

城市更新的溢价效应

——来自城中村改造的准自然实验

刘彩霞 陈安平

内容提要:本文以2010–2018年间的深圳市城市更新为例,将“城中村改造”作为准自然实验,通过匹配二手房交易房源与城中村的精确地理信息,在Hedonic模型的基础上运用双重差分法,研究了城市更新对商品房市场的外部溢出效应。研究发现:(1)在改造之前,城中村对周边住房市场产生负外部性;城中村改造后周边住房价格平均上升了2.32个百分点;(2)城中村改造的外部性在空间维度上呈现距离衰减趋势,在时间维度上呈现逐步推进趋势;(3)在交通、商服等区位条件较好的地区,城中村改造对周边住房价格的影响更大。

关键词:城市更新;外部性;房价;双重差分模型

DOI:10.19365/j.issn1000-4181.2021.04.06

一、引言

党的十九大报告指出,中国特色社会主义进入新时代。由高速增长向高质量发展转变,是新时代中国经济的新特征。在这一重大转型过程中,土地资源短缺是制约经济发展和城镇化进程的一大瓶颈,如何集约利用和高效配置土地资源成为当下城镇化高质量发展所面临的重要课题。此外,伴随着经济社会的不断发展进步,人们对美好生活的向往和需求亦与日俱增,城市人居环境质量亟须改善。基于这样的时代背景,城市更新成为城市经济转型发展的重要实现途径。早在2009年,广东省就已率先实施“三旧”改造战略,以期通过城市更新实现经济转型和空间重构。2014年,国家发改委发布的《国家新型城镇化规划(2014–2020年)》明确指出,要改造提升中心城区功能,加快推进城区老工业区、棚户区、城中村和老旧小区改造,全面改善人居环境。实际上,城市更新是中国政府在近十几年来才开始重视推广的。在国际上,城市更新的历史由来已久,迄今仍是各国政府普遍采用的维持老旧城市活力与吸引力的公共政策之一。

根据Rosen(1974)提出的特征价格理论,住房价格由其属性特征带给人们的效用决定,当某一方面的特征改变时,住房价格也会随之改变。商品住房特征属性除了建筑物本身的特征(面积、楼层、房间数量、建筑年份等)外,还包括建筑物所在位置的周边环境质量。因此,城市更新在改善人居环境质量的同时,也会影响到周边住房价格的变动。采用因果推断方法定量分析城市更新的资本化效应成为西方城市经济学界的研究热点之一(Schwartz et al., 2006; Woo & Lee, 2016; Koster et al., 2017; Noh, 2019)。目前来看,针对中国城市更新资本化效应问题的研究很少,与之密切相关的文献主要包括Zhang et al. (2016)、Wu & Wang (2017)和黄忠华等(2019)。其中,Zhang et al. (2016)利用三重差分

收稿日期:2019-11-06

基金资助:本文获教育部哲学社会科学重大攻关项目(17JZD013)、国家自然科学基金面上项目(72074097)的资助。

作者简介:刘彩霞,荷兰瓦赫宁根大学发展经济学组,博士后;陈安平,暨南大学经济学院,博士,教授,博士生导师。

Hedonic 模型研究了 2008 年北京奥运期间城中村拆除事件对住房价格的影响,结果表明城中村拆除后使得周边住房市场产生约 3-4% 的溢价。同样,Wu & Wang (2017)也以北京城中村改造为例,使用双重差分模型并利用夜间灯光数据来描述城中村特征,实证研究了城中村改造对周边公寓价格的影响,结果发现城中村改造后使周边公寓价格平均上涨 3.1 个百分点。黄忠华等(2019)基于杭州市 8 个城市更新项目的研究发现,城市更新在项目建设和运营期对周边住房市场分别产生 28.6% 和 32% 的溢价,且这种溢价效应在城市边缘区比核心区更明显。

显然,针对中国城市更新经济效应的研究还很不充分,造成这种现象的原因可能包括:第一,我国的城市更新实践起步较晚,其经济效应尚未引起学者们的广泛关注;第二,研究该类问题面临的一个重要挑战就是数据。目前有关城市更新的公开统计数据非常匮乏,基于微观层面的商品房交易数据也有一定的获取难度,受数据限制难以对此展开实证分析。为弥补现有文献的不足,本文将深圳市城中村改造作为“准自然实验”,并利用双重差分法这一政策评估的重要方法来估计城市更新对房地产市场的溢价效应。

本文的贡献主要体现在以下几个方面:第一,从研究视角来看,城市更新是节约集约利用土地、激发城市活力与繁荣的重要手段,国外已有文献对其进行了深入研究,但基于中国城市更新问题的研究还很不充分,本文是对该类文献的有益补充;第二,在数据方面,本文利用链家网 2010-2018 年期间深圳市二手房微观交易数据,基于深圳市政府相关政策文件整理出城中村改造数据,并使用 GIS 技术将两个数据库进行空间关联,这为本文的实证分析奠定了基础;第三,在研究方法上,本文采用“城中村改造”作为准自然实验,构建双重差分特征价格模型,不仅分析了城市更新影响周边住房价格的平均处理效应,还进一步分析了其影响的时空动态趋势和空间异质性。

本文接下来的内容安排如下:第二部分介绍城市更新背景以及对城市更新溢价进行理论分析;第三部分进行研究设计,设定计量模型、介绍数据并讨论识别策略;第四部分报告主要的实证结果、稳健性检验及异质性分析;最后对全文进行总结。

