

城市辖区合并的区域一体化效应

——来自房地产微观数据和城市辖区经济数据的证据

余华义, 侯玉娟, 洪永淼

[摘要] 城市辖区合并是优化城市功能布局的重大行政区划调整。城市辖区合并如何影响房地产市场和经济基本面的区域一体化, 两者之间有怎样的联系机制, 过去文献对此罕有涉及。本文构建了房地产市场和经济基本面相互联动的一般均衡模型, 解释了城市辖区合并通过影响经济集聚和公共产品区域一体化, 进而影响区域房地产市场一体化的机制。本文利用独特的真实二手房交易数据, 以及上海市静安区和闸北区合并的准实验, 通过双重差分和精确断点回归检验了区域房地产市场的一体化效应。两区合并后房地产市场短期内三个维度的区域一体化效果表现为: 与非合并区域相比, 新静安区整体房价上升了 2.39%; 较落后的原闸北区房价上升了 4.98% 且影响持续扩张, 较发达的原静安区的房价上涨压力并未缓解; 合并使两区之间的房价边界效应从 26.34% 下降到 15.05%。本文也检验了两区合并对相关区域经济一体化的影响, 这体现在合并提高了原闸北区公共服务水平, 对原静安区公共服务产生了一定的稀释效应, 但长期而言促进了整个合并区域的要素集聚和经济发展。辖区合并后相关区域房价的短期变动反映了市场对经济集聚和区域经济一体化长期变动的预期。本研究为地方政府稳定房价、优化行政区划设置和促进区域一体化提供了政策启示。

[关键词] 城市辖区合并; 区域一体化; 集聚; 房地产微观数据; 政策评估计量模型

[中图分类号]F291 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2020)04-0119-19

DOI:10.19581/j.cnki.ciejournal.2021.04.005

一、问题提出

城市分区治理是各国普遍采用的城市行政管理模式。然而, 城市内部的行政区划是一种刚性约束, 会在一定程度上阻碍要素流动和一体化市场的形成。优化区、县行政区划设置是适应中国城市化进程和促进区域协调发展的客观要求。2000 年以来, 地方政府开始推动扩张城市规模的“撤县设区”型行政区划调整。但“撤县设区”对区域经济发展的实际效果, 学术界存在较大争议(唐为和王媛, 2015; 卢盛峰和陈思霞, 2017; 邵朝对等, 2018)。除了“撤县设区”, 中国一些大城市近年来还实施

[收稿日期] 2020-04-13

[基金项目] 国家自然科学基金基础科学中心项目“计量建模与经济政策研究”(批准号 71988101); 国家自然科学基金面上项目“房地产调控效果的空间异质性: 理论框架及基于中国 256 城市大数据的实证研究”(批准号 71874195)。

[作者简介] 余华义, 中国人民大学公共管理学院副教授, 经济学博士; 侯玉娟, 中国人民大学公共管理学院博士研究生; 洪永淼, 中国科学院数学与系统科学研究院、中国科学院预测科学研究中心特聘研究员, 中国科学院大学经济与管理学院特聘教授, 经济学博士。通讯作者: 洪永淼, 电子邮箱: ymhong@amss.ac.cn。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见, 当然文责自负。

了旨在促进区域一体化、加速旧城改造和促进公共服务均等化的“两区合并”型行政区划调整。“两区合并”往往发生在靠近市中心、对城市有举足轻重地位的两个区之间,对城市发展影响深远。“两区合并”的案例包括:2010年北京市崇文区并入东城区,宣武区并入西城区;2014年广州市萝岗区并入黄埔区;2015年上海市闸北区并入静安区等。然而,目前学术界对城市辖区合并的关注非常有限。

城市辖区合并是一种几乎不可逆的政策,这要求政府科学决策,对各种潜在影响全面评估。辖区合并对区域经济一体化的影响是多方面的,可能促进合并区域的经济一体化,也可能通过集聚效应拉大合并区域和非合并区域间的差距,不利于整体区域一体化。区域经济一体化的调整需要一个长期的过程。然而,城市辖区合并却可能在短期内引发区域房地产市场一体化调整,这包括房价在合并的两区之间、合并区域和非合并区域之间的差距变化等。区域房地产市场一体化的短期变动,背后反映了民众对长期区域经济一体化的预期。那么,辖区合并后房地产市场一体化过程是市场对区域经济一体化哪些具体变化做出的即时反应?如何准确测度辖区合并对区域经济和房地产市场一体化的影响?对上述问题的探讨,具有重要的理论价值和现实政策含义。

房价攸关民生。近年来,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,全面落实因城施策、“稳地价、稳房价、稳预期”的长效管理调控机制。虽然地方政府进行城市辖区合并的决策初衷并非针对房地产市场,但辖区合并可能短期内通过改变房地产市场的区域一体化趋势,影响房价稳定。基于2015年上海市静安区和闸北区的合并,本文精确测算了合并后相关区域房地产一体化变动的三个维度:合并区域整体房价相对于非合并区域的变动;原静安区和原闸北区房价之间的相对变动;原静安区和原闸北区房价的分别相对于非合并区域的变动。这为未来其他地方政府的辖区合并决策提供了参照。同时,本文深入探讨了城市辖区合并引起的区域房地产市场一体化和经济一体化之间的联系,这有助于地方政府在实施城市辖区合并时,有的放矢地制定针对性政策,稳定房地产市场预期,避免房地产投机炒作。

习近平总书记指出“行政区划本身也是一种重要资源”。党的十九届四中全会进一步提出了“优化行政区划设置,提高中心城市和城市群综合承载和资源配置能力”的发展方针。合理评估行政区划改革案例的得失,是做好行政区划优化的关键。过去文献认为细碎型和整合型城市行政区划结构各有利弊。细碎型结构有利于辖区竞争,能提供更多税收—公共服务组合,提升公共服务效率(Tiebout, 1956; Ostrom et al., 1961);整合型结构则有利于降低行政成本,实现规模经济,将区域问题内部化(Hawkins et al., 1991; Lowery, 2000)。然而,过去文献并未关注两种行政区划结构下房地产市场的差异。城市辖区合并是典型的细碎型城市行政区划结构向整合型结构的动态变化。本文提供了这种区划结构转变过程中相关区域房地产市场一体化变动的经验证据,并分析了其与区域经济一体化变动之间的理论关联,为优化城市区划设置研究提供了新的视角。

边界效应是行政区划研究的重要方面,也是区域一体化的重要指标,但过去文献很少关注房价的行政边界效应以及边界效应的“动态”变化。如果城市辖区合并引起房价边界效应减小,则反映了合并区域房地产市场的一体化;反之同理。本文不仅测算了辖区合并前后房价边界效应的变化,而且从理论角度阐释了边界“消失”是如何通过影响居住便利性和生产便利性,改变集聚和公共产品分享,进而影响区域房地产市场一体化的传导机制,揭示了产生房价边界效应的来源。

从方法和数据角度,本文的贡献表现在三个方面。①基于公共服务资本化、经济集聚及外部性理论,构建了城市辖区合并通过影响区域经济一体化进而影响房地产市场一体化的一般均衡理论模型。②使用微观计量方法实现了对政策效果及其作用机制的准确识别。以2015年上海市静安区和闸北区合并为准实验,通过双重差分法和精确断点回归,准确测算了该合并对区域房地产市场一

体化的影响方向和程度。基于合成控制法,识别了辖区合并后房地产市场一体化对于区域经济一体化的反应机制。③采用了几乎未被过去文献使用的,来自链家的上海市真实二手房交易微观大样本数据,克服了传统宏观房地产数据的缺陷。宏观房地产数据普遍频率较低,存在加总误差,且无法刻画对房价有重要影响的区位和属性(如楼龄、户型等)因素。本文通过使用包含住房属性和地理信息的高频大样本微观数据,排除了住房区位和属性异质性对政策识别的干扰,实现了对政策引发的较小区域内房价即时变化的准确估计。本研究的理论和实证方法可进一步推广到分析区域协同发展、城市群一体化、城乡融合等政策的效果分析。

二、文献综述与事件背景

1. 文献综述

学术界对行政区划的关注由来已久。由于地方政府的权责被局限于一定的行政辖区内,行政区划的一个重要表现是地方政府间政策上的差异和竞争(Stigler, 1972)。在居民可以“用脚投票”的情况下,其会选择迁移到提供地方公共服务与所征收税收的组合能够满足其偏好的地方,这会导致地区差异化均衡——公共服务较好的辖区税率较高,公共服务较差的辖区税率较低,但居民在不同辖区的效用水平是相同的(Tiebout, 1956)。之后, Tiebout 模型的现实适用性在跨地区实证研究中得到了验证(Oates, 1969)。作为两个行政区物理分割的边界会集中体现出两个行政区的差异,边界效应成为行政区划和区域一体化研究的重要方面。过去文献通常采用引力模型(McCallum, 1995)、一价定律(Engel and Rogers, 1996)、外部性模型(Sigman, 2002)、社会网络(Combes et al., 2005)等方式测度“静态”的行政边界效应。行政区划不仅引发了经济增长和居民福利的差异(Gaigné et al., 2016; 周黎安和陶婧, 2011), 导致了市场分割及价格分异(Engel and Rogers, 1996; Borraz et al., 2016; 黄新飞等, 2014), 还带来了公共服务外部性的边界效应, 在环境污染方面尤其突出(Cai et al., 2016; Lipscomb and Mobarak, 2016)。

