入(*LSR*)、财政支出(*FE*)作为控制变量,土地出让收入使用地方政府出卖土地使用权收入表示。为防止量纲不同,所有变量均进行对数化处理。数据来源为《中国统计年鉴》和《中国财政年鉴》。

(二)描述性统计

借助 STATA 软件对数据进行描述性统计,见表 1。*F1*、*F2* 与 *Debt* 数据的最大值与最小值相差甚远,计算出标准差也相对很大,说明不同时间不同省(区、市)的城市更新力度以及地方政府债务数据存在较大差异,有必要对其进行时空异质性的分析。

表 1 变量描述性统计

Variables	Obs	Mean	Std. dev.	Min	Max
<i>Debt</i>	330	7.847685	1.560796	2.70805	10.73667
<i>F1</i>	330	5.262957	0.8000669	2.624504	7.01409
<i>F2</i>	330	4.496389	0.6040327	1.975302	6.088918
<i>GDP</i>	330	10.87567	0.444628	9.705829	12.14167
<i>LSR</i>	330	5.395058	1.158456	2.138889	8.007307
<i>FE</i>	330	8.405017	0.592338	6.559488	9.811756

三、城市更新对地方政府债务影响效应的时空异质性分析

(一)多重共线性检验

对于变参数的时空地理加权回归模型而言,多

重共线性问题很重要,表 2 报告了 *VIF* 的计算结果,最大 *VIF* 为 2.55,各个解释变量与控制变量平均 *VIF* 为 1.814,均远低于临界值 10,因此,可以不必担心时空地理加权回归过程中多重共线性问题的干扰。

表 2 多重共线性检验

Variables	<i>VIF</i>	<i>1/VIF</i>
<i>F1</i>	1.33	0.751880
<i>F2</i>	1.32	0.757576
<i>GDP</i>	1.35	0.740741
<i>LSR</i>	2.55	0.392157
<i>FE</i>	2.52	0.396825
Mean <i>VIF</i>	1.814	

(二)GTWR 模型构建与模型遴选

时间地理加权模型(GTWR)是由 Huang(2010)提出的一种可以有效解决时间空间非平稳表达问

题的局部空间计量模型。它是在地理加权模型 GWR 中引入时间因子,以捕获时间和空间异质性。GTWR 模型的数学表达式如下：

$$y_i = \beta_0(u_i, v_i, t_i) + \sum_{k=1}^p \beta_k(u_i, v_i, t_i) x_i + \varepsilon_i, \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (1)$$

式(1)中, (u_i, v_i, t_i) 表示第 i 个样本点的时空坐标, 其中 t_i 为时间点, (u_i, v_i) 为空间坐标, 一般在实际运算以地理经纬度的投影坐标来表示, x_i 与 y_i 分别表示第 i 个样本点的解释变量与被解释变量, $\beta_k(u_i, v_i, t_i)$ 则表示解释变量的回归系数, ε_i 为残差项。

GTWR 的参数估计方法与 GWR 的类似, 都是基于加权的最小二乘法来实现, 即通过对时空邻近样本位置 i 加权估计得到回归系数 $\beta(u_i, v_i, t_i)$:

$$\beta(u_i, v_i, t_i) = [X^T W(u_i, v_i, t_i) X]^{-1} X^T W(u_i, v_i, t_i) Y \quad (2)$$

式(2)中 $(X^T X)^{-1} X^T Y$ 为利用最小二乘法所求的模型解释变量的估计系数, $W(u_i, v_i, t_i)$ 是时空坐标 (u_i, v_i, t_i) 处的时空权重矩阵。

本文将通过使用 Huang(2010) 基于 Arcgis10.2 软件开发的 GTWR 插件来实现 GTWR 模型的回归

分析, 建立如下 GTWR 模型进行城市更新对地方政府债务影响效应的时空异质性分析:

$$\begin{aligned} Debt_i = & \beta_0(u_i, v_i, t_i) + \beta_1(u_i, v_i, t_i) F1_i + \\ & \beta_2(u_i, v_i, t_i) F2_i + \beta_3(u_i, v_i, t_i) GDP_i + \\ & \beta_4(u_i, v_i, t_i) LSR_i + \beta_5(u_i, v_i, t_i) FE_i + \varepsilon_i, \quad i = 1, 2, \dots, n \end{aligned} \quad (3)$$