二、背景与理论分析

(一) 背景介绍

改革开放以来,传统的城镇化模式过度依赖土地资源的粗放消耗,由此引发的土地资源短缺、空间结构紊乱等“城市病”进而制约城市经济的可持续发展。为盘活低效存量土地资源,缓解日益严峻的土地供需矛盾,2009 年广东省人民政府发布《关于推进“三旧”改造节约集约用地的若干意见》,积极开展节约集约用地试点示范省建设工作,拟对全省范围内的旧城镇、旧厂房和旧村庄“三旧”用地进行整合再开发。

广东省“三旧”改造以珠江三角洲地区为重点,广州、佛山和深圳作为先行试点城市,因地制宜探索适合本地的城市更新发展模式,并逐步在其他城市推广使用。经过 10 年的探索与实践,广东省的“三旧”改造工作取得积极进展。截至 2019 年底,全省累计投入旧改资金达 1.7 万亿元,实施改造面积 80.7 万亩,节约土地 20.1 万亩^①。

1979-2018 年,深圳由一个 31 万人口、3 平方千米建成区面积的边陲小镇迅速发展为 1300 万人口、973 平方千米建成区面积的现代化大都市^②,创造了中国城市化史上的奇迹。然而,快速城市化的深圳也率先遭遇了空间资源约束的难题。早在 2004 年,深圳就开始面临人口、土地、资源、环境“四个

① 数据来源:南方网,《广东省“三旧”改造税收指引(2019 年版)》新闻发布会, http://gdio.southcn.com/g/2019-12/27/content_189931361.htm。

② 数据来源:深圳市统计局。

难以为继”的严重挑战,未建设用地近于耗竭,迫切需要由增量扩张向存量优化转型发展,并开始对建成区内的城中村进行整顿改造(邹兵,2017)。2009年,为响应广东省的“三旧”改造战略,深圳进一步创新土地制度,在借鉴国外经验的基础上,提出了城市更新的治理理念。

深圳城市更新旨在对城市建成区内的旧工业区、旧商业区、旧住宅区、城中村和旧屋村等进行更新改造,为创新型城市经济发展提供空间保障。为调动社会力量加快城市更新步伐,深圳以“政府引导、市场运作”为原则,形成了多元主体共同参与、充分市场化的城市更新模式。首先,开发商、村集体作为城市更新的市场权利主体可以向辖区政府提交城市更新单元申报材料,各部门对申报材料进行审查并征询区政府意见后,上报至市规划和国土资源委员会;其次,市规划和国土资源委员会对申报纳入计划的城市更新单元进行审议筛选,并编制该年度城市更新单元计划;最后,进入城市更新单元计划的项目将按照相关要求实施城市更新。此外,深圳市还根据建筑物的现状特征灵活采用综合整治、功能改变、拆除重建等多种形式的城市更新办法,以确保城市更新项目地合理、顺利进行。自2012年以来,深圳通过城市更新供应土地连续多年超过200公顷,约占全市土地供应总量的30%^①,成为深圳市土地供应的主要来源。

城中村改造是深圳城市更新的重要内容。深圳城中村由于低廉的居住成本而自发形成非正规性租房市场,是城市外来人口尤其是低收入外来人口的主要聚集地。同时,城中村也是城市矛盾最为集中的地方,因游离于现代城市管理体系之外,城中村内部缺乏规划引导,“握手楼”“一线天”等违建现象异常严重,亦普遍存在基础设施不足、安全隐患突出、环境卫生差等问题,与周边的城市景观形成明显反差。对城中村进行更新改造既有利于提高土地利用效率,也可以全面改善居住环境质量,提升城市宜居度。但在具体实施过程中,由于城中村改造涉及土地产权性质的变更、原住民的搬迁补偿等问题,改造难度大、成本高,实施率维持在较低水平(赖亚妮等,2018)。

(二) 理论分析

从福利经济学的角度来看,受欢迎的土地利用方式能够增加消费者的效用,产生正外部性,从而资本化到地理邻近区域的住房价值中(Jim & Chen,2006;Panduro & Veie,2013);相反,不受欢迎的土地利用方式(比如非环境友好型的排污工厂、垃圾填埋场等)会降低消费者的效用水平,产生负外部性,邻近区域的住房价值将遭遇缩水风险(De Vor et al.,2011;Hite et al.,2001)。下面将具体分析城中村改造是如何产生外部效应的。

第一,城中村改造改变了原有非环境友好型的土地利用方式。城中村是快速城镇化和农村剩余劳动力向城市大量转移的产物。受户籍制度的限制,来城市就业的农民工很难获得政策支持购买昂贵的商品性住房。城中村原住民则在其宅基地基础上建造廉价出租房屋,为农民工提供可支付的居住场所,形成非正规性的租房市场。由于缺乏科学有效的规划与管理,最终导致城中村的无序化发展。城中村原住民一味追求租金收益,超高密度建造低廉的出租房屋,不仅通风、采光条件差,而且基础设施配套和公共服务严重不足。Song & Zenou(2012)的研究就证实城中村对周边住房市场存在负外部性。城中村改造将村民自建房屋进行拆除,相当于消除了城中村的负外部性。