对于行政区划体系,既有文献主要归纳为细碎型结构和整合型结构两类。城市合并、市县合并和城市辖区合并可被视为典型的整合型行政区划调整。然而,实证文献对这类行政区划调整对于区域整体经济发展的效果存在较大争论。在个案研究方面, Carr et al. (2006)认为没有证据表明美国肯塔基州的市县合并带来了就业、制造业产出、零售和服务业的实质性发展。然而, Selden and Campbell (2000)发现美国佐治亚州的县域合并带来了效率提升,降低了政府的行政支出。Feiock and Carr (1997)发现虽然美国佛罗里达州的市县合并对就业增长的创造作用并不显著,但对人均收入的提升有显著影响。高琳(2011)发现 2000 年上海市黄浦区和南市区的合并对经济增长有微弱的推动作用。此外,也有文献进行了大样本数据分析,但结论并不统一。Blair et al. (1996)利用美国 117 个大都市区数据,发现中心城市吸收(Annexation)或合并(Consolidation)郊区的扩张对人均收入没有显著影响,对人口和就业有微弱促进作用。Nelson and Foster (1999)基于美国 287 个大都市区数据发现中心城市的扩张对人均收入有正向影响。Faulk and Schansberg (2009)使用面板数据方法分析了美国一组市县的合并,但发现合并对就业和企业设立没有显著影响。

近年来,一些文献开始关注行政区划调整对房地产区域一体化的影响。国外文献比较关注学区等小范围行政区划调整对房价的影响。Brasington (2004)和 Duncombe et al. (2015)认为学区合并对学区房价有不利影响,而 Hu and Yinger (2008)则认为学区合并对于乡村和普查区的低价房屋价格有正向影响,仅对普查区高价房屋有不利影响。Ahlfeldt et al. (2015)利用柏林墙建立和拆除的自然实验,分析了墙两侧的土地价格和经济活动如何随该墙的建立和拆除而变化。关于中国的行政区划

调整对房价的影响,目前学术界大多聚焦于撤县设区,仅有石忆邵和徐妍菲(2011)、王丰龙和张传勇(2017)涉及过城市辖区合并对房价的影响。石忆邵和徐妍菲(2011)基于上海市173个新楼盘的数据评估了南汇区并入浦东新区对房价的影响。但该文仅以区划调整虚拟变量在房价方程中的系数来衡量区划调整效应,方法缺乏严谨性。王丰龙和张传勇(2017)使用城市年度数据探讨辖区合并影响房价的研究也有较多值得商榷之处。该文使用的是新建商品房价格,无法排除区位因素的影响,^①且该房价是用新建商品房销售金额除以销售面积得到,可能存在较大误差;年度数据无法排除年内其他政策对结果的干扰;使用城市平均房价难以观察城市辖区合并后城市内部不同区位房价的变动情况;选取参与合并的一个区作为另一个区的控制组,由于两个区房价都会受合并影响,控制组的选取并不合理。

2. 事件背景

改革开放以来,中国县、区行政区划调整主要分为两类:一类是县级行政单位的属性调整,包括“撤县设市”“撤县设区”等;另一类是城市辖区的边界重组,包括辖区的合并与拆分。第一类调整往往涉及城区范围的变动,而第二类调整在行政区划意义上并未改变城区的范围。2009—2018年,中国共发生了32次城市辖区合并案例,且大都位于中国的核心大城市(如直辖市、副省级城市)。21世纪以来,上海市先后进行了四次城市辖区合并:2000年南市区并入黄浦区;2009年南汇区并入浦东新区;2011年卢湾区并入黄浦区;2015年闸北区并入静安区。

原静安区位于上海市1949年前的租界地带,是上海市民公认的最发达的“上只角”区域之一。原静安区基础设施完善、商业繁华、交通便捷,且集中了上海市大量优质教育、医疗等公共服务资源。由于历史原因,原闸北区是上海市民传统印象中欠发达的“下只角”。虽然原闸北区靠近市中心,也与上海市几个较发达的市辖区接壤,但其经济社会发展水平和公共服务相对于原静安区存在较大的差距。表1对比了2015年静安区和闸北区的部分经济和公共服务指标。可以看出,两区合并的当年,静安区在经济发展和基本公共服务的绝大多数人均指标上,都远高于闸北区。但静安区辖区小,人口密度高,缺乏可供开发的土地储备,进而导致商务成本高昂、经济发展遇到瓶颈等问题。

为进一步优化城市布局,促进区域一体化发展,2015年9月7日,上海市静安区和闸北区同时召开区党政负责干部会议宣布,静安区与闸北区“撤二建一”,建设新静安区。媒体对此进行了广泛的报道。2015年10月,国务院正式批复了静安区和闸北区的合并。

两区合并初期,舆论对该事件的关注主要集中在其对房地产市场的影响,缺乏对合并后区域经济发展前景的关注。本文则从理论和实证上系统论证了两区合并如何影响经济基本面和房地产市场的区域一体化,以及经济基本面的区域一体化通过何种机制影响房地产市场的区域一体化。

三、理论框架

本文借鉴 Ahlfeldt et al.(2015)的城市集聚模型,基于中国国情,构建了城市内部不同辖区间住房和经济社会变量相互影响的一般均衡模型,用以分析城市辖区合并影响区域经济一体化,进而影响区域房地产市场一体化的机制。

假定一个经济体中的城市 A 由 M 个辖区组成,城市中的劳动力数量为 N 。根据中国实际,劳动力可以在城市内部各辖区间自由流动。城市中辖区 i 可供利用的土地为 L_i ,归政府所有。假定企业的产出为同质商品,且在城市中和经济体中交易成本均为0。不同辖区之间的差异主要来源于生产便利性、居住便利性等方面。为方便起见,假定辖区之间的差异是外生的。

^① 如果某市新建商品房当年主要位于郊区,上年主要位于市中心,当年新建商品房价格可能因此低于上年。

表 1 2015 年上海市静安区和闸北区部分经济和社会发展指标

	静安区		闸北区	
	总量	人均值	总量	人均值
户籍人口(万人)	28.81		67.72	
常住人口(万人)	23.69		83.71	
国内生产总值(亿元、万元/人)	811.19	34.24	668.85	7.99
一般公共预算收入(亿元、万元/人)	106.24	4.48	88.13	1.05
一般公共预算支出(亿元、万元/人)	124.41	5.25	129.16	1.54
一般公共服务支出(亿元、万元/人)	6.61	0.28	5.91	0.07
公共安全支出(亿元、万元/人)	7.07	0.30	8.53	0.10
社会保障和就业支出(亿元、万元/人)	8.02	0.34	9.56	0.11
教育支出(亿元、万元/人)	17.39	0.73	19.66	0.23
医疗卫生支出(亿元、万元/人)	4.08	0.17	6.23	0.07
人均医生数(人/千人)		12.22		2.93
人均床位数(张/千人)		23.49		7.71
社会消费品零售总额(亿元、万元/人)	319.60	13.49	301.18	3.60
住宅投资(亿元、万元/人)	6.37	0.27	102.78	1.23

注:人均值以常住人口数计算。

资料来源:2015 年静安区和闸北区《国民经济和社会发展统计公报》。

1. 消费者

居民效用与区位高度相关。假设辖区 i 代表性居民 j 的效用函数为柯布—道格拉斯形式:

$$U_{ij} = \frac{B_i z_{ij}}{d_i} \left(\frac{c_{ij}}{\alpha} \right)^\alpha \left(\frac{h_{ij}}{1-\alpha} \right)^{1-\alpha}, 0 < \alpha < 1 \quad (1)$$

其中, c_{ij} 表示居民对商品的消费, h_{ij} 为对住房的消费。 B_i 为居住地 i 的居住便利性, d_i 表示进入辖区 i 的机会成本。 z_{ij} 表示居民的异质性偏好, 假定服从 Fréchet 分布: $F(z_{ij}) = e^{-R_i z_{ij}^\epsilon}$, R_i 表示辖区 i 居民的平均效用水平, $\epsilon > 1$ 表示分布的离散程度。

代表性消费者的效用最大化问题可以描述为:

$$\max U_{ij} \quad \text{s.t.} \quad c_{ij} + P_{Hi} h_{ij} \leq w_i \quad (2)$$

其中, P_{Hi} 表示辖区 i 的房价, w_i 表示辖区 i 的工资水平。求解可得:

$$c_{ij} = \alpha w_i, h_{ij} = (1-\alpha) \frac{w_i}{P_{Hi}} \quad (3)$$

2. 生产者

企业的生产率也与企业所在区位高度相关。假定企业的生产函数也为柯布—道格拉斯形式:

$$y_i = A_i N_{Di}^{\varphi_i} N_{Di}^\gamma L_{Di}^{1-\gamma} \quad (4)$$

其中, L_{Di} 表示企业生产投入的土地数量, 土地价格为 P_{Di} 。 A_i 表示辖区 j 的生产便利性, φ_i 为人口集聚带来的外部性。

企业面临的利润最大化问题可写为:

$$\max A_i N_{Di}^{\varphi_i} N_{Di}^\gamma L_{Di}^{1-\gamma} - P_{Di} L_{Di} - w_i N_{Di} \quad (5)$$

