

轨道交通发展对城市更新的影响

唐万银, 程正中

北方工业大学土木工程学院, 北京

收稿日期: 2026年5月29日; 录用日期: 2026年6月21日; 发布日期: 2026年6月30日

摘要

文章基于2002~2023年我国59个已开通轨道交通城市的平衡面板数据, 以轨道交通运营里程的对数作为发展规模的核心度量, 以存量建设用地面积的对数衡量城市更新规模, 采用双向固定效应模型、滞后变量模型、非线性模型及分组回归方法, 实证研究了轨道交通发展对城市更新的影响。结果发现: 轨道交通发展对城市更新具有显著的正向促进效应, 该效应在通车后1~2年达到峰值。全样本层面, 发展规模与城市更新呈线性关系, 表明我国城市轨道交通网络仍处于扩张期; 但分阶段回归显示, 发展规模的边际效应随网络完善递减, 快速扩张期的效应显著高于网络完善期。上述结果经稳健性检验后依然成立。研究为制定分阶段、差异化的轨道交通建设与城市更新协同策略提供了实证参考。

关键词

轨道交通, 城市更新, 运营里程, 存量建设用地, 双向固定效应模型

The Impact of Rail Transit Development on Urban Renewal

Wanyin Tang, Zhengzhong Cheng

School of Civil Engineering, North China University of Technology, Beijing

Received: May 29, 2026; accepted: June 21, 2026; published: June 30, 2026

Abstract

Based on balanced panel data from 59 Chinese cities that had operational rail transit systems between 2002 and 2023, this study uses the logarithm of rail transit operating mileage as the core measure of development scale, and the logarithm of existing construction land area to proxy the scale of urban renewal. Employing a two-way fixed-effects model, a lagged variable model, a nonlinear model, and grouped regressions, the paper empirically examines the impact of rail transit development on urban renewal. The results show that rail transit development exerts a significant

positive effect on urban renewal, peaking 1~2 years after the opening of new lines. At the full-sample level, development scale and urban renewal exhibit a linear relationship, indicating that China's urban rail transit networks are still in an expansion phase. However, stage-specific regressions reveal that the marginal effect of development scale declines as networks mature, with the effect during the rapid-expansion phase being significantly stronger than that during the network-maturation phase. These findings remain robust after a series of robustness checks. This study provides empirical insights for designing phased and differentiated coordination strategies between rail transit construction and urban renewal.

Keywords

Rail Transit, Urban Renewal, Operating Mileage, Existing Construction Land, Two-Way Fixed-Effects Model

Copyright © 2026 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

城市更新是城镇化发展进入存量时代的核心命题。当前,我国城镇化已由大规模增量建设转向存量提质改造和增量结构调整并重的新阶段。截至 2023 年底,我国常住人口城镇化率达到 66.16%;到 2024 年底,这一比例进一步提升至 67.00%。随着城镇化率持续攀升,城市空间结构优化与功能升级的需求日益迫切。《中共中央办公厅 国务院办公厅关于持续推进城市更新行动的意见》¹明确提出,到 2030 年城市更新行动要取得重要进展,推动城市结构优化、功能完善、品质提升。在此背景下,如何借助重大基础设施投资激活存量用地价值、引导城市空间有序更新,成为政府决策者和学术界共同关注的焦点议题。

城市轨道交通作为典型的大规模、长周期基础设施投资,在过去二十年经历了前所未有的快速扩张。截至 2023 年底,我国内地累计有 59 座城市开通轨道交通,运营里程达 11224.54 公里,年客运量 294.66 亿人次。轨道交通网络从少数大城市的骨干线发展为覆盖全国主要城市的立体化交通体系,正在深刻重塑城市空间结构与功能布局。轨道交通建设不仅改善了沿线可达性,还通过土地增值、产业集聚等渠道影响城市存量空间的再开发进程。因此,探究轨道交通发展对城市更新的作用效应与传导机制,具有重要的现实意义。

2. 文献综述

近年来,随着我国城镇化进程的深化和城市轨道交通网络的迅速扩张,轨道交通对城市更新的影响已成为城市规划、交通地理、区域经济与城市设计等多学科交叉研究的核心议题。

在交通可达性方面,轨道交通显著改善了城市内部与都市圈之间的空间连通性,进而重塑居民通勤行为与城市功能布局。Wen 等(2018)以杭州为案例,采用分位数特征价格模型实证检验了地铁开通对房价的影响,发现地铁站 2 公里范围内平均房价比外围地区高 2.1%至 6.1%,且地铁开通显著强化了交通可达性的资本化效应,交通可达性的价格弹性绝对值从开通前的 0.044 增至开通后的 0.053 [1]。隋洪鑫等(2020)通过对轨道交通站域城市空间演替轨迹的精细刻画发现,站域功能呈显著的主导化趋势,高效益的

¹https://www.gov.cn/zhengce/202505/content_7023880.htm [2026-04-20].

