

# 城市发展的行政制约：城区边界、公共品与房价

张 航\*

**摘要：**本文基于上海市住房和土地交易数据研究了城区边界效应，发现城区边界的区域价值显著低于城区腹地。该效应辐射上海 31.48% 以上的城市空间，其程度受统筹力度和财政能力影响，形成了复杂的空间分异，且随边界的改变而消散。区政府间协调不足导致公共品分布扭曲是城区边界效应的成因，表现为区政府主导的公共品在边界地区密度更低，但市政府统筹的公共品则无该效应。上述结果表明，统筹规划和建立政府间协调机制是解锁城市发展潜能的关键。

**关键词：**行政边界；公共品；房价

**DOI:** 10.13821/j.cnki.ceq.2023.05.16

## 一、引 言

纵观人类历史，城市是经济与社会发展的主要承载，大城市的出现也是文明达到辉煌的重要标志 (Mumford, 1968; 陆铭, 2016)。在我国亦是如此，改革开放之后的经济腾飞与城市化率的上升几乎同步，两者在空间和时间上均有着密不可分的联系 (白南生, 2003; 王国刚, 2010; 刘修岩等, 2017)。城市效率源于人口集聚带来的规模效应，但近年来人口集聚的规模成本逐渐触及现有公共品承载力的上限，随着交通拥堵、环境恶化、房价高企等城市病的显现，针对过度城市化、发展超大型城市的质疑不绝于耳。对此，早期政策方给出的解决途径是建设新城和整合城市群，本质上是通过城市功能在更大空间范围上的再配置，来疏散中心城市 (区) 的人口，以降低规模成本。但在目前阶段，由于财政支撑、距离成本、政府间协调和市场分割等一系列问题，超越单体城市的区域功能再配置在实践上困难重重，在缺乏合理规划的地区，更是造成了地方债务高筑、城市空间肆意蔓延等问题，侵蚀了城市本身的效率 (黄新飞等, 2014; 赵勇和魏后凯, 2015; Gaigné et al., 2016; 常晨和陆铭, 2017; 秦蒙等, 2019)。

在这种背景下，探索城市内部的效能提升空间就尤为重要。中央财经委员会 2019 年第五次会议上提出将提高中心城市的承载能力和资源优化配置能力作为未来区域经济发展的主要战略之一。对此，经济学界有必要回答的是，我国的大城市是否已经触及了承载能力的极限？是否还有潜在因素在限制城市的土地使用效率、集聚效应的发挥以及

\* 张航，上海财经大学公共经济与管理学院。通信地址：上海市武川路 111 号上海财经大学公共经济与管理学院，200433；电话：(021) 65908862；E-mail: zhanghangacm@163.com。本文得到北大-林肯研究基金 (FS08-20211215-ZH) 和国家自然科学基金青年项目“房产税对住房投机的抑制作用及其财富再分配效应研究” (72003066) 的资助。本文曾在“城市内部的空间政治经济学”研讨会上汇报过，特别感谢与会者的评论和建议。文责自负。

资源配置的优化。针对这些问题,本文认为城区层面的边界效应是被政学两界长期忽视,且严重抑制城市承载力的一大弊病,对其的研究可以帮助我们解锁城市发展的潜能。

经济学对边界效应有不同的理解,本文所研究的是边界贫困效应。在国家层面,省际交界地带有显著高于省内腹地的贫困率,边界上暗淡的灯光如同沟壑,将中国经济切分成块。周黎安和陶婧(2011)、唐为(2019)探究了其成因,发现政府间缺乏协同能力导致公共品在行政边界处投资不足是边界地区落后的主要原因。在城市内部,区(县)政府之间同样存在协同能力不足的问题,边界效应的形成逻辑也适用于城区边界,因此可以观察到,城市内部的区域价值常以城区为单位呈现多中心化,表现为城区中心集聚、边界贫乏。造成城区边界贫乏的原因众多,最为人所熟知的是断头路。断头路严重阻碍了城市交通,而道路“断头”之处往往出现在两区交界。<sup>①</sup>诸如此类的公共品提供低效将沿城区边界形成落后带,不但降低了城市土地的利用率,限制了城市的承载力,而且阻碍了城市内部的空间经济一体化,使资源的跨区配置受阻。

本文以房价为区域价值的指标,检验了上海市的城区边界效应。首先,我国目前面临承载力困境的主要是各大中心城市,上海是中心城市的代表且长期面临人口压力,对其的检验可以为各大中心城市的发展提供借鉴;其次,上海市的城区空间具有足够的分异性,给边界效应的呈现和检验提供了足够立体的维度;最后,在城市内部,住房价格是区域价值的综合体现,而住房附近的公共品价值则是房价的重要组成部分(Zheng et al., 2014; 兰峰和达卉莉, 2018),城区边界上公共品不足造成的落后将直接反映在房价上,因此房价是检验城区边界效应的合理指标。

本文基于2014年1月至2019年6月上海市全量二手房交易数据的实证结果证实了城区边界效应的存在,表现为住房每接近城区边界1千米,房价将下降1.2%;这一结果是稳健的,并非因房产中介的干预、城区边界的自然条件以及城市规划的功能分区等替代性原因造成,且会在城区合并、边界消失后逐渐消散;市中心和发达城区的边界效应弱于郊区和落后城区,说明高级别政府的统筹力度和宽裕的财政水平可以缓解城区边界效应;平均来讲,上海的城区边界效应辐射边界两侧各1.5—2千米的地带,由此计算的土地面积至少占上海城市面积的31.48%,这意味着目前对城市承载力的认识存在严重的低估。机制分析证明公共品的空间分布是边界效应的成因,由区政府主导的公共品(医院、派出所和学校)在边界上的密度较低,相反由市政府统筹的公共品(地铁)不存在边界效应;房价的边界效应由公共品的空间分布造成,表现为住房对区级公共品的可及性随着靠近边界而下降。

本文对以下三支文献做出了边际贡献。第一,多中心模式是大城市发展的常见形态,传统城市理论认为这是要素自由流动的空间均衡结果,不存在额外福利损失。但本文发现行政因素也是塑造多中心的重要力量,当由此形成的分布偏离经典理论分布时,便会出现效率损失。第二,针对行政边界的研究中,以往文献均以省、州或者国界为研究对象,本文将这一概念下沉到城区,加深了我们对基层政府行为逻辑和其经济结果的

<sup>①</sup> 区界上的断头路在上海极为普遍,例如位于青浦区与闵行区交界处的虹桥商务区,其辐射范围内包含了五条断头路,严重影响了虹桥交通枢纽的正常运行(<http://hupq.okcis.cn/dzxww171651.html>, 访问时间:2020年10月20日)。