由于产品市场高度竞争,可知:

$$w_i = \gamma \left(\frac{1-\gamma}{P_{Di}} \right)^{\frac{1-\gamma}{\gamma}} (A_i N_{Di}^{\varphi_i})^{\frac{1}{\gamma}}, P_{Di} = (1-\gamma) \left(\frac{\gamma}{w_i} \right)^{\frac{\gamma}{1-\gamma}} (A_i N_{Di}^{\varphi_i})^{\frac{1}{1-\gamma}} \quad (6)$$

3. 开发商

假设辖区 i 中存在竞争性的住宅开发商,开发商的生产函数为:

$$H_i = K_i^{\mu} L_{Hi}^{1-\mu} \quad (7)$$

其中, K_i 为建筑住宅需要的资本总量, L_{Hi} 为所需要的住宅用地总量。假定 K_i 外生。与西方国家不同,中国地方政府在土地财政和经济增长双重激励下,普遍存在高价出让住宅用地,低价出让工业用地的现象(雷潇雨和龚六堂,2014)。为此,本文设定住宅用地价格为 $\tau_i P_{Di}$, $\tau_i > 1$,即开发商获取住宅用地的价格高于工业用地价格, τ_i 外生给定。开发商的利润最大化问题为:

$$\max P_{Li} K_i^{\mu} L_{Hi}^{1-\mu} - \tau_i P_{Di} L_{Hi} - K_i \quad (8)$$

求解可得:

$$K_i = ((1-\mu)P_{Hi})^{\frac{1}{\mu}} L_{Hi} = (1-\mu)P_{Hi} H_i, L_{Hi} = \frac{\mu}{\tau_i P_{Di}} P_{Hi} H_i \quad (9)$$

4. 一般均衡分析

(1)人口流动均衡。由于居民可以在城市内部各辖区之间自由流动,则居民“用脚投票”的均衡状态下,辖区 i 的居民选择辖区 i 获得的收益比选择其他所有辖区都更高。故居民选择辖区 i 的概率为:

$$p_i = P(V_i \geq \max\{V_k\}; \forall k \in \{1, 2, \dots, M\}) = \int_0^{\infty} \varepsilon R_i \left(\frac{B_i w_i P_{Hi}^{\alpha-1}}{d_i} \right)^{\varepsilon} u^{-(1+\varepsilon)} e^{-\Phi u^{\varepsilon}} du \quad (10)$$

其中, $\Phi = \sum_{k=1}^M R_k \left(\frac{B_k w_k P_{Hk}^{\alpha-1}}{d_k} \right)^{\varepsilon}$ 。整理后可得, $p_i = \frac{R_i (B_i w_i P_{Hi}^{\alpha-1} d_i^{-1})^{\varepsilon}}{\sum_{k=1}^M R_k (B_k w_k P_{Hk}^{\alpha-1} d_k^{-1})^{\varepsilon}}$ 。

由上述分析可以看出,居民选择辖区 i 的概率取决于辖区 i 本身及所有其他辖区的工资、平均效用水平、居住便利性、住房价格以及迁移到该辖区的机会成本。同时,从整个城市而言,在人口不变时,居民选择辖区 i 的概率等于辖区 i 的居民占总人口的比例,则辖区 i 的人口数量为:

$$N_{Di} = \frac{R_i (B_i w_i P_{Hi}^{\alpha-1} d_i^{-1})^{\varepsilon}}{\sum_{k=1}^M R_k (B_k w_k P_{Hk}^{\alpha-1} d_k^{-1})^{\varepsilon}} N \quad (11)$$

(2)土地市场出清。土地市场出清时,全体居民消费住宅数量等于开发商开发数量 H_i ,企业工业用地总量等于辖区 i 的工业用地总量,工业用地总量与住宅用地总量之和等于辖区 i 可供利用的土地 L_i ,^①即:

$$P_{Hi} H_i = (1-\alpha) N_{Di} w_i \quad (12)$$

$$P_{Di} L_{Di} = \left(\frac{1-\gamma}{\gamma} \right) N_{Di} w_i \quad (13)$$

① 土地市场可能存在非出清,例如,商品房滞销和工业用地闲置。但由于中国的城市辖区合并一般都发生在土地较为稀缺的大城市的中心城区,土地市场非出清并不常见,因而可以设定土地市场出清条件。

$$L_{Hi} + L_{Di} = L_i \quad (14)$$

进一步与式(6)联立,可以得到均衡住宅价格为:

$$P_{Hi} = \left[\frac{(1-\alpha)N_{Di}w_i}{(1-\mu)^{\frac{1-\mu}{\mu}} L_{Hi}} \right]^{\mu} = \frac{(\tau_i(1-\gamma) + \gamma\mu(1-\alpha))^{\gamma\mu} A_i^{\mu} N_{Di}^{(\gamma+\varphi_i)\mu}}{\mu^{\mu} (1-\mu)^{1-\mu} (1-\gamma)^{\mu(\gamma-1)} \tau_i^{\mu(\gamma-1)} L^{\mu\gamma}} \quad (15)$$

由上式可以看出,均衡住宅价格与辖区内可利用土地面积、辖区生产便利性、人口数量及集聚外部性、住宅用地和工业用地价格差距以及产出弹性相关。其中, $\frac{\partial P_{Hi}}{\partial w_i} > 0$, $\frac{\partial P_{Hi}}{\partial N_{Di}} > 0$, $\frac{\partial P_{Hi}}{\partial L_i} < 0$, 即均衡住宅价格与辖区内的人口数量、平均工资水平成正比,与辖区内住宅用地供应面积成反比。

进一步联立式(11),可知:

$$N_{Di} = \left(\frac{Q_i B_i^{\varepsilon} A_i^{(1+\mu(\alpha-1))\varepsilon}}{\sum_{k=1}^M Q_k B_k^{\varepsilon} A_k^{(1+\mu(\alpha-1))\varepsilon} N_{Dk}^{[(1+\mu(\alpha-1))(\gamma+\varphi_k)-1]\varepsilon}} N \right)^{\frac{1}{1-[(1+\mu(\alpha-1))(\gamma+\varphi_i)-1]\varepsilon}} \quad (16)$$

其中, $Q_i = R_i [\gamma(\tau_i(1-\gamma)(\mu(1-\mu))^{\frac{-1-\mu}{\mu}})^{\mu(\alpha-1)} d_i^{-1} L_{Di}^{1+(\alpha-1)\mu\gamma} \varepsilon]$ 。

易知均衡解存在且唯一。其中, $\frac{\partial N_{Di}}{\partial B_i} > 0$, $\frac{\partial N_{Di}}{\partial B_k} < 0$, $k \neq i$ 。在其他条件不变的情况下:

$$\frac{\partial P_{Hi}}{\partial B_i} = \frac{\partial P_{Hi}}{\partial w_i} \cdot \frac{\partial w_i}{\partial B_i} + \frac{\partial P_{Hi}}{\partial N_{Di}} \cdot \frac{\partial N_{Di}}{\partial B_i} = \frac{\partial P_{Hi}}{\partial w_i} \cdot \frac{\partial w_i}{\partial N_{Di}} \cdot \frac{\partial N_{Di}}{\partial B_i} + \frac{\partial P_{Hi}}{\partial N_{Di}} \cdot \frac{\partial N_{Di}}{\partial B_i} \quad (17)$$

$$\frac{\partial P_{Hi}}{\partial A_i} = \frac{\partial P_{Hi}}{\partial w_i} \cdot \frac{\partial w_i}{\partial A_i} + \frac{\partial P_{Hi}}{\partial N_{Di}} \cdot \frac{\partial N_{Di}}{\partial A_i} + \frac{\partial P_{Hi}}{\partial N_{Di}} \cdot \frac{\partial N_{Di}}{\partial A_i} \quad (18)$$

其中, $\frac{\partial P_{Hi}}{\partial w_i} > 0$, $\frac{\partial w_i}{\partial N_{Di}} > 0$, $\frac{\partial P_{Hi}}{\partial N_{Di}} > 0$, $\frac{\partial w_i}{\partial A_i} > 0$, $\frac{\partial N_{Di}}{\partial B_i} > 0$, $\frac{\partial N_{Di}}{\partial A_i} > 0$ 。

该一般均衡机制表明,辖区的工资水平随人口增加而增加,而居住便利性和生产便利性的提高又会推动辖区工资水平和人口的增加,进而辖区工资水平和人口的增加会推动辖区房价上涨。因而,提高居住便利性和生产便利性的政策冲击,会通过影响经济基本面而推高房价;反之同理。

辖区合并会通过改变公共服务的空间分布影响居住便利性,进而影响区域经济一体化和区域房地产市场一体化。同时,辖区合并也会改变区域生产便利性,进而通过要素集聚效应影响区域经济一体化和区域房地产市场一体化。