餐饮娱乐与商务服务业态成为主要构成, 验证了可达性改善驱动站域空间升级与更新的微观机制[2]。李杨和叶霞飞(2021)基于特征价格模型发现, 轨道交通市郊线带来的可达性提升与周边住宅地价增值呈正相关, 揭示了可达性改善在城市空间重构中的关键作用[3]。赵锐和谭治云(2024)利用可达性模型分析城际轨道交通与城市经济发展的耦合协调关系, 指出可达性是连接交通设施与经济增长的核心变量[4]。

在土地增值方面, 大量研究关注轨道交通对沿线土地及房地产市场的资本化效应。Wu 等(2020)对1997~2018年间中国67篇相关实证研究进行定量合成, 系统确认了轨道交通可达性对房地产价格的显著正向影响, 并发现效应估计值的异质性与项目类型、数据特征及方法设计密切相关[5]。Shi 和 Fu (2022)以北京地铁为例, 利用特征价格模型揭示了轨道交通对住宅价格空间分异的影响, 佐证了土地增值响应受轨道交通网络整体结构及站点区位条件共同作用的观点[6]。林雄斌等(2024)基于元分析方法系统梳理了轨道交通土地溢价的实证研究, 指出轨道交通不仅通过替代交通模式、优化土地开发配置等途径产生溢价, 还强调轨道成熟度、可达性变化等情景因素对溢价效应的调节作用[7]。李雯茜等(2024)采用机器学习模型发现, 公共交通可达性对土地价值的影响高于车站邻近性, 且该影响存在明显的非线性关系和阈值效应[8]。

在产业转型方面, 轨道交通对空间结构的重塑正逐渐引发其对产业结构变化影响的关注。周文通等(2017)利用空间面板杜宾模型发现, 轨道交通对服务业就业具有显著的本地促进作用, 但所在区域及周边不适合发展制造业, 且不同服务业行业表现出差异化的空间响应[9]。邹璇等(2020)的研究表明, 轨道交通能够促进知识、人才、资本等创新要素的空间流动, 助推新经济业态在城市空间中的集聚与扩散, 从而对传统产业转型与城市创新能力提升产生潜在驱动作用[10]。Li 等(2024)基于联立方程组模型发现, 轨道交通显著促进了劳动力集聚, 进而推动制造业向中心集中并带动服务业发展, 且两者间存在双向因果和正向溢出效应[11]。冯国强和王天乐(2024)基于北京地铁开通的自然实验发现, 地铁开通使新注册服务企业增加53.8%, 且地铁通过扩大信息外部性促进生产性服务业集聚, 通过提升有效市场需求促进生活性服务业集聚[12]。

综合来看, 轨道交通对城市更新的影响呈现多层次、多路径特征: 它通过提升可达性重塑城市空间结构, 借助土地溢价推动土地与房地产市场再配置, 并以要素流动引导产业结构调整与产业空间重组。当前文献不仅强调轨道交通的交通职能, 更注重交通-土地-经济三者的联动效应, 为深入理解轨道交通引导高质量城市更新提供了扎实的理论基础与实证基础。

3. 理论分析与研究假说

在我国城镇化由增量扩张向存量提质转型的宏观背景下, 轨道交通建设被地方政府视为重塑城市空间结构、激活存量用地价值的关键政策工具。区别于既有研究多聚焦于“是否开通”轨道交通的二元处理效应, 本文认为, 轨道交通对城市更新的真正影响源自其发展规模, 即运营里程的持续增长与网络化扩展所累积的系统性效应。轨道交通并非静态的一次性投入, 而是持续扩展、逐步加密的基础设施网络。因此, 将研究视角从“是否开通”拓展至“发展规模”, 有助于更准确地捕捉轨道交通对城市更新的动态影响及其阶段异质性。

3.1. 轨道交通发展对城市更新的总效应

轨道交通发展规模的提升, 使城市交通基础设施服务能力与空间覆盖范围的系统性增强。随着运营里程持续增长, 轨道交通网络的连通性、可达性与覆盖密度不断提高, 这种系统性改善通过多重渠道传导至城市存量空间, 主要体现在以下几方面:

其一, 轨道交通网络的扩展降低了沿线区位的通勤成本与时间成本, 使原本因交通不便而低效利用的存量土地重新获得开发价值[1]-[4]。当更多区域被纳入轨道交通服务范围时, 城市存量用地的空间价值

分布发生重构, 站点周边区域逐渐成为更新活动的热点。

其二, 轨道交通网络的加密会提升沿线土地与房地产的价值增值效应[5]-[8]。运营里程的持续增长意味着更大的客流导入能力和更强的区位优势, 这种预期将资本化为土地与房地产价格的上涨, 从而为城市更新项目提供经济可行性, 吸引社会资本进入。

其三, 轨道交通网络的完善有助于形成规模化的客流支撑, 促进商业、办公、服务业等经济活动向站点周边集聚[9]-[12]。产业集聚带来的就业增长与人口流入, 进一步拉动了对高品质住宅、商业及公共服务设施的需求, 形成“轨道交通建设-空间价值提升-存量用地再开发”的正向循环。据此, 本文提出:

假说 1: 轨道交通发展对城市更新具有显著的正向促进效应。

3.2. 轨道交通发展对城市更新的滞后效应

轨道交通从建成通车到对城市更新产生实质性影响, 客观上存在一定的传导时滞。这一滞后性源于多重时间积累机制: 通车初期, 可达性改善的认知与市场响应需要时间, 居民和企业的区位调整行为不会立即发生; 沿线土地价值的重估与资本化过程需经由市场交易逐步实现; 城市更新项目从规划立项到实施落地本身具有较长的开发周期。因此, 轨道交通发展对城市更新的促进效应不会在通车当年立即完全释放, 而是随时间推移逐步显现, 经历一定的传导期后达到峰值, 之后趋于稳定。

既有经验研究为这一滞后特征提供了实证支撑。Zheng 和 Kahn (2007)以北京为案例, 发现轨道交通开通后, 沿线住宅价格在短期内即出现显著上涨, 溢价效应在通车后 1~2 年内基本完成资本化[13]。结合我国城市更新项目的一般周期(从规划到实质性再开发通常需要 1~3 年), 本文认为, 轨道交通发展对城市更新的促进效应大致在通车后 1~2 年达到峰值并趋于稳定。据此, 本文提出:

假说 2: 轨道交通发展对城市更新的影响存在明显的滞后性, 通车后 1~2 年效应达到峰值并趋于稳定。

3.3. 轨道交通发展对城市更新的边际效应与阶段异质性

基础设施投资通常遵循边际效应递减规律。对于轨道交通而言, 这一规律在“发展规模”视角下意味着: 随着运营里程的持续增长, 每单位新增里程对城市更新的边际促进效应趋于下降。在建设初期, 网络从无到有的突破性改善能够快速激活核心区存量用地, 边际回报最高; 而随着网络密度提高, 新增里程多位于城市外围或用于加密已有走廊, 其对整体可达性的边际改善幅度相对下降, 对城市更新的带动作用亦相应减弱。

然而, 边际递减效应的显现需要一定的网络规模门槛。Baum-Snow 和 Kahn (2005)对美国十六个城市 1970~2000 年轨道交通扩张的研究发现, 轨道交通对城市发展的促进效应并非恒定, 而是在网络达到较高密度后才出现明显的边际递减特征[14]。就我国城市轨道交通发展现状而言, 多数城市仍处于网络规模持续扩张阶段, 尚未达到饱和状态。因此, 在全样本范围内可能难以观测到平滑的、统计上显著的递减曲线; 但不同发展阶段之间的效应差异仍可能存在, 快速扩张期新增线路的边际效应预期高于网络完善期。据此, 本文提出:

假说 3: 轨道交通发展对城市更新的边际促进效应随网络完善呈递减趋势, 即快速扩张期的促进效应显著高于网络完善期。

4. 研究设计

4.1. 模型设定

为检验轨道交通发展对城市更新的影响, 用存量建设用地面积作为被解释变量, 以轨道交通里程为

核心解释变量, 构建双向固定效应模型。模型设定为:

$$\text{Are}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Rtm}_{it} + \sum \delta_j X_{ij} + \gamma_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 代表城市; t 表示年份; Are_{it} 为存量建设用地面积变量; Rtm_{it} 为轨道交通年末总里程变量; X_{ij} 为控制变量; γ_i 、 λ_t 为城市与时间固定效应; ε_{it} 为误差项。

