

国家级新区对房价的影响机制及其空间溢出效应

余华义¹, 谭君琳², 崔丽媛³

(1. 中国人民大学公共管理学院, 北京 100872; 2. 财政部, 北京 100820;
3. 香港城市大学经济及金融系, 香港 999077)

摘要: 国家级新区在推动区域经济协调发展的同时, 可能引发区域房价波动。通过空间一般均衡模型, 阐释了国家级新区影响房价的理论机制。基于 2004—2018 年城市面板数据, 使用 PSM-DID 方法系统评估了国家级新区设立对房价的影响效果及其空间溢出效应。研究发现: 总体上国家级新区设立显著推升了房价 4.7%, 且对低行政级别城市房价的推升更明显; 国家级新区对周边 100 km 以内的城市房价并不存在显著的负向影响, 但对周边 100~150 km 内的城市房价具有正向溢出效应; 国家级新区对房价影响持续期长达 4 年。同时提出优化区域房地产市场调控、发挥国家级新区的区位导向性作用的政策建议。

关键词: 国家级新区; 房价; 空间溢出效应; 双重差分法; 倾向得分匹配

中图分类号: F127.9 文献标识码: A 文章编号: 1005-0566(2023)01-0094-11

Influential mechanism of state-level new areas on housing prices and its spatial spillover effect

YU Huayi¹, TAN Junlin², CUI Liyuan³

(1. School of Public Administration, Renmin University of China, Beijing 100872, China;
2. Ministry of Finance, Beijing 100820, China;
3. Department of Economics and Finance, City University of Hong Kong, Hongkong 999077, China)

Abstract: While promoting the coordinated development of regional economy, the state-level new areas may cause the fluctuation of regional housing prices. By constructing a general equilibrium model, this paper explains the theoretical mechanism of the impact of state-level new areas on housing prices and uses PSM-DID method to evaluate the impact of state-level new areas on housing prices and its spatial spillover effects. This paper find that the state-level new areas significantly increase the local housing price by 4.7%, which lasts for 4 years, and has a positive spillover effect on the housing price of surrounding cities within 100~150km. This paper also provides suggestions on optimizing macro-control of real estate market and planning of state-level new areas.

Key words: State-level new areas; housing prices; spatial spillover effect; difference in differences; propensity score matching

收稿日期: 2022-04-22 修回日期: 2022-10-09

基金项目: 2020 年度中国人民大学本科科研国际合作拓展支持项目(297220312021)。

作者简介: 余华义(1983—), 男, 四川成都人, 中国人民大学公共管理学院教授, 博士生导师, 研究方向为城市经济学、房地产经济学。
通信作者: 崔丽媛。

区位导向性政策(Place-based Policies)是国家优化区域空间格局、强化区域空间治理的重要工具。改革开放以来,中国的区位导向性政策促进了产业转型和资源优化配置,是经济增长的重要引擎。作为区位导向性政策中的重要一环,国家级新区是承担国家重大发展和改革开放战略任务的综合功能区,在产城融合、经济集聚、辐射周边区域和推动区域协调发展上发挥了重要作用。

国家级新区是否对房价稳定产生影响?这值得关注。多年来,中央对房价稳定高度重视,强调要坚持“房子是用来住的,不是用来炒的”定位。从过去经验来看,区位导向性政策在推动经济增长的同时可能助长房价。过高的房价一方面降低了人们的住房支付能力,引发“房奴效应”,影响生活质量提升;另一方面助长房地产投机,导致实体经济领域资金不足,资源错配,产业结构转型升级困难。房价的过快上涨也与国家级新区设立的初衷相抵触。高涨的房价会抬升企业的生产成本和居民的生活成本,势必影响国家级新区的资源承载能力。只有保持国家级新区房价的稳定,才能更好地发挥国家级新区对经济发展提速增效的积极作用。本文研究国家级新区对房价的影响及其背后的机制,对于房价调控和保证国家级新区建设的政策效果有着重要的现实意义。

本文的主要贡献在于:首先,本文首次将国家级新区的设立与房价结合考虑,从空间均衡模型入手梳理了国家级新区影响房价的理论逻辑,从劳动力集聚和工资水平上涨两个角度构建了新区设立与房价关系的一般均衡模型,填补了区位导向性政策与房价关系研究的理论空白。其次,本文基于中国2004—2018年266个地级及以上城市的面板数据,在倾向得分匹配(PSM)的基础上利用多期双重差分(DID)的方法系统评估了国家级新区设立对区域房价的影响效果,改进了既有的研究方法。再次,本文还从行政区级别的角度出发,分城市研究了新区影响房价的区域异质性,为区域差异化房地产调控政策的设计提供了参考。最后,在分析国家级新区对当地房价影响的基础

上进一步考虑了空间溢出效应。本文分析了国家级新区设立影响周边地区其他城市房价的理论机制,并进行了计量实证检验。这从空间角度深化了区位导向性政策的相关研究,也为房价调控的政策实践提供了有益的参考。

一、文献评述

区位导向性政策是指针对特定地理区域而非特定人群实施的一系列政策^[1]。国家级新区是典型的经济特区类区位导向性政策,是中国长期以来实施的经济技术开发区和高新技术产业开发区等政策的高级阶段^[2]。虽然区位导向性政策在国内外的实践由来已久,但学界一直存在着空间干预与空间中性两种主张。空间干预主张认为,区位导向性政策通过对特定区域实施优惠政策,加强基础设施建设和公共投资,可以促进各类要素和经济活动的集聚,实现要素资源的优化配置,促进地区经济增长和区域间协同发展^[3-4];空间中性主张认为,空间导向性政策会扭曲资源配置、导致全要素生产率下降,进一步使空间无效率和社会总福利受损^[5-6]。空间干预与空间中性争论的关键点在于空间均衡模型是否成立^[7],即各类要素能否跨空间自由流动。在现实情况下,由于市场不完善和外部性等原因,基于要素自由流动的空间中性主张往往不具备可行性。对于中国而言,各个区域间要素禀赋、发展水平差异大,户籍制度、土地制度的二元结构又进一步限制了要素的自由流动,相较于空间中性政策,空间干预政策可能更加有效。基于中国区位导向性政策的研究大都证实了区位导向性政策对地区生产总值、外商直接投资、企业创新和地区消费等具有正向的带动作用^[8-9]。但也有文献关注中国区位导向性政策带来的过度政策补贴、扭曲要素价格和非市场化集聚等负面问题^[10-11]。