辖区合并对原闸北区的居住便利性和生产便利性均产生了正向影响。辖区合并推动了两区公共服务一体化,较落后的原闸北区得以分享原静安区更优质的公共服务。根据外部性理论,两区合并之后,原闸北区居民并未对原静安区已有的公共服务支付相应成本,居民享受公共服务的个人成本小于社会成本,原闸北区居住便利性相对提高。原闸北区的传统“下只角”标签使其难以实现人口与产业的集聚。两区合并后,原闸北区则得以承接原静安区的资源,生产便利性也得以提高。两区合并后原闸北区的公共服务和生产便利性的提高,有助于实现合并区域的经济一体化。基于式(11)和式(17)反映的居住便利性引发的人口集聚及房价影响,以及式(15)和式(18)反映的生产便利性对房价的影响,辖区合并会推动原闸北区房价相对上升。这有助于缩小原静安区与原闸北区之间的房价差距。此外,辖区合并几乎不可逆,民众稳定的预期会使市场需求提前释放,上述机制所引发的原闸北区房价相对上升会在短期内发生。因而本文可得到:

假说 1:辖区合并后,较落后的原闸北区通过接受原静安区的公共服务提升了居住便利性,通过要素集聚机制提升了生产便利性,有助于实现合并区域的经济一体化。辖区合并会推动原闸北区房价上升,有助于缩小其与原静安区房价之间的差距。

辖区合并对原静安区的居住便利性和生产便利性则产生了相反方向的影响。辖区合并推动公共服务一体化后,原静安区的优质公共服务会面临稀释,这使得原静安区居民享受公共服务的私人成本高于社会成本。因而辖区合并后,原静安区居住便利性下降。根据式(11)和式(17),原静安区居住便利性的下降会对房价产生负向影响,缩小其与原闸北区房价之间的差距。但原静安区面积狭小,缺乏足够的发展空间和土地储备,高房价和高租金阻碍了集聚效应的发挥(邵朝对等,2016)。两区合并后,原静安区获得了“腾笼换鸟”的空间,有利于集聚效应的发挥和产业结构调整,提高了原静安区的生产便利性。根据式(15)和式(18),生产便利性的提高将对原静安区房价产生正向推动,可能拉大其与原闸北区房价的差距。因此可得到:

假说 2:辖区合并后,原静安区通过分享公共服务降低了居住便利性,但通过要素集聚机制提升了生产便利性,原静安区对实现区域经济一体化的影响并不确定。辖区合并对原静安区房价的影响取决于这两种反向作用的合力。辖区合并可能推升、拉低或者维持原静安区相对于非合并区域的房价,并使原静安区房价拉大、缩小和维持与原闸北区的差距。

假说 3:城市辖区合并并不改变整个合并区域的公共产品总量,但会通过要素集聚提高整个合并区域的生产便利性。辖区合并通过要素集聚机制对整个合并区域的房价有即时的推升作用。

上述假说是建立在一定的假设基础上的,实际的城市辖区合并是否对相关区域的房地产市场和区域经济一体化产生了如理论所述的影响,需要通过具体的数据加以实证分析。

四、数据与实证方法

1. 数据及描述性统计

本文使用了全国城市辖区经济数据,以及来自上海市场份额最高的链家房地产经纪有限公司(简称链家)的微观二手房交易数据。微观二手房交易数据记录了每套住房的成交价、成交时间、区位,以及面积、朝向等物理属性。数据频率为天,能及时准确反映二手房市场价格变动。为准确识别静安区与闸北区合并对区域房地产市场一体化的影响,样本期间选择上应尽可能地排除其他政策的影响。2015年3月30日,财政部和国家税务总局出台了《关于调整个人住房转让营业税政策的通知》,对二手房交易环节的营业税进行了小幅调整;2016年3月24日,上海市政府颁布了《关于进一步完善本市住房市场体系和保障体系促进房地产市场平稳健康发展的若干意见》,进一步强化了住房限购。为此,本文将样本期间设定为2015年5月至2016年2月,以两区合并明确宣布的时点,即2015年9月7日作为政策实施时间。

研究辖区合并对房地产市场一体化影响的回归中,被解释变量为单位面积房价的自然对数($\ln price$)。控制变量则包括建筑面积、卧室数、厅数、卫生间数、户梯比等连续变量,以及是否有房间朝南、是否配电梯、楼龄、楼层(是否处于低、中、高楼层)等二元分类变量。考虑到区位的影响,本文识别了小区的经纬度,并通过 ArcGIS 10.6 软件计算了各小区到其相邻区边界的最短距离。其中,到新静安区距离表示与新静安区接壤辖区的住房所在小区到新静安区行政边界的最短距离,静安闸北间距离对原静安区房屋而言为到原闸北区边界的最短距离,对原闸北区房屋而言则为其到原静安区边界的最短距离。通过删除车位、商住两用、地下室等特殊物业,剔除缺失值和异常值后,本文

最终使用了 37212 条包括房屋价值及房屋属性等特征的上海二手房交易记录。^①辖区合并影响区域经济一体化的实证中,本文使用了辖区 GDP、固定资产投资和外来人口等变量。

2. 实证模型设定

区域房价的相对变动是衡量区域房地产市场一体化的重要方面。城市辖区合并并非针对房地产市场的调控政策,因而辖区合并可被视为一个准实验。因此,可利用如下双重差分模型来估计静安区和闸北区合并对两区房价的整体影响:

$$\ln price_{it} = \beta_0 + \beta_1 Adjustment_{it} + \beta_2 Controls_{it} + \delta_r + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (19)$$

其中,下标 i 代表成交的住房, r 代表小区, t 代表成交月份, $\ln price_{it}$ 为单位面积房价的自然对数。如果位于新静安区的住房 i 成交于 2015 年 9 月 7 日之后,则 $Adjustment_{it}$ 取 1,否则取 0。 δ_r 为小区固定效应, γ_t 为时间固定效应, $Controls_{it}$ 则为表示住房特征的一系列控制变量。同时,本文将标准误差类在小区层面。 β_1 为本文所关注的两区合并对房价的净影响。

为了排除样本中区位因素对房价的影响,本文参考 Dachis et al.(2012)利用断点回归设计的思路,将样本限制在上海市辖区划边界的较小距离范围内,利用式(19)进行估计。为此,本文定义了 $Distance_r$,代表小区 r 到新静安区行政区划边界的最短距离, $Distance_r \geq 0$ 表示小区位于新静安区, $Distance_r < 0$ 表示小区位于与新静安区接壤的其他辖区。

为了验证行政区划带来的边界效应,本文针对两区合并这一准实验进行了断点回归。由于行政区划边界是政府根据行政管理需要而设定,不受微观个体操纵,且具有明确的行政区划属性,因此,针对两区合并前后,均可采取精确断点回归进行房价边界效应的估计。估计方程如下:

$$\ln price_{ipt} = \beta_0 + \beta_1 Jingan_{ip} + \beta_2 Controls_{ipt} + f(Distance_r) + \delta_p + \gamma_t + \varepsilon_{ipt} \quad (20)$$

其中, p 代表商圈。若住宅 i 位于原静安区,则 $Jingan_{ip} = 1$,位于原闸北区则取 0。 $Distance_r$ 代表到静安闸北边界的最短距离, $Distance_r \geq 0$ 表示小区位于原静安区,否则位于原闸北区。 $f(Distance_r)$ 为 $Distance_r$ 的多项式函数。本文还控制了月份固定效应 γ_t 和商圈固定效应 δ_p 。

城市辖区合并对房价的影响是否具有动态效应也是本文关注的问题,利用下式可进行估计:

$$\ln price_{it} = \beta_0 + \sum_{k=-4}^5 \beta_k Adjustment_{it}^k + \beta_j Controls_{it} + \delta_r + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (21)$$

其中, $Adjustment_{it}^k$ 是月份虚拟变量与 $Treat_i$ 的交互项, k 表示距离 2015 年 9 月 7 日的月份数, $k > 0$ 表示该住宅成交于 2015 年 9 月 7 日之后,反之则为 2015 年 9 月 7 日之前。例如,如果住宅 i 成交于 2015 年 7 月 4 日,则 $k = -2$,变量 $Adjustment_{it}^{-2} = 1$,其余赋值为 0。 β_1 至 β_5 衡量了在城市辖区合并信息公布后,该项政策对房价的影响,而 β_{-4} 至 β_{-1} 则衡量了相较于合并当月房价的变动,可以间接验证平行趋势假定是否成立。

双重差分估计有效的条件之一即为不存在溢出效应,但由于人口自由流动和跨区购房决策的存在,静安区和闸北区合并可能对于其他辖区的房价产生溢出效应,进而导致双重差分估计有偏。考虑到迁移成本和交通成本,从理论上而言,距离新静安区越远的区域选择迁入新静安区并购房的成本就越高,溢出效应就越小,故本文将上海市区域划分为新静安区及与其相邻的辖区、不与新静安区相邻的辖区两类,采用 Lu et al.(2019)的做法,对溢出效应进行了估计,估计方程如下:

$$\ln price_{it} = \beta_0 + \beta_1 Adjustment_{it} + \beta_2 Adjustment_{it} \times near_r + \beta_3 Controls_{it} + \delta_r + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (22)$$

① 描述性统计结果详见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

其中, $Adjustment_{it}$ 定义与前文一致, 若小区 r 位于新静安区或其相邻辖区, 则 $near_r$ 取 1, 否则取 0。 β_1 衡量了考虑溢出效应情况下辖区合并对房价的影响, β_2 估计了溢出效应的大小。