理解。第三，已有住房研究中，公共部门影响住房市场的路径有两条，一是调控政策的直接干预，二是公共品的资本化，本文的结论表明，除此之外政治经济学的空间结果还将直接表达在房价上，引起住房市场在局部空间上的扭曲。

论文其余部分的结构安排如下：第二部分为文献回顾与理论分析，我们在已有文献基础上进行了理论分析并提出研究假说；第三部分为研究设计，介绍本文所用的数据及实证模型；第四部分为基准实证结果，呈现以房价为指标的边界效应；第五部分是机制分析，讨论公共品的空间分布；第六部分是文章的结论。

## 二、文献评述及理论分析

城市的空间价值并非均匀分布，而是中心繁荣、边界贫乏的。这种空间结构虽然有利于产出效率，但也导致了住职分离、中心拥挤等问题，因此城市经济学一直致力于解释其成因，以提出优化方案。经典 AMM 理论认为，生产的集聚是中心化结构的根源，厂商在效率驱使下汇集于市中心，居民为降低通勤成本，以工资水平为约束条件对居住地展开竞租。最终的均衡结果在空间上呈现出以市中心为顶点的人口密度梯度和住房价格梯度，因此城市是单中心的 (Alonso, 1964; Mills, 1967)。AMM 理论开启了现代城市经济学的大门，后续研究又将其拓展为多中心模型，使之更符合大城市的现实形态 (Ogawa and Fujita, 1980; Henderson and Mitra, 1996; Lucas and Rossi-Hansberg, 2002)。在 AMM 理论下，中心的繁荣和边界的落后是要素流动的均衡结果，因此不存在额外的福利损失。

但现实中，要素的流动受到限制和引导，城市规划和土地政策很大程度上决定了城市的发展模式和空间结构 (陆铭, 2017)。经验研究表明，城市规划偏离市场规律的案例屡见于全球各地，由此造成了严重的资源配置扭曲和福利损失 (Gaigné et al., 2016; 刘修岩等, 2017; 常晨和陆铭, 2017; 秦蒙蒙等, 2019)。因此，现有 AMM 模型的假设与现实存在差距，有必要将政治经济学因素加入其中，重新审视城市空间中心化的成因及其效率得失。

一般而言，城市政府除市政府外，还包括基层的区、县政府。在职能分工上，市政府统筹规划，基层政府落地实施。但在分权体制下，区、县政府作为独立考核的行政单位，同样具有最大化辖区经济增长的激励。当市级的统筹与基层辖区的增长目标不符时，区、县政府会通过调配资源来自我保护，进而导致统筹弱化和城区间分割。例如，中国的县级政府会通过税率进行逐底竞争 (龙小宁等, 2014; 王小龙和方金金, 2015)。类似的困境也存在于市政府和省政府之间 (胡彬和胡晶, 2016)。在行政级别更高的大城市，区政府对资源配置的话语权更大 (余华义等, 2021)，为增长而竞争的能力也更强，而实现这一目标的途径之一，就是将公共资源集中在辖区腹地，导致城区腹地的繁荣和边界的落后。

城区政府忽视边界的建设是出于投资收益最大化的考量。以图 1 为例，A、B 为接壤的两个城区政府。假设 A 政府要投建一项公共品，由于外部性的存在，其受益范围是一个以公共品落点为中心，以一定辐射距离为半径的圆。若将其选址在边界附近，则部分受益将被 B 政府捕获，也即发生图 1 的情况。此时，A 政府承担了公共品的全部成

本,但只捕获到部分受益,损失部分被B政府捕获。因此,为最大化自身的投资收益,地方政府将尽量避免在边界附近投资公共品。公共品选址上的空间偏向造成了行政边界上的公共品真空,进而导致边界贫困,我们称这种现象为“城区边界效应”。类似的边界贫困现象在中国的省际交界同样存在(周黎安和陶婧,2011;唐为,2019),且会在省际边界调整后相应增减(Yang et al., 2022)。

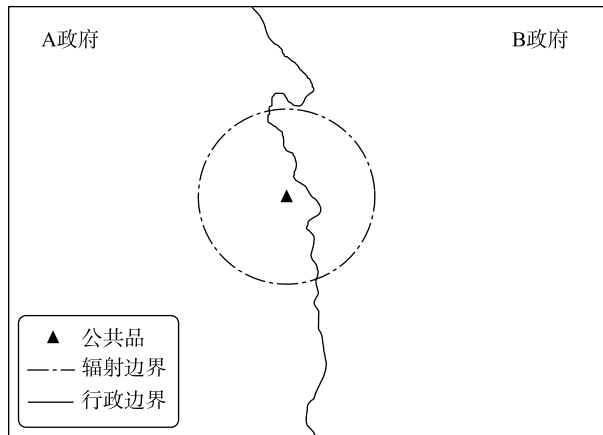


图1 边界公共品的外部性

理论上,缓解城区边界效应最为有效的思路是公共品的联合提供,即A、B政府按受益比例分摊成本,共同支付边界公共品的修建和运营成本。然而,同级政府间的协调面临诸多矛盾,联合提供往往难以成行。首要的矛盾是激励不对等,河流治污是其中的典型案例。当河流跨越行政边界时,上下游政府需合力来提供“清洁”这一公共品。此时上游政府的治理收益会部分被下游政府捕获,而下游的治理却不会溢出到上游,因此上游政府的治污激励远小于下游政府,合作治污便难以达成。Cai et al. (2016)对中国和Lipscomb and Mobarak (2017)对巴西的研究均证实了这一点。另一个原因是偏好不对等,由于各辖区内的人口特征和财政能力大相径庭,因此公共资金的使用方向、合作伙伴的选择偏好都不尽相同。Brasington (2003)针对美国俄亥俄州社区间合作提供公共教育的案例研究佐证了这一观点。文章发现社区间的合作意愿取决于自身和对方一系列条件的匹配,然而基于富裕程度和种族认同的偏好复杂性使匹配链无法形成闭环,政府间自发达成合作的可能微乎其微。此外,官员晋升制度导致地区间存在横向竞争,进一步加剧了政府间的协调难度。周黎安和陶婧(2011)证明地方官员晋升竞争是边界贫困的重要成因,表现为边界上两省的经济差距越小,边界县的相对经济水平越落后。

综合以上三个原因,边界公共品的联合提供难以实现,城区边界效应由之产生。值得注意的是,由此导致的城市空间多中心化,其形成逻辑与AMM理论的假设不同,是在协调不足的背景下达到的政治均衡。当这一均衡与AMM理论下的市场均衡相背离时,将出现资源配置扭曲和福利损失。这同时意味着,已有文献中基于AMM假设所估计的城市最大产出和最优规模水平也将存在低估。

