

doi:10.3969/j.issn.1672-626x.2024.05.001

城市更新对经济高质量发展的影响

——基于老旧小区改造试点的准自然实验

李娜娜, 龚浩

(安徽建筑大学 经济与管理学院, 合肥 230022)

摘要:以老旧小区改造作为城市更新的准自然实验,选取中国2011—2020年110个城市数据为样本,构建双重差分模型评估城市更新对经济高质量发展的政策影响和作用机制。研究发现:(1)城市更新显著促进经济高质量发展,并且通过安慰剂检验显示结果是稳健的;(2)城市更新主要通过提升消费水平、投资吸引能力和产业协调程度来推动经济高质量发展;(3)城市更新对经济高质量发展的作用呈现异质性,城市更新能够显著促进东部地区、人口规模较大城市经济高质量发展水平提升,但对中西部地区以及人口规模小的城市政策影响不显著。上述研究为理解城市更新与经济高质量发展之间的关系提供了新的经验证据。

关键词:城市更新;经济高质量发展;老旧小区改造;双重差分法

中图分类号:F299.2

文献标志码:A

文章编号:1672-626X(2024)05-0005-14

一、引言

改革开放40多年以来,我国城镇化建设有力有序推进。根据国家统计局数据,我国城镇化率由1978年的17.92%提升至2023年的66.15%,年平均提升1.07%。但在这一发展过程中,存在城市建成区规模扩张过快,存量土地利用效率普遍偏低,盲目建设大量新城新区与城市内部用地低效闲置等不合理现象^[1]。在高质量发展的时代背景下,面对城市建设中的不合理问题,向外围无限扩张、大拆大建城市建筑的方法已经不可行,加快转变城市发展方式和优化城市空间布局将成为许多城市寻求高质量发展的必由之路。针对目前我国的城市发展形势,政府部门不断提出应对政策。2021年全国两会首次将“城市更新”写入政府工作报告,报告中明确“十四五”时期要深入推进新型城镇化战略,实施城市更新行动,持续做好住房保障工作,推进住房市场平稳健康发展。党的二十大报告提出,实施城市更新行动,加强城市基础设施建设,建设宜居、韧性、

收稿日期:2024-06-06

基金项目:国家社会科学基金后期资助一般项目“中国数字经济与制造业深度融合研究”(21FJB045);安徽省哲学社会科学基金青年项目“全球不确定性环境下安徽提高产业链供应链稳定性和竞争力的理论内涵与实践路径研究”(AHSKQ2022D031);安徽省社会科学创新发展研究课题“安徽专精特新企业高质量发展对策研究”(2023CX189);安徽省建筑经济与房地产管理研究中心、安徽省房地产与住房公积金研究院开放课题“合肥市城市更新与经济高质量发展的耦合协调研究”(2023JZJJ03)

作者简介:李娜娜(1992—),女,安徽淮南人,安徽建筑大学经济与管理学院讲师,经济学博士,研究方向为区域经济;通讯作者龚浩(1999—),女,安徽宣城人,安徽建筑大学经济与管理学院硕士研究生,研究方向为区域经济与城市发展。

智慧城市。城市更新作为一种内涵式和可持续的城市空间再利用和开发模式,不仅能够满足人民日益增长的美好生活需要,更有利于和城市扩内需补短板有效结合,释放我国发展潜力,形成新的经济增长点,促进我国经济持续健康发展。本文从城市更新视角探究其对经济高质量发展的影响,不仅能为评估城市更新的影响效果提供实证依据,也为依托城市更新推动经济高质量发展提供有益借鉴。

二、文献综述

本文的研究主要涉及城市更新对经济高质量发展的政策影响,通过梳理现有研究,本文从三个方面进行述评。

第一,关于城市更新的研究主要分为两个方向。部分文献反思城市更新发展现状并提出相应对策,通过分析城市更新实施情况,强调要立足于物质环境、经济、社会等多方面提升城市面貌,改善住房品质^[2-3]。城市更新可以有效促进城市可持续空间发展,但要注重全局性、层次性与实施性,通过“城市现状摸底+城市更新实践引导”的工作框架,构建较为完善的城市更新机制,实现城市提质增效^[4-5]。当城市步入快速城镇化阶段时,城市发展的模式也在转变,不仅要关注城市的发展速度,更要关注城市的发展质量^[6-7]。另外,部分文献从指标体系构建方面评价城市更新,石运峰等(2023)在中国知网搜索城市更新为主题的相关文献,筛选后运用 Cite Space 软件进行关键词分析,剔除不相关词项,选取空间利用、城市交通、基础设施、绿色生态、经济效益、社会文化六大指标体系^[8]。王昊等(2023)构建了城市更新投资环境指数模型,包括城市政府管理、市场环境、基础条件三个评价维度^[9]。

第二,关于经济高质量发展的内涵、测度以及影响因素。早期的研究主要聚焦于经济高质量发展内涵。金碚(2018)探讨了高质量发展在经济学中的意义,强调高质量发展是现阶段人民实现美好生活的重要经济发展方式^[10]。任保平(2020)认为我国经济要满足高质量发展,就要从生产要素、生态环境以及社会经济效益三方面着手^[11]。在测度方法方面主要分为两种方式:一种采用单一指标法测算^[12-13],相关学者认为全要素生产率是衡量经济高质量发展的重要标准,经济发展质量的高低取决于全要素生产率的高低;另一种是构建综合指标进行分析,如惠献波(2023)用熵权法从产业结构、全要素生产率、科学技术创新、城市生态环境与居民生活水平五个维度构建经济高质量发展综合指标体系^[14],杨永芳和王秦(2024)在五大新发展理念的基础上构建了经济高质量发展综合指标^[15]。一些学者也研究了影响经济高质量发展的因素,科技创新、产业结构升级以及绿色技术创新通常都作为分析经济高质量发展的重要中介变量^[16-17],苏锦旗等(2023)基于试点政策的准自然实验探究大数据综合试验区对经济高质量发展的影响^[18];钞小静和刘亚颖(2023)发现新型数字基础设施发挥技术创新效应与生产率提升效应促进经济高质量发展^[19]。

