

公共交通对住房市场的溢出效应与虹吸效应:以地铁为例

范子英, 张航, 陈杰

[摘要] 以地铁为典型代表的公共交通便利性对沿线商品住房的价格溢出效应已经在既有文献中充分展示,但本文首次提出,地铁的出现还会对住房市场的全局产生结构性影响。本文构建了一个理论模型阐述相关理论机制,地铁的溢出效应不仅体现为周边房价的上涨,也会带来周边新建住房面积的下降;地铁的出现还会对整个住房市场的需求进行空间再配置,特别体现为地铁临近的住房市场会对距离较远的住房市场产生虹吸效应。其后,基于2012—2015年上海市全部60万套新房成交的微观数据,使用渐进DID的方法考察了地铁的出现对周边住房价格和面积的溢出效应。本文的计量研究发现:新增的地铁会使得站点1公里范围内的新房价格上涨26.49%,套均住房面积平均缩小3.25平方米,这两种溢出效应均随着距离的增大而逐渐减弱;空间上产生了虹吸效应,表现为3公里之外的新房价格下降了35.56%,套均面积则平均增加了3.40平方米;虽然地铁的出现对周边住房面积的负效应在一定程度上抵消了其对单价的正效应,但地铁导致的周边住房总价上涨幅度依然显著,1公里范围内住房总价平均上涨了24.82%。本文的研究对于公共服务资本化、公平合理地实现土地增值收益分配都有很重要的启示。

[关键词] 地铁; 住房市场; 溢出效应; 虹吸效应; 城市病

[中图分类号]F290 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2018)05-0099-19

一、引言

近年来,伴随着中国经济的高速增长,城市化进程也得到了快速发展,2005—2015年保持了年均1.31个百分点的增速,这意味着每年将新增城市人口2090.4万人。大量人口在城市内部的聚集,一方面提升了城市的活力,提高了资本和劳动力的配置效率;另一方面也产生了广为人知的“城市病”,其中最典型的的就是交通拥堵问题。据最新的数据显示,北京、上海等一线城市的平均拥堵时间

[收稿日期] 2017-11-13

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“基于DMSP/OLS数据的政治关联对经济增长的影响研究”(批准号71573165);上海财经大学创新团队支持计划“促进产业分工的税制改革研究”(批准号20150301)、上海财经大学研究生创新计划项目科研创新基金项目“公共服务设施对周边房价的影响研究”(批准号CXJJ-2016-400)。

[作者简介] 范子英,上海财经大学公共经济与管理学院教授,经济学博士;张航,上海财经大学公共经济与管理学院博士研究生;陈杰,上海财经大学公共经济与管理学院教授,经济学博士。通讯作者:范子英,电子邮箱:ivannj@163.com。本文曾在香樟经济学论坛、公共经济学青年学者论坛等学术会议上汇报,感谢与会者、匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

长达 57.3 分钟^①。不仅如此,大城市人口在空间布局上还表现出严重的职住分离现象,城市中心区域由于集聚效应,吸纳了大量的产业和相关的就业。但是这些区域的土地溢价非常高,出于居住成本的考虑,在城市中心就业的人群不得不选择较为偏远的居住地,从而在空间上产生了“工作在城里、居住在郊区”的职住分离(郑思齐和曹洋,2009)。

公共交通是解决“城市病”和职住分离的有效手段,而地铁又是其中最主要的公共交通方式^②。与其他的公共交通相比,地铁呈现出运客量大、通行距离长、准点率高等优点。中国的第一条地铁是 1971 年 1 月开通的北京地铁 1 号线,地铁在近年来随着城市化进程飞速发展,截至 2015 年末,中国大陆地区共有 26 座城市开通了城市轨道交通,共计 116 条线路,总里程数达 3618 公里,日均客流量达 3819 万人。由于地铁在城市发展中的重要作用,中国很多城市都在积极推进地铁建设,据统计,目前规划和在建地铁的城市多达 44 个,几乎涵盖了所有的省会城市和一些发达的地级市^③。