在城市内部,区域价值会综合反映在房价上。这是因为高区域价值体现为高质量及高密度的公共品、商业和就业机会,而居民为减少通勤成本,会偏向于就近居住在高价值区域,进而推高其房价。就边界效应而言,公共品的分布是其成因,诸如地铁、学

校、医疗等价值都将在空间上溢出到房价中 (Zheng et al., 2014; 范子英等, 2018; 韩璇等, 2021), 此外公共品的空间分布还将引导配套设施, 进一步提振周边房价 (Barnes, 2005; Zheng and Kahn, 2013; 兰峰和达卉莉, 2018)。因此, 城区边界上低公共品供给造成的低价值, 将直接反映为边界上的低房价。综合以上分析, 本文提出如下两个待检验的假说:

**假说 1** 城市内部存在城区边界效应, 表现为距离城区边界更近则房价更低;

**假说 2** 城区边界效应由公共品供给不足引起, 表现为距离城区边界更近则公共品的密度更低。

### 三、数据及研究设计

#### (一) 数据来源及处理

本文采用上海市 2014 年 1 月至 2019 年 6 月的二手房交易全样本数, 来源是上海市住房管理部门。在剔除了非住宅类后, 共 103 万笔交易。数据集包括每笔交易的成交日期、成交价、小区名、住房特征信息以及成交渠道。图 2 展示了各年度样本量的分布情况和房价走势, 可以看到住房市场在样本期内存在一定波动, 交易量和价格增长率在 2016 年达到顶峰后, 随着调控政策的相继出台而回落<sup>①</sup>, 说明住房市场对公共因素有着极为敏感的反应。

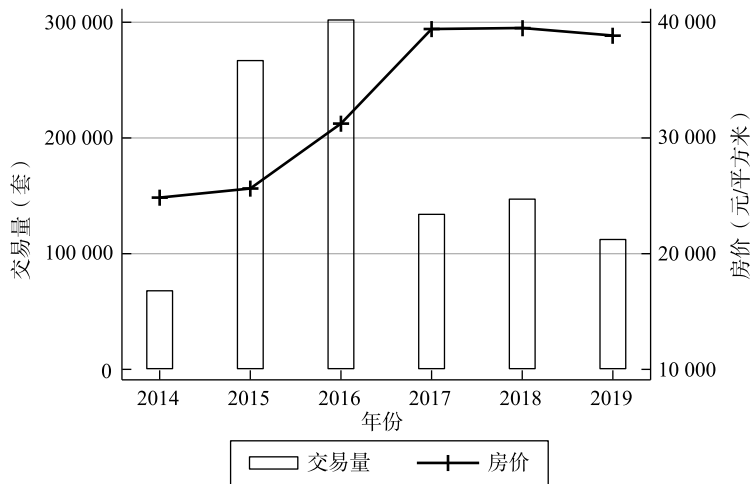


图 2 样本的时间分布

我们利用链家网搜集了小区的基本信息, 并通过小区名与交易数据进行匹配后, 得到了整合交易信息-住房特征信息-小区信息的数据集, 共涉及全上海 14 438 个小区。基于小区名, 我们利用爬虫技术获取了每个小区的坐标, 并进行了手工修正。数据对上海全市有着足够的覆盖率, 保证了后续研究的代表性。

基于小区坐标和上海市行政区划图, 我们计算了本文的核心解释变量——小区到最

<sup>①</sup> 上海市于 2016 年 3 月 25 日和 2016 年 11 月 28 日两次推出了限贷和限购政策。

近城区边界的最短直线距离 ( $dis\_bd$ )。样本期内上海市的行政区划稳定, 仅有2015年11月静安区与原闸北区合并一次变动。我们为不同交易日期的样本分别匹配了对应的行政边界。此外, 城市空间的价值以市中心为最高点向外梯度下降, 为控制这一整体趋势, 我们计算了小区到市中心(人民广场)的直线距离 ( $dis\_centre$ )。最后, 上海市的外边界接近其他省市, 存在资源、贸易互补的引力效应(周黎安和陶婧, 2011; 唐为, 2019)。为控制这一效应, 我们进一步计算了小区到上海市外边界的最短距离 ( $dis\_sh$ )。

我们还对数据做了一系列处理, 包括剔除异常样本, 如建筑年份晚于交易年份、小区容积率大于10和面积小于10平方米的样本, 并对单价进行了上下0.1%的截尾处理。最终数据的描述性统计见表1。其中,  $dis\_bd$  的均值为2.39千米, 最远为12.11千米; 住房单价的均值为32 172元/平方米, 但存在较大的波动, 说明样本对不同住房类型的覆盖较广; 水、电类型1表示民用, 0表示商用; 建筑类型1—4分别表示塔楼、板楼、板塔结合和平房。

表1 描述性统计

变量名	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
$dis\_bd$ (千米)	1 032 501	2.386	2.244	0.000012	12.11
$dis\_sh$ (千米)	1 032 501	15.31	7.900	0.0133	32.56
$dis\_centre$ (千米)	1 032 501	17.17	12.85	0.117	70.13
单价 (元/平方米)	1 032 666	32 172	17 602	1 769	120 919
建筑面积	1 032 666	80.47	36.59	10	1 234
楼层	1 029 957	5.705	5.031	1	80
电梯数	995 191	0.626	1.168	0	24
用电类型	1 021 151	0.998	0.0432	0	1
用水类型	1 021 125	0.998	0.0424	0	1
房龄	1 005 504	16.77	9.922	0	118
建筑类型	1 025 281	3.868	0.510	1	4
小区绿化率	935 273	34.83	9.375	1	90
小区容积率	928 786	1.892	0.911	0.010	10
是否人车分流	1 031 103	0.0334	0.180	0	1
物业费 (元/平方米·年)	1 025 958	1.192	1.339	0	40

## (二) 实证模型

基于以上数据, 我们用如下模型来检验城区边界效应:

$$\ln(Sp)_{ijdt} = \beta_0 + \beta_1 dis\_bd_{jdt} + \beta_2 X_{jdt} + \beta_3 Y_{ijdt} + \beta_4 Z_{jdt} + \delta_d + \gamma_t + \varepsilon_{ijdt}, \quad (1)$$

其中, 下标  $i$  代表住房,  $j$  代表小区,  $d$  代表城区,  $t$  代表交易所在的月份。 $\ln(Sp)$  为住房每平方米价格的对数;  $dis\_bd$  为小区到最近城区边界的距离;  $X$  为小区的其他距离变量, 包括  $dis\_sh$  和  $dis\_centre$ ;  $Y$  为住房特征变量, 包括建筑面积、楼层、电梯数、