第三,关于城市更新对经济高质量发展的影响研究。通过城市更新来推动经济高质量发展是当前国家的一项重要举措,但从定量角度实证分析城市更新对经济高质量发展的文献相对较少。大多数学者基于理论探究城市更新对经济高质量发展的影响机制。杨佩卿(2023)指出通过城市更新实现高质量发展需注重三个方面,一是以人为本、促进人的全面发展,二是推动城乡发展一体化,三是彰显文化特色与生态文明建设^[20]。司南(2023)指出在高质量发展的目标下,城市更新要从改变模式出发解决现存的问题,具体有转变财务平衡方式、调整用地开发政策、优化设计指引逻辑三种方式^[21]。在实证分析方面,部分学者基于经济高质量发展的不同方面进行了探究,Ingemar E(2022)定量分析了城市更新与城市环境可持续发展之间的作用关系^[22];王伟龙等(2024)在地级市层面验证了城市更新和城市代谢效率存在空间相关性,并会通过结构、投资、消费和基础设施四大机制对城市代谢效率产生促进作用^[23]。

通过梳理相关文献发现,现有文献对于城市更新、经济高质量发展两者单方面的研究已经有了一定基

础,但对于城市更新影响经济高质量发展的实证评估较少关注。基于此,本文选取老旧小区改造作为城市更新的准自然实验,实证分析城市更新对经济高质量发展的影响效应。本文边际贡献主要在于以下几点:第一,从城市更新视角研究其对经济高质量发展的影响,拓展了城市更新与经济高质量发展的研究视角;第二,利用老旧小区改造试点这一相对外生事件,运用双重差分法有效识别了城市更新对经济高质量发展的政策效果,不仅合理地解决了城市更新变量测度困难的问题,还有效地缓解了模型中存在的内生性问题;第三,基于消费水平、投资吸引能力与产业协调程度提升维度,揭示了城市更新影响经济高质量发展的作用机制。

三、理论分析

本文从经济动能增加、经济结构优化、经济成果共享三个方面定义经济高质量发展内涵,分维度探究城市更新对于以上三个方面的具体影响,并且从城市消费水平、投资吸引能力和产业协调程度三个方面探究城市更新对于经济高质量发展的作用机制,同时从区域、人口规模以及城市层级三个方面探究城市更新对经济高质量发展的异质性。

(一)城市更新对经济高质量发展的直接影响效应

首先,实现经济高质量发展需要将创新作为发展的第一动力,依靠创新来破解发展过程中遇到的各种难题。城市更新创新扩张方式,区别于以往的横向扩张方式,形成以组合开发的立体化方式,促使城市从外延扩张向着内涵丰富转变,实现土地资源的创新发展。目前城市开发建设方式已经由大规模的增量扩张向存量更新的方向演进,城市更新通过构造新的空间格局与空间价值、实现城市的功能优化与品质提升,影响社会中不同属性个体或家庭的迁居选择^[24]。城市更新通过提高土地资源利用率和改善城市空间结构打造宜居城市,吸引资源、劳动力和技术等要素聚集,依靠创新动力持续为经济高质量发展提供动能。其次,城市转型发展理论指出高端化、高值化的产业是城市转型的基础^[25],城市更新能够聚集服务业和高技术产业等优势产业,产业结构进一步向知识和技术密集型转变,带动生产要素流入生产工艺较为成熟的部门,提高生产效率,增加产出,促进经济高质量发展。最后,共享经济是为了让人民共同参与我国经济社会发展的过程,让全体人民共享经济发展的成果。城市更新过程中城市生态修复、城市功能完善、城市危旧房及老旧厂房改造提升工程以及城市基础设施补短板等措施的全面实施,逐步缓解了城市发展不平衡的问题,缩小地区经济发展差距,有利于持续优化城市人居环境,提升城市品质,进而把城市建设成为人与人、人与自然和谐共处的美丽家园,不断实现经济成果共享。

(二)城市更新对经济高质量发展的间接影响效应

城市更新通过提升城市消费水平促进经济高质量发展主要体现在两个方面。第一,城市更新涉及对老旧商业街区进行更新,主要包括对原有商业项目、厂房旧址和历史文化街区改造更新。重点完善地下车库、垃圾处理系统等公共基础设施;改建博物馆、美术馆、运动馆等城市公共空间;丰富街区业态结构等,提升居民生活品质,促进公共消费的发展,激发居民消费潜力。同时城市更新的实施能够更好地塑造城市风貌,开发城市文旅资源,而文旅融合的带动和辐射,有利于促进新型消费的发展,强化经济高质量发展。第二,城市更新实现消费产品和服务数字化转型。比如在智慧街区实现Wi-Fi网络全覆盖,开发独立APP或开发依托于微信的智慧街区移动终端,提升城市数字化服务水平^[26]。在城市转型发展过程中加入现代化科技,催生出越来越多的数字化产品和服务,加速业务优化升级和创新转型,促进相关产业部门发展,提高居民消费质量,实现社会消费结构升级,不断推动经济高质量发展^[27]。

城市更新通过提升投资吸引能力,优化投资结构,用增量投入带动存量结构的调整,对推动经济高质量

发展具有重要作用。从外部环境看,当前房地产开发普遍进入微利时代,实施城市更新可以确保在城市建设用地总量稳定的前提下推动城市经济发展和进步,社会资本参与城市更新的意愿也得到一定的提高。另外,地方政府在实施城市更新后,创造宽松透明的建设环境,鼓励银行提供创新金融工具,吸引社会资本参与城市更新投资。就现阶段而言,大批建成20年以上的房屋建筑进入更新周期需要升级改造,加上老旧基础设施、公共设施的更新等,预计“十四五”时期全国城市更新投资规模约10万亿元~12万亿元,庞大的投资市场会吸引更多企业投资^[28]。大批量的投资将直接带动城市相关产业的发展,形成强大的产业链关联效应,对经济高质量发展发挥重要作用。

产业协调发展是经济高质量发展的重要支撑,首先,城市更新能够引导高新技术制造业以及现代服务业向城市集中,淘汰高污染、低附加值产业,进而重构产业结构,提升产业结构的合理化和高级化水平,提升产业协调程度;其次,城市更新的实施能够提升城市品质,吸引高技能劳动者进入,改变产业发展基础和产业布局,调整传统产业和新型产业占比,提升产业协调程度,进而促进经济高质量发展^[29];最后,通过城市更新行动,鼓励老旧厂房功能转变,积极向商业综合体、消费体验中心、健身休闲娱乐中心等多功能、综合性新型消费载体转型,能够促进商贸金融、健康养老、文旅科创等产业的发展,进一步优化产业布局。