辖区合并影响区域经济一体化的实证中, 本文使用了距离分组回归以及 Abadie and Gardeazabal(2003)提出的合成控制法。

五、辖区合并对区域房地产市场一体化的实证结果

1. 城市辖区合并对合并区域整体房价的影响

本文利用式(19)估计了静安区和闸北区合并对两区房价的整体影响, 结果如表 2 所示。第(1)列结果表明, 不控制其他变量的条件下, 两区合并使得合并区域整体房价短期内显著上升了 2.89%。第(2)列表明, 在控制了房屋属性特征之后, 两区合并对合并区域整体房价的推升幅度为 2.39%, 仍在 1%水平上显著。这表明辖区合并拉大了合并和非合并区域之间的房价。这与理论部分假说 3 的结论是完全一致的。为进一步控制不同区位对于房价的影响, 本文将样本范围缩小为距离新静安区边界小于 5km、3km 和 2km 的房屋交易数据, 结果如第(3)—(5)列所示。这表明随着距离行政区划边界的距离越近, 城市辖区合并对房价的影响在逐渐减弱, 系数由 2.00%缩小至 1.63%。

表 2 两区合并对合并区域房价的总体影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Adjustment</i>	0.0289*** (0.0085)	0.0239*** (0.0080)	0.0200** (0.0086)	0.0170* (0.0089)	0.0163* (0.0099)
控制变量	否	是	是	是	是
边界距离(km)	否	否	5	3	2
时间固定效应	是	是	是	是	是
小区固定效应	是	是	是	是	是
样本量	37212	37212	13521	10527	7613
调整后的 R ²	0.9260	0.9365	0.9045	0.8999	0.8970

注: 括号内为标准误, 显著性水平分别为 *** $p<0.01$ 、** $p<0.05$ 、* $p<0.1$ 。控制变量包括卧室数、卫生间数、户梯比、房间朝向、电梯配备、楼龄及楼层等。以下各表同。

2. 城市辖区合并对两个合并辖区房价的差异影响

根据理论分析, 两区合并会改变两辖区的长期集聚效应和公共服务的相对水平, 导致两辖区居住便利性和生产便利性的不同变化, 进而对原闸北区和原静安区的房价产生差异化影响。

基于式(19), 加入 $Adjustment$ 与是否位于原静安区的交互项, 表 3 估计了两区合并对原静安区和原闸北区房价的差异化影响。在不控制行政边界距离时, 第(1)列表明, 两区合并使得原闸北区房价显著上升 4.76%, 但是原静安区相较于原闸北区的变化显著下降了 5.29%, 由此可得两区合并对原静安区房价的影响约为 -0.53%。但该影响仅为对原闸北区房价影响的 1/10 左右, 且无法仅通过系数大小判断是否显著, 因此两区合并对原静安区的影响是否显著还需进一步检验。第(2)—(4)列控制边界距离的结果表明两区合并对原闸北区和原静安区房价的影响仍然保持稳健。

考虑到不同行政区经济发展水平、人口特征、房地产市场等方面的差异, 本文进一步选取宝山区作为原闸北区的控制组, 长宁区作为原静安区的控制组, 分样本探讨了辖区合并对两个合并辖区房价的差异影响。对原闸北区, 从表 4 第(2)列可知, 在控制房屋属性特征后, 静安区和闸北区的合并使得原闸北区房价短期内显著提升了 4.98%。在控制了边界距离后, 结果仍保持稳健, 两区合并

对原闸北区房价的拉动在 4.06% 以上。这表明静安区和闸北区的合并对经济社会发展相对落后的原闸北区的房价短期内产生了显著的推动作用。该结果与理论分析部分的假说 1 完全吻合。

表 3 两区合并对原静安区和原闸北区房价的差异化影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Adjustment</i>	0.0476*** (0.0072)	0.0438*** (0.0079)	0.0414*** (0.0083)	0.0408*** (0.0092)
<i>Adjustment</i> ×静安	-0.0529*** (0.0137)	-0.0529*** (0.0138)	-0.0545*** (0.0139)	-0.0547*** (0.0139)
控制变量	是	是	是	是
边界距离(km)	否	5	3	2
时间固定效应	是	是	是	是
小区固定效应	是	是	是	是
样本量	37212	13521	10527	7613
调整后的 R ²	0.9366	0.9047	0.9002	0.8973

表 4 两区合并对原闸北区房价的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Adjustment</i>	0.0563*** (0.0105)	0.0498*** (0.0099)	0.0526*** (0.0101)	0.0568*** (0.0130)	0.0406** (0.0174)
控制变量	否	是	是	是	是
边界距离(km)	否	否	5	3	2
时间固定效应	是	是	是	是	是
小区固定效应	是	是	是	是	是
样本量	4771	4771	3634	2585	1859
调整后的 R ²	0.8650	0.8961	0.8906	0.8523	0.7797

对于原静安区,表 5 结果表明,无论是否控制房屋属性及行政区划边界范围,城市辖区合并对于相对发达的原静安区房价都没有显著影响,且系数接近于 0。两区合并使得较发达的原静安区同时面临两种相互抵消的房价预期,即公共服务稀释效应对房价的负向影响以及集聚效应和经济增长对房价的正向影响,导致两区合并对于较发达的原静安区房价并未产生显著影响。该结果意味着,较发达的原静安区的房价上涨压力并未因两区合并而缓解。

3. 城市辖区合并对房价边界效应的影响

房价边界效应的减小可用来衡量合并区域房地产市场一体化程度的提高。本文验证了两区合并带来的边界效应的变化。本文划分了两区合并前和合并后两组,并按式(20)进行了精确断点回归,结果如表 6 所示。根据 Gelman and Imbens(2019)的建议,本文分别采取驱动变量的一次项和二次项进行估计。为控制区位因素,将样本限制在两区边界两侧各 5km 和 3km 范围内。

从表 6 的前两列可以看出,两区合并前后,行政区划的边界效应都是存在的。在采取驱动变量的一次项时,两区合并之前,原静安区房价相较原闸北区高 49.42%,但两区合并后,该差距缩小至 25.74%。在加入驱动变量的二次项及限制边界距离为 3km 后,结果仍保持稳健,两区房价差异由 26.34% 下降到 15.05%。这表明,两区合并打破了行政边界壁垒,使得经济要素资源和公共服务再配置成为可能,改变了居民对房价变动的预期,进而使得两区房价差异短期内显著下降。但由于区位房地产品质差异及公共服务调整和经济协同存在时滞,原静安区和原闸北区的房价差异并未随着行政区划边界的取消而短期消失。

表 5 两区合并对原静安区房价的影响					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Adjustment</i>	0.0121 (0.0126)	0.0065 (0.0152)	0.0041 (0.0154)	0.0081 (0.0159)	0.0209 (0.0180)
控制变量	否	是	是	是	是
边界距离(km)	否	否	5	3	2
时间固定效应	是	是	是	是	是
小区固定效应	是	是	是	是	是
样本量	3110	3110	2809	2017	1449
调整后的 R ²	0.8369	0.8572	0.8402	0.8399	0.8258

表 6 两区合并对房价影响的边界效应						
	(1) 合并后	(2) 合并前	(3) 合并后	(4) 合并前	(5) 合并后	(6) 合并前
静安	0.2574*** (0.0652)	0.4942*** (0.0831)	0.1961*** (0.0739)	0.2982*** (0.0826)	0.1505* (0.0778)	0.2634*** (0.0850)
驱动变量阶数	1	1	2	2	2	2
控制变量	是	是	是	是	是	是
带宽(km)	否	否	5	5	3	3
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
商圈固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	1472	669	1073	588	821	436
调整后的 R ²	0.7295	0.6238	0.5687	0.5658	0.4904	0.5314

4. 动态效应

随着时间推移,要素集聚和公共服务的变动可能进一步强化城市辖区合并对房价的推动作用,改变区域房地产市场的一体化趋势。为验证该推测以及采取 2015 年 9 月作为政策实施点的合理性,本文利用式(21)检验了城市辖区合并对房价影响的动态效应。

从表 7 的第(1)列可以看出,整体而言,自 2015 年 10 月开始,城市辖区合并对于房价的提升作用在不断增强,由 2.39%上升到 4.53%。在进一步控制边界距离后,结果仍比较稳健。对原闸北区而言,在采用宝山区作为控制组时,第(4)一(6)列结果表明,随着时间推移,城市辖区合并对房价的提升作用逐渐显著,由 2015 年 10 月的不显著跃升到 11 月的 5.34%,最后提升至 2016 年 2 月的 7.16%。

六、辖区合并对区域经济一体化的实证结果

1. 城市辖区合并与公共服务的一体化

公共服务一体化是区域经济一体化的重要方面。城市辖区合并是否推动了公共服务的一体化呢?公共服务种类繁多,难以直接量化其数量和质量,且对不同公共服务进行加总较为困难。具体到静安区和闸北区的合并案例,更面临数据可得性限制。但是,通过一些间接证据,仍可验证两区合并是否促进了公共服务的一体化。本文根据原闸北区与原静安区的住宅到辖区边界的距离进行了异质性分析。从理论上而言,对于原闸北区住宅,距离原静安区越近,越容易享受原静安区教育、医疗等公共服务;对于原静安区住宅,距离原闸北区越近则越可能面临公共服务的稀释。由于公共服务可以资本化到房价中(Oates, 1969),若城市辖区合并提高了较落后的原闸北区的公共服务水平,进而提高了原闸北区居住便利性,则辖区合并对原闸北区内更靠近原静安区的住宅价格正向推动作