第二,城中村改造带来城市景观和人居环境的改善。城中村改造涉及政府、原住民和开发商三方利益主体的协调合作。原住民从政府和改造开发商获得拆迁补偿,并让渡土地开发权给政府;政府出让土地给开发商,部分土地出让收益用于城中村改造的基础设施配套建设和提供公共服务,开发商负责建设现代化的住宅小区和商业服务业建筑。改造后的城中村与城市空间深度融合,现代化的建筑布局在外观上更加整洁优美,相关配套设施(绿地、运动设施、休憩空间等)使人居环境和舒适度得以改善和提升。这种可视化的物理环境具有潜在的吸引力,会对周边住房市场产生正外部性。

第三,城中村改造推动经济社会结构变革。如上所述,改造后的城中村往往会转变为现代化的商

^① 数据来源于历年《广东国土资源年鉴》。

品住宅小区或商业服务业中心,该区域的公共服务水平会得以明显提升。根据蒂布特的“用脚投票”理论(Tiebout,1956),公共服务水平的提高会吸引高技能劳动力的流入(Chen & Rosenthal,2008),这部分群体不仅消费能力高,能够带动当地零售业和服务业的发展,而且其文化素质也占据优势,成为城市居民心目中的“好邻居”。梁若冰和汤韵(2008)证实了蒂布特理论在中国城市住房市场的适用性。古有孟母三迁,今有择邻而居,城市居民会挑选这些“好邻居”就近居住,造成周边住房市场需求上升,进而产生商品房溢价(周怀康等,2019)。

综上所述,城中村在改造之前由于缺乏规划管理、居住环境差,并且作为城市低收入外来人口的主要聚集地从而对周边地区住房价格产生负向影响,改造之后将会由于宜居度的提升而产生正外部性,对周边住房资产产生溢价。

三、研究设计

本文实证研究探索的主要问题是,城中村改造这一城市更新策略对周边住房市场会产生怎样的外部效应。有文献(如 Hite et al.,2001;De Vor & De Groot,2011)在研究外部性时采用距离变量进行多元回归,这种做法面临遗漏变量带来的内生性问题。目前,双重差分法是评价地方政策干预效果的流行做法(宋弘等,2019;王兵和聂欣,2016)。为此,本文将城中村改造作为“准自然实验”,构建双重差分(DID),并结合 Hedonic 模型来考察城市更新的溢价的效应。

(一) 模型设定

本文在住房特征价格模型的基础上,通过运用双重差分方法实证研究城中村改造对周边住房市场的外部性影响。沿用 van Duijn et al.(2016)的做法,将距离城中村 1000 米半径范围内的区域定义为处理组,将距离城中村 1000-2000 米之间的区域定义为控制组,具体模型设定如下:

$$\ln p_{it} = \alpha + \beta treat_i + \gamma treat_i \times post_t + X_{it}^T \theta + \delta_j + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 表示二手商品住房, t 表示年份。被解释变量 $\ln p$ 是二手房 i 在第 t 年交易价格的对数值。 $treat$ 为二元虚拟变量,表示二手房 i 是否位于城中村改造项目的影响范围之内,若位于城中村附近影响范围内则取值为 1,否则为 0。 $post$ 表示二手房 i 的交易年份是否在城中村改造完成年份之后,若二手房交易年份不早于城中村改造完成年份则取值为 1,否则为 0。 X 代表二手房的一系列建筑属性特征控制变量,包括建筑面积($size$)、建筑年代($buildyr$)、梯户比例($ladderr$)、是否有电梯($lift$)、所在楼层($floor$)、建筑结构($structure$)等。此外,式(1)还控制了年份固定效应和城区固定效应。详细的变量定义与设置见表 1。在上述模型中,本文感兴趣的系数是 γ ,若得到的估计值显著大于 0,则表示与非邻近区域相比,城中村改造提高了周边住房市场上二手房的交易价格,城中村改造存在正外部性。

式(1)中交乘项系数 γ 的含义是城中村改造对处理组区域外部性影响的平均处理效应。这种估计方法虽然可以识别出城市更新政策实施效果的因果关系,但是忽略了空间经济学中常见的空间距离梯度问题。如果二手房样本在空间上非均匀分布,考虑一种极端的情况,如果二手房交易房源全部集中在处理组与控制组交界的区域,那么式(1)很可能就低估了城中村改造的外部性效应。为考察城中村改造对不同空间距离梯度范围房价的差异化影响并且减少估计偏误,本文通过引入距离变量对式(1)做进一步修正,具体模型设定为:

$$\ln p_{it} = \alpha + \beta treat_i + \gamma treat_i \times post_t + \pi treat_i \times post_t \times D + \pi \pi treat_i \times post_t \times D^2 + X_{it}^T \theta + \delta_j + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, D 为二手房交易房源到最近城中村改造项目的距离。这里允许空间外部性是距离的非线性函数,因此引入距离的平方、 $treat$ 和 $post$ 三者的交乘项,其他变量符号的定义与估计式(1)相同。