地铁的出现对城市空间结构和经济活动产生了巨大的影响。地铁对城市所带来的影响包括城市空间的再开发(Cheape,1976)、居住地点的去中心化(Zheng and Kahn,2013;刘涛和曹广忠,2015;Gonzalez-Navarro and Turner,2016)、优化产业布局(Bollinger and Ihlanfeldt,1997)、商业的集中化(Barnes,2005;Cervero et al.,2004)和各类公共服务设施坐落格局的重新规划(Zheng and Kahn,2013),等等。由于地铁改变了城市的空间结构,对与城市空间结构紧密相连的住房市场就会产生直接影响。但关于地铁或轨道交通的出现给其周边的住房市场所带来的可能改变,现有文献却得出了不一致的结论。一方面,国内外都有大量实证研究认为地铁或轨道交通的开通或规划会带来沿线住房增值。如 Almosaind et al.(1993)发现波特兰的轨道交通给 500 米范围内的住房带来了 10.6%的溢价,McDonald and Osuji(1995)检验了芝加哥轻轨规划公布前后的地价,发现在距站点 1.5 英里内的涨幅达 17%,Benjamin and Sirmans(1996)针对华盛顿的研究显示到地铁站的距离每增加 0.1 英里公寓的租金就会降低 2.5%。此外,Agostini and Palmucci(2008)针对智利圣地亚哥的研究,Bae et al.(2003)针对韩国汉城的研究,郝前进和陈杰(2007)、Chen and Hao(2010)、高晓晖和刘芳(2011)针对上海的研究,谷一桢和郑思齐(2010)、冯长春等(2011)针对北京的研究都得出了轨道交通会对周边房价产生积极影响的结论。但另一方面,国外也有不少研究文献认为地铁对周边房价影响甚微。如 Gatzlaff and Smith(1993)发现迈阿密地铁系统带给周边住宅的溢价非常微弱,Cervero and Landis(1993)比较了华盛顿和亚特兰大的商业地产后也得出了类似结论。而 Bowes and Ihlanfeldt(2001)针对亚特兰大的研究和 Du and Mulley(2006)针对英国的研究均显示,紧邻地铁站(1/4 英里范围内)的住房价格反而更低。

关于地铁如何影响周边房价,涉及公共服务资本化、城市土地增值的利益分配和城市空间变迁等诸多重要经济学问题,理论意义和实践意义都十分重要,但本文注意到,现有的相关研究仅仅关注地铁对房价的影响,却忽视了地铁的开通或规划还可能影响购房者决策中的另一个重要的选择变量——住房面积,这导致现有文献对公共交通与住房市场之间联系的认识是不全面的。同时,即使就地铁对房价的影响而言,目前文献还存在很多方法上的局限,即最新流行的用双重差分法并用距站点较远的边缘区域住房作为对照组的实证方法,也往往并未对其受冲击影响的程度做检验,这样很可能导致估计结果存在偏误风险。本文针对以上两个问题提出新的理论与实证分析框架,弥补

① 数据来自《2016 年度中国主要城市交通分析报告》,以每天通勤两小时为基准计算。

② 据上海市交通委员会统计,2014 年上海市轨道交通的客运量占全市公共交通客运总量的 42.9%,达日均 775 万人次,同时期北京市的地铁客流量还要大于上海,为日均 849 万人次。