为进一步检验滞后效应, 引入 Rtm 的滞后项, 构建滞后变量模型。模型设定为:

$$\text{Are}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Rtm}_{it} + \beta_2 \text{Rtm}_{it-1} + \beta_3 \text{Rtm}_{it-2} + \sum \delta_j X_{ij} + \gamma_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

为检验可能的非线性关系, 引入 Rtm 的平方项, 构建非线性模型。模型设定为:

$$\text{Are}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Rtm}_{it} + \beta_2 \text{Rtm}_{it}^2 + \sum \delta_j X_{ij} + \gamma_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

4.2. 变量选取与数据来源

4.2.1. 被解释变量

城市更新(Are)。在我国快速城市化的背景下, 以“存量”和“减量”为主的发展方式逐渐替代了传统的“增量”模式, 促进了空间规划系统的高效构建。随着城镇化率突破 60%, 城镇存量更新是解决资源环境约束、促进社会经济多维度转型的重要途径, 也是实现经济多元化服务需求、保障人力资源供给、促进城乡双向融合的重要途径[15]。因此, 采用存量建设用地面积取对数作为城市更新规模的衡量指标[16]。

4.2.2. 核心解释变量

轨道交通发展规模(Rtm)。轨道交通并非一次性、静态投入, 而是一个持续扩展、逐步加密的发展过程。不同城市在轨道交通发展阶段上存在显著差异, 单纯使用虚拟变量难以刻画轨道交通发展规模的边际变化及其对城市更新的影响程度。因此, 采用轨道交通运营里程的对数值 $\text{Rtm} = \ln(\text{运营里程} + 1)$ 衡量。

4.2.3. 控制变量

本文拟在现有研究成果的基础上, 从城市更新与轨道交通两个角度出发, 为控制可能同时影响轨道交通建设决策与城市更新进程的关键因素, 选取以下控制变量: (1) 政府干预程度(GI)。政府在城市发展中扮演着规划者、投资引导者和政策制定者的核心角色。因此, 采用地方政府一般公共预算支出占地区生产总值的比重衡量。(2) 基础设施水平(TI)。道路是城市综合交通体系的重要组成部分, 与轨道交通既存在互补关系, 也可能存在一定的替代或竞争关系。因此, 采用人均城市道路里程取对数衡量。(3) 人口密度(PD)。人口密度是城市空间紧凑度和土地利用强度的直接体现, 也是决定轨道交通客流需求与经济效益的基础性因素。因此, 采用市辖区常住人口与市辖区建成区面积的比值取对数衡量。(4) 经济发展水平(PG)。经济发展水平是决定城市资本积累能力、产业结构层次和公共投资能力的关键。因此, 采用人均地区生产总值(人均 GDP)取对数衡量。(5) 产业结构(TS)。产业结构是城市经济功能与发展阶段的核心表征。因此, 采用第三产业增加值占 GDP 比重衡量。(6) 土地市场条件(LP)。土地价格是城市空间价值最直接的市场信号, 直接影响城市更新的成本与收益核算。因此, 采用城市平均地价取对数衡量。(7) 城市化水平(UR)。城市化率反映了人口从乡村向城市集聚的总体进程, 是城市发展阶段和增长模式的核心表征。因此, 采用常住人口城镇化率衡量。

4.2.4. 数据来源

2000 年前后, 我国城市开始陆续开通轨道交通。本文选取样本期间(2002~2023 年)内已开通轨道交通的 59 个城市为研究对象, 构建了包含 22 个年份的平衡面板数据。其中, 轨道交通数据手工收集自各城

市地铁公司官方公布数据及城市轨道交通协会²公布数据; 存量建设用地面积及城市地价数据来源于中国土地市场网³; 其他控制变量来自《中国城市统计年鉴》和《中国城乡建设统计年鉴》。对于缺失数据, 采用各地统计年鉴及线性插值法进行补齐。

4.3. 多重共线性检验

为检验解释变量之间是否存在高度相关关系而影响回归系数的估计精度, 本文采用方差膨胀因子 (Variance Inflation Factor, VIF) 对核心解释变量与控制变量进行多重共线性诊断, 检验结果如表 1 所示。VIF 值越大, 表明变量之间的共线性程度越高。一般认为, 当 VIF 值小于 10 时, 不存在严重的多重共线性问题。同时, 容忍度 (Tolerance) 作为 VIF 的倒数, 其值越接近 1, 表明共线性程度越低。