表 1

主要变量及其设定方法

变量名称	变量含义	设定方法
<i>lhp</i>	二手房交易价格对数值	二手房成交单价(元/平方米)取对数
<i>lsize</i>	房屋建筑面积对数值	房屋建筑面积(平方米)取对数
<i>lift</i>	是否配有电梯	虚拟变量(0,1),有电梯取值为1,没有,取值为0
<i>buildyr</i>	建筑年份	建筑建成年份
<i>ladderr</i>	梯户比例	交易房屋所在楼栋的总户数与总楼梯数的比值
<i>height</i>	楼宇高度(层)	交易房屋所在楼栋的总层数
所在楼层:		
<i>low</i>	低楼层	虚拟变量(0,1),交易房屋所在层数属于低楼层取值为1,否则为0
<i>middle</i>	中楼层	虚拟变量(0,1),交易房屋所在层数属于中楼层取值为1,否则为0
<i>high</i>	高楼层	虚拟变量(0,1),交易房屋所在层数属于高楼层取值为1,否则为0
建筑结构:		
<i>frame</i>	框架结构	虚拟变量(0,1),建筑结构为框架结构取值为1,否则为0
<i>mix</i>	混合结构	虚拟变量(0,1),建筑结构为混合结构取值为1,否则为0
<i>brickwood</i>	砖木结构	虚拟变量(0,1),建筑结构为砖木结构取值为1,否则为0
<i>brickconcrete</i>	砖混结构	虚拟变量(0,1),建筑结构为砖混结构取值为1,否则为0
<i>steelconcrete</i>	钢混结构	虚拟变量(0,1),建筑结构为钢混结构取值为1,否则为0
<i>steel</i>	钢结构	虚拟变量(0,1),建筑结构为钢结构取值为1,否则为0

此外,为考察城中村改造对周边住房价格影响趋势的动态效应,参考郭峰和熊瑞祥(2018)等文献的做法,定义如下变量:如果 $t > c_i$,则 $trend = t - c_i$,否则 $trend = 0$,其中 c 表示城中村改造完成的年份, t 表示二手房交易年份。此时的模型设定为:

$$lhp_{it} = \alpha + \beta treat_i + \gamma treat_i \times post_t + \nu treat_i \times trend + X_{it}^T \theta + \delta_j + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中,系数 ν 表示城中村改造外部性的时间动态效应,其他变量符号的定义与式(1)相同。考虑到可能存在异方差,模型中所有系数均采用稳健性方差估计。

为检验基准模型估计结果的可靠性,本文将做一系列稳健性检验:(1)变更本文所设定的邻近区域半径距离基准,将其分别设定为500米、750米和1250米;(2)为进一步加强处理组与对照组样本的可对比性,我们在小区层面利用倾向得分匹配法(PSM)筛选匹配样本。

(二)数据来源与处理

本文使用的数据主要包括两大类:二手房历史交易数据和城中村改造数据。其中,二手房历史交易数据来源于链家网,时间跨度为2010–2018年;城中村改造数据来源于深圳市政府公布的官方文件和相关新闻报道,共整理出14个城中村改造成功案例。

表2是各变量的描述性统计。从表2可以看出,位于城中村改造项目2000米范围内的二手房交易样本总量为23171。研究样本中的二手房交易价格的自然对数平均值为10.2563,平均建筑面积的自然对数值为4.2185,约77.56%的房屋装有电梯。二手房的平均建造年份为2003年,平均梯户比例约为3.9339,平均楼高为20.3120层。样本中的二手房位于低楼层、中楼层和高楼层的比例分别为25.13%、42.23%和32.63%。房屋建筑结构分为框架结构、混合结构、砖木结构、砖混结构、钢混结构和钢结构,其占比分别为6.07%、0.45%、0.57%、1.55%、90.87%和0.50%。

表 2 主要变量的描述性统计

	均值	标准误	最小值	最大值
<i>lhp</i>	10.2563	0.6198	8.0150	11.831
<i>lsize</i>	4.2185	0.4145	2.7331	5.938
<i>lift</i>	0.7756	0.4172	0	1
<i>buildyr</i>	2002.9810	5.3486	1981	2018
<i>ladderr</i>	3.9339	2.7250	0.2000	39
<i>height</i>	20.3120	10.3465	1	59
<i>low</i>	0.2513	0.4338	0	1
<i>middle</i>	0.4223	0.4939	0	1
<i>high</i>	0.3263	0.4689	0	1
<i>frame</i>	0.0607	0.2388	0	1
<i>mix</i>	0.0045	0.0668	0	1
<i>brickwood</i>	0.0057	0.0750	0	1
<i>brickconcrete</i>	0.0155	0.1233	0	1
<i>steelconcrete</i>	0.9087	0.2880	0	1
<i>steel</i>	0.0050	0.0702	0	1
样本量	23171			

注:该表的描述性统计仅包含距离城中村改造项目位置 2000 米范围内的二手房成交房源样本。
资料来源:链家网。

四、实证结果分析

本部分首先报告基于双重差分法和 Hedonic 模型的基准回归结果,即城中村改造对周边住房价格的外部性影响,然后针对其影响的动态效应、稳健性及异质性问题展开讨论。

(一) 基准结果

表 3 报告了城中村改造与房价关系的基准回归结果。其中,列(1)是仅加入关键变量和城区固定效应的回归结果;列(2)同时加入城区固定效应和年份固定效应,列(3)是在列(2)的基础上加入二手房住房特征因素的回归结果,列(4)综合考察了城中村改造空间外部性的距离梯度变化。

从表 3 可以看出,交乘项 *treat*×*post* 的估计系数均为正,且均在 1% 的水平下显著。同时从第(3)列可以看出,在控制了时间固定效应、城区固定效应和住房特征因素后,该交乘项的系数为 0.0232,即与距离城中村 1000-2000 米之间的区域相比,城中村改造使邻近区域(距离城中村 1000 米范围内)二手商品房的价格平均上涨了约 2.32 个百分点。其经济含义是,城中村改造之前研究样本处理组的二手房交易价格平均为 20327 元/平方米,改造之后使周边住房价格平均上涨了约 468 元/平方米。这表明,城中村改造之后,该片区的宜居度得以提升,从而对周边住房价格产生正外部性。