(三)城市更新对经济高质量发展的异质性影响

城市更新对经济高质量发展的政策效应会因区域、人口规模以及城市层级不同而产生异质性。首先,东部地区如广东、浙江、上海等具有优越的资源禀赋和良好的经济基础,为区域城市更新奠定了坚实基础,其所释放的红利有效促进了该区域经济的高质量发展,中西部地区多以资源和劳动密集型产业为主,科学技术含量低,城市更新发挥的影响效应会受到限制。其次,人口规模较大的城市具有良好的累积基础,形成规模经济,为城市更新实施提供了一定的保障,进而影响经济高质量发展,城市人口规模小可能导致资源浪费、效率低下。另外,城市更新也影响着城市人口规模的变化,在提高所属城市人口规模的同时,随着经济高质量发展水平的提高、配套产业的发展、就业机会的增加,人口的流入自然发生。最后,中心城市和外围城市之间由于信息技术的存在,城市之间的关联也越来越紧密,在不同城市层级实施政策投入产出的不同使得城市更新对经济高质量发展的影响存在差异性。

四、研究设计

(一)基准模型设定

住建部于2017年在厦门启动了老旧小区改造试点示范市创建工作,确定了15个城市为首批试点城市,城市老旧小区改造成为城市更新的重要途径。本文借鉴王蔚然等(2022)的研究^[30],以老旧小区改造试点作为城市更新的准自然实验。本文采用双向固定效应的双重差分模型验证城市更新对经济高质量发展的影响效应,主要原因在于双重差分双向固定效应能够控制时间固定效应和个体固定效应,消除时间不变的个体特征和个体不变的时间特征对结果的影响,使得研究结果更加可信。模型建立如下:

$$hqed_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 treat_{it} + \alpha_2 time_{it} + \alpha_3 did_{it} + \alpha_j x_{it} + \gamma_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,被解释变量 $hqed$ 指城市 i 在 t 年的经济高质量发展水平, $treat$ 表示城市虚拟变量, $time$ 表示时间虚拟变量,核心解释变量 did 指城市 t 在 i 年是否实施了城市更新的虚拟变量。若城市 t 在 i 年实施了该项政策则取值为1,反之为0。 x 表示控制变量, γ 表示城市固定效应, μ 表示时间固定效应, ε 表示误差项。

此外,为了检验城市更新对经济高质量发展的影响机制,本文构建如下中介效应模型:

$$hqed_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 did_{it} + \alpha_j x_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$med_{it} = \alpha_0 + \beta_1 did_{it} + \alpha_j x_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$hqed_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 did_{it} + \beta_1 med_{it} + \alpha_j x_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, med 表示中介变量, 具体包含消费水平、投资吸引能力和产业协调程度三个变量, 其余变量与上述一致。模型(2)为城市更新对经济高质量发展的直接影响效应, 此为中介效应检验的第一步。第二步模型(3)验证核心解释变量对中介变量的影响, 这里回归系数显著是进行中介检验的关键。第三步模型(4)中加入中介变量, 如果城市更新的回归系数显著性下降, 中介变量则表现为部分中介效应, 若回归结果的显著性为不显著则中介变量表现为完全中介效应。

(二) 变量说明

被解释变量: 经济高质量发展($hqed$)。本文参考张治栋和赵必武(2021)的研究^[31], 选择经济动能增加、经济结构优化、经济成果共享三个二级指标, 共计 15 个基础指标构建经济高质量发展综合评价指标体系, 并采用熵值法计算得到其综合指数, 具体如表 1 所示。

表 1 经济高质量发展综合评价指标体系

一级指标	二级指标	基础指标	指标属性	指标权重
经济高质量发展	经济动能增加	普通高等学校在校学生数	+	0.1573
		R&D 内部经费支出/GDP	+	0.0929
		发明专利申请数	+	0.2032
		全要素生产率	+	0.0443
	经济结构优化	第三产业产值/第二产业产值	+	0.0035
		消费率	+	0.0130
		投资率	+	0.0318
		金融机构人民币存贷款余额/GDP	+	0.0718
	经济成果共享	单位产出工业烟尘排放量	-	0.0002
		单位产出废水排放量	-	0.0002
		单位产出二氧化硫排放量	-	0.0013
		建成区绿化覆盖率	+	0.0042
		职工平均工资	+	0.0304
		每百人公共图书馆藏书量	+	0.2660
		医院、卫生院床位数	+	0.0799

核心解释变量: 城市更新(did)。根据住建部 2017 年确定的 15 个试点城市名单, 对各地级市进行赋值, 若某地级市在 2017 年设立为城市更新试点城市, 则赋值为 1, 反之赋值为 0。

控制变量: 由于经济高质量发展具有多维性, 会受到其他因素的影响, 为了保障回归结果的准确性, 本文借鉴王伟龙等(2024)的研究^[23], 选择如下四个控制变量: (1) 外商直接投资(fdi), 以实际利用外商投资额与地区生产总值的比值来衡量; (2) 城市化水平(urb), 采用城镇常住人口与年末总人口的比值来表示; (3) 政府规模(gov), 采用地方政府一般预算支出与地区生产总值的比值表示; (4) 政府科技支出(tec), 采用当年科技支出取对数表示。

中介变量: 根据前文分析, 确定城市消费水平($consume$)、投资吸引能力(inv)和产业协调程度($stru$)作为城市更新影响经济高质量发展的作用机制。考虑到数据的可获得性, 本文的城市消费水平变量采用城镇居民人均消费支出取对数进行衡量; 投资吸引能力变量借鉴汤新云和周明(2024)的研究^[32], 采用房地产开发投

资完成额取对数表示;产业协调程度变量借鉴林木西和肖宇博(2023)的研究^[33],采用第三产业增加值与地区生产总值的比值表示。

(三)数据说明

本文选取2011—2020年110个地级及以上城市数据作为研究样本,其中实验组包含15个地级市,对照组包含95个地级市,对照组城市根据地区分布在全国范围内随机选取,这里需要特别说明的是,样本城市中无论是实验组还是对照组城市中都涉及东、中、西部城市或一、二、三、四级城市以及省会城市与非省会城市,两组城市并没有明显的特征差别。原始数据来源于《中国城市统计年鉴》《中国统计年鉴》以及各省份统计年鉴。具体变量描述性统计见表2。