Table 1. Results of multicollinearity test

表 1. 多重共线性检验结果

变量	VIF	容忍度(1/VIF)
Rtm	2.41	0.4155
GI	1.44	0.6955
TI	2.03	0.4927
PD	1.16	0.8657
PG	2.43	0.4118
TS	2.27	0.4412
LP	1.23	0.8102
UR	1.64	0.6084

从表 1 检验结果来看, 各变量的 VIF 值均远低于临界值 10。其中, 人均 GDP (PG) 的 VIF 值最高, 为 2.43; 人口密度 (PD) 最低, 为 1.16; 平均 VIF 为 1.83。上述结果表明, 核心解释变量与控制变量之间不存在严重的多重共线性问题, 回归系数的估计是可靠的, 可以进行后续的回归分析。

5. 实证分析

5.1. 基准回归分析

为检验轨道交通发展对城市更新的影响, 本文构建双向固定效应模型进行估计, 回归结果如表 2 所示。其中, 第(1)列仅包含核心解释变量, 采用普通最小二乘法 (Ordinary Least Squares, OLS) 估计; 第(2)列加入全部控制变量; 第(3)列进一步控制城市固定效应; 第(4)列为同时控制城市与年份双向固定效应的基准模型。

从表 2 回归结果来看, 轨道交通发展规模 (Rtm) 的系数在所有模型中均显著为正。第(1)列 OLS 估计系数为 0.355, 第(2)列加入控制变量后降至 0.135, 第(3)列控制城市固定效应后升至 0.154, 第(4)列同时控制年份效应后为 0.162, 在 1% 水平上显著。上述结果表明, 在逐步排除遗漏变量偏误、城市个体特征及宏观时间趋势的影响后, 轨道交通运营规模的扩大对城市更新具有稳健的正向促进效应。从经济含义来看, 0.162 的弹性系数意味着轨道交通运营里程每增加 1%, 城市更新水平平均提高约 0.162%。

²中国城市轨道交通协会[EB/OL]. [2026-04-20]. <https://www.camet.org.cn/>

³中国土地市场网[EB/OL]. [2026-04-20]. <https://www.landchina.com/#/>.

Table 2. Benchmark regression results of urban renewal caused by rail transit development
表 2. 轨道交通发展对城市更新的基准回归结果

变量	(1) OLS	(2) OLS + 控制	(3) FE	(4) TWFE
Rtm	0.355*** (0.038)	0.135** (0.060)	0.154*** (0.017)	0.162*** (0.016)
GI		1.673 (2.212)	-1.636** (0.730)	-2.059** (0.772)
TI		-0.065 (0.679)	0.291 (0.341)	0.226 (0.326)
PD		0.094 (0.092)	0.123*** (0.029)	0.074** (0.030)
PG		-0.033 (0.219)	0.282*** (0.094)	-0.035 (0.130)
TS		3.445*** (0.990)	2.449*** (0.426)	2.150*** (0.450)
LP		0.154*** (0.056)	0.082*** (0.020)	0.099*** (0.017)
UR		3.620** (1.522)	1.357*** (0.493)	1.386*** (0.466)
_cons	5.470*** (0.154)	-0.542 (1.842)	-2.068*** (0.589)	2.141 (1.794)
N	1210	1210	1210	1210
R ²	0.357	0.490	0.730	0.927

注：括号内为聚类稳健标准误(城市层面聚类)。* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

控制变量方面，人口密度(PD)、产业结构(TS)、土地市场条件(LP)和城市化水平(UR)的系数均显著为正，与预期一致；政府干预程度(GI)的系数显著为负，可能反映了地方政府财政支出对市场投资的挤出效应。基础设施水平(TI)、经济发展水平(PG)未达到统计显著水平，但符号方向基本符合理论预期。以上结果支持了假说 1。

5.2. 滞后效应检验

为进一步检验轨道交通发展规模对城市更新的滞后效应，本文在基准模型(1)的基础上引入核心解释变量的一期和二期滞后项，构建滞后变量模型(2)进行估计，回归结果如表 3 所示。

Table 3. Results of the lagged effect test of rail transit development on urban renewal
表 3. 轨道交通发展对城市更新的滞后效应检验结果

变量	滞后变量模型
Rtm	0.024 (0.019)
L1.Rtm	0.103*** (0.021)
L2.Rtm	0.093*** (0.017)
GI	-1.127 (0.806)
TI	0.125 (0.339)

续表

PD	0.077** (0.031)
PG	0.101 (0.151)
TS	2.164*** (0.412)
LP	0.102*** (0.016)
UR	1.259** (0.510)
_cons	0.756 (1.851)
N	1210
R ²	0.937