③ 数据来自《城市轨道交通 2015 年度统计分析报告》。

相关研究的空白,以期推动城市经济学文献的进一步深化发展。

在具体研究方案上,本文以上海市2012年1月至2015年8月的大样本一手房交易数据为研究样本,用渐进DID的方法检验了样本期内各条地铁线规划的公布对周边房地产市场的影响,不仅包括房价,也包括对面积的影响。计量结果显示,在地铁站1公里的范围内,一手房售价上涨了26.5%,同时套均面积平均缩小了3.2平方米,这种地铁带来的溢出效应在站点周边最强,随着距离的增加而逐渐减弱,表现为每远离站点100米,房价下降2.7%、套均面积上升0.35平方米的空间分布趋势。本文的解释是,地铁周边房价的上涨是由地铁的便利性带来,而面积的下降则是涨价的附带效应;由于越靠近地铁的房子越贵,所以那些对出行便利性需求更高的群体就会更希望在靠近地铁处购买小面积住房,以牺牲部分居住舒适性为条件来换取更好的便利性,也就是说,面积的空间分布趋势是由不同偏好人群在居住空间上的分离带来的。本文通过对整套房价格的检验证实了上述机制,并发现总价在地铁规划后依然出现上涨,但幅度小于单价。

本文还发现,溢出效应随距离减弱的趋势并没有在效应变为0处截止,而是在更远距离的住房市场上出现了负向的溢出。具体而言,距地铁站3公里外的住房价格下降了35.6%,面积增大了3.4平方米。这种负向溢出类似区域经济学中大城市吸收周边地区投资的虹吸效应。从本文的理论模型看,在区域购房总需求弹性较小的情况下,地铁虹吸效应的出现是由于购房需求从边缘地区收缩至站点周边,造成了边缘地区住房供大于求进而价格走低,又因为被吸走的购房需求主要是小面积住房,所以在降价的同时也伴随着面积的上涨。值得说明的是,出现虹吸效应的这部分住房在许多文献中被作为双重差分法中的对照组,用以除去住房市场的整体趋势,而双重差分法对对照组的要求是完全不受到冲击的影响,无论是直接影响还是经由实验组而受到的间接影响(违反了个体处理效应稳定性假设)。所以本文显示,虹吸效应的存在证明用边缘区域作对照组的双重差分法并不一定能对地铁的房价溢出效应问题得出严谨的回答。

本文的贡献主要有以下两点:一是第一次发现地铁的出现让周边新建住房由远及近出现了面积由缩小到扩大的空间变化趋势,进而证明了不同偏好人群在居住空间上的分离;二是证明了地铁的出现会对边缘区域住房存在虹吸效应,导致双重差分法的估计结果会存在高估,进而在方法论上推进了这一问题的研究。论文其他部分安排如下:第二部分是理论假说及作用机制;第三部分介绍了本文的数据与研究设计;第四部分是检验溢出效应与虹吸效应;第五部分是稳健性检验及扩展;最后是全文的结论和政策含义。

二、理论假说及作用机制

出行便利性作为住房的一项重要附属性质,会在很大程度上影响住房的价格。在地铁出现后,沿线区域的便利性将以地铁为中心出现梯度性提升,房地产商也会依此对房价做出调整。在这种梯度性提价后,潜在购房者的最优化决策将导致不同类型人群在居住空间上的分离:一方面,对出行需求较强的群体更希望住在地铁站附近,但预算约束不足以支撑地铁房的高昂价格,此时的最优化选择是牺牲一部分居住舒适性,来换取以较低总价购买离地铁更近的住房,这种牺牲舒适性的典型做法就是购买小面积住房;另一方面,对出行需求较小的群体,地铁便利性带来的效应并不足以弥补高房价的成本,更不用说以牺牲居住舒适性来进行妥协,所以这部分人会选择购买远离地铁的住房,倾向的住房面积也较近地铁处更大。对处于竞争市场中的房地产商来说,建造购房者所偏好的住房才能使其在竞争中胜出。在地铁分离了不同偏好的人群之后,房地产商能更清晰地识别出项目所处区位的受众对住房面积的偏好,所建造的住房也将呈现离地铁越近面积越小的趋势。下面