表 3 城中村改造的空间溢出效应:基准回归结果

被解释变量: <i>lhp</i>	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>treat</i>	-0.5267 *** (0.0093)	-0.0726 *** (0.0045)	-0.0731 *** (0.0039)	-0.0726 *** (0.0039)
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.8035 *** (0.0094)	0.0191 *** (0.0055)	0.0232 *** (0.0048)	0.0750 *** (0.0153)
<i>treat</i> × <i>post</i> × <i>D</i>				-2.6570e-4 *** (0.0001)
<i>treat</i> × <i>post</i> × <i>D</i> ²				2.5300e-7 *** (0.0000)
<i>lsize</i>			-0.0192 *** (0.0048)	-0.0204 *** (0.0047)
<i>lift</i>			0.0860 *** (0.0046)	0.0876 *** (0.0046)
<i>buildyr</i>			0.0169 *** (0.0008)	0.0167 *** (0.0004)
<i>ladderr</i>			-0.0138 *** (0.0008)	-0.0140 *** (0.0008)
<i>middle</i> (ref: <i>low</i>)			-0.0053 (0.0034)	-0.0054 (0.0034)
<i>high</i>			-0.0083 ** (0.0036)	-0.0083 ** (0.0036)
<i>height</i>			-0.0023 *** (0.0002)	-0.0023 *** (0.0002)
<i>mix</i> (ref: <i>frame</i>)			0.0309 (0.0190)	0.0303 (0.0190)
<i>brickwood</i>			0.1066 *** (0.0177)	0.1086 *** (0.0177)
<i>brickconcrete</i>			-0.0099 (0.0127)	-0.0130 (0.0127)
<i>steelconcrete</i>			0.0410 *** (0.0052)	0.0414 *** (0.0052)
<i>steel</i>			0.0112 (0.0194)	0.0119 (0.0198)
<i>_cons</i>	10.2773 *** (0.0049)	9.4567 *** (0.0049)	-24.279 *** (0.8154)	-23.7933 *** (0.8188)
城区固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	否	是	是	是
样本量	23171	23171	23171	23171
调整 R ²	0.2775	0.8647	0.8944	0.8946

注:括号里报告的是稳健标准误,*表示估计系数在10%的水平下显著,**表示在5%的水平下显著,***表示在1%的水平下显著。

表 3 中变量 *treat* 系数的含义是指城中村改造之前处理组与控制组的房价差异,即改造之前城中村的外部性效应。列(1)–(4)的结果均显示,*treat* 的估计系数为负且在 1%的水平下显著。其中,第(3)列的系数为-0.0731,这表明,在城中村改造之前,城中村邻近区域的住房价格比距离城中村 1000–2000 米之间区域的房价平均低 7.31%,即改造之前的城中村具有负外部性。

同时可以看出,表 3 中交乘项 *treat*×*post*×*D* 和 *treat*×*post*×*D*² 的系数均在 1%的水平下显著为正,说明城中村改造的外部性与距离之间存在非线性关系。根据 *treat*×*post*、*treat*×*post*×*D* 和 *treat*×*post*×*D*² 三者的系数符号及大小可以判别,在 0–1000 米范围内,城中村改造的外部性影响呈现距离衰减趋势。

此外,从表 3 还可以看出,住房特征变量中,住房建筑面积(*lsize*)的估计系数为负且在 1%的水平下显著,说明建筑面积越大,其二手房单价相对越低;装有电梯(*lift*)、建造年份越新(*buildyr*)、梯户比例(*ladderr*)越小和楼高(*height*)越低的房屋市价越高。关于房屋所在楼层,与低楼层组(*low*)相比,位于中楼层(*middle*)的房屋市价略低,但差别不显著;高楼层(*high*)的房屋市价比低楼层低约 0.83 个百分点。关于二手房的建筑结构特征,以框架结构(*frame*)为基准,砖木结构(*brickwood*)的房屋市价最高,其次是钢混结构(*steelconcrete*)、钢结构(*steel*)、混合结构(*mix*),砖混结构(*brickconcrete*)的房屋市价最低。这与 Guo & Qu(2019)、Li et al.(2019)的研究结论基本一致。

(二) 动态效应检验

表 3 中的回归结果为城中村改造对周边住房价格影响的平均效应,并未考虑其影响的时间动态趋势。为解决这一问题,根据式(3),表 4 报告了城中村改造外部性的时间趋势动态效应。其中,列(1)是仅加入关键变量和城区固定效应的估计结果,列(2)同时控制城区固定效应和年份固定效应,列(3)在列(2)的基础上加入了住房特征控制变量,第(4)列综合考察了城中村改造的时间和空间两个维度的动态效应。与表 3 的估计结果相比,除了第(2)和(3)列交乘项 *treat*×*post* 的显著性略有变化之外,其他各变量的估计结果变化不大。新加入的交乘项 *treat*×*trend* 的系数均为正向显著,表明城中村改造对周边住房市场的空间溢出效应具有持续性。可能的解释是,城中村改造完成后,新建成的住房、商业用房或商住城市综合体陆续投放进入市场,居民活动和商业活动会逐渐增加,带动该片区的持续繁荣,进而对周边区域的影响也会逐渐加强。

为更加直观地描述城中村改造的时空动态效果,根据表 4 第(4)列的估计系数计算处理组与控制组在不同时间段和空间位置上房价的差异,绘制出图 1。图 1 中的横轴表示二手房到最近城中村改造项目的距离,纵轴表示处理组与控制组的房价差异水平,t1–t4 表示城中村改造完成之后的第 1–4 年。由图 1 可以清晰地看出,随着时间地推移,城中村改造对周边住房价格的影响逐渐增强;而随着距离的增加,城中村改造对房价的影响逐渐减弱。