在近几年国家级新区加速设立的背景下,评估国家级新区这一重要的区位导向性政策效果成为了区域经济学研究的热点。多数文献肯定了国家级新区政策对经济增长、企业全要素生产率增长以及产业结构调整积极贡献。曹清峰^[2]基于2013—2017年70个大中城市的面板数据,发现国家级新

区的设立会带动当地 GDP 增长 1.51 个百分点,国家级新区双城布局比单城布局更能推动区域经济一体化。晁恒等^[12]利用 10 个国家级新区所涉及城市的 122 个区(县)的面板数据,发现国家级新区对 GDP 增长和 FDI 增长产生了显著的促进作用。但也有个别研究认为国家级新区的发展实际与发展目标存在着一定背离,存在央地关系、内部利益协调和发展依赖土地经营等问题^[13]。

房价是企业生产成本和居民生活成本的重要组成部分。如果区位导向性政策抬升了区域房价,会提高企业生产成本和居民生活成本,进而影响区域资源承载能力,削弱政策的效果。目前,学界关于区位导向性政策对房价影响的研究相对较少,仅少量文献在分析区位导向性政策影响经济增长的机制中涉及房地产市场。Zheng 等^[14]通过衡量工业园区的生产率和消费溢出效应来解释中国边缘城市的产生,认为工业园区使得边缘城市生产率提升进而吸引劳动力集聚,推动房价上涨和零售业发展。Wang^[15]利用中国城市层面的面板数据检验了经济特区的经济效应,研究发现经济特区的设立会显著提升 FTP 和工资水平,同时也会带来生活成本一定程度的上升,但对房价的影响不明显。Busso 等^[1]采用双重差分法评估了美国联邦城市授权区(EZ)计划的福利效应,研究发现该计划促进了劳动力工资的上涨,但并未导致房地产市场的剧烈波动。由此可以看出,目前文献关于区位导向性政策对房价的影响存在争议,而这些文献并非专门研究区位导向性政策对房价的影响。且这些文献忽略了空间因素的作用,而这对房价相关研究非常重要。一方面,地理因素在区位导向性政策中发挥着非常重要的作用^[5],其经济效果具有明显的区域异质性^[16];另一方面,房价本身具有空间溢出效应,一个区域的房价变动会在要素流动的作用下影响周边地区的房价^[17]。因此,研究区位导向性政策对房价的影响应从政策效果的区域异质性和空间溢出性两个方面来考虑空间因素的影响。

综上所述,可见现有文献存在以下局限:第一,现有文献罕有分析区位导向性政策如何影响

相关区位房价,且未对区位导向性政策影响房价的机制构建理论框架。第二,忽略了空间及时间因素的影响,对各类区位导向性政策的评估局限于政策发生地和发生时点,未考虑地理区位关联和政策影响的持续性。第三,部分文献样本量过小,且部分文献采用直接加入政策虚拟变量进行 OLS 回归,结果可能存在偏误。

二、作用机制与研究假设

(一) 国家级新区对所在地房价的影响

借鉴 Rosen^[18]和 Roback^[19]的思路,本文构建了一个空间一般均衡分析框架。不失一般性,假设所有消费者、一般商品厂商和房地产开发商都是同质的,消费者效用函数满足 Cobb-Douglas 形式且相同;除住房外的其他商品价格标准化为 1。 h_i^t 、 c_i^t 和 w_i^t 分别代表城市代表城市 i 每个消费者时期 t 的住房消费量、其他商品的消费量和工资收入, D 代表国家级新区设立政策, p_i^t 代表城市 i 时期 t 的住房价格。消费者最优化可表示为:

$$\begin{aligned} \max U(h_i^t, c_i^t) &= (h_i^t)^\alpha (c_i^t)^{1-\alpha} \\ \text{s. t. } p_i^t h_i^t + c_i^t &\leq w_i^t \end{aligned} \quad (1)$$

对城市 i 的开发商而言,其目标是利润最大化。令城市 i 时期 t 开发商的住房供给量为 $r_i^t l_i^t$, 其中, r_i^t 和 l_i^t 分别代表住房项目容积率和住房用地数量。由于中国的住宅用地数量由政府决定,因此, l_i^t 可被记为 l_0 ; 房地产开发成本为 $A((r_i^t)^\beta l_0)$, 其中 $\beta > 1$, 表示随着容积率增加,成本呈指数增加;土地价格随房价波动,可将其表示为 $\varphi l_0 p_i^t$ 。因此,开发商利润最大化可表示为:

$$\max \pi = p_i^t r_i^t l_0 - A((r_i^t)^\beta l_0) - \varphi l_0 p_i^t \quad (2)$$

假设一般商品生产商有 Cobb-Douglas 形式生产函数,劳动和资本投入分别为 L_i 和 k_i 。因此,一般商品生产商的利润最大化可表示为:

$$\max \pi = A K_i^\alpha L_i^{1-\alpha} \quad (3)$$

房地产市场出清时,消费者对住房的需求量使消费者效用最大化,开发商的住房供给量使厂商利润最大化,同时房地产需求与供给相等。根据式(1)可得消费者最优化的一阶条件:

$$\begin{aligned} \partial U / \partial h &= \alpha (h_i^t)^{\alpha-1} (w_i^t - p_i^t h_i^t)^{1-\alpha} - \\ p_i^t (1 - \alpha) h_i^t (w_i^t - p_i^t h_i^t)^{-\alpha} &= 0 \end{aligned} \quad (4)$$

计算可知单个消费者对住房的需求量为 $h_i^t = \alpha w_i^t / p_i^t$ 。设定城市 i 劳动力数量为 L_i ，城市 i 住房总需求量可表示为 $H_i^t = L_i \alpha w_i^t / p_i^t$ 。

同理,根据式(2)可得房地产开发商最优化的一阶条件:

$$\partial \pi / \partial r = l_0 p_i^t - \beta A l_0 ((r)_i^t)^{\beta-1} = 0 \quad (5)$$

由此得出房地产开发厂商的最优容积率 $r_i^t = (p_i^t / \beta A)^{1/(\beta-1)}$ ，城市 i 住房供给为 $l_0 (p_i^t / \beta A)^{1/(\beta-1)}$ 。

市场均衡条件下,住房需求等于住房供给,有:

$$L_i \alpha w_i^t / p_i^t = l_0 (p_i^t / \beta A)^{1/(\beta-1)} = 0 \quad (6)$$

求解,可得出房价与劳动力人口和工资的关系为:

$$p_i^t = \beta^{1/\beta} A^{1/\beta} (\alpha L_i w_i^t / l_0)^{(\beta-1)/\beta} \quad (7)$$