表2 变量描述性统计结果

变量类型	变量名称	变量符号	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	经济高质量发展	<i>hqed</i>	1100	0.102	0.070	0.022	0.420
解释变量	城市更新	<i>did</i>	1100	0.055	0.227	0	1
控制变量	外商直接投资	<i>fdi</i>	1100	0.021	0.021	0.000	0.178
	城市化水平	<i>urb</i>	1100	0.621	0.159	0.226	0.879
	政府规模	<i>gov</i>	1100	0.178	0.084	0.071	0.688
	政府科技支出	<i>tec</i>	1100	4.793	0.765	1.079	6.740
中介变量	城市消费水平	<i>consume</i>	1100	4.309	0.149	3.776	4.684
	投资吸引能力	<i>inv</i>	1100	4.474	0.572	2.809	5.672
	产业协调程度	<i>stru</i>	1100	45.88	11.53	10.15	86.10

五、实证结果与分析

(一)基准回归

本文采用双向固定效应的双重差分模型验证城市更新对经济高质量发展的影响效应,从表3列(1)可知,以经济高质量发展为被解释变量时,本文重点关注的城市更新(*did*)的回归系数为0.026,在1%的统计水平上显著为正,可以说明城市更新具有显著的政策效应,能够促进经济高质量发展。表3列(2)~(4)结果显示城市更新对经济动能、经济结构以及经济成果的影响效应均为正,但显著性存在差别。具体而言,城市更新对经济结构、经济成果的影响系数均为正且显著,对于经济动能的影响系数为正但并不显著。这可能是由于城市更新改善了我国城市消费投资结构,同时在建设过程中秉持以人为核心的基本理念,政策效果落实到社会成果上的速度较快。另外,城市更新建设激发了城市创新活力,吸引专业技术人才研发创新,产出高质量专利,实现专利转化应用,从而提升经济动能,但是城市更新通过科技创新影响城市经济动能需要时间周期,由于政策实施时间较短,所以目前对经济动能的影响还不显著。

从表3列(1)控制变量回归结果可以看出,外商直接投资(*fdi*)的回归系数在1%的统计水平上显著为正,说明外商投资推动了资源合理配置,促进了市场化改革,对我国经济高质量发展发挥着至关重要的作用。城市化水平(*urb*)对经济高质量的影响系数为正,说明城市扩张进程加快刺激经济高质量发展。政府规模(*gov*)的回归系数均为正,说明随着政府对市场干预程度的增加,经济高质量发展水平实现提升。同时政府规模通过优化公共服务和调动社会资源,促进经济高质量发展。政府科技支出(*tec*)的回归系数为0.066,说明政府加大在科技创新方面的投入可以推动经济高质量发展。

表3 基准回归和分指标回归结果

变量	经济高质量发展	经济动能增加	经济结构优化	经济成果共享
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>did</i>	0.026*** (3.74)	0.008 (0.75)	0.011** (2.28)	0.032*** (6.20)
<i>fdi</i>	0.651*** (8.25)	1.035*** (8.89)	-0.094* (-1.67)	0.349*** (5.92)
<i>urb</i>	0.272*** (17.63)	0.159*** (9.11)	0.059*** (6.99)	0.060*** (6.73)
<i>gov</i>	0.134*** (6.21)	-0.021 (-0.70)	0.224*** (15.29)	0.077*** (5.01)
<i>tec</i>	0.066*** (15.10)	0.071*** (19.88)	0.005*** (2.82)	0.029*** (16.19)
常数项	-0.592*** (-19.25)	-0.331*** (-18.05)	0.000 (0.03)	-0.128*** (-13.81)
个体效应	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是
N	1100	1100	1100	1100
R ² 值	0.473	0.528	0.194	0.393

注:括号内数值为标准误;*、**、***分别表示在10%、5%、1%的显著水平下显著,下表同。

(二) 平行趋势和动态效应检验

平行趋势假设是采用双重差分法做实证分析的重要前提,即在政策实施前,控制组城市 and 对照组城市两组的经济高质量发展趋势基本平行。为了检验是否满足此条件,本文参考邹克等(2022)的方法^[34],采用事件研究法来探讨对照组城市和控制组城市的平行趋势检验以及城市更新政策的动态效应检验。具体做法就是 *pre_2*、*pre_3*、*pre_4* 和 *pre_5* 表示城市更新政策实施前的 2~5 年,以 *pre_1* 作为基准期以避免多重共线性问题,*post_1*、*post_2* 和 *post_3* 表示政策实施后的 1~3 年。

通过改变回归时间区间来识别政策对时间变化的敏感性,评估城市更新对经济高质量发展的动态影响。动态效应模型由式(5)所示。

$$hqed_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 treat_{it} + \alpha_2 time_{it} + \sum_{t=2011}^{2020} \beta_t treat \times time^t + \alpha_j x_{it} + \gamma_i + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

图1所示为经济高质量发展平行趋势检验,由图1可知,2017年政策出台前,实验组城市与控制组城市之间在没有发生外生变动的情况下不存在系统性差别,经济高质量发展水平大致存在相同趋势,满足平行趋势假定。2017年政策出台以后,系数估计值在当期不显著,但政策在实施1~3年后,实验组城市 and 对照组城市的经济增长趋势出现明显变化,由此可推测城市更新政策实施具有滞后效应。此外,图2~4分别为城市经济动能增加、经济结构优化和经济成果共享的平行趋势检验,由图2~4可知,2017年政策出台前,经济动能增加、经济结构优化和经济成果共享三者的发展趋势相同,2017年之后,经济动能增加的增长趋势没有出现明显变化,但是经济结构优化和经济成果共享二者的增长趋势变化明显,这说明政策实施对经济动能增加没有明显的促进作用,却显著促进了经济结构优化和经济成果共享发展。该结果表明研究中试点城市和非试点城市的选择是合理的,前文实证分析结果也具有可靠性。