以模型的方式阐释上述分析。

由于现今房地产交易已基本实现市场化,在价格机制的作用下,住房市场总体上处于供需平衡的状态。在这种前提下,假设一位典型购房者的 Cobb-Douglas 效用函数为:

$$\mu = s^\alpha \times c^\beta \times q^\theta$$

其中, s 为住房面积,代表着住房的舒适性; c 代表出行的便利性,购买的住房离地铁站越近, c 值越大; q 是以货币代表的其他商品,价格为 1; 系数 α 、 β 和 θ 符合 Cobb-Douglas 效用函数的一般要求,且由于居住是住房的第一属性,出行便利性只是住房附属属性的一种,所以 $\alpha > \beta$ 。

该购房者的预算约束为:

$$m = P_s \times s + P_c \times c + q$$

其中, m 为总收入; P_s 是购房者为每单位面积住房带来的舒适性所支付的价格; P_c 为便利性的价格,表现为住房每接近地铁站一单位距离带来的总房价的上涨,由于便利性完全取决于住房的位置,其价值不随房屋面积的增减而改变,所以便利性的价格 P_c 更应该是住房总价的一部分而非单位面积价格的一部分。住房的市场单价 $P = P_s + (P_c \times c) / s$ 。

用拉格朗日方法对方程组进行最优化求解的结果是:

$$c = \frac{\beta \times (m - q)}{(\alpha + \beta) \times P_c}, \quad s = \frac{\alpha \times (m - q)}{(\alpha + \beta) \times P_s}$$

如果把购房者对住房的总偏好 $\alpha + \beta$ 看成是固定的,那么在总收入 m 、其他产品消费 q 和相对价格给定的情况下,随着购房者对便利性的偏好 β 的增加,其最优选择会出现 c 增加、 s 减小的趋势。进而,在异质性偏好的住房市场中,市场需求将在空间上呈现出离地铁越近(c 越大)所偏好面积越小(s 越小)的替代性关系。如图 1 所示,处于曲线左半部分的购房者更注重住房的舒适性,倾向于购买远离地铁的大房子,右半部分的购房者则更注重住房位置带来的便利性,选择买近地铁的小户型住房。如果认为个体的偏好是固定不变的,那么购房者群体中偏好便利性的人群比例以及这部分人对便利性和舒适性的重视程度,也就是 α 和 β 的相对大小会在很大程度上影响市场的均衡状态。如果偏好便利的人群占比较大,而这部分人对出行便利性又极为看重,也就是 β/α 的值较大,则会加剧地铁附近小户型住房的需求,使图 1 的曲线更为陡峭;反之,如果更加偏好便利性的人较少,对便利性的重视程度也不高,则图 1 的曲线就会更为平缓,地铁带来的住房结构的空

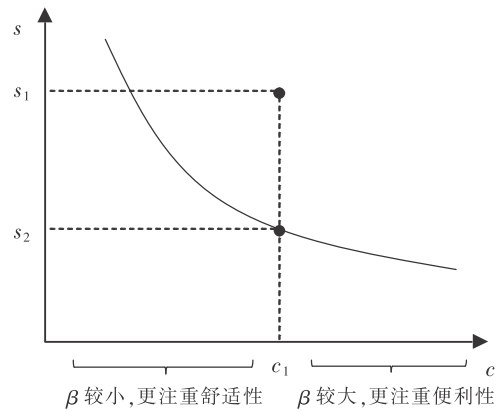


图 1 异质性购房需求的空间分布和地产商决策

下面来考虑房地产商的应对策略。假设有两个房地产商分别在便利性同为 c_1 的两处建造小区,且两个小区可建成的住房总面积同为 \bar{S} 。地产商 1 和地产商 2 分别建造了单套面积为 S_1 和 S_2 的住房 n_1 套和 n_2 套,且 S_2 处于市场需求曲线上, $S_1 > S_2$ 。两个小区的销售总收入可表示为:

$$\pi_1 = n_1 \times S_1 \times p_1 = \bar{S} \times p_1$$

$$\pi_2 = n_2 \times S_2 \times p_2 = \bar{S} \times p_2$$

可见,两小区总销售收入的高低取决于单位面积价格 p 的大小,而 p 的大小则是由该细分市场中的供求关系决定的。由于在 c_1 处消费者更偏好的是面积为 s_2 的小面积住房,所以在 $p_1 = p_2$ 时,所有消费者都将购买小区 2 的住房,这意味着在小区 2 供给充足时,小区 1 将无人问津。而地产商 1 只有降低价格 p_1 ,让市场需求曲线上升,才可以卖出房子,但这就会导致其销售收入低于小区 2。也就是说,在差异化产品的市场竞争下,地产商基于利益最大化的考虑,都会选择消费者在该区位最偏好的面积类型的住房,进而使建成住房的空间分布呈现出离地铁越近面积越小的趋势。

当然,由于面积调整需要一定的周期,所以虽然地铁的出现会使偏好便利性的购房者聚集在地铁周边并倾向于选购小面积的住房,但是在短期内住房市场的平均成交面积并不会出现明显下降,只会因为这种购房偏好的转移而造成地铁周边小户型住房价格的加速上升。在长期,地铁周边小户型的高价格会促使房地产商增加小户型住房的供给,使不同户型住房的房价重新回归平衡,此时地铁带来的面积效应将更为明显地体现出来。因此,本文提出:

推论 1:随着地铁开通带来的便利性,住房的单价会显著上升,而面积会相应下降。

上述模型中,便利性差异之所以能导致不同面积住房在空间上的重新排列,根本上还是由便利性引起的高房价决定,所以本文进一步从宏观层面看地铁站的出现将怎样影响某一区域的房价。假设某一区域中可供出售的住房总面积为 \bar{W} ,有数量为 \bar{N} 的家庭需要在该区域买房,每户家庭买一套。假设在前一时期该地区没有地铁,区域内所有位置的便利性相同,均为 c_0 。把上面单个家庭对 c 和 s 的最优选择代入价格的合成公式:

$$P = P_s + (P_c \times c_0) / s = \frac{m-q}{s}$$

由此,可以得到该区域的总需求函数:

$$Q_0 = \bar{N} \times s = \bar{N} \times \frac{m-q}{P}$$

在市场出清时,总需求等于总供给:

$$\bar{W} = Q_0 = \bar{N} \times \frac{m-q}{P}$$

进而,可知该区域在没有地铁时的房价为:

$$P_0 = \bar{N} \times \frac{m-q}{\bar{W}}$$

在后一时期,该区域中心点处出现了一个地铁站,将整个地区划分为两块,中心区域 1 为地铁的辐射范围,其便利性由于地铁的出现,从原来的 c_0 上升为 c_1 ;边缘区域 2 由于远离地铁站,居住在这里的人不便于去坐地铁,其便利性仍为 c_0 (如图 2 所示)。

可以认为,该区域此时存在两个分割的住房市场,中心区域 1 可提供总面积为 $\eta \times \bar{W}$ 的住房,其中 η 为区域 1 占总区域面积的比例,这里住房的单价为 P_1 ;边缘区域 2 可提供总面积为 $(1-\eta) \times \bar{W}$ 的住房,售价 P_2 。 P_1 和 P_2 由市场供求决

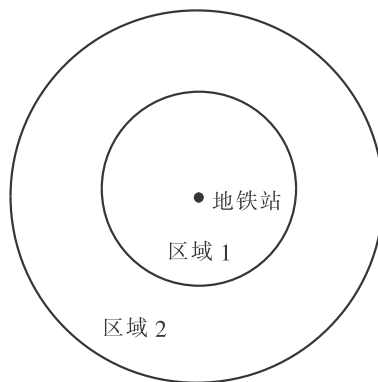


图 2 地铁增加便利性示意

定,但由于区域 1 相比区域 2 拥有更高的便利性,所以 $P_1 > P_2$, 如若不然,则所有人都将购买区域 1 的住房,从而推高 P_1 。总购房家庭 \bar{N} 中将有 $\lambda(c_1, P_1)$ 比例的人群最终选择购买区域 1 的住房,比例 λ 是区域 1 的便利性 c_1 和价格 P_1 的函数,便利性 c_1 越大,区域 1 的住房能给该地区购房者带来的效用越高,想要进入该市场的人越多, λ 越大;价格 P_1 越高,能够负担得起的人越少, λ 越小。也就是说, $\lambda'_{c_1} > 0, \lambda'_{P_1} < 0$ 。进而,本文可以得出两个区域在市场出清时的状态:

$$\eta \times \bar{W} = \lambda(c_1, P_1) \times \bar{N} \times \frac{m-q}{P_1}, \quad (1-\eta) \times \bar{W} = [1-\lambda(c_1, P_1)] \times \bar{N} \times \frac{m-q}{P_2}$$

两个市场的均衡价格函数为:

$$P_1 = \lambda(c_1, P_1) \times \bar{N} \times \frac{m-q}{\eta \times \bar{W}}, \quad P_2 = [1-\lambda(c_1, P_1)] \times \bar{N} \times \frac{m-q}{(1-\eta) \times \bar{W}}$$

为了看清地铁的出现对两个市场均衡价格的影响,用 P_1 和 P_2 分别对 c_1 求导:

$$\frac{\partial P_1}{\partial c_1} = (\lambda'_{c_1} + \lambda'_{P_1} \times \frac{\partial P_1}{\partial c_1}) \times \bar{N} \times \frac{m-q}{\eta \times \bar{W}}$$

整理后得:

$$\frac{\partial P_1}{\partial c_1} = \frac{\lambda'_{c_1} \times \bar{N} \times \frac{m-q}{\eta \times \bar{W}}}{1 - \lambda'_{P_1} \times \bar{N} \times \frac{m-q}{\eta \times \bar{W}}}$$

$$\frac{\partial P_2}{\partial c_1} = -(\lambda'_{c_1} + \lambda'_{P_1} \times \frac{\partial P_1}{\partial c_1}) \times \bar{N} \times \frac{m-q}{(1-\eta) \times \bar{W}}$$

根据 $\lambda'_{c_1} > 0$ 且 $\lambda'_{P_1} < 0$, 可推得 $\partial P_1 / \partial c_1 > 0, \partial P_2 / \partial c_1 < 0$, 由于 $c_1 > c_0$, 可知 $P_1 > P_0 > P_2$ 。也就是说,在地铁将周边区域的便利性从 c_0 提升为 c_1 后,不仅地铁附近的房价将由 P_0 上升到 P_1 , 而且外围区域房价将由 P_0 下跌至 P_2 。这一现象是通过购房需求从外围区域收缩到站点周围产生的,这一机制也可以从模型中看出:

$$\frac{\partial \lambda}{\partial c_1} = \lambda'_{c_1} + \lambda'_{P_1} \times \frac{\partial P_1}{\partial c_1} = \frac{\frac{\partial P_1}{\partial c_1} \times \eta \times \bar{W}}{\bar{N} \times (m-q)} > 0$$

$\partial \lambda / \partial c_1 > 0$ 表明,选择在区域 1 买房的人占购房人口的比例,随着区域 1 便利性 c_1 的增加而增加,这也意味着在边缘区域 2 买房人数的减少,这一需求的迁移最终导致地铁周边房价的上升和外围房价的下降。这种现象十分类似于区域经济学中大城市吸收周边地区人才和投资的虹吸效应(Ke, 2010; 刘浩和马琳, 2016; 张学波等, 2016; 张克中和陶东杰, 2016), 所以本文在这里将其称为地铁对房价的虹吸效应。

需要说明的两点是,为了直观起见,本文对模型的供需两端均作出了假设。在需求端假定区域内购房总需求不变,这一假设的现实依据在于,大城市户籍制度的存在导致短期内住房市场的需求总量不会有大的变化,如果放松这一假设,则新增需求可能会一定程度上填补边缘区域 2 的需求空缺,导致外围房价的回升。在这种假设下,如果仍能观测到边缘区域出现了显著的房价下降,则表明购房需求转移的程度比本文能观测到的更为剧烈。在接下来的实证估计过程中,针对地铁可能影响