式(3)中, $\beta_0(u_i, v_i, t_i)$ 、 $\beta_1(u_i, v_i, t_i)$ 、 $\beta_2(u_i, v_i, t_i)$ 、 $\beta_3(u_i, v_i, t_i)$ 、 $\beta_4(u_i, v_i, t_i)$ 、 $\beta_5(u_i, v_i, t_i)$ 分别是坐标为 (u_i, v_i, t_i) 的样本点 i 回归得到的常数项和估计系数。本文将各省(区、市)省会(首府)以及直辖市的空间经纬度投影坐标作为其坐标表示。

如前文所述, 可变回归参数的局部估计方法除 GTWR 模型外, 还有其它方法, 例如分析空间非平稳性表达的地理加权回归(GWR)与分析时间非平稳性表达的时间加权回归(TWR)。本文使用省(区、市)面板数据, 通过对以上几种局部估计方法的结果参数进行对比, 遴选结果(见表3)显示, $AICc$ 与 RSS 最小值的方法均为 GTWR, R^2 与 $R^2 Adjusted$ 最大值的模型也均为 GTWR, 故可得出结论: 四种模型

表3 各模型回归稳健性结果

	OLS	TWR	GWR	GTWR
$AICc$	1012.226	510.285	954.801	466.345
R^2	0.500578	0.909522	0.697051	0.943232
$R^2 Adjusted$	—	0.908126	0.692376	0.942356
RSS	400.2962	72.7356	243.543	45.6362

中, GTWR 的拟合优度最好^①。

(三) 总体特征分析

GTWR 模型估计结果为一个时空样本点对应一个估计参数值的局部估计, 需要展示的估计结果

篇幅过大, 无法一一列出。本文列出了不同变量在不同分位点上的估算系数(见表4), 以展示总体特征。其中, 城乡社区公共设施支出($F1$)估计系数的最小值、上四分位数、中位数及下四分位数及最大

^① 本文主要从 OLS、TWR、GWR、GTWR 四种模型中遴选, 主要参考的结果参数为 $AICc$ 、 R^2 、 $R^2 Adjusted$ 、 RSS 。其中 $AICc$ 与 RSS 越小, R^2 与 $R^2 Adjusted$ 越大, 表示模型的拟合优度越好, 解释变量对被解释变量的解释程度越高。

值均大于0,保障性安居工程支出($F2$)估计系数仅最小值小于0,其他分位值均大于0,故初步判断城市更新行动在全局上对地方政府债务规模扩张存在推动作用,且最大值与最小值在本研究量纲下相

表4 不同分位点处系数估算结果

Variables	最小值	上四分位数	中位数	下四分位数	最大值
$F1$	0.074154	0.525485	0.733998	1.154406	1.549389
$F2$	-1.00006	0.121818	0.254582	0.402508	0.762891
GDP	-0.52639	-0.03162	0.023425	0.140543	1.971255
LSR	-0.60749	-0.07293	-0.01155	0.072755	0.20129
FE	-0.57988	-0.14662	-0.04056	0.113802	0.588945

差相对很大,说明其存在明显的时空异质性特征。

(四)时间异质性分析

为了更好地分析城市更新对地方政府债务影响效应在时间上的变化趋势,参考Chen(2021)的分析思路,将2011年—2021年各年份30个省(区、市)估计系数绘制为箱线图。

1.城乡社区公共设施支出对地方政府债务影响效应的时间异质性分析

图1中(a)为城乡社区公共设施支出对地方政府债务影响效应的时间变化趋势箱线图,每一年份箱体的长度代表该年份不同省(区、市)回归系数的离散程度,箱体越长,数据越分散;箱体越短,数据越集中。箱体的上边界和下边界分别对应数据的上四分位数和下四分位数。箱体中的横线代表该年份各省(区、市)数据的中位数,贯穿箱体的竖线被称为该箱体的“须”,“须”的长度指排除了极端异常值后数据分布的范围。被单独标记的点指超出“须”范围的极端异常值。从总体上看,2011年—2013年间扩张作用缓慢增强,2014年—2017年迅速减弱,2018年后回归系数值在不同省(区、市)间离散程度增强。2011年—2013年间,我国仍处于“4万亿投资”刺激下的基建狂潮时期,公共设施支出对地方政府债务规模的扩张作用在三年间持续增强。