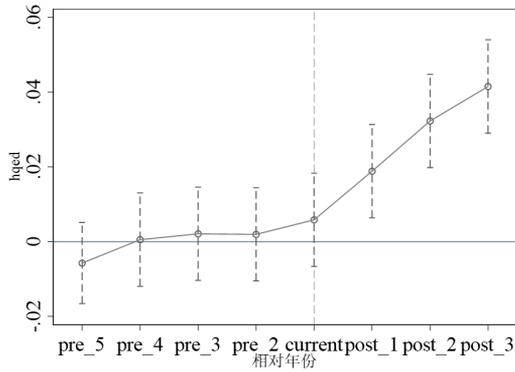


图1 经济高质量发展平行趋势检验

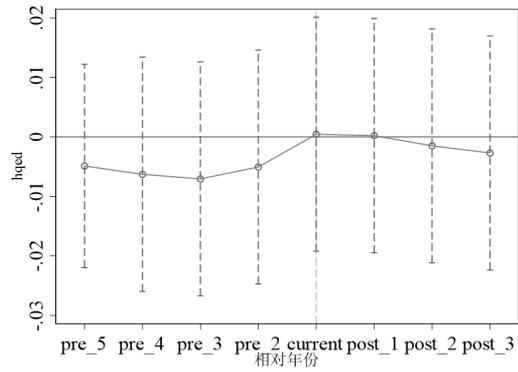


图2 经济动能增加平行趋势检验

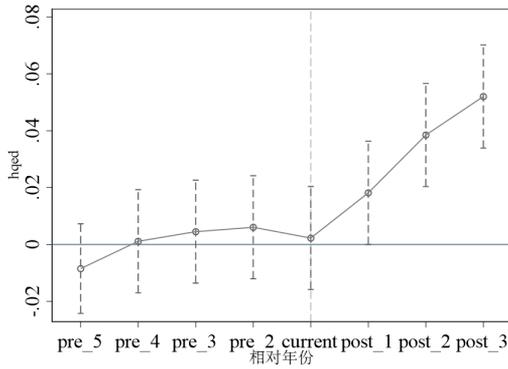


图3 经济结构优化平行趋势检验

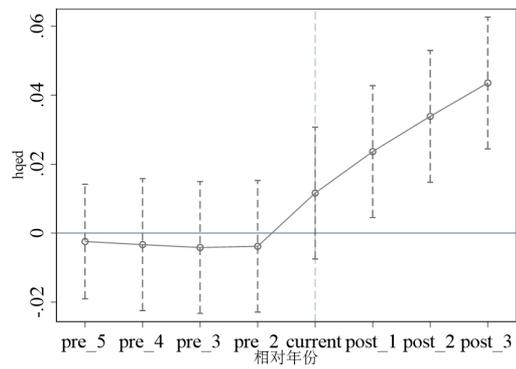


图4 经济成果共享平行趋势检验

(三) 稳健性检验

1. PSM-DID 实证结果分析

城市更新的核心要义在于解决目前城市建设过程中发展不平衡的问题,以此推动经济高质量发展。以攀枝花市为例,其隶属于四川省,虽然获批成为城市更新的试点城市,但是位于我国的西部地区,同没有成为城市更新试点城市的北京市、上海市相比,攀枝花市在经济水平发展和数字信息化发展水平方面存在明显的差距,外在其他因素可能会影响城市更新对经济高质量发展的政策效应,因此需要采用倾向得分法做进一步分析。根据倾向得分值的变化绘出处理组和控制组在得分匹配前后的核密度函数图,如图5和图6所示。对比可以发现,匹配前处理组和控制组倾向得分值总体分布差别较大,但在匹配后两组样本函数图像基本吻合,即倾向得分法达到了比较理想的匹配效果。

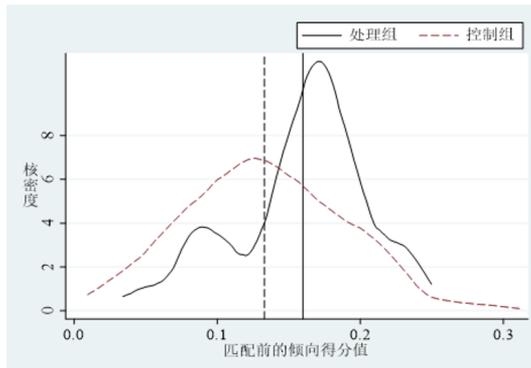


图5 匹配前核密度函数

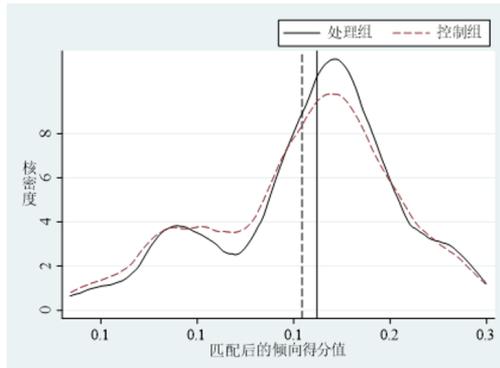


图6 匹配后核密度函数

为了避免本文所选取的控制变量中存在多重共线性的问题,将采用逐步加入控制变量的回归模型。匹配成功后的样本回归结果见表4,共匹配得到993个样本。表4列(1)~(4)表示逐步加入外商直接投资、城镇

化水平、政府规模以及政府科技支出后的回归结果,四列城市更新变量系数都为正,且回归结果均显示在1%的统计水平下显著,证明前文实证分析结果具有稳健性。同时从拟合优度的角度分析,四个模型的拟合优度系数都大于0.9,证实城市更新确实能促进经济高质量发展。从系数大小来看,在城市更新建设过程中,如果城市更新实施程度能够提高1%,可以带动试点城市经济高质量发展水平提升0.018个百分点。

表4 PSM-DID模型回归结果

变量	经济高质量发展			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>did</i>	0.026*** (8.80)	0.013*** (5.10)	0.013*** (4.97)	0.018*** (6.81)
<i>fdi</i>	0.268*** (3.44)	0.168** (2.24)	0.249*** (3.36)	0.349*** (5.01)
<i>urb</i>		-0.001 (-0.07)	-0.020 (-1.35)	-0.008 (-0.66)
<i>gov</i>			0.022 (1.59)	0.028** (2.07)
<i>tec</i>				0.007* (1.75)
常数项	0.094*** (62.87)	0.102*** (11.64)	0.109*** (11.14)	0.060*** (2.74)
个体效应	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是
N	993	993	993	993
R ² 值	0.949	0.968	0.967	0.962