城市总需求的问题,本文将采用控制时间固定效应和站点的时间趋势两种方法,尽可能排除总需求的影响。本文估计的虹吸效应,并不是房价相对于前一个时期的变化,而是与没有地铁新建相对的反事实情况的下降。因此,本文提出:

推论 2:地铁将对周边住房市场产生虹吸效应,即会出现沿线区域房价上涨和外围区域房价下跌并存的现象。

三、数据来源和研究设计

1. 数据来源

本文采用的住房数据全部来自于上海市房地产交易中心提供的新房交易数据,包括 2012 年 1 月至 2015 年 8 月期间上海市成交的 845614 套一手房,其中普通公寓 602263 套,基本涵盖了这个期间上海成交新建商品住房的 90% 以上。分年度的成交套数和总销售额如表 1 所示。表 1 的最后一列为国家统计局公布的上海市年度新建商品住宅销售总额,统计范围为包括公寓、别墅、联排在内的所有住宅,与样本中仅普通公寓的销售额相比,数据的波动性完全一致,由统计范围差异导致的差值也基本固定^①,这说明本文的样本对上海市一手房市场具有较强的代表性。该数据还具有真实性、可靠性和全面性等特征,为后续检验的准确性提供了保障。本文得到的样本数据的主要房屋信息还包括每套房屋的成交日期、单价、总价、小区名称、小区地址、物业类型、楼层、面积和房型等。

表 1 住房样本统计与比较

年份	普通公寓(套数)	其他房产(套数)	普通公寓销售总额 (样本,百万元)	上海新建商品住宅销售总额 (国家统计局,百万元)
2012	130007	58318	201893	220896
2013	167794	84646	300757	326403
2014	163979	56954	280151	292344
2015	140483	43433	273629	431993
合计	602263	243351	1056431	1271636

资料来源:上海市房地产交易中心提供的新房交易数据,国家统计局数据。

此外,本文手动搜集了样本期结束前上海市所有已确定位置的地铁站点信息,涉及 1 号线到 18 号线的共 404 个站点。具体包括每个站点的坐标、所属地铁线路、规划公布日期、开建日期和开通运营日期等。规划公布日期采用上海市规划和国土资源管理局网站发布“选线专项规划公示”的日期,开建日期搜集自新闻^②,开通运营日期采用试运营首日日期。值得说明的是,虽然《上海市城市总体规划(1999—2020 年)》已对未来地铁线路大体走向做了说明,但这些走向还存在变更的可能性,例如 1 号线南段、9 号线东段等,站点的最终选址取决于选线专项规划的公示发布。在所有 404 个站点中,于样本期开始前已经开通运营的站点有 242 个,称之为“老站”,这 242 个老站中有 199 个站点在样本期结束前依然没有新线路的规划,在整个样本期内保持稳定的状态,其余 43 个老站则有新增线路的情况;剩余 162 个站点称之为“新站”,即样本期开始前仍未开通的站点,这些站点

① 由于 2015 年的样本数据只到 8 月,所以与统计数据差距较大。

② 由于单条线路建设周期较长,各站点开工时间不一,所以本文将某条线路的首次破土动工的日期认定为该线路全线的开建日期。

中有86个是在样本期内发布的规划,有44个站点开通运营,在样本期开始前已发布规划但在样本期结束前仍未开通的站点有35个^①。另有14个新站点作为换乘站而涉及到两条新线路的规划或开通。