表 4 城中村改造外部性的动态效应检验结果

被解释变量: <i>lhp</i>	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>treat</i>	-0.5266 *** (0.0093)	-0.0736 *** (0.0045)	-0.0744 *** (0.0039)	-0.0739 *** (0.0039)
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.5490 *** (0.0113)	0.0070 (0.0064)	0.0037 (0.0055)	0.0586 *** (0.0158)
<i>treat</i> × <i>trend</i>	0.1112 *** (0.0263)	0.0059 *** (0.0018)	0.0095 *** (0.0017)	0.0100 *** (0.0017)
<i>treat</i> × <i>post</i> × <i>D</i>				-2.8050e-4 *** (0.0001)

续表

被解释变量: lhp	(1)	(2)	(3)	(4)
$treat \times post \times D^2$				$2.6500e-7^{***}$ (0.0000)
城区固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	否	是	是	是
住房特征因素	否	否	是	是
样本量	23171	23171	23171	23171
调整 R^2	0.3035	0.8648	0.8945	0.8947

注:括号里报告的是稳健标准误,*表示估计系数在10%的水平下显著,**表示在5%的水平下显著,***表示在1%的水平下显著。

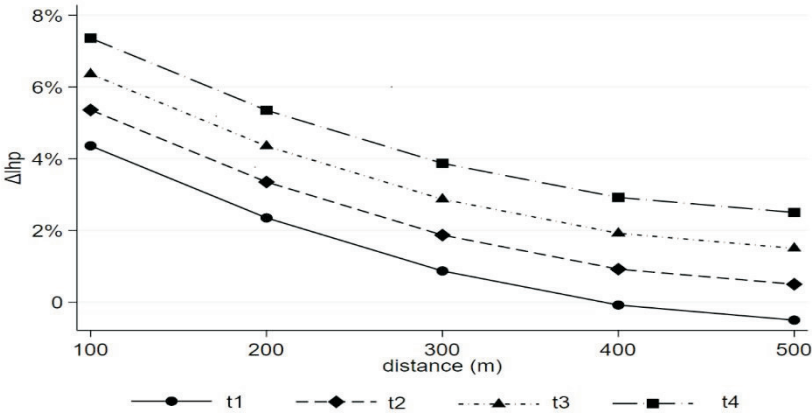


图1 城中村改造外部性的时空动态效应

(三) 稳健性检验

进一步地,为检验基准回归结果的稳健性,接下来本文将从以下几个方面展开讨论:(1)变更城中村改造外部性的辐射半径范围,分别设定为500米、750米和1250米;(2)为进一步加强处理组与控制组样本的可比性,采用倾向得分匹配方法。

1. 变更研究样本的半径范围

在基准回归模型中,本文将城中村改造外部性的辐射半径设定在1000米范围内,如前文所述,文献中关于城市更新项目外部性的辐射范围设定并没有统一的标准。为检验这种带有一定主观选择性的基准距离设定是否会影响估计结果,本文将城中村改造外部性的辐射半径分别设定为500米、750米和1250米,与其相对应的控制组区域分别设定为500-1000米、750-1500米和1250-2500米。具体估计结果见表5。

表5中的列(1)、(3)和(5)对应表3中的列(3),表5列(2)、(4)和(6)对应表3中的列(4)。列(1)-(6)均控制了城区固定效应、年份固定效应和住房特征因素变量,在所有模型中,交乘项 $treat \times post$ 的系数均为正,除了列(2)的系数在10%的水平下显著之外,其他均在1%的水平下显著,这说明本文的估计结果在不同的辐射半径范围设定下是稳健的。

表 5 城中村改造外部性不同辐射半径下的回归结果

处理组	T: 0-500 米		T: 0-750 米		T: 0-1250 米	
控制组	C: 500-1000 米		C: 750-1500 米		C: 1250-2500 米	
被解释变量: <i>lhp</i>	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>treat</i>	0.0041 (0.0067)	0.0028 (0.0068)	-0.08290 *** (0.0046)	-0.08289 *** (0.0047)	-0.0777 *** (0.0036)	-0.0772 *** (0.0036)
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.0270 *** (0.0085)	0.0360 * (0.0215)	0.0421 *** (0.0058)	0.0703 *** (0.0181)	0.0250 *** (0.0043)	0.0499 *** (0.0134)
<i>treat</i> × <i>post</i> × <i>D</i>		-6.2300e-4 *** (0.0001)		-6.2300e-5 (0.0001)		-1.5730e-4 *** (0.0000)
<i>treat</i> × <i>post</i> × <i>D</i> ²		1.62e-6 *** (0.0000)		5.6300e-9 (0.0000)		1.4e-7 *** (0.0000)
城区固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
住房特征因素	是	是	是	是	是	是
样本量	8452	8452	15169	15169	32241	32241
调整 R ²	0.9140	0.9150	0.9023	0.9023	0.8862	0.8864