2. 安慰剂检验

双重差分模型并不能排除一切外在干扰。例如,当我国科技创新水平不断提高,各个城市经济高质量发展水平也会同步提升,这时本文的回归结果和城市更新政策实施就没有关系。为了进一步排除外界其他未知因素的影响,本文进行安慰剂检验。

为了使政策冲击的影响对于处理组城市具有随机性,参考Ferrara等(2012)的做法^[35],在110个样本城市中随机抽取15个作为“伪实验组”进行安慰剂检验,并将该过程重复500次,由此得到500个核心解释变量的估计,重新进行回归。安慰剂检验t值分布图如图4所示,其中散点表示非真实政策变量的t值,实线为散点连接的平滑曲线,呈正态分布在0附近,距离真实值3.74(表3中列1)较远,说明其他不可观测因素和偶然因素对经济高质量发展不存在显著影响,本文的结果具有稳健性。

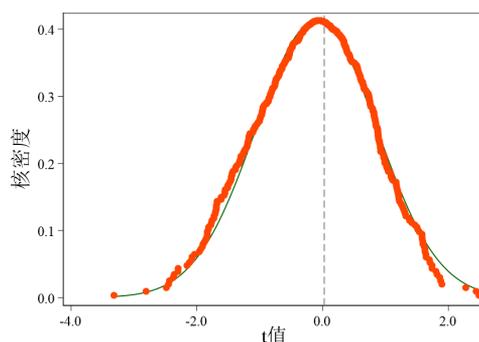


图7 安慰剂检验t值分布

(四) 机制分析

前文的实证分析表明城市更新正向促进经济高质量发展,本部分将基于前文的理论分析,进一步分析城市消费水平、投资吸引能力和产业协调程度是否为城市更新影响经济高质量发展的间接传导机制。

中介效应模型的检验结果报告于表5。其中,列(1)报告的是城市更新对经济高质量发展的总效应,系数在1%的置信水平上显著,说明城市更新有助于经济高质量发展。观察列(2)、列(4)和列(6)可以发现,城市更新对于中介变量消费水平、投资吸引能力和产业协调程度三者均有正向影响且显著,这符合建立中介效应模型的基本条件。列(3)是纳入中介变量消费水平提升后的估计结果,可以看出城市更新对经济高质量发展的影响系数由列(1)的0.026下降到列(3)的0.013,城市消费水平提升的估计系数为正且通过了5%的显著性水平检验,说明消费水平提升在城市更新对经济高质量发展的政策效应中表现为部分中介作用,即城市更新正向促进经济高质量发展是通过城市消费水平提升来实现的,列(5)和列(7)同样说明投资吸引能力和产业协调程度也存在部分中介效应。同时本文借鉴花冯涛和徐飞(2018)的方法做进一步分析发现^[36],表5中提供的三种显著性检验Sobel检验、Goodman检验1、Goodman检验2均呈显著性,城市消费水平、投资吸引能力和产业协调程度的中介效应比例分别为26.75%、43.32%、25.86%。

表5 城市更新对经济高质量发展的机制检验结果

变量	<i>hqed</i>	<i>consume</i>	<i>hqed</i>	<i>inv</i>	<i>hqed</i>	<i>stru</i>	<i>hqed</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>did</i>	0.026*** (3.74)	0.079*** (5.74)	0.013** (2.01)	0.103** (2.24)	0.010* (1.84)	2.267* (1.95)	0.013*** (2.19)
<i>consume</i>			0.060*** (4.29)				
<i>inv</i>					0.073*** (20.81)		
<i>stru</i>							0.002*** (12.99)
常数项	0.592*** (-19.25)	3.698*** (151.39)	-0.434*** (-8.24)	2.060*** (25.06)	-0.365*** (-30.30)	-11.427*** (-5.51)	-0.191*** (-17.81)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
N	1100	1100	1100	1100	1100	1100	1100
R ² 值	0.473	0.536	0.556	0.643	0.676	0.443	0.608
Sobel 检验		0.005*** (z=3.435)		0.008** (z=2.231)		0.005** (z=1.930)	
Goodman 检验 1		0.005*** (z=3.402)		0.008** (z=2.229)		0.005** (z=1.925)	
Goodman 检验 2		0.005*** (z=3.469)		0.008** (z=2.234)		0.005** (z=1.936)	
中介效应系数		0.005*** (z=3.435)		0.008** (z=2.231)		0.005** (z=1.930)	
直接效应系数		0.013** (z=2.007)		0.010* (z=1.843)		0.013*** (z=2.193)	
总效应系数		0.018*** (z=2.760)		0.018*** (z=2.760)		0.018*** (z=2.760)	
中介效应比例		26.75%		43.32%		25.86%	

(五) 异质性分析

1. 城市区域异质性影响

城市更新作为一项具有长期性、复杂性、艰巨性的系统工程,其对经济高质量发展的政策效应可能受到区域禀赋的影响。对于地理位置优越、社会经济发展水平较高的区域,城市更新的政策效应应该越好。为

了探究这种猜想是否正确, 本文根据中国地理区域进行划分, 将样本分为东、中、西部三个地区, 分别考察不同地区城市更新政策实施对经济高质量发展的异质性影响, 回归结果如表6。

从表6的回归结果来看, 列(1)为城市更新对东部地区样本的回归结果, 其交互项的系数为0.030, 在1%的统计水平上显著为正。列(2)、列(3)分别为中部地区和西部地区样本的回归结果, 结果表明城市更新对中部地区和西部地区经济高质量发展的估计系数均不显著。具体而言, 在东部地区实施城市更新准自然实验能够有效提升经济高质量发展水平, 而政策实施并不能够提升中西部地区城市经济高质量发展水平。这可能是因为东部地区与中西部地区的经济发展状况处于不同阶段, 相较于中西部地区, 东部地区具有区位优势, 经济发展起步较早, 积累了一定基础, 从而在城市更新中取得了较好的政策效果, 对经济高质量发展的作用更为明显。