水电类型和房龄； $Z$ 为小区特征变量，包括绿化率、容积率、是否人车分流、物业费和建筑类型。 $X$ 、 $Y$ 和 $Z$ 在空间区位、住房质量和小区质量三个维度控制影响房价的因素。 $\delta$ 和 $\gamma$ 分别为城区和月份固定效应，用以控制地区和时间维度的市场波动。 $\beta_1$ 是我们所关心的系数，若城区边界效应存在，则 $\beta_1$ 为正，表示距离城区边界越近，住房价格越低。

## 四、实证结果

### （一）城区边界效应：房价与边界距离

我们先用公式（1）检验本文的核心假说——城区边界效应。表2第（1）列结果显示， $dis\_bd$ 在1%的置信水平下显著为正，表示越靠近城区边界房价越低，而房价是区域价值的综合体现，因此城区边界附近的区域价值更低，城区边界效应被证实存在。 $dis\_bd$ 系数为0.0118，由此可得 $dis\_bd$ 变化1个标准差（2.244），房价将相应变化2.65%，相当于一个房价标准差的4.84%。这意味着城区边界效应可解释房价差异的4.84%。此外， $dis\_centre$ 显著为负，表示距市中心越远房价越低，说明城市空间价值以市中心为顶点，向外逐渐降低。 $dis\_centre$ 系数的绝对值约为 $dis\_bd$ 系数的3倍，说明城区边界效应对区域价值的影响力约为城市空间结构的1/3。 $dis\_sh$ 同样显著为负，说明外省的引力效应间接提高了外边界附近的区域价值。

表2的其余部分从四个方面检验基准结果的稳健性。首先，二手房交易严重依赖房产中介。不同于新房交易，二手房交易中买卖双方均处于信息孤岛状态，需要房产中介作为平台来匹配供给和需求。现实中，房产中介会倾向于深耕高价值区域而忽略价值洼地。若城区边界因低价值而被房产中介忽略，则会导致其市场规模和价值的进一步跌落，由此得到的边界效应也将存在高估风险。这种情况下，通过中介成交的住房将集中于城区腹地，而自主成交住房则集聚于边界，后者可观察到的边界效应将大于前者。表2的第（2）、（3）列分别估计了自主成交样本和中介成交样本，到城区边界距离（ $dis\_bd$ ）的系数均稳健，且中介成交样本的效应略大于自主成交样本，与上述假设不符，说明房产中介的空间选择效应并未放大基准估计结果。

表2 房价与城区边界

变量名	被解释变量：ln(房价)					
	全样本	自主成交	中介成交	非河流边界	链家成交	区位因素
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$dis\_bd$	0.0118*** (0.00300)	0.0102*** (0.00240)	0.0113*** (0.00310)	0.0131*** (0.00318)	0.0173*** (0.00221)	0.0164*** (0.00350)
$dis\_centre$	-0.0307*** (0.00182)	-0.0261*** (0.00114)	-0.0309*** (0.00188)	-0.0284*** (0.00183)	-0.0335*** (0.00110)	-0.0380*** (0.00267)

(续表)

变量名	被解释变量: ln(房价)					
	全样本 (1)	自主成交 (2)	中介成交 (3)	非河流边界 (4)	链家成交 (5)	区位因素 (6)
<i>dis_sh</i>	-0.00458*** (0.000875)	-0.00882*** (0.00123)	-0.00410*** (0.000836)	-0.00418*** (0.000921)	-0.00214** (0.000857)	-0.00772*** (0.00257)
建筑面积	-0.000368** (0.000156)	0.000857*** (0.000141)	-0.000411*** (0.000151)	-0.000849*** (8.80e-05)	-0.000135 (0.000140)	-0.00101*** (9.84e-05)
楼层	0.00476*** (0.000473)	0.00552*** (0.000661)	0.00327*** (0.000437)	0.00403*** (0.000432)	0.00229*** (0.000683)	0.00315*** (0.000297)
房龄	0.00145** (0.000681)	0.00327*** (0.000531)	0.00174** (0.000711)	0.00222*** (0.000734)	-3.28e-05*** (8.27e-06)	-0.00492*** (0.000487)
电梯数	0.00935* (0.00544)	0.0229*** (0.00516)	0.00405 (0.00507)	0.00177 (0.00437)	0.0146*** (0.00427)	0.00385 (0.00322)
用电类型	-0.103 (0.0794)	0.0775 (0.0786)	-0.105 (0.0758)	-0.207*** (0.0601)	0.191 (0.147)	-0.0690 (0.0742)
用水类型	0.184 (0.129)	-0.0720 (0.103)	0.209* (0.126)	0.283** (0.128)	0.368** (0.166)	0.222* (0.117)
绿化率	0.00288*** (0.000476)	0.00186*** (0.000525)	0.00259*** (0.000473)	0.00270*** (0.000484)	0.00269*** (0.000456)	0.00261*** (0.000318)
容积率	0.00493 (0.00383)	0.00603 (0.00604)	0.00649* (0.00358)	0.00464 (0.00408)	0.00350 (0.00389)	-0.00815*** (0.00246)
人车分流	0.145*** (0.0249)	0.149*** (0.0269)	0.128*** (0.0240)	0.118*** (0.0204)	0.109*** (0.0207)	0.140*** (0.0171)
物业费	0.0304* (0.0177)	0.0248* (0.0139)	0.0283* (0.0167)	0.0675*** (0.00691)	0.0341*** (0.0105)	0.0229* (0.0121)
建筑类型	0.0227*** (0.00491)	0.0229*** (0.00756)	0.0211*** (0.00475)	0.0128*** (0.00481)	0.0355*** (0.00522)	0.0398*** (0.00483)
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
城区固定效应	是	是	是	是	是	否
街道固定效应	否	否	否	否	否	是
小区 cluster	是	是	是	是	是	是
Observations	878 164	136 406	741 758	700 115	166 836	877 842
R-squared	0.551	0.442	0.685	0.581	0.640	0.599

注: 括号中为标准误,\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。



其次，边界效应强调行政力量对经济连续性的割裂作用。但地理因素，如山川、河流，会自然地阻断经济活动的空间连续。若行政边界与自然阻断线重合，则地理因素将部分解释边界效应，挑战其政治经济学解释。上海位于长江三角洲平原，地势平坦但河流纵横，最主要的就是黄浦江和苏州河，行政区划也部分使用了这两条河作为城区边界。通过逐一对比河流和行政区划图，我们将城区边界与河流重合的段落筛选了出来。表2第(4)列剔除了以河流边界作为最近边界的样本，结果依旧稳健，说明城区边界效应并非由地理因素引起。

再次，已有研究指出二手房交易中存在为避税而低报价格的现象(Agarwal et al., 2020)，导致本文所使用数据或许存在偏误。为此，我们从链家网获取了包含真实交易价格的微观数据，以同样的样本期、数据处理过程和计量模型重新估计了城区边界效应。表2第(5)列结果依旧稳健，说明潜在的低报偏误并不影响本文的基本结论。