注：括号内为聚类稳健标准误(城市层面聚类)。* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

从表 3 回归结果来看, 轨道交通发展规模当期项(Rtm)的系数为 0.024, 但未达到统计显著水平; 而滞后一期项(L1.Rtm)和滞后二期项(L2.Rtm)的系数分别为 0.103 和 0.093, 均在 1%水平上显著。这表明轨道交通对城市更新的促进效应并非在通车当年立即完全释放, 而是存在一定的传导时滞: 通车初期, 可达性改善的认知与市场响应尚需时间, 沿线土地价值的重估与资本化过程也需经由市场交易逐步实现; 经过 1~2 年的传导与积累, 土地增值、产业集聚和人口流入效应逐步释放, 对城市更新的促进效应达到峰值并趋于稳定。从系数变化趋势来看, 滞后一期系数略高于滞后二期, 表明效应在通车后第 1 年达到最高点, 第 2 年仍保持较高水平但略有衰减。

上述结果与 Zheng 和 Kahn (2007)关于北京轨道交通溢价效应在通车后 1~2 年内基本完成资本化的发现相一致[13], 也为假说 2 提供了经验证据: 轨道交通发展对城市更新的影响存在明显的滞后性, 通车后 1~2 年效应达到峰值并趋于稳定。

5.3. 非线性关系检验

为检验轨道交通发展对城市更新的影响是否存在边际效应递增或递减的非线性特征, 本文在基准模型中引入轨道交通运营里程对数值的平方项(Rtm²), 构建非线性模型(3), 回归结果如表 4 所示。

Table 4. Nonlinear relationship test results of rail transit development on urban renewal

表 4. 轨道交通发展对城市更新的非线性关系检验结果

变量	线性模型	非线性模型
Rtm	0.162*** (0.016)	0.187*** (0.040)
GI	-2.059** (0.772)	-2.208*** (0.760)
TI	0.226 (0.326)	0.239 (0.325)
PD	0.074** (0.030)	0.076** (0.029)
PG	-0.035 (0.130)	-0.052 (0.124)

续表

TS	2.150*** (0.450)	2.176*** (0.433)
LP	0.099*** (0.017)	0.099*** (0.017)
UR	1.386*** (0.466)	1.345*** (0.462)
Rtm ²		-0.006 (0.008)
_cons	2.141 (1.794)	2.329 (1.743)
N	1210	1210
R ²	0.927	0.928

注：括号内为聚类稳健标准误(城市层面聚类)。* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

从表 4 回归结果来看, 非线性模型中轨道交通发展规模一次项(Rtm)的系数为 0.187, 在 1%水平上显著, 平方项(Rtm²)的系数为-0.006, 未达到统计显著水平, 且该模型的拟合优度 R² 与线性模型相比未发生实质性变化。上述结果表明, 在本文的样本范围内, 对数化后轨道交通发展规模与城市更新之间基本呈线性正相关关系, 尚未出现显著的边际效应递减拐点。

上述发现与假说 3 并不矛盾。Baum-Snow 和 Kahn (2005)的研究指出, 轨道交通对城市发展的边际递减特征往往在网络达到较高密度后才明显显现[14]。就我国城市轨道交通发展现状而言, 多数城市仍处于网络规模持续扩张阶段, 尚未达到饱和状态, 因此在全样本范围内难以观测到平滑的、统计上显著的递减曲线。

5.4. 阶段异质性检验

上述分析表明, 轨道交通发展对城市更新具有显著的正向促进效应, 且该效应存在 1~2 年的传导时滞。然而, 这一效应是否会随轨道交通网络发展阶段的不同而呈现显著差异, 仍有待检验。假说 3 从边际效应递减的理论视角出发, 预期快速扩张期的新增线路对城市更新的边际贡献高于网络完善期。为检验这一阶段转换特征, 本文以 2014 年为分界点, 将全样本划分为快速扩张期(2002~2014 年)和网络完善期(2015~2023 年)两个子样本, 分别进行分组回归, 回归结果如表 5 所示。选择 2014 年作为分界点, 是因为该年前后我国城市轨道交通进入网络化运营阶段, 多数城市由单线建设转向网络加密与外围延伸。

Table 5. Stage heterogeneity test results of urban renewal affected by rail transit development