表6 城市更新对经济高质量发展区域异质性实证结果

变量	东部地区	中部地区	西部地区
	(1)	(2)	(3)
<i>did</i>	0.030*** (3.98)	0.005 (0.42)	-0.003 (-0.21)
<i>fdi</i>	0.346*** (3.67)	2.645*** (15.90)	0.074 (0.59)
<i>urb</i>	-0.001 (-0.04)	0.058*** (4.24)	0.268*** (11.14)
<i>gov</i>	0.076*** (3.09)	0.078*** (3.14)	-0.082* (-1.67)
<i>tec</i>	0.080*** (18.41)	0.041*** (10.24)	0.017*** (5.75)
常数项	-0.308*** (-18.62)	-0.175*** (-7.99)	-0.131*** (-5.97)
个体效应	是	是	是
时间效应	是	是	是
N	520	280	300
R ² 值	0.633	0.812	0.553

2. 人口规模、城市层级的异质性影响

城市更新对经济高质量发展的影响也可能存在人口规模、城市层级上的异质性, 有必要对此进行深入探讨。为此本文根据全样本城市2020年城镇常住人口数划分为“0~150万、150万~300万、300万以上”3组, 回归结果见表7列(1)~(3)。回归结果表明: 城市更新的政策实施能够有效提升人口规模在150~300万和300万以上城市经济高质量发展水平, 对人口规模小的城市并不存在显著的政策效应。这可能是因为人口规模小的城市对推行城市更新优化城市功能的需求较小, 加剧地方财政负担。对于人口规模不断增加的成长型城市, 城市更新常常作为政府项目落地建成, 由于存在比较旺盛的住房消费需求, 政府在引导城市更新时会激发追逐利益的房地产开发商参与更新^[37]。另外将直辖市、副省级城市和省会城市划分为中心城市, 其他城市划分为外围城市, 使用费舍尔组合检验, 通过bootstrap抽样1000次得到经验P值, 检验城市更新在中心城市和外围城市之间的差异性, 回归结果见表7列(4)和列(5)。组间系数差异检验的经验P值为0.000, 在1%的统计水平上显著, 说明两组的差异系数显著。这表明外围城市(0.031)实施城市更新对经济高质量

发展的影响强于中心城市(0.008),这可能是因为在中心城市实施城市更新投入产出难平衡,未更新的老城区更新成本高,同时税费问题进一步加大了更新交易成本,其中土地增值税和契税问题尤为突出,相较于中心城市,外围城市更新项目广泛,可以长期运营获得收入,平衡更新改造投入。

表7 城市更新对经济高质量发展人口规模、城市层级异质性实证结果

变量	0~150万	150万~300万	300万以上	中心城市	外围城市
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>did</i>	-0.001 (-0.10)	0.036*** (8.81)	0.018*** (3.91)	0.008* (1.94)	0.031*** (8.74)
<i>fdi</i>	-0.136 (-0.76)	0.296*** (3.13)	0.217*** (3.96)	0.241*** (4.61)	0.256*** (3.40)
<i>urb</i>	-0.024 (-1.28)	0.064** (2.59)	-0.038** (-2.11)	-0.034* (-1.81)	0.034** (2.22)
<i>gov</i>	0.099*** (4.76)	0.015 (0.81)	0.042 (1.00)	0.113*** (2.22)	0.041*** (3.00)
<i>tec</i>	-0.013 (-1.38)	-0.005 (-0.79)	0.015** (2.24)	0.009 (1.20)	-0.001 (-0.12)
常数项	0.097** (2.35)	0.042 (1.31)	0.088** (2.31)	0.130*** (2.95)	0.039* (1.67)
个体效应	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是
N	150	460	490	330	770
R ² 值	0.705	0.714	0.958	0.964	0.815

六、结论与建议

城市更新是提升城市综合竞争力和经济高质量发展水平的重要举措。本文基于2011—2020年中国110个地级市的面板数据,构建了经济高质量发展综合评价指标体系,利用熵权法测度了经济高质量发展总指数及三个子系统指数。同时采用双重差分模型实证分析城市更新对经济高质量发展的政策影响,得出如下结论:(1)城市更新持续正向促进经济高质量发展,并且通过进一步安慰剂检验验证结果是稳健的;(2)通过城市更新对经济高质量发展的作用机制研究显示,城市更新主要通过提升消费水平、投资吸引能力和产业协调程度促进经济高质量发展;(3)通过城市更新对经济高质量发展的异质性分析可知,城市更新显著促进东部地区、人口规模较大城市经济高质量发展水平提升,但对中西部地区以及人口规模小的城市政策影响不显著。基于以上结论,提出以下几点建议。

完善相关制度体系,持续推进城市更新政策。实证结果表明城市更新可以促进经济高质量发展水平的提升,为经济高质量发展提供了新路径,因此需要完善城市更新相关制度体系,持续推行城市更新,促进经济高质量发展。在城市更新过程中多措并举,鼓励多方主体参与整治,通过科学合理规划,统筹城市更新工作。建立后评估机制,对城市更新项目全过程进行总结,对于其中出现的问题提出对策,为后续项目治理提供参考,稳妥推进城市更新改造提升,持续促进经济高质量发展。

搭建智慧化管理平台,推进内涵型城市更新建设。研究结果显示城市更新通过提升消费水平、提高投

资吸引能力和产业协调程度助力经济高质量发展,三者深度融合数字化技术。据此,城市更新应依托新一代信息技术,搭建智慧化管理平台,集成各个部门的信息和数据,实现信息共享,形成城市更新的新质生产力,激活科技赋能对城市更新的带动效应。有效加快消费产品和服务的数字化转型速率,提高公共服务的响应速度,提升城市效率,发挥投资带动效应,保障城市资金与人才等资源合理配置。同时注重实现信息化、工业化、城镇化耦合协调发展,同步推进内涵型城市更新建设,坚持发挥科技驱动经济发展的效应,为经济高质量发展提供良好基础。

加强信息交流,实现发展规划一体化。未来需进一步关注城市更新建设对不同地区经济高质量发展的政策效果,加大对中西部地区、人口规模小的城市以及中心城市老城区更新的建设支持。城市之间要在经济高质量发展规划中加强彼此的对接,追求区域经济的协同效应。落实在经济高质量发展中的城市定位,形成城市之间的分工合作与错位发展。由于经济发展水平不同,资本、劳动力、技术等要素聚集东部地区。中西部地区以及人口规模小的城市应加强跨区域协同合作,改善城市环境,提升城市空间品质,吸引人才、技术等高端要素流入。同时加强数字信息平台建设,促进生产要素跨城市、跨部门、跨区域互通共享,降低信息不对称程度,提升要素资源配置效率。