表 7 两区合并对房价影响的动态效应

	整体			闸北宝山		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Adjustment-4</i>	-0.0034 (0.0137)	0.0021 (0.0147)	0.0078 (0.0152)	-0.0351 (0.0216)	-0.0381* (0.0219)	-0.0338 (0.0281)
<i>Adjustment-3</i>	0.0018 (0.0111)	-0.0038 (0.0124)	0.0079 (0.0127)	-0.0367** (0.0175)	-0.0419** (0.0184)	-0.0283 (0.0224)
<i>Adjustment-2</i>	0.0147 (0.0170)	0.0118 (0.0183)	0.0174 (0.0194)	-0.0012 (0.0166)	-0.0115 (0.0171)	-0.0093 (0.0237)
<i>Adjustment-1</i>	0.0030 (0.0117)	0.0029 (0.0126)	0.0045 (0.0130)	0.0095 (0.0158)	0.0006 (0.0163)	0.0101 (0.0235)
<i>Adjustment1</i>	0.0239* (0.0126)	0.0231* (0.0135)	0.0240* (0.0139)	0.0388** (0.0161)	0.0307* (0.0165)	0.0282 (0.0229)
<i>Adjustment2</i>	0.0312*** (0.0105)	0.0277** (0.0115)	0.0272** (0.0119)	0.0399*** (0.0145)	0.0358** (0.0149)	0.0534*** (0.0206)
<i>Adjustment3</i>	0.0304** (0.0118)	0.0219* (0.0128)	0.0258** (0.0131)	0.0411*** (0.0139)	0.0428*** (0.0144)	0.0449** (0.0202)
<i>Adjustment4</i>	0.0338** (0.0135)	0.0259* (0.0145)	0.0306** (0.0149)	0.0451*** (0.0172)	0.0450** (0.0185)	0.0502** (0.0245)
<i>Adjustment5</i>	0.0453*** (0.0173)	0.0387** (0.0185)	0.0452** (0.0189)	0.0437** (0.0190)	0.0574*** (0.0205)	0.0716*** (0.0258)
控制变量	是	是	是	是	是	是
边界距离(km)	否	5	3	No	5	3
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
小区固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	37212	13521	10527	4771	3634	2585
调整后的 R ²	0.9365	0.9045	0.9000	0.8962	0.8909	0.8527

注: *Adjustment-1* 代表 2015 年 9 月 7 日前 1 个月, *Adjustment1* 代表 2015 年 9 月 7 日后 1 个月, 其他变量含义依此类推。

用更强, 对原静安区内更靠近原闸北区的住宅价格负向影响更强。

为验证该机制, 本文根据原静安区和原闸北区住宅到不同边界的距离进行了划分。对于原静安区住宅, 本文以长宁区作为控制组, 分别选取距离原闸北区边界 0.5km 和 2km 范围内的住宅(“近距离 0.5km”组和“近距离 2km”组)及距离长宁区边界 2km 范围内的住宅(“远距离”组)作为处理组进行了分析, 结果如表 8 第(1)—(3)列所示。结果表明, 两区合并对原静安区靠近两区边界的房价产生了负向影响, 且越靠近此边界该负向影响越大越显著; 但两区合并对原静安区远离两区边界的房价则有非显著的正向影响。这印证了原静安区公共产品在合并后的稀释效应。对于原闸北区住宅, 本文则以宝山区住宅作为控制组, 分别选取距离原静安区边界 0.5km 和 2km 范围内的住宅(“近距离 0.5km”组和“近距离 2km”组)以及距离宝山区边界 2km 范围内的住宅(“远距离”组)作为处理组进行了异质性分析, 结果如表 8 第(4)—(6)列所示。结果表明, 两区合并使得原闸北区距离两区边界 0.5km 和 2km 范围内房价分别显著上升了 4.61% 和 4.33%, 使得距离宝山区边界 2km 范围内(远离静安和闸北边界)的房价上升了 3.54%。这印证了辖区合并使落后辖区得以分享发达辖区优质公共服务。因而, 两区合并促进了合并区域公共服务的一体化。

2. 城市辖区合并与集聚效应、经济发展

由于数据可得性限制, 本部分仅针对新静安区整体, 采用 Abadie and Gardeazabal(2003)提出的合成控制法分析了城市辖区合并对集聚水平和经济发展的长期影响。合成控制法通过选取一系

表 8 两辖区合并对合并区域公共服务一体化的检验

	原静安区房价			原闸北区房价		
	近距离 0.5km	近距离 2km	远距离	近距离 0.5km	近距离 2km	远距离
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Adjustment</i>	-0.0371* (0.0222)	-0.0013 (0.0165)	0.0182 (0.0153)	0.0461* (0.0268)	0.0433*** (0.0150)	0.0354** (0.0156)
控制变量	是	是	是	是	是	是
边界距离(km)	0.5	2	2	0.5	2	2
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
小区固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	2453	2956	2898	3484	3754	3998
调整后的 R ²	0.8497	0.8600	0.8514	0.8431	0.8727	0.8373

列控制变量并赋予权重,构建出“反事实”控制组,通过比较真实处理组与合成控制组之间的差异来评估政策效果。本文将新静安区整体设为处理组,其他未发生行政区划调整的市辖区作为控制组,利用 2006—2018 年上海市各市辖区数据进行了分析。通过历年《上海市统计年鉴》以及各区统计公报,本文选取人口密度、外贸开放度、产业结构、资本投入水平及一般公共财政预算支出等作为控制变量。其中,外贸开放度由出口总额占 GDP 比重衡量,产业结构由第三产业增加值占 GDP 比重衡量,资本投入水平由全社会固定资产投资额占 GDP 比重表示,价格均按照 2006 年不变价进行了调整。两区合并前的新静安区数据由原静安区和原闸北区相加得到。在剔除统计数据缺失较多的虹口区及其他发生过行政区划调整的辖区后,共得到 11 个市辖区成为控制组。

本文先分析两区合并对新静安区经济发展的影响,被解释变量为 GDP 的自然对数,结果如图 1 所示。在两区合并之前,新静安区范围内的 GDP 实际变化路径与合成的新静安区 GDP 变化路径基本重合,表明合成的新静安区较好地拟合了新静安区的 GDP 变动。但两区合并后,新静安区的 GDP 变动曲线始终位于合成的曲线之上,表明新静安区的 GDP 增长高于合成的新静安区。因此,两区合并提高了合并区域的经济增速,拉大了合并区域和非合并区域的经济增长差距。事实上,短期内新静安区房价的上涨是市场对辖区合并推动区域长期经济增长的即时反应。

本文还检验了两区合并对新静安区资本与人口集聚水平的影响。为考察两区合并对新静安区资本集聚的影响,本文借鉴汪冲(2012)的做法,被解释变量为固定资产投资额自然对数,结果如图 2(a) 所示。可以看出,两区合并之前,合成的曲线较好地拟合了新静安区固定资产投资的变动。两区合并之后,新静安区的固定资产投资在当年及随后两年发生了大幅上涨。为考察两区合并对人口集聚的影响,本文利用外来人口数据进行了估计,结果见图 2(b)。可以看出,在两区合并之前,合成的新静安区较好地拟合了新静安区外来人口规模的变动;两区合并之后,新静安区的外来人口规模变动虽然较小,但曲线始终位于合成的新静安区上方,说明两区合并在一定程度上促进了外来人口集聚。因此,两区合并并在长期内推动了新静安区的资本投入,促