同理,根据式(1)可得消费者对一般商品消费的最优化的一阶条件为:

$$\partial U / \partial h = -\alpha / p ((w-c)/p)^{\alpha-1} c^{1-\alpha} + (1-\alpha) ((w-c)/p)^{\alpha} c^{-\alpha} = 0 \quad (8)$$

由一阶条件求出消费者对一般商品的最优需求为 $c = (1-\alpha) w_i$ ，城市 i 对一般商品的最优需求为 $C = (1-\alpha) L_i w_i$ 。

同理,根据式(3)可得一般商品生产商最优化的一阶条件:

$$\partial \pi / \partial L_i = (1-\alpha) A K_i^{\alpha} L_i^{1-\alpha} - W = 0 \quad (9)$$

将式(7)分别对劳动力人口 L_i 和工资 w_i 求导,可得:

$$\begin{aligned} \partial p_i^t / \partial L_i &= \beta^{1/\beta-1} A^{1/\beta} (\beta-1) (\alpha w_i / l_0)^{1-1/\beta} L_i^{-1/\beta} > 0 \\ \partial p_i^t / \partial w_i &= \beta^{1/\beta-1} A^{1/\beta} (\beta-1) (\alpha L_i / l_0)^{1-1/\beta} w_i^{-1/\beta} > 0 \end{aligned} \quad (10)$$

式(10)表明,劳动力数量增加和工资上涨会推动房价上涨。一方面,国家级新区凭借其优惠政策和制度优势,吸引产业和劳动力集聚,因此国家级新区的设立会带动当地人口增长;另一方面,国家级新区通过多种途径推动区域经济增长^[2,12],进而推动当地工资水平上涨。我们用 D 来表示国家级新区设立,那么国家级新区设立对当地的劳动力人口 L_i 和工资 w_i 的影响可分别表示为 $L(D)$ 和 $W(D)$ 。借鉴 Hu 等^[20]的方式,假设 D 连续且 $L(D)$ 和 $W(D)$

可微,于是有 $\partial L / \partial D > 0$, $\partial W / \partial D > 0$ 。因而,房价对国家级新区政策求导可得:

$$\begin{aligned} \partial p_i^t / \partial D &= \partial p_i^t / \partial L_i \cdot \partial L / \partial D = \\ \partial p_i^t / \partial w_i \cdot \partial W / \partial D &> 0 \end{aligned} \quad (11)$$

因而,国家级新区设立会通过人口和工资机制,推动新区所在区域房价的上涨。

此外,国家级新区对房价影响可能存在区域异质性。国家级新区所在城市行政等级分异较大,涵盖直辖市、副省级城市、省会城市以及普通地级市,各地经济发展水平、政治环境等初始禀赋差异较大。综上所述,可得到以下假说。

假说 H1:国家级新区的设立会通过人口和工资机制推动所在区域房价上涨,且国家级新区的设立对不同行政级别城市房价的影响具有异质性。

(二) 国家级新区对对房价影响的空间溢出效应

国家级新区对房价的影响不仅仅局限于新区所在城市,还可能对周边城市产生溢出效应,这种跨空间影响机制可在空间均衡框架中加以分析。

用 p^h 、 p^c 和 w 分别表示某一城市住房价格、其他商品价格和工资水平,那么该城市消费者的效用水平可以用间接效用函数 $V(w, p^h, p^c)$ 表示;用 p^r 、 c 和 t 分别表示某一城市工业厂房价格、企业生产的其他成本和税率,那么该城市厂商利润水平可用利润函数 $\pi(p^r, c, t)$ 表示。根据 Roback^[19]的观点,在劳动和资本自由流动条件下,消费者在各城市获得的效用水平和厂商在各城市获得利润水平大致相当,因此有:

$$V(w, p^h, p^c) = \bar{V}, \pi(p^r, c, t) = \bar{\pi} \quad (12)$$

国家级新区享受政策和税收优惠,产业和劳动力在新区集聚,带来经济增长和工资水平上涨。对于距离国家级新区所在城市最近的一批城市来说,它们与新区具有相似的生产要素和其他商品价格,却有较低的工资水平和较高的税率水平,根据 $\partial V / \partial w_i > 0$, $\partial V / \partial p^h < 0$, $\partial \pi / \partial p^r < 0$, $\partial V / \partial t < 0$ 在要素自由流动的情况下,为弥补消费者的效用损失和厂商的利润损失,这部分城市应以房地产价格的下降作补偿。因此,国家级新区对房价影

响的空间溢出效应表现为对距离新区最近一批城市房价具有负向影响,形成类似“大都市阴影区”地带^[21]。

随着离新区所在城市距离的不断增加,达到一个新的距离区间时,该区间内的城市与新区所在城市的生产要素和其他商品价格等差异明显,且较远的距离带来较高的迁移成本,各类要素难以自由流动,新区城市对这部分城市不再产生“虹吸效应”。同时,新区的高房价对这部分城市具有正向的溢出性。但随着距离的进一步扩大,国家级新区的空间效应消失,对这一范围外地区的房价不再产生影响。综上所述,可得到以下假说。

假说 H2:空间上,国家级新区对周边地区房价具有溢出效应,随着距国家级新区距离的增加,相应距离区间内的城市房价先受到负向影响,再受到正向影响,最后影响消失。

(三) 国家级新区对房价影响的持续性

从时间上看,借鉴 Gobillon 等^[22]的观点,本文认为国家级新区政策对房价的影响不会仅在政策时点发生,政策效果存在一个逐渐衰减的过程。具体来看,国家级新区是承担重大发展和改革开放战略任务的功能区,具有政策“试验区”的性质,新区筹备设立等工作的开展对当地房价会产生持续性的影响,但随着中国整体改革的渐进发展,国家级新区所在城市相对于非新区城市的政策、制度差异会逐渐缩小,对房价产生的影响也会逐步消失。综上所述,我们可以得到以下假说。

假说 H3:时间上,国家级新区对房价的影响具有持续性,政策效果在政策实施一段时期后才会逐渐衰减。

三、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文使用了 2004—2018 年中国地级及以上城市面板数据。样本区间涵盖了中国多数国家级新区的设立,且中国房地产市场基本制度保持稳定,有利于准确识别国家级新区对房价的影响。实证模型使用了取自历年《中国城市统计年鉴》的城市