2014年后,城市内大规模基建基本告一段落,基础设施更新建设投入减少,且前几年的城市化步伐已初见成效,带动了城市的经济发展,故在此时期城乡社区公共设施投入对地方政府债务规模的扩张作用在很大程度上减弱。2017年—2021年趋于稳定。但箱体和“须”均逐渐变长,说明不同省(区、市)扩张作用的变化程度差异变大。

2.保障性安居工程支出对地方政府债务影响效应的时间异质性分析

图1中(b)为保障性安居工程支出对地方政府债务的影响效应时间变化趋势箱线图。可以看出该估计系数仅个别年份的省(区、市)小于0,故判断在全局上保障性安居工程仍然会导致地方政府债务规模扩张,2011年—2013年逐年减弱,2014年—2015年连续增强两年后维持稳定,并于2018年后继续缓慢增强。2012年中国住房和城乡建设部等七部门联合发出通知,要求加快推进棚户区(危旧房)改造。当时的棚户区改造模式主要分为两种,第一种为政府直接对棚改地块入市进行招拍挂,由开发商购得土地的使用权,并由开发商来进行原住民的安置以及预先的准备工作,然后进行商品房的开发。第二种为政府负责完成前期的原住民安置,地块清理等准备工作,然后以招投标的形式将土地使

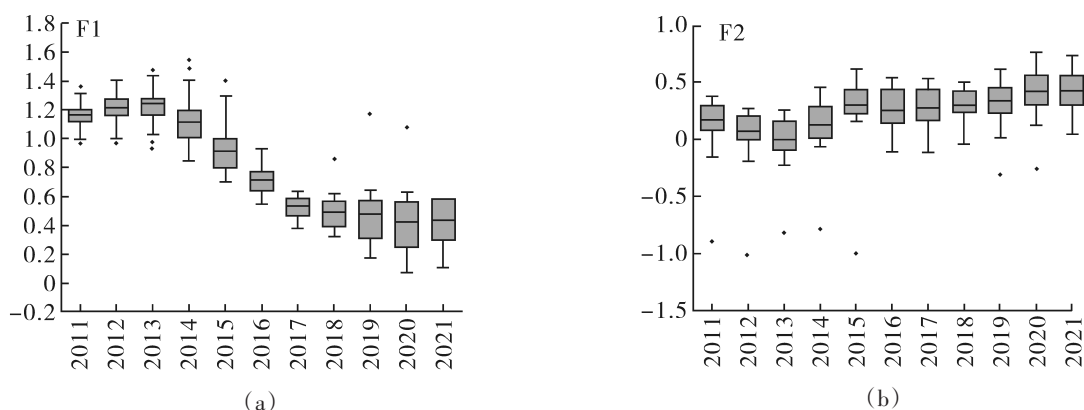


图1 影响效应时间变化趋势箱线图

用权卖给开发商。无论哪种方式,地方政府均可获得大量的“卖地收入”,减轻了地方政府的债务压力。而2014年后,我国住房数量已趋于饱和,“卖地收入”的不足使得政府财政收入减少,致使各地地方政府不得不通过贷款、城投平台等方式大量举债。2016年后,随着大规模棚改接近尾声以及中央开始调控房地产市场,保障性安居工程支出开始逐年降低,且由于我国城市化进程已达到较高水平,以增量建设为主的城市更新模式已不再适合当前的城市发展模式,故保障性安居工程支出所导致的地方政府债务规模的扩张趋势开始趋于稳定,并于2016年—2018年稍减弱。但政策一放松,保障性安居工程支出对地方政府债务规模的扩张作用又开始缓慢增强,这也说明地方政府债务规模的扩大对于棚户区改造加土地财政式的增量建设模式很敏感。

从总体上看,2011年—2021年间城市更新对地方政府债务的影响基本表现为扩张作用,但就基建与棚改这两项过去十年主要城市更新方式来说,保障性安居工程支出对地方政府债务的扩张作用显著弱于城乡社区公共设施支出,保障性安居工程支出的扩张作用随时间增强,而城乡社区公共设施支出的扩张作用随时间减弱。故从控制地方政府债务规模的