最后，为保证基准模型完整捕捉城区边界效应，我们将地区固定效应控制在城区层面，但这同时限制了区位因素的控制精细度，由此导致的潜在内生性问题同样会引起估计偏误。为此，表2最后一列进一步控制了街道层面的固定效应，三个距离项的系数仍保持稳健，说明即使在更小的空间单元内进行组内比较，到城区边界的距离依然显著影响区域价值。

## (二) 进一步证据：土地价值和行政区划调整

城市规划将不同类型土地进行空间布局，以形成健康的城市空间格局。若上述过程提前考虑到城区边界，例如将住房用地集中在生活便利的城区腹地，而将边界区域规划为其他用途，则以房价作为区域价值的指标将导致偏误，城区边界或许只是不适宜居住，而非真正的价值洼地。为排除这一假说，我们使用能反映各类型土地价值的土地交易数据重新估计城区边界效应。

土地交易数据来自中国土地市场网，包括2000—2020年上海所有地块的出让信息。我们在原始数据基础上剔除了划拨出让的土地，因其价格无法代表市场价值；剔除了价格和容积率下限缺失的异常样本；对总价的上下0.1%进行截尾。此外，用总价和面积计算了每公顷土地价格，用地块坐标计算了地块到城区边界、市中心和上海外边界的距离，并在加入控制变量和双重固定效应后进行了实证分析。表3的第(1)列结果显示，综合性的土地价值也存在显著的边界效应，地块每接近城区边界1千米，地价将下降3.36%。此外，到市中心距离和到外边界距离也与基准回归保持一致。

表3的其余部分进一步细分了交易类型。第一，城市规划中的边界效应由区政府主导，因此表3第(2)列剔除了由市政府审批的交易，仅保留区政府审批样本。第二，基准结果已反映住房市场的边界效应，表3第(3)、(4)列在第(2)列基础上进一步区分了住宅用地和非住宅用地，以检验住房的上游市场和其他类型土地的情况。以上结果中，三个距离项的系数均与第(1)列结果保持稳健，这反映了两个典型事实，一是在土地市场中城区边界效应依旧存在，说明城市空间规划并非造成基准结果的替代性原因；二是住宅用地和非住宅用地的价值均与房价具有极为相似的空间分布特征，因此房价是区域价值合理的度量指标。

表3 土地价值的边界效应

变量名	被解释变量: ln(地价)				
	所有交易 (1)	区级审批 (2)	住宅用地 (3)	非住宅用地 (4)	浦东—南汇合并 (5)
<i>dis_bd</i>	0.0336*** (0.00820)	0.0388*** (0.00831)	0.0484** (0.0190)	0.0299*** (0.00863)	
<i>dis_pdnh</i>					0.0482*** (0.0182)
<i>dt × dis_pdnh</i>					-0.0505** (0.0196)
<i>dis_centre</i>	-0.0273*** (0.00287)	-0.0262*** (0.00323)	-0.0286*** (0.00732)	-0.0250*** (0.00338)	-0.0213*** (0.00507)
<i>dis_sh</i>	-0.0186*** (0.00466)	-0.0231*** (0.00472)	-0.0223** (0.00991)	-0.0250*** (0.00505)	-0.0157 (0.0103)
地块面积	0.0143*** (0.00331)	0.0162*** (0.00333)	-0.0223*** (0.00820)	0.00598* (0.00354)	-0.00501 (0.00799)
容积率下限	0.596*** (0.0342)	0.629*** (0.0350)	0.415*** (0.109)	0.607*** (0.0344)	0.722*** (0.105)
土地等级	-0.153*** (0.0120)	-0.133*** (0.0125)	-0.127*** (0.0295)	-0.157*** (0.0130)	-0.252*** (0.0323)
出让方式	0.318*** (0.0207)	0.243*** (0.0212)	0.744*** (0.0761)	0.174*** (0.0205)	0.507*** (0.0855)
时间固定效应	是	是	是	是	是
城区固定效应	是	是	是	是	是
Observations	5 803	5 520	1 122	4 386	861
R-squared	0.496	0.506	0.516	0.534	0.540

注: 括号中为标准误, \*\*、\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

此外, 得益于土地交易数据较长的样本期, 我们可以利用行政区划调整作为自然实验, 建立更清晰的因果推断。样本期内, 上海共有三次行政区划调整, 分别为浦东—南汇合并(2009年6月)、黄浦—卢湾合并(2011年6月)和静安—闸北合并(2016年3月), 其中后两次调整的边界位于公共品拥挤的市中心, 冲击效果不大, 因此我们选择浦东—南汇合并作为冲击。两区合并后, 原浦东—南汇界消失, 由其产生的边界效应也理应消散。我们仅使用浦东和南汇的土地交易样本, 计算了每个地块到浦东—南汇界的距离(*dis\_pdnh*), 以及交易发生于合并前后的虚拟变量(*dt*), 两者的交互项系数将反应边界消失所改变的边界效应。表3最后一列显示, 在合并之前, 浦东—南汇界存在显著的边界效应, 而合并使边界效应下降, 且下降幅度与原有效应基本相当, 说明在合并后, 原浦东—南汇界附近的落后现象已不复存在。

### (三) 城区边界效应的空间分异

在城市空间上,市中心是最能发挥集聚效应的区域。上海经过改革开放后几十年如一日的规划和建设,市中心的人口和公共品均已达到极高的密度。另外,市级政府对市中心更强的统筹力度也抑制了区级政府在公共品布局中的话语权。这意味着,市中心的城区边界会因潜在的高价值和上级政府的统筹规划而减弱。表4的前两列以内环作为上海市中心的划分,分别回归了中心城区和非中心城区的样本,发现如预期一致,边界效应只存在于非中心城区,在中心城区并不显著。

除城市空间结构外,经济水平也是造成边界效应分异的重要维度。城区的经济水平决定了区政府提供公共品的能力。富裕城区的财政收入更为充足,在完成城区腹地的建设后,会将余力投放在边界地区。即使边界公共品的价值无法完全内部化,但只要可被内部化部分的收益大于其投资和运营成本,发展边界依然是占优策略,边界效应随之减弱。相反,落后城区由于财政能力拘谨,为最大化其财政资金的收益转化率,会优先发展腹地,边界效应也会更强。我们以各区2015—2018年的人均GDP为指标,将上海16个城区划分为排名前8的富裕城区和后8的落后城区,并在剔除内环以内地区后分别进行估计。表4第(3)、(4)列的对比结果显示,富裕城区边界效应的系数和显著性均低于落后城区,这意味着充足的财力可以一定程度上缓解边界效应。