房价、GDP、人口密度、规模以上工业总产值、利用外资额、第三产业比重、高校在校生人数、路网密度等数据;取自中国人民银行官网等利率数据;参考封志明等^[23]的方法,用 ArcGIS 10.5 软件计算的城市地形起伏度数据,用 ArcGIS 10.5 软件计算得到的各城市距国家级新区所在城市的距离。同时,本文以 2004 年为基期,使用 GDP 平减指数对 GDP、规模以上工业总产值、利用外资额进行了平减处理,使用 CPI 对城市房价进行了平减处理。

(二) 模型设定与变量定义

1. 识别策略

国家级新区设立并非针对房地产市场,因而可将其视为一项准自然实验,研究新区设立对城市房价的影响。但直接比较设立国家级新区的城市和未设立国家级新区城市的房价差异可能导致估计偏差。一方面,设立国家级新区具有非随机性,设立和未设立国家级新区的城市在经济发展水平、自然禀赋等方面可能存在着显著差异;另一方面,设立和未设立国家级新区的城市之间的房价差异,可能来自于除新区设立之外的其他不可观测、不随时间变化因素的影响。基于以上两方面问题,本文首先采用倾向得分匹配法(PSM)选择出与处理组条件类似的控制组,消除选择性偏误问题,之后对匹配后的处理组和控制组进行多期双重差分(DID)估计,消除不可观测变量的影响,减少估计结果的偏误。

2. 倾向得分匹配

首先,将样本城市分为处理组 T 和对照组 C ,分别表示设立了国家级新区的城市和未设立国家级新区的城市,城市集合为 $M = \{T, C\}$ 。其次,利用匹配变量对样本进行 logit 回归,估计出每个城市设立国家级新区的概率 $P(\text{treated} = 1)$ 。最后,将与处理组设立国家级新区概率相近的控制组城市进行匹配,匹配后的控制组城市记为 C_n ,得到新的城市集合 $M_n = \{T, C_n\}$ 。 M_n 中控制组和处理组城市具有相似的特征,消除了样本的选择性偏误。具体的倾向匹配得分模型为:

$$P(\text{treated} = 1 | x = x_i) = e^{x\beta} / (1 + e^{x\beta}) \quad (13)$$

式中, $treated$ 为是否设立国家级新区虚拟变量; x' 为匹配变量向量, 表示可能影响城市 i 设立国家级新区概率的变量。本文选取了人口密度、地区 GDP、规模以上工业总产值、利用外资数额、路网密度、海拔和地形起伏度作为匹配变量。考虑到样本的时间跨度为 15 年, 如果仅选用一年的数据估计“倾向得分”可能存在较大偏差, 同时考虑到大部分国家级新区是在 2010 年后设立的, 2010 年以前的相关变量对一城市是否能成为新区选址地影响重大, 因此本文对随时间变化的变量取 2004—2009 年的均值, 用卡尺内 1:1 近邻匹配的方法进行倾向得分匹配。

3. 双重差分估计

在进行倾向得分匹配之后, 本文将满足共同区域假定的处理组和对照组进行多期双重差分, 评估国家级新区设立对房价的影响效果, 模型设定形式如下:

$$\ln hp_{it} = \alpha + \beta_1 \cdot did_{it} + \beta_2 \cdot grade \cdot did_{it} + \gamma \cdot x_{it} + \nu_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

其中, i 和 t 分别代表城市和年份。 hp_{it} 为第 i 城第 t 年的房价。如果 i 城属于处理组, 则 $treated_i$ 取 1, 否则取 0; 如果第 t 期属于处理期, 则 $period_t$ 取 1, 否则取 0; $did_{it} = treat_i \times period_t$ 。如果 did_{it} 系数显著不为 0, 说明设立国家级新区对房价有影响。 x_{it} 为一系列控制变量, ν_i 和 μ_t 分别为城市和年份固定效应, ε_{it} 为随机扰动项。为进一步考察国家级新区设立对不同行政级别城市的异质性影响, 本文借鉴江艇等^[24]的做法, 加入行政区级别虚拟变量。城市行政区级别分为 4 类: 直辖市、副省级城市、省会城市和普通地级市。本文加入前三个行政区级别虚拟变量 zx 、 fs 和 sh , 分别生成与政策变量的交互项, 估计行政区级别对政策效果的影响。

在控制变量 x_{it} 的选择上, 本文并未纳入 GDP、固定资产投资、人均收入等宏观经济指标。这是因为这类宏观经济指标与国家级新区设立密切相关, 新区设立会直接影响这类指标, 而这些指标又会对房价造成影响。将这类指标纳入模型可能会掩盖一部分政策对房价造成的影响, 使得估计量

产生偏误, 导致双重差分模型不能准确评估国家级新区设立对房价的真实影响。因而, 本文选取城市海拔、地形起伏度、高校在校生人数、利率等可能影响房价水平但不受国家级新区设立影响的指标作为控制变量, 从而确保国家级新区设立对房价影响的真实效果能够得到较为准确的估计。

4. 空间溢出性检验

为分析国家级新区对区域房价影响的空间溢出效应, 即国家级新区设立对其所在城市之外的周边其他城市房价的影响, 本文借鉴王雄元等^[25]对政策效果评估的方法, 构建如下模型:

$$\ln hp_{it} = \alpha + \sum_{0 < s \leq 400} \theta_s \cdot distance_{ij}^s \cdot period_j + \gamma x_{it} + \nu_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

式中, $distance_{ij}^s$ 为距国家级新区所在城市距离的虚拟变量, $period_j$ 为新区城市 j 政策时点虚拟变量。考虑到新区城市周围各个距离区间内城市数量的分布特征, 为保证各区间内城市分布具有一定均匀性, 避免部分距离区间内城市样本数量过少、代表性不足, 本文以 100 km 为初始阈值, 50 km 为递进距离设置距离区间。若城市 i 距国家级新区所在城市 j 距离范围为 $(0, 100]$, 则 $distance_{ij}^{100}$ 取 1, 否则取 0, 依次类推, 若距离范围为 $(100, 150]$, 则 $distance_{ij}^{150}$ 取 1, 否则取 0。共设置 $(0, 100]$ 、 $(100, 150]$ 、 $(150, 200]$ 、 $(200, 250]$ 、 $(250, 300]$ 、 $(300, 350]$ 、 $(350, 400]$ 共 7 个距离区间, 同时令距离新区所在城市大于 400 km 的城市 i 虚拟变量 $distance_{ij}^{400}$, 即大于等于 400 km 的城市为同一组。