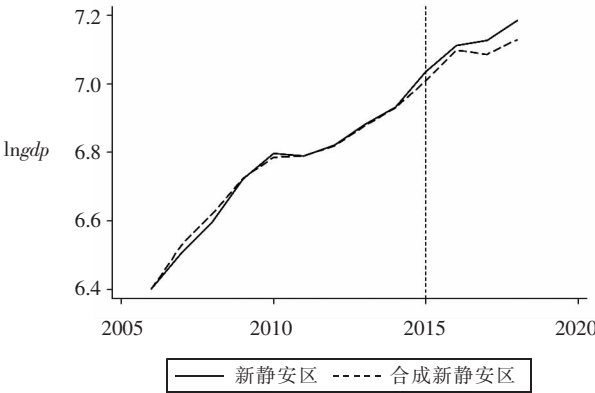


图 1 城市辖区合并对经济发展的影响

进了外来人口流入。短期内新静安区房价的上涨也是市场对辖区合并推动区域资本和人口集聚的即时反应。

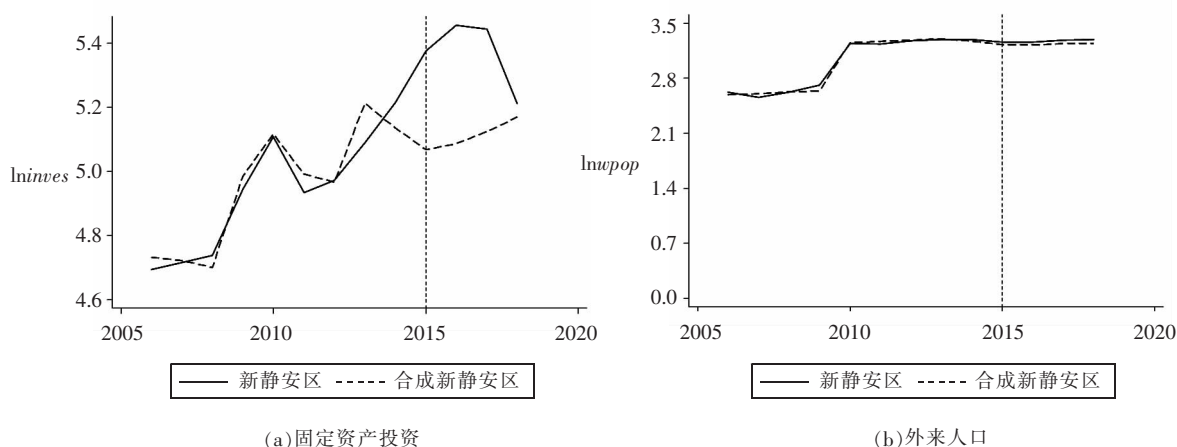


图2 城市辖区合并对固定资产投资水平和外来人口规模的影响

七、稳健性检验

每种计量估计方法都是建立在一定的假设和前提条件下的。为证明样本估计结果并非偶然,还需验证当一些条件或者假设改变时,实证结果是否稳健。为此,本文进行了四种稳健性检验^①。

1. 平行趋势检验

双重差分法的有效性依赖于平行趋势假设,即如果不存在两区合并的外部冲击,处理组和控制组的房价变化趋势是平行的。本文动态效应回归的结果,验证了平行趋势假设。在政策实施前,系数均接近于0且不显著,表明政策实施前,处理组相较于控制组的房价并不存在显著差异。对于闸北区,虽然 $Adjustment-3$ 在未控制边界距离和 5km 边界范围内时显著,但是当边界距离进一步控制到 3km 后则不存在显著差异,且结果稳健。综上,可以判断本文的平行趋势假设基本成立。

2. 安慰剂检验

为进一步验证处理组和控制组的房价差异确实是由于城市辖区合并造成的,本文进行了安慰剂检验。选取 2015 年 7 月作为假想的政策实施时间,重新估计城市辖区合并对房价的影响。结果表明,不管是否控制房屋属性特征,是否控制边界范围,城市辖区合并都未对房价产生显著影响。同时,本文假设合并发生在普陀区和长宁区,构造了假想的处理组,再次估计了城市辖区合并对房价的影响。结果表明,在假想条件下,不管是否控制边界范围,城市辖区合并的影响都不显著。这表明确实是由于静安区和闸北区的合并导致了房价上升,进一步证明了结果的稳健性。

3. 控制组有效性检验

(1) 更换控制组。针对原闸北区,本文将控制组更换为虹口区。结果表明,不管是否控制边界距离,两区合并都使得原闸北区房价在短期内显著上升了 4.94%。针对原静安区,本文将控制组更换为徐汇区。结果表明,两区合并对于原静安区房价并无显著影响。这验证了结果的稳健性。

(2) 溢出效应。考虑到两区合并对相邻区的房价可能存在溢出效应,本文借助不与新静安区相邻的辖区数据,利用式(22)进行了溢出效应估计,结果仍保持稳健,且 $Adjustment$ 与 $near$ 的交互项

^① 安慰剂检验及控制组有效性检验结果详见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

均不显著且接近于 0,表明合并对房价影响的溢出效应并不严重。

4. 城市辖区合并影响房价的宏观证据

为验证城市辖区合并影响相关区域房价并非上海的特例,本文还进一步利用 2012—2017 年全国城市辖区月度房价数据及辖区经济特征数据估计了辖区合并对于房价的影响,结果如表 9 所示。^① Panel A 的第(1)列结果表明,城市辖区合并使得整个合并区域房价上升了 12.17%。为了保证城市辖区房价的平行趋势成立,本文进一步将样本限制在发生城市辖区合并的省份及发生辖区合并的城市,结果表明合并对房价的推升幅度在 8.45%以上。这与理论部分的假说 3 是一致的。

为了进一步验证假说 1 和假说 2,本文按照户籍人口的人均 GDP 的高低,将发生城市辖区合并的市辖区划分为较发达和较落后两组。Panel B 和 Panel C 的第(1)列结果表明,城市辖区合并使得原发达市辖区的房价上升了 4.95%,但是并不显著,使得原落后的市辖区房价显著上升了 14.96%。在逐渐限制样本至发生辖区合并的城市后,结果仍保持稳健。这与理论分析部分的假说 1 和假说 2 也是一致的。上述结果进一步佐证了前文的微观实证证据。本文也进行了城市辖区宏观实证证据的稳健性检验,结果仍比较稳健,限于文章篇幅不再赘述。

表 9 城市辖区合并对房价的影响:全国城市辖区数据的证据

	(1)	(2)	(3)
	整体	发生合并省份	发生合并城市
Panel A: 城市辖区合并对整体房价的影响			
<i>Adjustment</i>	0.1217** (0.0567)	0.1329** (0.0600)	0.0845** (0.0393)
样本量	31024	14288	3581
调整后的 R ²	0.9545	0.9671	0.9787
Panel B: 城市辖区合并对原较发达市辖区房价的影响			
<i>Adjustment</i>	0.0495 (0.0916)	0.0265 (0.0908)	0.0477 (0.0525)
样本量	30179	13443	2736
调整后的 R ²	0.9545	0.9690	0.9816
Panel C: 城市辖区合并对原较落后市辖区房价的影响			
<i>Adjustment</i>	0.1496** (0.0724)	0.1662** (0.0803)	0.0911** (0.0446)
控制变量	是	是	是
城市辖区固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
样本量	30386	13650	2943
调整后的 R ²	0.9541	0.9677	0.9811

八、主要结论和政策建议

近年来中央高度重视优化行政区划及落实“房住不炒”“稳房价”工作,准确测度城市辖区合并对房地产市场和经济基本面的区域一体化影响并探讨其背后的理论机制,有重要的学术和政策意义。本文构建了房地产市场和经济基本面相互联动的一般均衡模型,解释了城市辖区合并通过影响经济集聚和公共产品区域一体化,进而影响区域房地产市场一体化的机制。模型表明,城市辖区合

① 数据说明及描述性统计内容详见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

并后:①原较落后辖区的房价会同时受到集聚机制带来的生产便利性提高以及分享原较发达辖区的公共服务导致居住便利性提高的影响,合并对原较落后辖区房价有正向影响。随着时间推移,这种影响逐渐扩大。②原较发达辖区的房价会同时受到集聚机制带来的生产便利性提高的正向影响以及存量公共服务稀释效应的负向影响,合并并不一定缓解原较发达辖区房价上涨压力。③在城市辖区合并后的短期内,合并辖区总的公共服务存量并不会改变,但由于集聚机制,城市辖区合并会整体推高合并辖区的整体相对房价水平。同时,两辖区的房价边界效应会随合并而逐渐减小。④辖区合并对区域经济一体化的影响较为缓慢,但由于辖区合并政策不可逆带来的稳定性预期,辖区合并对房地产市场一体化的影响会在短期内集中释放。本文基于上海市静安区和闸北区合并的准实验,利用上海市二手房微观交易数据验证了上述理论机制。实证结果与理论模型分析的结论高度一致。该实证结果同时表明,舆论对房地产市场区域一体化效果的“预言”并不完全符合真实情况。本文也基于全国区县数据进行了实证分析,结果表明城市辖区合并对相关辖区房价的影响方式与上海市的案例是完全吻合的。

基于理论模型和实证结果,本文可以得到五个方面的政策启示。①地方政府应推动公共服务的区域一体化,使辖区合并充分发挥提升城市综合承载能力的作用。房价上涨推升了生产和生活成本,不利于人口和产业集聚。辖区合并前渐进打破辖区藩篱,推动公共服务在全市范围共享,有利于抑制辖区合并带来的房价上涨,提高城市综合承载能力。②辖区细碎化不利于降低行政成本和实现规模经济,政府可在充分调研基础上逐步对部分细碎化辖区实施合并,以促进要素集聚,在不额外增加土地供给情况下充分挖掘城市发展潜力,推进旧城改造。③地方政府选取合并辖区时,不仅应考虑合并区域的一体化,也应考虑辖区合并导致合并区域和非合并区域发展差距拉大对城市整体区域一体化的不利影响。④在制定辖区合并方案的同时,政府应制定促进区域经济一体化的配套措施。这些配套政策包括增加非合并辖区的公共产品投资、鼓励要素流入非合并辖区等,以促进未合并辖区的经济发展和民生改善,避免合并区域出现经济极化现象和房价大幅波动。⑤政府应选择适当的辖区合并时间,避免在房价上涨较快时期推出辖区合并方案,同时加强舆论引导,防止房地产市场形成炒作辖区合并议题的市场氛围。