注:括号里报告的是稳健标准误,*表示估计系数在 10%的水平下显著,**表示在 5%的水平下显著,***表示在 1%的水平下显著。

2. 倾向得分匹配

为充分保证处理组与控制组之间的可比性,以及进一步克服城中村改造的非随机性问题,本文采用倾向得分匹配方法对样本做进一步筛选。首先建立 logit 模型,从小区建成年份、小区总户数、总楼栋数和小区物业费 4 个可观测协变量进行倾向得分值估计。经过 PSM 处理后,利用位于匹配小区内的二手房交易房源样本重新进行双重差分估计,具体结果见表 6。变量 *treat* 系数的绝对值变小,但仍在 1%的水平下显著。交乘项 *treat*×*post*、*treat*×*post*×*D*、*treat*×*post*×*D*² 与表 3 的符号及显著性基本保持一致。

表 6 城中村改造的空间溢出效应:基于倾向得分匹配法的回归结果

被解释变量: <i>lhp</i>	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>treat</i>	-0.5427 *** (0.0116)	-0.0568 *** (0.0057)	-0.0613 *** (0.0050)	-0.0610 *** (0.0050)
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.8229 *** (0.0092)	0.0275 *** (0.0062)	0.0323 *** (0.0054)	0.0525 *** (0.0153)
<i>treat</i> × <i>post</i> × <i>D</i>				-1.2860e-4 ** (0.0001)
<i>treat</i> × <i>post</i> × <i>D</i> ²				1.33e-7 *** (0.0000)

续表

被解释变量: lhp	(1)	(2)	(3)	(4)
城区固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	否	是	是	是
住房特征因素	否	否	是	是
样本量	13518	13518	13518	13518
调整 R^2	0.3947	0.8713	0.9007	0.9007

注:括号里报告的是稳健标准误,*表示估计系数在10%的水平下显著,**表示在5%的水平下显著,***表示在1%的水平下显著。

(四) 异质性检验

考虑到城市空间内部资源分布的不均衡,不同区域位置的城中村改造对住房价格的影响可能存在异质性。为进一步识别城中村改造对房价影响的异质性,我们从百度地图上观测14个城中村样本的区位特征,并构造城中村区域差异性的虚拟变量,然后再将该虚拟变量与式(1)中的 $treat \times post$ 进行交乘,加入式(1)中进行回归估计。具体而言,我们根据距离城中村500米范围内是否有地铁站和是否有购物中心分别构建两个反映区域特征的虚拟变量。变量 $metro$ 表示距离城中村500米内是否有地铁站,若有就赋值为1,否则为0;变量 $mall$ 表示距离城中村500米内是否有购物中心,若有就赋值为1,否则为0。

表7报告了城中村改造的异质性回归结果。第(1)列报告的是交通条件异质性的估计结果,交乘项 $treat \times post \times metro$ 的系数为正,且在1%的水平下显著,说明交通条件越发达的区域,城中村改造对周边住房价格的影响越大。第(2)列报告的是商服条件异质性的估计结果,交乘项 $treat \times post \times mall$ 的系数也显著为正,说明商服条件越好的区域,城中村改造的正外部性越大。

表7 城中村改造外部性的异质性检验

被解释变量: lhp	(1)	(2)
$treat$	-0.0731 *** (0.0039)	-0.0724 *** (0.0039)
$treat \times post$	0.0097 ** (0.0049)	0.0028 (0.0051)
$treat \times post \times metro$	0.0974 *** (0.0132)	
$treat \times post \times mall$		0.0827 *** (0.0076)
城区固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
住房特征因素	是	是
样本量	23171	23171
调整 R^2	0.8948	0.8949

注:括号里报告的是稳健标准误,*表示估计系数在10%的水平下显著,**表示在5%的水平下显著,***表示在1%的水平下显著。

五、结论

本文以 2010—2018 年间深圳市城市更新为例,将“城中村改造”作为准自然实验,通过匹配二手房交易房源与城中村的精确地理信息,构建双重差分 Hedonic 模型,研究了城市更新对商品房市场的外部溢出效应。本文研究发现:第一,在改造之前,城中村对周边住房市场产生负外部性,城中村改造后,周边住房价格显著提升了 2.32 个百分点;第二,城中村改造的外部性在空间上呈现距离衰减趋势,在时间上呈现逐步推进趋势;第三,城中村改造的外部性存在区域差异,在交通、商服条件较好的区位,城中村改造对周边住房价格的影响更大。此外,本文还通过改变研究样本的空间半径距离、倾向得分匹配等方法对这一结果的稳健性进行检验。

本文的研究结论对于科学评价城市更新政策效果具有一定的启示意义。城市更新是政府主导的重要公共政策之一,对城市内部低效利用土地进行二次开发,不仅使土地资源得以高效利用,城市更新的溢价效应也使周边城市居民享有城市更新的发展成果。城市更新带来更好的人居环境,提升了住房的资产价值,进而提高了周边城市居民的福利水平。但不可忽略的问题是,城市更新在改善人居环境的同时,也会带来房价上涨,对于无房产的居民来说,将会面临更高的购房成本。因此,本文建议政府在制定城市更新政策时,需要综合考虑城市更新给居民带来的潜在影响,以提高社会的整体福利水平。

参考文献:

- [1] Chen Y. and S. S. Rosenthal, 2008, “Local Amenities and Life-cycle Migration: Do People Move for Jobs or Fun,” *Journal of Urban Economics*, 64(3): 519–537.
- [2] De Vor F. and H. L. F. De Groot, 2011, “The Impact of Industrial Sites on Residential Property Values: A Hedonic Pricing Analysis from The Netherlands,” *Regional Studies*, 45(5): 609–623.
- [3] Guo J. and X. Qu, 2019, “Spatial Interactive Effects on Housing Prices in Shanghai and Beijing,” *Regional Science and Urban Economics*, 76: 147–160.
- [4] Hite D., W. Chern, F. Hitzhusen and A. Randall, 2001, “Property-value Impacts of an Environmental Disamenity: The Case of Landfills,” *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 22(2–3): 185–202.
- [5] Jim C. Y. and W. Y. Chen, 2006, “Impacts of Urban Environmental Elements on Residential Housing Prices in Guangzhou (China),” *Landscape and Urban Planning*, 78(4): 422–434.
- [6] Koster H. R. and J. Rouwendal, 2017, “Historic Amenities and Housing Externalities: Evidence from The Netherlands,” *The Economic Journal*, 127(605): 396–420.
- [7] Li H., Y. D. Wei, Y. Wu and G. Tian, 2019, “Analyzing Housing Prices in Shanghai with Open Data: Amenity, Accessibility and Urban Structure,” *Cities*, 91: 165–179.
- [8] Noh Y., 2019, “Does Converting Abandoned Railways to Greenways Impact Neighboring Housing Prices,” *Landscape and Urban Planning*, 183: 157–166.
- [9] Panduro T. E. and K. L. Veie, 2013, “Classification and Valuation of Urban Green Spaces—A Hedonic House Price Valuation,” *Landscape and Urban Planning*, 120: 119–128.
- [10] Rosen S., 1974, “Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition,” *Journal of Political Economy*, 82(1): 34–55.
- [11] Schwartz A. E., I. G. Ellen, I. Voicu and M. H. Schill, 2006, “The External Effects of Place-based Subsidized Housing,” *Regional Science and Urban Economics*, 36(6): 679–707.
- [12] Song Y. and Y. Zenou, 2012, “Urban Villages and Housing Values in China,” *Regional Science and Urban Economics*, 42(3): 495–505.
- [13] Tiebout C. M., 1956, “A Pure Theory of Local Expenditures,” *Journal of Political Economy*, 64(5): 416–424.
- [14] van Duijn M., J. Rouwendal and R. Boersema, 2016, “Redevelopment of Industrial Heritage: Insights into External Effects on House Prices,” *Regional Science and Urban Economics*, 57: 91–107.
- [15] Woo A. and S. Lee, 2016, “Illuminating the Impacts of Brownfield Redevelopments on Neighboring Housing Prices:

- Case of Cuyahoga County, Ohio in the US,” *Environment and Planning A: Economy and Space*, 48(6): 1107–1132.
- [16] Wu W. and J. Wang, 2017, “Gentrification Effects of China’s Urban Village Renewals,” *Urban Studies*, 54(1): 214–229.
- [17] Zhang Y., S. Zheng, Y. Song and Y. Zhang, 2016, “The Spillover Effect of Urban Village Removal on Nearby Home Values in Beijing,” *Growth and Change*, 47(1): 9–31.
- [18] 郭峰、熊瑞祥, 2018, “地方金融机构与地区经济增长——来自城商行设立的准自然实验”, 《经济学(季刊)》, 第1期, 第221–246页。
- [19] 黄忠华、徐卫丽、杜雪君, 2019, “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”, 《地理科学》, 第11期, 第1757–1762页。
- [20] 赖亚妮、吕亚洁、秦兰, 2018, “深圳市 2010–2016 年城市更新活动的实施效果与空间模式分析”, 《城市规划学刊》, 第3期, 第86–95页。
- [21] 梁若冰、汤韵, 2008, “地方公共品供给中的 Tiebout 模型: 基于中国城市房价的经验研究”, 《世界经济》, 第10期, 第71–83页。
- [22] 宋弘、孙雅洁、陈登科, 2019, “政府空气污染治理效应评估——来自中国“低碳城市”建设的经验研究”, 《管理世界》, 第6期, 第95–108页。
- [23] 王兵、聂欣, 2016, “产业集聚与环境治理: 助力还是阻力——来自开发区设立准自然实验的证据”, 《中国工业经济》, 第12期, 第75–89页。
- [24] 周怀康、彭秋萍、孙博、姜军辉, 2019, “谁在助推房价——基于中国高层次流动人口的经验证据”, 《中国经济问题》, 第1期, 第93–105页。
- [25] 邹兵, 2017, “存量发展模式的实践、成效与挑战——深圳城市更新实施的评估及延伸思考”, 《城市规划》, 第1期, 第89–94页。

Urban Renewal’s Premium: Evidence from a Quasi-Natural Experiment of Urban Village Redevelopment

LIU Caixia¹, CHEN Anping²

1. Wageningen University & Research, The Netherlands, 6706KN

2. Jinan University, Guangzhou, 510632

Abstract: Using the information of city renewal in Shenzhen between 2010–2018, this paper set “the redevelopment of villages in the city” as a quasi-natural experiment. This paper investigates the spillover effects of urban renewal on local housing market. By matching the housing transaction data and urban village redevelopment projects in Shenzhen through the precise geographical information, we utilize the Hedonic model and the difference-in-difference method to analyze how urban renewal affects housing prices nearby. We find that before the redevelopment, urban villages have a negative externality to the surrounding housing market. After the redevelopment, the surrounding housing price increases significantly by 2.32 percentage points on average. The externality of the urban village transformation showed the distance decay and time advancement trend. Besides, in the areas with better transportation and business services, urban village redevelopment has a greater impact on surrounding house prices.

Key Words: urban renewal; externalities; housing prices; DID

[责任编辑: 宋 涛][校对: 王禹诺]