5. 国家级新区政策的动态性影响

关于国家级新区对房价的动态性影响, 本文借鉴 Wang^[15]的方法, 采用事件分析法构建模型, 具体模型如下所示:

$$\ln hp_{it} = \alpha + \sum_{k \geq -5, k \neq 1} \beta_k \cdot time_{it}^k + \gamma x_{it} + \nu_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

式中, $time_{it}^k$ 为处理组样本所在时点 t 距新区设立时点的虚拟变量。假设处理组城市 i 在 d_i 年设立国家级新区, 则 $k = t - d_i$, $0 \leq d_i \leq 15$ 。若 $k < -5$ 令 $time_{it}^{-5} = 1$, 若 $k > 5$ 令 $time_{it}^5 = 1$, 当 $k = -5, -4, \dots, 4, 5$ 时相应的 $time_{it}^k = 1$, 否则为 0。为了

避免完全多重共线,在回归中以 $time_{it}^{-1} = 1$ 作为基准期,根据 $time_{it}^k$ 系数显著的期间来估计国家级新区对房价影响的持续性。

四、实证结果及分析

(一)平衡性检验结果

本文根据不随时间变化的匹配变量以及随时间变化的匹配变量政策前期年份均值对全部样本城市进行倾向得分匹配,匹配方法为 1:1 近邻匹配,得出设立国家级新区概率相近的处理组和对照组城市。本文同时剔除了不满足平衡性检验的 3 个匹配变量,再次使用剩余 4 个匹配变量对样本城市进行匹配,最终得到与处理组相对应的 231 个对照组城市。处理组与控制组匹配变量在匹配前后的均值差异检验结果见表 1。

表 1 平衡性检验结果

变量名	匹配前均值			匹配后均值		
	处理组	控制组	差异	处理组	控制组	差异
lnpopd	6. 18	5. 725	0. 455 ***	6. 12	6. 065	0. 055
lnngdp	16. 346	15. 371	0. 975 ***	16. 169	16. 329	-0. 16
lnind	16. 443	15. 418	1. 025 ***	16. 276	16. 635	-0. 356
lnfoinv	10. 634	9. 048	1. 586 ***	10. 41	11. 012	-0. 652

(二)基准模型回归结果

在进行倾向得分匹配的基础上,本文得到了与处理组概率相近的新的对照组,匹配后的样本总量为 250 个城市。利用这 250 个城市 2004—2018 年的面板数据进行多期双重差分,可估计国家级新区设立对城市房价的影响。表 2 报告了式(14)的回归结果。是否加入城市行政级别变量和控制变量并不影响 did 系数估计值的符号和显著性,显示了结果的稳健性。第(3)列和第(4)列为控制了城市行政级别虚拟变量的结果,模型显著性水平有了较大提升,同时核心解释变量 did 的系数估计值也有所上升(都为 0. 105)。第(3)列显示高行政级别城市虚拟变量与 did 交互项(didbig)的系数符号为负且在 10% 的水平上显著,表明国家级新区设立对高级别城市房价的推升作用相对较小。第(4)列中,直辖市、副省级城市、省会城市虚拟变量与 did 交互项的系数均为负,其中副省级城市虚拟变量系数显著为负,结合第(3)列的结果,印证了国家级新区设立对高级别城市房价的推升作用相对较小。基准模型的回归结果证实了

理论假说 H1,国家级新区对城市房价具有推升作用,同时这种推动作用在行政级别较高城市相对较小。

表 2 基准模型回归结果

变量	(1) lnhp	(2) lnhp	(3) lnhp	(4) lnhp
did	0. 054 * (0. 033)	0. 047 * (0. 028)	0. 105 ** (0. 047)	0. 105 ** (0. 047)
didbig	—	—	-0. 093 * (0. 054)	—
didzx	—	—	—	-0. 052 (0. 049)
didfs	—	—	—	-0. 118 * (0. 064)
didsh	—	—	—	-0. 058 (0. 063)
t_high	—	0. 000 (0. 000)	0. 000 (0. 000)	0. 000 (0. 000)
t_slop	—	-0. 005 (0. 006)	-0. 004 (0. 006)	-0. 004 (0. 006)
lnstud	—	0. 005 (0. 022)	0. 002 (0. 021)	0. 005 (0. 022)
inr	—	-0. 836 *** (0. 044)	-0. 848 *** (0. 043)	-0. 837 *** (0. 045)
城市固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
obs	3 753	3 726	3 726	3 726
R ²	0. 80	0. 80	0. 80	0. 80

注:括号内为标准误,*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%有统计学意义。下同。

(三)空间溢出性检验结果

表 3 为式(15)回归结果,估计了国家级新区设立对房价影响的空间溢出效应。其中,第(1)列、第(2)列和第(3)列分别为仅带有距离虚拟变量、控制了城市行政级别以及同时控制城市行政级别和所有控制变量的模型回归结果。结果显示,无论是否控制其他变量,国家级新区设立对距其 100 km 以内的城市房价有负向影响,但不显著;对距其 100 ~ 150 km 之间的城市房价在 5% 水平上具有显著正向影响;对距离新区所在地超过 150 km 的城市房价影响系数估计值很小,且不显著。这说明国家级新区对距离其最近的 100 km 内的城市房价可能存在一定程度的负向影响,侧面证明了国家级新区设立对周边城市可能产生“虹吸效应”,导致各类要素流出周边城市向新区集聚,形成环绕新区的“阴影地带”;随着距新区所在城市距离的增加,到达 100 ~ 150 km 这一区间后,区间内城市房价会受到新区房价溢出效应的显著

正向影响;在距新区所在城市距离超过 150 km 之后,国家级新区对房价推升的空间溢出效应逐渐消失。这一结论与理论假说 H2 基本相符。

表 3 空间溢出性检验回归结果

变量	(1) lnhp	(2) lnhp	(3) lnhp
$distance_{ij}^{100} \times period_j$	-0.128 (0.096)	-0.127 (0.096)	-0.127 (0.095)
$distance_{ij}^{150} \times period_j$	0.059 ** (0.028)	0.059 ** (0.028)	0.061 ** (0.030)
$distance_{ij}^{200} \times period_j$	-0.030 (0.027)	-0.030 (0.028)	-0.020 (0.031)
$distance_{ij}^{250} \times period_j$	-0.049 (0.069)	-0.049 (0.069)	-0.046 (0.069)
$distance_{ij}^{300} \times period_j$	-0.019 (0.027)	-0.018 (0.027)	-0.011 (0.030)
$distance_{ij}^{350} \times period_j$	-0.003 (0.046)	-0.003 (0.046)	0.011 (0.047)
$distance_{ij}^{400} \times period_j$	0.000 (0.023)	0.000 (0.023)	0.003 (0.023)
$didzx$	—	0.051 *** (0.015)	0.044 ** (0.019)
$didfs$	—	-0.030 (0.046)	-0.025 (0.046)
$didsh$	—	0.037 (0.047)	0.039 (0.045)
控制变量	NO	NO	YES
城市固定效应	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES
obs	3 753	3 753	3 726
R^2	0.80	0.80	0.80