表 5. 轨道交通发展对城市更新的阶段异质性检验结果

变量	2002~2014 年	2015~2023 年
Rtm	0.158*** (0.020)	0.073*** (0.024)
GI	-1.726** (0.816)	-0.177 (1.502)
TI	-0.480 (0.379)	1.256* (0.710)
PD	0.080*** (0.024)	-0.034 (0.132)
PG	-0.105 (0.106)	0.696* (0.363)

续表

TS	2.611*** (0.300)	2.119* (1.220)
LP	0.098*** (0.017)	-0.036 (0.064)
UR	0.700 (0.618)	2.767** (1.159)
_cons	5.056*** (1.822)	-8.750* (4.765)
N	715	495
R ²	0.935	0.920

注：括号内为聚类稳健标准误(城市层面聚类)。* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

从表 5 回归结果来看，两个时期的回归系数均显著为正，但效应大小存在明显差异。快速扩张期 Rtm 系数为 0.158，在 1%水平上显著，网络完善期 Rtm 系数降至 0.073，同样在 1%水平上显著，前者约为后者的 2.2 倍。分组系数差异检验进一步确认了这种差异在统计上显著。这一结果符合边际效应递减的理论预期：在轨道交通建设初期，网络从无到有的突破性改善能够快速激活核心区存量用地，边际回报最高；随着网络密度提高，新增里程多位于城市外围或用于加密已有走廊，其对整体可达性的边际改善幅度相对下降，对城市更新的带动作用也相应减弱。

值得指出的是，尽管网络完善期的边际效应有所下降，但 Rtm 系数仍显著为正，说明轨道交通的持续建设投资对城市更新仍具有长期正向影响，并未因边际递减而丧失其政策效力。上述结果为假说 3 提供了经验证据，也与 Baum-Snow 和 Kahn (2005)关于轨道交通对城市发展的促进效应在网络达到较高密度后才显现边际递减特征的发现相一致[14]。

5.5. 稳健性检验

为确保基准回归结果的可靠性，排除极端值可能对估计结果产生的干扰，本文对所有连续型控制变量进行了 1%和 5%水平的缩尾(Winsorize)处理，并采用双向固定效应模型重新估计基准回归方程，回归结果如表 6 所示。

Table 6. Robustness test results of rail transit development on urban renewal

表 6. 轨道交通发展对城市更新的稳健性检验结果

变量	1%缩尾	5%缩尾
Rtm	0.163*** (0.016)	0.156*** (0.016)
GI (政府干预)	-1.997** (0.923)	-1.831 (1.157)
TI (交通基础设施)	0.234 (0.330)	0.030 (0.280)
PD (人口密度)	0.081** (0.034)	0.082* (0.041)
PG (人均 GDP)	-0.030 (0.129)	0.079 (0.129)
TS (产业结构)	2.160*** (0.446)	2.284*** (0.464)

续表

LP (土地价格)	0.103*** (0.019)	0.131*** (0.026)
UR (城镇化率)	1.427*** (0.474)	1.279** (0.497)
_cons	1.930 (1.804)	1.093 (1.918)
N	1210	1210
R ²	0.927	0.926

注：括号内为聚类稳健标准误(城市层面聚类)。* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

从表 6 回归结果来看, 第(1)列对连续变量进行 1%缩尾处理后, 轨道交通发展规模(Rtm)的系数为 0.163, 在 1%水平上显著。第(2)列进一步将缩尾比例提高至 5%, Rtm 系数为 0.156, 同样在 1%水平上显著。两种缩尾标准下的 Rtm 系数估计值与基准回归结果(0.162)高度接近。虽然个别控制变量的显著性在 5%缩尾后有所下降, 但核心解释变量的系数大小和显著性均保持稳定。上述结果表明, 基准回归结果并未受到极端观测值的显著影响, 轨道交通发展对城市更新的正向促进效应具有良好的稳健性。

6. 结论与建议

6.1. 主要结论

本文基于 2002~2023 年我国 59 个已开通轨道交通城市的平衡面板数据, 实证分析了轨道交通发展对城市更新的影响。主要结论如下: (1) 轨道交通发展对城市更新具有显著的正向驱动作用, 运营里程的增长能够稳健地促进存量建设用地再开发。(2) 轨道交通发展对城市更新的驱动作用并非即时释放, 而是存在约 1~2 年的传导时滞, 通车后第一年效应达到峰值, 第二年略有回落但仍保持高位。(3) 全样本层面, 轨道交通发展与城市更新呈线性关系, 未出现显著递减拐点, 我国城市轨道交通网络仍处于扩张期; 从发展阶段看, 快速扩张期的边际效应显著高于网络完善期, 存在边际效应递减的阶段转换特征。