角度看,未来城市发展应从地产开发、新增住房建设上转向基础设施、现有街区的更新完善上。

(五)空间异质性分析

由于各省(区、市)的经济基础、资源禀赋、发展阶段等各方面存在较大差异,不同地域城市的城市更新行动对地方政府债务的影响效应存在较大的空间差异性,表现在图1中每一年的数据存在着一定的离散性,故本文参考蒋岱位(2022)的方式通过描绘全国30个省(区、市)的估计系数变化曲线,并将具有相似变化趋势的省(区、市)进行归类分组(见表5)^①,以期寻找其存在的规律及背后的原因。

1.城乡社区公共设施支出对地方政府债务影响效应的空间异质性分析

第一组为位于东北地区的辽吉黑三省。2011年—2014年,这三个省城乡社区公共设施支出对地方政府债务规模的扩张作用有较快幅度增强。随后,中央开始对辽吉黑三省的债务问题进行管控,辽吉黑三省对基建的支出开始减少,故城乡社区公共设施支出对地方政府债务规模的扩张作用迅速减弱,最终于2017年开始保持稳定。

第二组为西北地区的陕甘宁青四省(区、市),研究初期四省(区、市)的城乡社区公共设施支出对地方政府债务规模的扩张作用比其他地区弱,但由

^①因新疆独特的地理、历史及政治因素,其城市更新行动对地方政府债务的影响效应与其他地区不同,在空间异质性分析中并未将新疆纳入分组。

表5 分组及影响效应变化趋势概述表

组别	包含省(区、市)	F1 对 <i>Debt</i> 影响效应			F2 对 <i>Debt</i> 影响效应		
		前期	中期	后期	前期	中期	后期
第一组	辽宁、吉林、黑龙江	扩张作用较强	扩张作用减弱较快	扩张作用稳定 在较高水平	保持收缩作用	波动增强为较低水平 扩张作用	
第二组	陕西、甘肃、青海、宁夏	扩张作用较弱	扩张作用减弱较慢	扩张作用适中	扩张作用较强		扩张作用适中
第三组	北京、天津、河北、山西、 内蒙古、山东、河南	扩张作用适中	扩张作用减弱 速度适中	扩张作用适中	出现收缩作用	波动增强为中等水平 扩张作用	
第四组	湖北、湖南、江西、安徽	扩张作用适中	扩张作用减弱较快	扩张作用较弱	扩张作用较弱	波动增强为中等水平 扩张作用	
第五组	重庆、四川、贵州、云南	扩张作用较弱	扩张作用减弱较慢	扩张作用较弱	扩张作用保持在较高水平		
第六组	上海、江苏、浙江	扩张作用适中	扩张作用减弱很快	扩张作用较弱	出现收缩作用	扩张作用较弱	
第七组	广东、广西、海南、福建	扩张作用适中	扩张作用减弱较快	扩张作用较弱	除福建省, 扩张作用保持在较高水平		

注:前期指2011年—2013年;中期指2014年—2016年;后期指2017年—2021年。

于其整体实力不足且经济水平不高,基础设施财政投入效率不比其他地区,2013年后扩张作用减弱幅度较慢。2017年其基建投入有所上升后,城乡社区公共设施支出对地方政府债务规模的扩张作用也有所反弹,然后缓慢下降。

第三组为位于中北部地区的北京、天津、河北、山西、内蒙古、山东、河南7个省(区、市)。这7个省(区、市)2011年—2013年的扩张作用比辽吉黑三省弱,2014年后下降趋势较辽吉黑三省更为缓慢,因其基建投入大于辽吉黑三省。

第四组为中南部地区的湖北、湖南、江西、安徽四省。在研究初期,这四个省(区、市)城乡社区公共设施支出对地方政府债务规模的扩张作用水平与第三组相似,但随时间发展,扩张作用减弱速度更快。研究后期扩张作用水平也更低。

第五组为西南部地区的重庆、四川、贵州、云南,与第二组相似,西部大开发战略也包含了第五组各省(区、市),故第五组研究初期扩张作用较其他地区更弱,但除重庆市外,其余三省经济水平均

较低,实力不足,故其下降趋势于2017年出现明显拐点,基建投入所带来的后续财政收入不足,无法维持扩张作用的大幅减弱。

第六组为位于东南地区的上海、浙江、江苏。第七组为同样位于东南沿海广西、广东、海南、福建四省。第六组和第七组作为南方经济相对发达的省(区、市)其变化趋势非常接近:2020年扩张作用有抬头迹象,2020年两会中提到“新基建”,试点地区也大部分位于南方发达省(区、市),因此,扩张作用也略有增强。