(四) 国家级新区政策的动态性影响

根据式(16)检验国家级新区对房价影响的时间持续性,表4报告了实证检验结果。由回归结果可知,无论是否控制其他变量,政策时点前虚拟变量均不显著,而在政策发生后,时点虚拟变量整体较为显著。这说明国家级新区设立对当地房价有显著正向影响,且该影响具有持续性。这一结果与本文的理论假说 H3 相符合。

(五) 机制检验

1. 劳动力集聚途径

本文第二部分机制分析中,得到 $\partial p_i^t / \partial L_i > 0$ 和 $\partial L / \partial D > 0$, 即国家级新区的设立通过推动劳动力集聚,增加了住房需求量,推动房价上涨。为验证该机制,可构建如下模型:

$$\ln employ_{it} = \alpha + \beta_1 did_{it} + \beta_2 grade \times did_{it} + \gamma x_{it} + \nu_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (17)$$

表 4 动态性影响回归结果

变量	(1) lnhp	(2) lnhp	(3) lnhp
$time_{it}^{-5}$	-0.008 (0.042)	-0.011 (0.042)	-0.009 (0.042)
$time_{it}^{-4}$	0.004 (0.031)	0.004 (0.032)	0.005 (0.033)
$time_{it}^{-3}$	0.015 (0.026)	0.015 (0.027)	0.015 (0.027)
$time_{it}^{-2}$	-0.000 (0.019)	-0.000 (0.019)	0.000 (0.019)
current	0.025 (0.016)	0.093 ** (0.045)	0.083 ** (0.041)
$time_{it}^1$	0.055 ** (0.027)	0.123 *** (0.046)	0.113 ** (0.044)
$time_{it}^2$	0.009 (0.025)	0.080 (0.049)	0.068 (0.045)
$time_{it}^3$	0.074 ** (0.034)	0.142 ** (0.058)	0.132 ** (0.053)
$time_{it}^4$	0.134 ** (0.054)	0.194 ** (0.078)	0.151 ** (0.060)
$time_{it}^5$	0.048 (0.059)	0.100 (0.072)	0.085 (0.067)
控制变量	NO	NO	YES
城市固定效应	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES
obs	3 753	3 753	3 726
R^2	0.799	0.799	0.798

式(17)的设定与式(14)相同,只是调整了被解释变量,将各房价换成可反映劳动力数量的从业人员数量。具体地,变量 $employ_{it}$ 为城市 i 第 t 年的从业人员数量,由单位从业人员和个体私营从业人员数量加总得到。如果式(17)中 did 系数估计值显著为正,说明国家级新区设立带动了当地劳动力数量增加,扩大了房地产需求,当地房价会上涨。表5第(1)列显示 did 系数显著为正,表明国家级新区设立促进劳动力集聚进而推动房价上涨机制成立。

2. 工资增长途径

国家级新区还通过推动工资增长对房价产生正向影响,即 $\partial w / \partial D > 0$, 可进一步构建如下模型:

$$\ln gdp_{it} = \alpha + \beta_1 did_{it} + \beta_2 grade \times did_{it} + \gamma x_{it} + \nu_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (18)$$

式中,被解释变量 gdp_{it} 为城市 i 第 t 年的地区 GDP。一般而言,一个地区 GDP 水平越高,劳动力平均工资水平也越高。如果式(18)中 did 系数估计值显著为正,说明国家级新区设立可以推动地区 GDP 增长,也意味着工资水平的上涨。而根据第二部分的理论机制,工资上涨推动房价上涨。回归结果如表5第(2)列所示, did 系数显著为正,国家级新区设立促进经济增长、工资上涨,进而推

动房价上涨机制成立。

表 5 影响机制检验回归结果

变量	(1) lnemploy	(2) lngdp
did	0.406 * (0.230)	0.164 *** (0.060)
控制变量	YES	YES
城市固定效应	YES	YES
时间固定效应	YES	YES
obs	3 960	3 698
R ²	0.44	0.98

五、稳健性检验

(一) 平行趋势检验

进行双重差分估计的前提之一是处理组和对照组数据在政策发生之前具有共同趋势。本文进行了两种方式的平行趋势检验。首先,对处理组和控制组城市房价求平均值,得到处理组和对照组房价对比图,如图 1 所示;其次,构造政策相对时点变量与政策虚拟变量的交互项,以交互项为横轴,系数估计值为纵轴画平行趋势检验图,如图 2 所示。两图均表明处理组和对照组在政策发生前具有共同趋势。

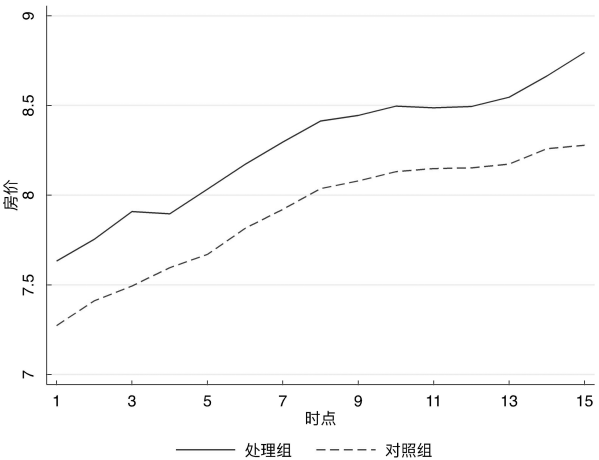


图 1 处理组与对照组房价趋势

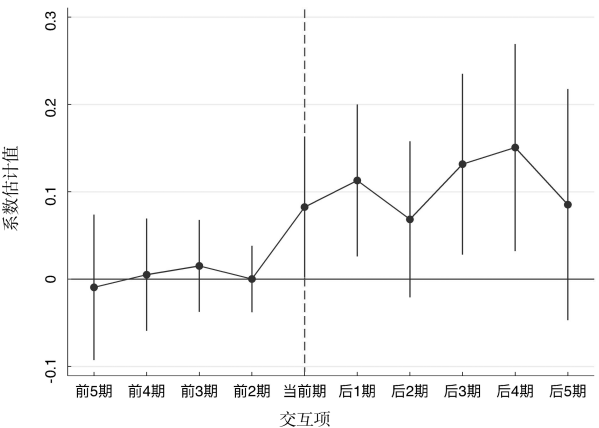


图 2 平行趋势检验

(二) 安慰剂检验

借鉴曹清峰^[2]的做法,本文通过随机化处理组与对照组对回归结果进行安慰剂检验。保持国家级新区设立时间不变,在每个新区设立时点从总样本中随机抽取 19 个样本城市作处理组,剩余为对照组,使用新的处理组和对照组估计式(14)基准回归模型。将这个过程重复 1 000 次,可得到 1 000 个 did 系数和 t 统计量估计值。图 3 为 1 000 次安慰剂检验的 t 统计量核密度图。结果显示 t 统计量均值在 0 附近,落在原假设接受域内,这从事实角度证明国家级新区设立对城市房价有显著影响。