6.2. 政策建议

基于以上研究, 本文提供以下政策建议: (1) 地方政府应将轨道交通建设纳入城市更新的中长期战略框架, 充分发挥轨道交通作为城市空间重构“催化剂”的系统性功能, 避免因短期财政压力而放缓建设节奏。(2) 建立“规划-建设-更新”时序衔接机制。城市更新项目的规划立项应适度超前于轨道交通通车节点, 在线路开工时同步启动沿线城市更新单元的详细规划与土地筹备工作, 最大化利用可达性改善带来的空间价值提升窗口期。(3) 实施差异化的协同策略。快速扩张期的城市应重点围绕核心区站点集中投入更新资源, 形成增长极效应; 网络完善期的城市应注重外围站点的综合开发, 引导人口和就业向外围疏散, 促进多中心城市结构的形成。

参考文献

- [1] Wen, H., Gui, Z., Tian, C., Xiao, Y. and Fang, L. (2018) Subway Opening, Traffic Accessibility, and Housing Prices: A Quantile Hedonic Analysis in Hangzhou, China. *Sustainability*, **10**, Article 2254. <https://doi.org/10.3390/su10072254>
- [2] 隋洪鑫, 王江浩, 刘银喜, 等. 轨道交通站域的城市空间演替轨迹与更新模式判定——多例比对与城市可持续发展启示[J]. 遥感技术与应用, 2020, 35(2): 302-314.
- [3] 李杨, 叶霞飞. 城市轨道交通市郊线的可达性提高与住宅地价增值关系研究[J]. 城市轨道交通研究, 2021, 24(8): 181-186.

-
- [4] 赵锐, 谭治云. 城际轨道交通可达性与城市经济发展关系研究[J]. 人民公交, 2024(12): 40-42.
- [5] Wu, W.J., Zheng, S.Q., Wang, B. and Du, M.Z. (2020) Impacts of Rail Transit Access on Land and Housing Values in China: A Quantitative Synthesis. *Transport Reviews*, **40**, 629-645. <https://doi.org/10.1080/01441647.2020.1747570>
- [6] Shi, D.H. and Fu, M.Z. (2022) How Does Rail Transit Affect the Spatial Differentiation of Urban Residential Prices? A Case Study of Beijing Subway. *Land*, **11**, Article 1729. <https://doi.org/10.3390/land11101729>
- [7] 林雄斌, 牛步青, 潘琦, 等. 城市轨道交通土地溢价差异的影响因素——元分析回归的视角[J]. 自然资源学报, 2024, 39(4): 960-977.
- [8] 李雯茜, 卞长志, 许奇, 等. TOD 建成环境对土地价值的非线性影响及其空间分布特征——以北京市为例[J]. 城市轨道交通, 2024, 22(6): 7-16.
- [9] 周文通, 陆军, 孙铁山. 轨道交通对北京产业发展的空间影响[J]. 城市问题, 2017(3): 35-42.
- [10] 邹璇, 林岚欣, 胡小渝. 轨道交通建设对城市创新产出影响的实证分析[J]. 经济地理, 2020, 40(8): 76-85.
- [11] Li, M.Y., Yu, H.R., Geng, Q.Q. and Gu, Y.L. (2024) Dynamic Bidirectional Relationship between Urban Rail Transit and Urban Economy Agglomeration: A Case Study in China. *KSCE Journal of Civil Engineering*, **28**, 375-385. <https://doi.org/10.1007/s12205-023-1221-7>
- [12] 冯国强, 王天乐. 地铁开通与服务业企业选址及其集聚效应研究——以北京市为例 [J]. 城市问题, 2024(3): 79-90+103.
- [13] Zheng, S. and Kahn, M.E. (2008) Land and Residential Property Markets in a Booming Economy: New Evidence from Beijing. *Journal of Urban Economics*, **63**, 743-757. <https://doi.org/10.1016/j.jue.2007.04.010>
- [14] Baum-Snow, N. and Kahn, M.E. (2005) Effects of Urban Rail Transit Expansions: Evidence from Sixteen Cities, 1970-2000. *Brookings-Wharton Papers on Urban Affairs*, **2005**, 147-206. <https://doi.org/10.1353/urb.2006.0001>
- [15] 李凯, 王凯. 新区产业用地的更新困局与转型探索——以北京经济技术开发区为例[J]. 国际城市规划, 2022, 37(4): 74-82.
- [16] 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.