表4 异质性分析

变量名	被解释变量: ln(房价)					
	内环内 (1)	内环外 (2)	富裕城区 (3)	落后城区 (4)	靠近富区 (5)	靠近穷区 (6)
<i>dis_bd</i>	0.00974 (0.0106)	0.0143*** (0.00281)	0.00815** (0.00357)	0.0265*** (0.00352)	0.000276 (0.00413)	0.0404*** (0.00455)
<i>dis_centre</i>	-0.0128* (0.00736)	-0.0281*** (0.00174)	-0.0269*** (0.00207)	-0.0332*** (0.00154)	-0.0480*** (0.00182)	-0.0338*** (0.00232)
<i>dis_sh</i>	0.0103** (0.00507)	-0.00381*** (0.000847)	-0.00376*** (0.000952)	-0.00481*** (0.00167)	0.00424** (0.00184)	-0.0113*** (0.00270)
住房特征	是	是	是	是	是	是
小区特征	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
城区固定效应	是	是	是	是	是	是
小区 cluster	是	是	是	是	是	是
Observations	124 252	753 911	392 275	361 636	164 241	155 374
R-squared	0.339	0.520	0.452	0.572	0.446	0.545

注: 括号中为标准误,\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

富裕城区在边界附近投建的公共品还可能造成价值的跨边界溢出,缓解对面城区的边界效应。对落后城区而言,靠近富裕城区的部分将受益于对面的价值溢出,区域价值得以提升,边界效应随之减弱;相对地,靠近同样是落后城区的部分则会存在高于平均

水平的边界效应。表4的最后两列中,我们基于8个经济落后城区的数据,在剔除了上海外边界附近的观测值后,把剩余样本分为靠近富裕城区的样本和靠近落后城区的样本。结果显示,落后城区中靠近富裕城区的部分不存在边界效应,而靠近落后城区的部分边界效应极为显著,系数达落后城区均值的1.52倍。综合以上分析,边界效应最强的地区是两个经济落后城区的交界地带,其次是富裕城区中靠近落后城区且不在市中心的部分。

#### (四) 边界效应的范围

根据理论分析,城区边界效应存在一个作用范围,即公共品价值的最大辐射半径,超过之后区域价值将不再受城区边界的影响,表现为房价与到边界距离之间再无统计相关性。表5通过逐步剔除边界样本的方法检验了这一范围。其中,首列为到边界距离大于0.5千米的样本,第(2)、(3)列为距离大于1千米和1.5千米的样本,可以看到随着样本的逐渐剔除,*dis\_bd*系数和显著性均逐步下降,说明边界效应随着远离边界而减弱。在剔除边界附近1.5千米样本后,边界效应仅在10%置信水平下显著,而在剔除距离达到2千米后完全不显著,说明边界效应的辐射范围是1.5—2千米。

这一结果意味着,边界效应造成了以城区边界为轴心,以3—4千米为宽的一条落后地带。上海市内边界的总长度为665.28千米,由此计算得城区边界效应的总覆盖面积为1995.83—2661.11平方千米,占上海市总面积的31.48%—41.97%。在如今大城市人口密度过高、发展空间拮据的背景下,却依然存在如此大比例的城市土地因行政原因而发展不足。这不但表明大城市的承载力仍有巨大的提升空间,且在更高的维度提醒我们政治经济学因素对城市、区域发展的巨大影响力。

表5 城区边界效应的范围

变量名	被解释变量: ln(房价)			
	>0.5km	>1km	>1.5km	>2km
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>dis_bd</i>	0.0100*** (0.00310)	0.00827** (0.00339)	0.00688* (0.00369)	0.00621 (0.00403)
<i>dis_centre</i>	-0.0302*** (0.00184)	-0.0297*** (0.00190)	-0.0281*** (0.00197)	-0.0263*** (0.00204)
<i>dis_sh</i>	-0.00532*** (0.000929)	-0.00544*** (0.00100)	-0.00428*** (0.00107)	-0.00313*** (0.00113)
住房特征	是	是	是	是
小区特征	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
城区固定效应	是	是	是	是
小区 cluster	是	是	是	是
Observations	740 234	600 246	468 119	364 954
R-squared	0.546	0.538	0.515	0.506

注: 括号中为标准误,\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

## 五、公共品的城区边界效应

理论分析表明，城区边界效应的出现是由公共品的空间分布造成的。本部分将结合新地理经济学的分析方法，对不同类型公共品进行空间分析，并检验住房市场与公共品分布之间的空间联系，为城区边界效应的政治经济学成因提供直接的证据。

### （一）城市公共品的空间分布及核密度计算

本文利用百度地图 POI 数据，整理了样本期内各类优质公共设施在上海的分布情况，包括如下四类公共品：医院，共 220 家二级及以上医院；派出所，共 404 个；学校，共 174 所重点小学；地铁站，共 403 个站点，包括已规划但尚未开通的。这些公共品分别对应了医疗、治安、教育和公共交通四项城市政府的主要公共职能。其中，医院和派出所为典型的外部性公共品，将为周边区域居民带来更好的医疗服务和治安水平。虽然部分公共设施由职能系统垂直管辖，但在其规划和选址过程中，区级政府作为土地提供方和协同管辖方，有着极大的话语权。因此，我们预测医院和派出所将表现出显著的边界效应。学校较为特殊，其直接的受益范围由学区划定，而优质学区又会对周边产生间接的外溢效果，因此在学区划片不规则、学校偏离学区划片的空间中心的普遍情况下，学校或将表现出较弱的边界效应。地铁与上述三类公共品相反，地铁线路的规划十分注重全市的统筹，其投建和运营过程也主要由市政府主导，因此我们预期地铁的分布不存在边界效应。<sup>①</sup>

为科学刻画上述公共品的空间分布，我们采用地理学中的空间密度指标。空间密度指任意空间点附近一定搜索半径内某一设施的个数与其搜索面积的比值，并经目标设施与中心点的距离为权重进行加权调整后得到空间核密度（Silverman, 1986）。参照新地理经济学城市内部分析时的常用参数，我们将上海市细分为一个个 500 米×500 米的栅格，再以 1 千米为搜索半径，计算每个栅格的核密度值，最终得到了四类公共品的空间核密度分布。

### （二）公共品的边界效应

完成核密度分析后，我们提取出上海市辖区内的每一个栅格点（含密度为 0 的点）的信息，包括栅格点的坐标和四类公共品在该点上的核密度值。而后计算出每一个栅格点到最近城区边界的距离、到市中心距离、到上海外边界距离以及所属城区，进而通过以下实证模型来估计公共品的边界效应：

$$Density_{id} = \beta_0 + \beta_1 dis\_bd_{id} + \beta_2 X_{id} + \delta_d + \epsilon_{id}, \quad (2)$$