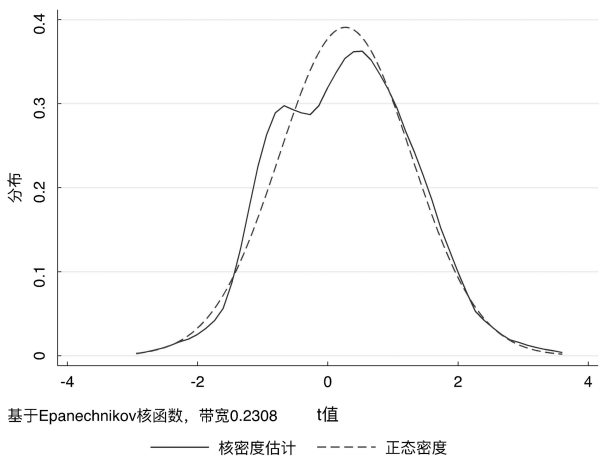


图 3 安慰剂检验结果

(三) 排除干扰政策

部分设立国家级新区的城市还实施了一些其他类型区域经济政策,其中比较重要的是自由贸易区政策,22 个设立了国家级新区的城市中有 9 个设立了自由贸易区。本文通过在式(14)中加入自由贸易区双重差分估计量来剔除自贸区对房价的潜在影响,如式(19)所示。回归结果见表 6 第(1)列。在加入了自由贸易区政策虚拟变量 didf 后,did 的系数依然显著为正,且 didf 变量不显著,说明影响房价的是国家级新区政策而非自由贸易区政策。

$$\ln hp_{it} = \alpha + \beta_1 did_{it} + \delta \cdot didf_{it} + \gamma x_{it} + \nu_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (19)$$

(四) 调整离群值

样本离群值可能会对回归结果造成一定影响。本文通过对房价最高和最低 1% 的极端值进行缩尾处理来剔除离群值对回归结果的影响。结果

见表6第(2)列。缩尾处理后的回归结果依然显示国家级新区设立对城市房价具有显著正向影响。

(五)剔除邻近城市样本

根据前面的空间溢出性检验结果,国家级新区对距离其 100 ~ 150 km 的城市房价同样具有显著正向影响,但这部分城市自身并未设立国家级新区,属于控制组,这可能会对式(14)的基准回归的准确性产生一定影响。因此,本文进一步将处于距新区所在城市 100 ~ 150 km 范围内的控制组城市样本剔除,重新进行双重差分估计,结果见表6第(3)列。 did 系数估计值为 0.091 且在 10% 水平显著,表明国家级新区设立对城市房价具有稳健的显著正向影响。

表6 稳健性检验结果

变量	(1) $\ln hp$	(2) $\ln hp$	(3) $\ln hp$
did	0.111 *** (0.040)	0.105 ** (0.047)	0.091 * (0.049)
$didf$	-0.03 (-0.060)	—	—
控制变量	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES
obs	3 726	3 726	635
R^2	0.80	0.80	0.95

(六)调整距离区间初始阈值和递进值

在前面空间溢出性检验设计中,本文设置了7个距离区间进行初始回归。考虑到单一初始阈值和递进区间的划分可能存在一定偶然性,本文进一步通过改变距离区间的初始阈值和递进区间来研究国家级新区对区域房价影响的空间溢出效应。表7第(1)列是以 50 km 为初始阈值,50 km 为递进值的回归结果,该结果与前面检验设定的结果保持一致。第(2)列是以 100 km 为初始阈值,100 km 为递进值的模型回归结果。虽然(100, 200] 区间系数估计值为正但不显著,但这可能源于纳入了(150, 200] 这一不显著区间。以上检验结果进一步证明了国家级新区对距其 100 ~ 150 km 城市房价具有推升作用这一结果的稳健性。

六、结论与政策建议

国家级新区在推动区域经济协调发展的同时,可能引发区域房价波动。过去文献缺乏对国家级新区影响区域房价的理论和量化研究。本文通过构建一般均衡理论模型,从劳动力集聚和工资上涨两个角度解释了国家级新区对相关区域房价的影响机

制,并利用 2004—2018 年中国城市面板数据,通过在倾向得分匹配基础上建立的多期双重差分模型,系统评估了国家级新区设立对房价的影响效果及其空间溢出效应,验证了理论机制。本文发现,国家级新区设立会显著推升当地房价,且该推动作用对低行政级别城市更为强烈;国家级新区对周边 100 km 以内城市的房价不存在显著影响,但对 100 ~ 150 km 范围内城市的房价具有显著正向影响;国家级新区对房价的正向影响持续期长达 4 年。

表7 调整距离初始阈值和递进区间回归结果

变量	(1) $\ln hp$	变量	(2) $\ln hp$
$distance_{ij}^{50} \times period_j$	-0.051 (0.044)	$distance_{ij}^{100} \times period_j$	-0.106 (0.079)
$distance_{ij}^{100} \times period_j$	-0.143 (0.116)	$distance_{ij}^{200} \times period_j$	0.029 (0.024)
$distance_{ij}^{150} \times period_j$	0.061 ** (0.031)	$distance_{ij}^{300} \times period_j$	-0.034 (0.034)
$distance_{ij}^{200} \times period_j$	-0.020 (0.031)	$distance_{ij}^{400} \times period_j$	-0.003 (0.021)
$distance_{ij}^{250} \times period_j$	-0.046 (0.069)	—	—
$distance_{ij}^{300} \times period_j$	-0.010 (0.030)	—	—
$distance_{ij}^{350} \times period_j$	0.011 (0.047)	—	—
$distance_{ij}^{400} \times period_j$	0.003 (0.023)	—	—
$didzx$	0.044 ** (0.018)	$didzx$	0.062 ** (0.031)
$didfs$	-0.025 (0.046)	$didfs$	-0.016 (0.041)
$didsh$	0.039 (0.045)	$didsh$	0.059 (0.047)
控制变量	NO	控制变量	YES
城市固定效应	YES	城市固定效应	YES
年份固定效应	YES	年份固定效应	YES
obs	3 753	obs	3 726
R^2	0.80	R^2	0.80