2. 保障性安居工程支出对地方政府债务的影响效应空间异质性分析

保障性安居工程支出对地方政府债务的影响与之前的分组相同。保障性安居工程支出对地方政府债务规模的扩张作用在波动增强,2011年—2013年间曲线均向下滑动,只有第一组东北三省小于0。近年来东北振兴战略的实施,使得中央对东北地区转移支付力度加大,2011年辽宁、吉林、黑龙江人均中央补助收入为3438.6元、4805.7元、4928.8

元,分别位于第十、第六和第五位次^①。且由于历史地理因素,东北三省城市化进程较早,其基础的城市建设也较其他地区先完成,更多有关城市更新的中央专项拨款被用于保障性安居工程的建设,因此,东三省保障性安居工程对地方政府债务的影响出现收缩作用。第三、第四、第六和第七组中的省(区、市)斜率更大,即降低的更快,且扩张作用水平更低。对此的解释为经济相对发达地区土地价格更高,且土地使用权出卖数量更多,故相应地方政府通过土地财政所获财政收入更多。第二组和第五组等省(区、市)经济欠发达,保障性安居工程对地方政府债务规模的扩张作用减弱较慢且水平较高。2013年后保障性安居工程支出对地方政府债务规模存在收缩作用的地区逐步转变为扩张作用,本身就为扩张作用的地区,扩张作用更进一步。这里可以看出,经济较为发达的第三和第六组扩张作用增强较慢且最终达到的峰值水平较小,而此时经济衰退的东北地区,以及第二、第四、第五和第七组发展相对落后的地区扩张作用增强较快,且峰值较高,说明这些地区地方政府保障性安居工程投入越多,则会更大、更快地导致地方政府债务规模的攀升。

从全国范围看,2015年保障性安居工程支出对地方政府债务规模的扩张作用达到峰值,随着房住不炒政策在2016年中央经济工作会议首次提出,房地产市场开始进入调控,政府保障性安居工程支出也开始减少,故在2016年—2017年间全国大部分地区保障性安居工程支出对地方政府债务规模的扩张作用开始降低或是增强速度放缓,这一趋势在第二、第三和第五组中北部、西北部、西南部地区延续至2019年,而第四、第六和第七组中的东南部及沿海发展较快省(区、市)自2017年受政策影响扩张作用短暂减弱后又开始增强,根据对这些地区土地财

政收入数据分析可知,东南沿海发达省(区、市)土地财政收入依然很高,且其棚改规模仍在持续扩大,故其保障性安居工程支出不减反增,对地方政府债务规模的扩张作用转而继续增强。2020年房地产市场进入“寒冬”,我国住房数量也已趋近饱和,除第二组西北地区各省(区、市)外,其他地区扩张作用均在2020年出现下降趋势,第二组陕甘青宁四(区、市)由于经济相对薄弱且环境相对恶劣,其城市化进程较晚,且城市建设的水平也不高,故其余省(区、市)出现的趋势在这四省有滞后现象。

四、结论与政策建议

通过GTWR模型分析,本文得到以下结论:第一,在研究期内城市更新行动在全局范围内会推动地方政府债务规模扩张,但存在时间、空间及作用机制上的异质性。第二,对城乡社区公共设施支出来说,从时间上看其对地方政府债务规模在研究初期的扩张作用较强,但随时间逐步减弱。从空间上看,东南地区等经济发达地区城乡社区公共设施支出对地方政府债务的扩张作用减弱速度较快,而西北、西南等经济欠发达地区减弱较慢甚至反弹。第三,对于保障性安居工程支出来说,其对地方政府债务规模的扩张作用处于较低水平,但从时间上看存在波动上升的趋势。从空间上看,东部经济较为发达地区扩张作用显著弱于西北、西南等经济不发达地区,甚至对应时期的个别发达地区呈现出收缩作用。而东北地区在研究初期呈现收缩作用,中后期演变为较低水平的扩张作用。

结合研究结论,本文给出如下政策建议:第一,从整体来看,在有效防范地方政府债务风险的同时,应继续保障好政府对城市更新行动的资金投入;第二,拓展中央和地方、政府和社会等多种资金