其中，下标  $i$  代表栅格点， $d$  代表所属城区。 $Density$  表示某类公共品的核密度值，其余变量的含义与公式（1）相同。

表 6 用公式（2）估计了四类公共品的边界效应。结果显示，由区政府主导的公共

<sup>①</sup> 2000—2020 年上海所有公用地的审批中，医疗卫生用地有 94.07% 由区政府审批，剩余由市政府审批，科教用地和派出所用地中区政府审批比例分别为 96.70% 和 93.83%，而轨道交通用地则 100% 由市级政府审批。这表明区政府对医院、派出所和学校的选址拥有绝对的话语权，而地铁线路的选址权则在市政府。

品(医院、派出所和学校)呈现出显著的边界效应,表现为到城区边界的距离越近,公共品的空间密度值越小。学校的外部性与学区划片有关,与学校选址的关系较为间接,因此边界效应仅在10%置信水平下显著。由市政府统筹的公共品(地铁)不存在边界效应,其密度与到城区边界距离之间呈系数极小的负相关关系,说明城区边界附近的地铁站反而更多,这意味着市级政府在规划中有意利用地铁引导经济集聚(Barnes, 2005),提振城区边界的区域价值。以上分析结果与理论部分对区级政府行为分析的预期相符,说明区级政府之间的协调不足确实导致了城区边界上公共品投资水平的落后。

表6 公共品的边界效应

变量名	医院密度	派出所密度	学校密度	地铁站密度	安慰剂检验
<i>dis_bd</i>	0.135*** (0.0459)	0.213*** (0.0503)	0.0494* (0.0256)	-0.0002*** (0.00003)	0.0333 (0.0393)
<i>dis_centre</i>	-0.143*** (0.0124)	-0.198*** (0.0136)	-0.123*** (0.0069)	-0.00004*** (0.000008)	0.0001 (0.0106)
<i>dis_sh</i>	-0.0881*** (0.0243)	-0.115*** (0.0267)	0.0003 (0.0136)	0.0001*** (0.00002)	0.0103 (0.0209)
城区固定效应	是	是	是	是	是
Observations	27 074	27 060	27 073	27 077	27 067
R-squared	0.282	0.131	0.310	0.550	0.001

注:括号中为标准误,\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。为增加系数的可读性,本表中三个距离项均以10千米为单位。

此外,公共品在空间上是离散的,意味着在低密度和短搜索半径下,公共品的自然分布也可能被检验出边界效应。为排除该假说,我们做了一项安慰剂检验,虚设了一个以5千米为间距均匀排布的公共品,数量为271个,接近上述四类公共品的均值(300个),可视其为既有公共品在自然状态下的替代性分布。我们以相同的参数计算了虚拟公共品的空间核密度,并在表6的最后一列检验了其边界效应,发现三个距离项均不再显著,说明在既有设定下均匀分布的公共品不会出现边界效应,因此表6中观察到的边界效应确实由区政府的主观意愿所致。

### (三) 公共品、房价与城区边界

上述核密度分析证实了公共品的边界效应,但小区与栅格点在空间分布上并非完美匹配。为进一步证明区域价值的边界效应是由公共品分布所致,我们以1千米为标准<sup>①</sup>,计算了每个小区到四类公共品的可及性虚拟变量。其中,为确定学校的受益范围,我们手工搜集了每所重点小学在样本期内历年的学区划片范围,通过空间匹配确定每套住房在交易时是否为学区房;地铁线路的变化同样频繁,我们手工搜集了每个地铁站的开通日期,并以此修正了地铁的可及性指标。

表7以二手房交易数据为基础,检验了每套住房的公共品可及性与到城区边界距离之间的关系。为了避免由住房供给方的选择性导致的各类替代性假说,我们同时也控制

<sup>①</sup> 综合文献研究,1千米是城市公共品有效受益范围的均值。

了住房特征、小区特征和双重固定效应。结果显示，医院、派出所的可及性以及学区房的分布均存在显著的边界效应，地铁则不存在类似效应。该结果与表6完全对应，说明住房的边界效应确实由区级公共品在边界上过低的投建水平带来。

表7 城区边界与住房的公共品可及性

变量名	医院可及性	派出所可及性	学区房	地铁可及性
<i>dis_bd</i>	0.00851** (0.00360)	0.0223*** (0.00500)	0.0206*** (0.00408)	-0.00839* (0.00481)
<i>dis_centre</i>	-0.00430** (0.00173)	-0.0149*** (0.00147)	-0.00652*** (0.00103)	-0.0166*** (0.00117)
<i>dis_sh</i>	-0.000888 (0.00100)	-0.00895*** (0.00176)	-0.00293** (0.00141)	0.00665*** (0.00190)
住房特征	是	是	是	是
小区特征	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
城区固定效应	是	是	是	是
小区 cluster	是	是	是	是
Observations	878 164	878 164	878 164	878 164
R-squared	0.214	0.207	0.070	0.340

注：括号中为标准误，\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

## 六、结 论

城市是经济发展的重要载体，但随着近年来人口密度的爆炸式增长，大城市中城市病频发，人口承载力岌岌可危。在这种背景下，探索抑制城市发展的潜在因素，解锁城市发展的潜在动能是当下城市和区域经济学的重要议题。本文发现，由政府间协调不足导致的城区边界效应严重挤压了城市的发展空间，表现为区域价值在城区边界附近更低。该结果主要发生在郊区和落后城区，说明高级别政府的统筹规划和充足的财政能力能在一定程度上缓解边界效应。上海的边界效应辐射城区两侧1.5—2千米的区域，受影响面积占上海总面积的31.48%—41.97%。造成该效应的机制是公共品的空间分布，表现为区政府主导的公共品（医院、派出所、学校）在边界上的密度较低，而由市政府统筹的公共品（地铁）不存在边界效应。

在当下，大城市出现的规模不经济现象常被解释为城市承载力达到上限，以此为依据设置的人口限制政策不但制约了城市的发展，更造成了多维度的社会福利损失（陆铭，2017；梁文泉，2018；张吉鹏等，2020）。然而，在城市内部却依然存在大片区域因行政制约而开发不足。这一发现意味着我国大城市现有规模远未达到经济规律和自然条件制约下的最优规模，对人口的承载力也尚有潜能。解锁这部分潜能的关键在于解决区级政府间的协调矛盾，思路可以是强化市级政府的统筹规划，也可以从政治体制内部入手，通过建立具有导向性的考核制度，来激励区级政府主动加强城区边界的建设和治理。