根据本文的理论和实证结果,可以得到以下政策建议。

第一,设立国家级新区的同时出台配套房地产市场调控措施,稳定新区房价。房价大幅提升导致资源流向房地产市场而非实体部门,不利于产业结构优化升级。政府在规划国家级新区时,应适度管制房价,避免随规划出台而来的房地产投机;土地政策应服务于新区建设,适度增加土地供给,推动土地出让向高附加值产业倾斜,避免高价出让商住用地,并向低端产业出让廉价工业用地的可持续发展模式。

第二,对设在不同行政级别城市的国家级新区实施差异化房价调控措施。国家级新区对不同

行政级别城市房价的影响具有异质性,因此配套房价调控政策不能“一刀切”。应重点关注低行政级别城市借国家级新区设立进行的房价炒作,避免房价大起大落。

第三,注重整体调控以及区域之间的联系,关注空间溢出效应。对于紧邻国家级新区的城市,国家级新区可能会对其房价造成一定的负面影响,政府可适时适度调整房地产调控措施;对于距国家级新区有一定距离但尚在其影响范围内的城市,则要考虑新区的设立对这些城市房价的正向空间溢出,强化房地产调控措施。

第四,推动房地产市场长效机制的建立。国家级新区对房地产市场的影响具有持续性,政府不应只出台一些临时性措施,而应重视建立房地产市场长效机制,提升相关区域房地产市场的自我稳定能力。

第五,促国家级新区商品房市场、保障房市场和租赁市场协调发展。政府需重点关注国家级新区设立带来的新移民的住房问题。注重商品房和保障房的用地比例关系,提升新移民住房支付能力,同时促进租赁市场的发育,保证“住有所居”,提升幸福感。

参考文献:

- [1] BUSO M, GREGORY J, KLINE P. Assessing the incidence and efficiency of a prominent place-based policy [J]. *American economic review*, 2013, 103(2):897-947.
- [2] 曹清峰. 国家级新区对区域经济增长的带动效应——基于 70 大中城市的经验证据[J]. *中国工业经济*, 2020(7):43-60.
- [3] BARCA F, MCCANN P. The case for regional development intervention: place-based versus place-neutral approaches[J]. *Journal of regional science*, 2012, 52(1): 134-152.
- [4] LU Yi, WANG Jin, ZHU Lianming. Place-based policies, creation, and agglomeration economies: evidence from China's economic zone program [J]. *American economic journal: economic policy*, 2019, 11(3): 325-360.
- [5] 陆铭,向宽虎. 破解效率与平衡的冲突——论中国的区域发展战略[J]. *经济社会体制比较*, 2014(4):1-16.
- [6] NEUMARK D, SIMPSON H. Do place-based policies matter? [J]. *FRBSF economic letter*, 2015(7): 1-4.
- [7] 丁嵩,孙斌栋. 区域政策重塑了经济地理吗? ——空间中性与空间干预的视角[J]. *经济社会体制比较*, 2015(6):56-67.
- [8] 刘瑞明,赵仁杰. 国家高新区推动了地区经济发展吗? ——基于双重差分方法的验证[J]. *管理世界*, 2015(8):30-38.
- [9] 孙伟增,吴建峰,郑思齐. 区位导向性产业政策的消费带动效应——以开发区政策为例的实证研究[J]. *中国社会科学*, 2018(12): 48-68, 200.
- [10] 郑江淮,高彦彦,胡小文. 企业“扎堆”、技术升级与经济绩效——开发区集聚效应的实证分析[J]. *经济研究*, 2008(5):33-46.
- [11] 袁其刚,刘斌,朱学昌. 经济功能区的“生产率效应”研究[J]. *世界经济*, 2015(5):81-104.
- [12] 晁恒,满燕云,王砾,等. 国家级新区设立对城市经济增长的影响分析[J]. *经济地理*, 2018(6):19-27.
- [13] 薄文广,殷广卫. 国家级新区发展困境分析与可持续发展思考[J]. *南京社会科学*, 2017(11):9-16.
- [14] ZHENG S Q, SUN W Z, WU J F, et al. The birth of edge cities in China: measuring the spillover effects of industrial parks[J]. *Journal of urban economics*, 2017(100): 80-103.
- [15] WANG J. The economic impact of special economic zones: evidence from Chinese municipalities[J]. *Journal of development economics*, 2013, 101(1):133-147.
- [16] KLINE P. Place-based policies, heterogeneity, and agglomeration[J]. *American economic review: papers and proceedings*, 2010, 100(2): 383-387.
- [17] BRUYNE K D, HOVE J V. Explaining the Spatial Variation in housing prices: an economic geography approach [J]. *Applied economics*, 2013, 45(13):1673-1689.
- [18] ROSEN S. Hedonic prices and implicit markets: product differentiation in pure competition [J]. *Journal of political economy*, 1974, 82(1): 34-55.
- [19] ROBACK J. Wages, rents, and quality of Life [J]. *Journal of political economy*, 1982, 90(6):1257-1278.
- [20] HU Y, YINGER J. The impact of school district consolidation on housing prices [J]. *National tax journal*, 2008, 61(4):609-633.
- [21] 张京祥,庄林德. 管治及城市与区域管治——一种新制度性规划理念[J]. *城市规划*, 2000(6):36-39.
- [22] GOBILLON L, WOLFF F C. Housing and location choices of retiring households: evidence from France [J]. *Urban studies*, 2011, 48(2):331-347.
- [23] 封志明,唐焰,杨艳昭,等. 中国地形起伏度及其与人口分布的相关性[J]. *地理学报*, 2007(10):1073-1082.
- [24] 江艇,孙鲲鹏,聂辉华. 城市级别、全要素生产率和资源错配[J]. *管理世界*, 2018(3):38-50, 77, 183.
- [25] 王雄元,卜落凡. 国际出口贸易与企业创新——基于“中欧班列”开通的准自然实验研究[J]. *中国工业经济*, 2019(10):80-98.

(本文责编:王延芳)