推动区域协调发展是新时代国家重大战略之一。除了实施部分城市辖区的合并,党的十八大以来,中国各级政府在制定区域协同发展、城市群一体化、城乡融合等政策方面进行了积极探索。本文的理论和实证方法也适用于其他区域协调发展政策的效果评估,为政府科学决策提供参考。

〔参考文献〕

- [1]高琳.大都市辖区合并的经济增长绩效——基于上海市黄浦区与南市区的合并案例研究[J].经济管理,2011,(5):38-45.
- [2]黄新飞,陈珊珊,李腾.价格差异、市场分割与边界效应——基于长三角15个城市的实证研究[J].经济研究,2014,(12):18-32.
- [3]雷潇雨,龚六堂.基于土地出让的工业化与城镇化[J].管理世界,2014,(9):29-41.
- [4]卢盛峰,陈思霞.政府偏袒缓解了企业融资约束吗?——来自中国的准自然实验[J].管理世界,2017,(5):51-65.
- [5]邵朝对,苏丹妮,包群.中国式分权下撤县设区的经济增长绩效评估[J].世界经济,2018,(10):101-125.
- [6]邵朝对,苏丹妮,邓宏图.房价、土地财政与城市集聚特征:中国式城市发展之路[J].管理世界,2016,(2):19-31.
- [7]石忆邵,徐妍菲.行政区划调整对住宅价格变化的影响效应分析——以南汇并入浦东新区为例[J].经济地理,2011,(9):1452-1457.
- [8]唐为,王媛.行政区划调整与人口城市化:来自撤县设区的经验证据[J].经济研究,2015,(9):72-85.
- [9]汪冲.资本集聚、税收互动与纵向税收竞争[J].经济学(季刊),2012,(1):19-38.

- [10]王丰龙,张传勇. 行政区划调整对大城市房价的影响研究[J]. 地理研究, 2017,(5):913-925.
- [11]周黎安,陶婧. 官员晋升竞争与边界效应:以省区交界地带的经济发展为例[J]. 金融研究, 2011,(3):15-26.
- [12]Abadie, A., and J. Gardeazabal. The Economic Costs of Conflict: A Case Study of the Basque Country[J]. *American Economic Review*, 2003,93(1):113-132.
- [13]Ahlfeldt, G. M., S. J. Redding, D. M. Sturm, and N. Wolf. The Economics of Density: Evidence from the Berlin Wall[J]. *Econometrica*, 2015,83(6):2127-2189.
- [14]Blair, J. P., S. R. Staley, and Z. Zhang. The Central City Elasticity Hypothesis: A Critical Appraisal of Rusk's Theory of Urban Development[J]. *Journal of the American Planning Association*, 1996,62(3):345-353.
- [15]Borraz, F., A. Cavallo, R. Rigobon, and L. Zipitria. Distance and Political Boundaries: Estimating Border Effects under Inequality Constraints[J]. *International Journal of Finance & Economics*, 2016,21(1):3-35.
- [16]Brasington, D. M. House Prices and the Structure of Local Government: An Application of Spatial Statistics[J]. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 2004,29(2):211-231.
- [17]Cai, H., Y. Chen, and Q. Gong. Polluting Thy Neighbor: Unintended Consequences of China's Pollution Reduction Mandates[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2016,(76):86-104.
- [18]Carr, J. B., S. Bae, and W. Lu. City-County Government and Promises of Economic Development: A Tale of Two Cities[J]. *State & Local Government Review*, 2006,38(3):131-141.
- [19]Combes, P., M. Lafourcade, and T. Mayer. The Trade-Creating Effects of Business and Social Networks: Evidence from France[J]. *Journal of International Economics*, 2005,66(1):1-29.
- [20]Dachis, B., G. Duranton, and M. A. Turner. The Effects of Land Transfer Taxes on Real Estate Markets: Evidence from a Natural Experiment in Toronto[J]. *Journal of Economic Geography*, 2012,12(2):327-354.
- [21]Duncombe, W. D., J. Yinger, and P. Zhang. How Does School District Consolidation Affect Property Values? A Case Study of New York[J]. *Public Finance Review*, 2015,44(1):52-79.
- [22]Engel, C., and J. Rogers. How Wide Is the Border[J]. *American Economic Review*, 1996,86(5):1112-1125.
- [23]Faulk, D., and E. Schansberg. An Examination of Selected Economic Development Outcomes from Consolidation[J]. *State & Local Government Review*, 2009,41(3):193-200.
- [24]Feiock, R. C., and J. B. Carr. A Reassessment of City/County Consolidation: Economic Development Impacts[J]. *State & Local Government Review*, 1997,29(3):166-171.
- [25]Gaigné, C., S. Riou, and J. Thisse. How to Make the Metropolitan Area Work? Neither Big Government, Nor Laissez-Faire[J]. *Journal of Public Economics*, 2016,(134):100-113.
- [26]Gelman, A., and G. Imbens. Why High-Order Polynomials Should Not be Used in Regression Discontinuity Designs[J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 2019,37(3):447-456.
- [27]Hawkins, B. W., K. J. Ward, and M. P. Becker. Governmental Consolidation as a Strategy for Metropolitan Development[J]. *Public Administration Quarterly*, 1991,15(2):253-267.
- [28]Hu, Y., and J. Yinger. The Impact of School District Consolidation on Housing Prices [J]. *National Tax Journal*, 2008,61(4):609-633.
- [29]Lipscomb, M., and A. Mobarak. Decentralization and Pollution Spillovers: Evidence from the Re-drawing of County Borders in Brazil[J]. *Review of Economic Studies*, 2016,84(1):464-502.
- [30]Lowery, D. A Transactions Costs Model of Metropolitan Governance: Allocation versus Redistribution in Urban America[J]. *Journal of Public Administration Research and Theory*, 2000,10(1):49-78.
- [31]Lu, Y., J. Wang, and L. Zhu. 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.
- [32]Mccallum, J. National Borders Matter: Canada-U.S. Regional Trade Patterns [J]. *American Economic Review*, 1995,85(3):615-623.

- [33]Nelson, A. C., and K. A. Foster. Metropolitan Governance Structure and Income Growth [J]. *Journal of Urban Affairs*, 1999,21(3):309–324.
- [34]Oates, W. E. The Effects of Property Taxes and Local Public Spending on Property Values: An Empirical Study of Tax Capitalization and the Tiebout Hypothesis[J]. *Journal of Political Economy*, 1969,77(6):957–971.
- [35]Ostrom, V., C. Tiebout, and R. Warren. The Organization of Government in Metropolitan Areas: A Theoretical Inquiry[J]. *American Political Science Review*, 1961,55(4):831–842.
- [36]Selden, S. C., and R. W. Campbell. The Expenditure Impacts of Unification in a Small Georgia County: A Contingency Perspective of City–County Consolidation[J]. *Public Administration Quarterly*, 2000,24(2):169–201.
- [37]Sigman, H. International Spillovers and Water Quality in Rivers: Do Countries Free Ride [J]. *American Economic Review*, 2002,(92):1152–1159.
- [38]Stigler, G. Economic Competition and Political Competition[J]. *Public Choice*, 1972,(13):91–106.
- [39]Tiebout, C. M. A Pure Theory of Local Expenditures[J]. *Journal of Political Economy*, 1956,64(5):416–424.

The Regional Integration Effect of Municipal District Merges——Evidence from Real Estate Microdata and District Economic Data

YU Hua-yi¹, HOU Yu-juan¹, HONG Yong-miao^{2,3}

- (1. School of Public Administration and Policy, Renmin University of China, Beijing 100872, China;
2. Academy of Mathematics and System Science and CEFS, Chinese Academy of Science, Beijing 100190, China;
3. School of Economics and Management, University of Chinese Academy of Sciences, Beijing 100190, China)

Abstract: Municipal district merges are important changes in administrative divisions. How district merges affect the regional integration of real estate markets and economic fundamentals is rarely addressed in the previous literature. This study constructs a general equilibrium model in which real estate markets and economic fundamentals are interlinked, and explains the mechanism by which the district merges affect regional integration of real estate markets by influencing economic agglomeration and regional integration of public goods. Using unique data on real secondary housing transactions and a quasi-experiment on the merger of Jing'an and Zhabei districts in Shanghai, this paper tests the integration effect of regional real estate markets through difference-in-difference and sharp regressions discontinuity. The regional integration effects in the three dimensions of the real estate market in the short term after the merger of the two districts are following: the overall housing prices of the merged region increased by 2.39% after the merge; the merge increased housing prices by 4.98% in the less developed Zhabei, but the upward pressure on housing prices in the more developed Jing'an had not been alleviated; the boundary effect of housing prices decreases from 26.34% to 15.05%. This paper also explores the effect of district merges on regional integration, results show that the merge led to the change of housing prices by promoting residential amenities in Zhabei, agglomeration effect and economic growth. The changes in housing prices are the instant reaction of market long-term changes in public goods and economic agglomeration lead by district merge. This study provides policy implication for stabilizing housing prices, optimizing administrative divisions, and promoting regional integration.

Key Words: municipal district merges; regional integration; agglomeration; real estate microdata; policy evaluation econometric models

JEL Classification: R30 R38 R58

[责任编辑:王燕梅]