## 参考文献

- [1] Agarwal, S., K. Li, Y. Qin, J. Wu, and J. Yan, "Tax Evasion, Capital Gains Taxes, and the Housing Market", *Journal of Public Economics*, 2020, 188 (8), 104-222.
- [2] Alonso, W., *Location and Land Use*. Harvard University Press, 1964.
- [3] 白南生, "中国的城市化", 《管理世界》, 2003年第11期, 第78—86+97页。
- [4] Barnes, G., "The Importance of Trip Destination in Determining Transit Share", *Journal of Public Transportation*, 2005, 8 (2), 1-15.
- [5] Brasington, D. M., "Snobbery, Racism, or Mutual Distaste: What Promotes and Hinders Cooperation in Local Public-good Provision?", *The Review of Economics and Statistics*, 2003, 85 (4), 874-883.
- [6] Cai, H., Y. Chen, and Q. Gong, "Polluting thy Neighbor: Unintended Consequences of China's Pollution Reduction Mandates", *Journal of Environmental Economics and Management*, 2016, 76, 86-104.
- [7] 常晨、陆铭, "新城之殇——密度、距离与债务", 《经济学》(季刊), 2017年第4期, 第1621—1642页。
- [8] 范子英、张航、陈杰, "公共交通对住房市场的溢出效应与虹吸效应:以地铁为例", 《中国工业经济》, 2018年第5期, 第99—111页。
- [9] Gaigné, C., S. Riou, and J. Thisse, "How to Make the Metropolitan Area Work? Neither Big Government, Nor Laissez-faire", *Journal of Public Economics*, 2016, 134, 100-113.
- [10] 韩璇、沈艳、赵波, "房价中的优质教育溢价评估——以北京市为例", 《经济学》(季刊), 2021年第1期, 第257—276页。
- [11] Henderson, V., and A. Mitra, "The New Urban Landscape: Developers and Edge Cities", *Regional Science and Urban Economics*, 1996, 26 (6), 613-643.
- [12] 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", 《经济研究》, 2014年第12期, 第18—32页。
- [13] 胡彬、胡晶, "强县扩权的体制困境:行政层级间的博弈", 《中国工业经济》, 2016年第12期, 第90—105页。
- [14] 兰峰、达卉莉, "住房价格分异、公共基础设施与城市空间重构——基于西安市的时空演化视角", 《管理世界》, 2018年第3期, 第172—173页。
- [15] 梁文泉, "不安居, 则不消费:为什么排斥外来人口不利于提高本地人口的收入?", 《管理世界》, 2018年第1期, 第78—87+191—192页。
- [16] Lipscomb, M., and A. M. Mobarak, "Decentralization and Pollution Spillovers: Evidence from the Re-drawing of County Borders in Brazil", *The Review of Economic Studies*, 2017, 84 (1), 464-502.
- [17] 刘修岩、李松林、秦蒙, "城市空间结构与地区经济效率——兼论中国城镇化发展道路的模式选择", 《管理世界》, 2017年第1期, 第51—64页。
- [18] 龙小宁、朱艳丽、蔡伟贤、李少民, "基于空间计量模型的中国县级政府间税收竞争的实证分析", 《经济研究》, 2014年第8期, 第41—53页。
- [19] Lucas, R., and E. Rossi-Hansberg, "On the Internal Structure of Cities", *Econometrica*, 2002, 70 (4), 1445-1476.
- [20] 陆铭, "城市、区域和国家发展——空间政治经济学的现在与未来", 《经济学》(季刊), 2017年第4期, 第1499—1532页。
- [21] 陆铭, 《大国大城:当代中国的统一、发展与平衡》。上海:上海人民出版社, 2016年。
- [22] Mills, E., "An Aggregative Model of Resource Allocation in a Metropolitan Area", *American Economic Review*, 1967, 57 (2), 197-210.
- [23] Mumford, L., *The City in History: Its Origins, Its Transformations, and Its Prospects*. Boston: Harcourt, 1968.
- [24] Ogawa, H., and M. Fujita, "Equilibrium Land Use Patterns in a Nonmonocentric City", *Journal of Regional Science*, 1980, 20 (4), 455-475.



- [25] 秦蒙、刘修岩、李松林，“城市蔓延如何影响地区经济增长？——基于夜间灯光数据的研究”，《经济学》（季刊），2019年第2期，第527—550页。
- [26] Silverman B. W., *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*. New York: Chapman and Hall, 1986.
- [27] 唐为，“分权、外部性与边界效应”，《经济研究》，2019年第3期，第103—118页。
- [28] 王国刚，“城镇化：中国经济发展方式转变的重心所在”，《经济研究》，2010年第12期，第70—81+148页。
- [29] 王小龙、方黄金，“财政‘省直管县’改革与基层政府税收竞争”，《经济研究》，2015年第11期，第79—93+176页。
- [30] Yang, B., M. Partridge, and A. Chen, “Do Border Effects Alter Regional Development: Evidence from a Quasi-natural Experiment in China”, *Journal of Economic Geography*, 2022, 22 (1), 103-127.
- [31] 余华义、侯玉娟、洪永森，“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”，《中国工业经济》，2021年第4期，第119—137页。
- [32] 张吉鹏、黄金、王军辉、黄勳，“城市落户门槛与劳动力回流”，《经济研究》，2020年第7期，第175—190页。
- [33] 赵勇、魏后凯，“政府干预、城市群空间功能分工与地区差距——兼论中国区域政策的有效性”，《管理世界》，2015年第8期，第14—29+187页。
- [34] Zheng, S., and M. E. Kahn, “Does Government Investment in Local Public Goods Spur Gentrification? Evidence from Beijing”, *Real Estate Economics*, 2013, 41 (1), 1-28.
- [35] Zheng, S., W. Sun, and R. Wang, “Land Supply and Capitalization of Public Goods in Housing Prices: Evidence from Beijing”, *Journal of Regional Science*, 2014, 54 (4), 550-568.
- [36] 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”，《金融研究》，2011年第3期，第15—26页。

## Administrative Constraints on Urban Development: District Border, Public Goods and Housing Price

ZHANG Hang\*

(Shanghai University of Finance and Economics)

**Abstract:** We attempt to study the district border effect based on Shanghai's housing and land transaction data. Regional value of the district border is found to be lower than hinterland and the area affected by border effect accounts for more than 31.48% of Shanghai, which is mainly concentrated in non-central regions and backward districts. The distortion of the distribution of public goods which dominated by district government is the cause of district border effect. The results imply that the overall planning of city and the establishment of a coordination mechanism between governments are the keys to unlocking the potential of urban development.

**Keywords:** administrative border; public goods; housing price

**JEL Classification:** H77, R53, R31

---

\* Corresponding Author: Zhang Hang, School of Public Economics and Administration, Shanghai University of Finance and Economics, 111 Wuchuan Road, Shanghai 200433, China; Tel: 86-21-65908862; E-mail: zhanghangacm@163.com.