^①数据来源自2011年—2013年《中国财政年鉴》。

渠道,积极探索和创新城市更新投融资模式,并因地制宜、因时制宜地进行模式选择,从而更精准高效地防止地方政府债务规模的扩大;第三,经济相对欠发达地区应更多借鉴经济发达地区的市场化经验,更好发挥社会资本力量,提升城市更新资金的经济效益;第四,西部地区和东北地区虽然经济都相对欠发达,但在城镇化基础、以往政策安排等方面存在较大差异,在城市更新投资问题上应采取差别化政策。从防范地方政府债务风险的角度,东北地区城市更新中应适当控制地方政府对公共基础设施的投资规模,西部地区应适当控制地方政府对保障性安居工程的投资规模。

参考文献:

- [1] 王伟龙,王健龙,李中锋.城市更新提升城市代谢效率了吗?——来自双重差分法与空间杜宾模型的检验证据[J/OL].软科学:1-13[2023-09-13].<http://kns.cnki.net/kcms/detail/51.1268.g3.20230529.1759.016.html>.
- [2] 刘贵文,周求章,黄娟.城市更新对住房价格影响的时空异质效应研究——基于深圳的实证分析[J].建筑经济,2021,第42卷(9):72-77.
- [3] 黄忠华,徐卫丽,杜雪君.城市更新对房地产市场的时空影响效应:基于杭州市的实证研究[J].地理科学,2019,第39卷(11):1757-1762.
- [4] 廖舒宇,郑林子.城市更新对产业结构升级的影响及空间效应[J].中国房地产,2022,(21):63-73.
- [5] 张立新,谭翠萍,黄志基.城市更新对经济增长的影响研究——以广东省为例[J].特区经济,2020,(11):21-25.
- [6] 王蔚然,梁明俏,苏敏等.城市更新驱动经济高质量发展效应研究[J].统计与信息论坛,2022,37(12):112-125.
- [7] 乔俊峰,赵晓迪,尹星怡.地方政府竞争、城市蔓延与政府债务扩张[J].财经论丛,2023,(7):36-45.
- [8] 毛文峰,陆军.土地资源错配、城市蔓延与地方政府债务——基于新口径城投债数据的经验证据[J].经济学家,2020,(4):80-88.

- [9] 王志锋,葛雪凝.行政区划调整影响了地方政府债务吗——基于254个城市撤县设区的实证研究[J].宏观经济研究,2022(06):161-175.DOI:10.16304/j.cnki.11-3952/f.2022.06.011.
- [10] 陈小亮,谭涵予,刘哲希.老龄化对地方政府债务的影响研究[J].财经研究,2020,46(06):19-33.DOI:10.16538/j.cnki.jfe.2020.06.002.
- [11] 黄寿峰,向淑敏.财政分权对地方政府债务的影响研究——基于城投债的证据[J].社会科学研究,2021,(5):60-72.
- [12] 王培石.PPP对地方政府债务的影响[J].中国金融,2021,(23):77-78.
- [13] 陈静.PPP模式对地方政府隐性债务的影响[J].合作经济与科技,2022,(10):158-161.
- [14] 项英辉,刘正.辽宁省城市更新财政支出效率评价及影响因素分析[J].工程经济,2022,第32卷(10):39-48.
- [15] Elvidge, CD; Baugh, KE; Kihn, EA; etc. Mapping city lights with nighttime data from the DMSP operational linescan system[J]. Photogrammetric Engineering and Remote Sensing,1997,Vol.63(6):727-734.
- [16] 王金秀,张亮.人大监督与地方政府债务规模扩张[J].统计与决策,2023,第39卷(14):137-141.
- [17] 杨胜利,黄世润.地方政府债务规模影响因素与区域差异研究——基于中国省级面板数据的分析[J].云南财经大学学报,2022,第38卷(5):70-79.
- [18] Huang, B; Wu, B; Barry, M. Geographically and temporally weighted regression for modeling spatio-temporal variation in house prices.[J]. International Journal of Geographical Information Science,2010,Vol.24(3):383-401.
- [19] Chen, Yu; Tian, Weiteng; Zhou, Qian; etc. Spatiotemporal and driving forces of Ecological Carrying Capacity for high-quality development of 286 cities in China. [J]. Journal of Cleaner Production,2021,Vol.293:126186.
- [20] 蒋岱位.中国产业结构变动对污染排放与区域生态效率的影响研究[D].兰州大学,2022.

【责任编辑 郭艳娇】