参考文献:

- [1] 关锋,李雪.价值引领·统筹辩证·空间形塑:新时代我国城市更新三重基本规定[J].天津社会科学,2023(5):88-94.
- [2] PRIEMUS H. The Path to Successful Urban Renewal: Current Policy Debates in the Netherlands[J]. Journal of Housing and the Built Environment, 2004, 19(2): 199-209.
- [3] REGGIANI M. Urban Regeneration Strategies and Place Development in Contemporary Tokyo: The Case of Shibuya Station Area[J]. Journal of Place Management and Development, 2021, 15(1): 40-54.
- [4] MENGYIXIN Li. Systematic Study and Reflection on Planning Paradigms of German Urban Renewal [J]. International Journal of Architecture, Arts and Applications, 2021, 7(4): 131-136.
- [5] 邱洵.国土空间规划体系下的城市更新思路探讨[J].城市建筑,2023(17):114-118.
- [6] 刘琳.美国城市更新发展历程及启示[J].宏观经济管理,2022(9):83-90.
- [7] 赵晓龙,杨溢华,裴立东.基于新城市主义的纽约布鲁克林区城市更新策略研究[J].华中建筑,2022(9):19-23.
- [8] 石运峰,韩青,周茜,等.青岛市城市更新评价指标体系探索[J].青岛理工大学学报,2023(6):83-89.
- [9] 王昊,张书齐,吴思彤,等.中国城市更新投资环境指数模型构建与实证研究[J].城市发展研究,2023(3):122-129.
- [10] 金磊.关于“高质量发展”的经济学研究[J].中国工业经济,2018(4):5-18.
- [11] 任保平.中国经济高质量发展三维动力体系的系统再造研究[J].社会科学辑刊,2020(3):5-10.
- [12] 徐现祥,李书娟,王贤彬,等.中国经济增长目标的选择:以高质量发展终结“崩溃论”[J].世界经济,2018(10):3-25.
- [13] 刘志彪,凌永辉.结构转换、全要素生产率与高质量发展[J].管理世界,2020(7):15-29.
- [14] 惠献波.国家创新型城市建设、创业活跃度与经济高质量发展[J].统计与决策,2023(19):107-111.
- [15] 杨永芳,王秦.新时代中国区域经济高质量发展评价指标体系构建研究[J].中国软科学,2024(S1):182-190.
- [16] 刘明洋.科技创新、产业结构升级与经济高质量发展——基于长江经济带108个城市样本[J].哈尔滨工业大学学报(社会科学版),2023(5):151-160.
- [17] 荣璟,曾凡银.绿色金融集聚对经济高质量发展影响的实证研究:机制与成效[J].南昌大学学报(人文社会科学版),2024(3):62-75.
- [18] 苏锦旗,唐诗瑶,张营营.国家级大数据综合试验区能否促进区域经济高质量发展——基于试点区政策的准自然实验[J].现代财经(天津财经大学学报),2023(10):56-73.
- [19] 钞小静,刘亚颖.新型数字基础设施建设与中国经济高质量发展——基于“条件—过程—结果”协同联动的视角[J].贵州财经大学学报,2023(4):1-11.
- [20] 杨佩卿.高质量发展视阈下城市更新的内涵逻辑与实践取向[J].当代经济科学,2023(3):59-73.

- [21] 司南. 市场化城市更新模式下的产业空间供给研究——基于深圳市的实证[J]. 城市规划, 2023(6): 38-42+120.
- [22] INGEMAR E. Urban Renewal, Governance and Sustainable Development: More of the Same or New Paths?[J]. Sustainability, 2022, 14(3): 1528.
- [23] 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]. 软科学, 2024(2): 58-64+73.
- [24] 李晋轩. 城市更新与社会空间重构——基于天津的量化实证(2000—2020年)[J]. 城市规划, 2024(5): 57-70.
- [25] MIGUEL S, IRENE E, TERESA S, et al. Supporting Municipalities to Develop Collaboration Capability to Facilitate Urban Transitions and Sustainability: Role of Transition Intermediaries in Madrid[J]. Journal of Cleaner Production, 2023, 426: 1-15.
- [26] 李馥佳, 赖阳, 韩凝春. 历史文化商业街区建设与提升分析[J]. 商业经济研究, 2018(7): 32-34.
- [27] 韩律, 胡善成, 吴丽芳. 信息消费促进了经济高质量发展吗? ——来自国家信息消费城市试点政策的经验证据[J]. 经济与管理研究, 2023(6): 77-96.
- [28] 丁志刚, 张京祥, 关心, 等. 社会资本如何参与城市更新[J]. 城市规划, 2023(11): 40-45.
- [29] 朱风慧, 刘立峰. 我国产业结构升级与经济高质量发展——基于地级及以上城市经验数据[J]. 云南财经大学学报, 2020(6): 42-53.
- [30] 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(12): 112-125.
- [31] 张治栋, 赵必武. 智慧城市建设对城市经济高质量发展的影响——基于双重差分法的实证分析[J]. 软科学, 2021(11): 65-70+129.
- [32] 汤新云, 周明. 城市更新会改善城市群内部发展不平衡吗?[J]. 常州大学学报(社会科学版), 2024(1): 52-65.
- [33] 林木西, 肖宇博. 绿色金融促进经济高质量发展的测度及其作用机制研究[J]. 当代经济科学, 2023(3): 101-113.
- [34] 邹克, 郑云丹, 刘熹微. 试点政策促进了科技和金融结合吗? ——基于双重差分倾向得分匹配的实证检验[J]. 中国软科学, 2022(7): 172-182.
- [35] FERRARA L E, CHONG A, DURYEAS. Soap Operas and Fertility: Evidence from Brazil[J]. American Economic Journal: Applied Economics, 2012, 4(4): 1-31.
- [36] 花冯涛, 徐飞. 环境不确定性如何影响公司特质风险——基于现金流波动和会计信息质量的中介效应检验[J]. 南开管理评论, 2018(4): 122-133.
- [37] 李松林, 刘修岩. 城市更新的政策效应评估: 以深圳市为例[J]. 世界经济, 2022(9): 179-203.

(责任编辑: 彭晶晶)