完成上述信息搜集后,本文利用GIS地理信息软件,将小区和站点的坐标进行匹配,为每一套成交的住房匹配出距离最近的地铁站点,并计算小区到其最近站点以及市中心(人民广场)的直线距离^②。住房和站点的地理分布情况如图3所示。然后对数据进行清洗,以保证最终进入模型的样本为仅受到一个站点规划影响的区域住房市场。首先,由于不同类型的房产对轨道交通的反应存在差异(Cervero,2010;Billings,2011),所以本文先剔除了办公楼、商业、工厂、独栋别墅、联排等样本,保证样本内的房产为普通公寓。接着,为保证基础回归的结果能反映区域住房市场受地铁出现的影响,本文仅保留了最近站点为新站的住房样本,而将那些已开通的老站附近的样本删除。有两类特殊情况:一是虽然住房的最近地铁站为新站,但依然在老站的影响范围之内,只是在老站的基础之上增加了一条新线,与地铁站从无到有的效应是完全不同的,所以本文剔除了所有老站附近3公里范围内的住房样本,从而彻底消除已开通站点的干扰;二是样本期内的新站中有14个是换乘站,这些站点附近的住房受到了一条以上线路的影响,同样会给准确识别造成困难,所以也将这些样本剔除。最后,为避免市场中极端交易行为的干扰,剔除了样本中总价最高和最低5%的样本,最终剩余住房148673套(分布情况见图4)。



图3 初始样本的地理分布



图4 最终样本的地理分布

经过这些处理后,本文最终使用的样本量为148673套住房,主要变量包括每套住房的价格、成交日期、面积、楼层、房型、到市中心距离和到最近站点距离,这些变量的描述性统计见表2。在本文的样本时间内,这些住房的平均价格为10072元/平方米,平均面积为92.68平方米,说明单套住房的面积还是偏小的,不过该变量的方差较大,最大住房的面积是289.04平方米,而最小住房的面积仅为33.74平方米;在住房的其他特征上,两室两厅是主要户型,距离市中心的平均距离为33.54公里,距离最近地铁站平均距离为55.96公里,说明其中很大一部分住房还没有被地铁完全覆盖。

① 以上三类站点的统计均不包括已开通站点新增线路的情况。

② 这里的匹配不考虑交易时间和站点出现时间的前后关系,部分住房所匹配的最近站点在其交易完成时尚未发布规划。

表 2 主要变量的描述性统计

变量名	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
价格的自然对数	148673	9.0426	0.6400	7.7315	10.0073
面积	148673	92.6833	24.9784	33.7400	289.0400
楼层	148673	7.6066	5.1017	1.0000	33.0000
房间	148673	2.1809	0.6973	1.0000	5.0000
厅	148673	1.6981	0.4616	0.0000	3.0000
到市中心距离	148673	33.5384	12.5880	11.8389	58.9120
到地铁站距离	148673	55.9596	73.8590	0.3894	313.3951

在实证回归之前,可以先从样本的趋势中考察地铁规划对周边房价和住房面积带来的变化。由于影响住房的因素众多,所以先用住房价格与面积分别对其余控制变量做回归,用得到的两组残差代替房价的对数和面积,以此去除其余因素的影响;然后,基于住房成交时间与对应站点的规划时间,区分出规划前和规划后成交的住房;最后,以规划前后为两组,分别用房价和面积的残差值对站点距离进行拟合。拟合而成的图 5、图 6 揭示出三个明显的趋势:①站点附近的住房价格显著上升,面积显著缩小,且这两种效应都随着远离站点而趋于平缓;②规划后曲线的置信区间要明显窄于规划之前,说明规划之前不同价格和面积的住房并不依到站点距离呈显著分布,而在规划之后,这种随距离不同而变化的分布变得十分显著,以上两点在一定程度上佐证了本文在理论假设部分的猜想,即地铁的出现将不同偏好的人群在空间上分离开来;③更为重要的是,与规划前相比,规划后的住房并非全部涨价且缩小面积,在距站点较远处出现了反向效应,表现为价格降低和面积增大。其成因很可能是地铁的出现将部分远距离处的购房需求吸引至站点周边,而被吸引的购房需求又以小面积住房为主,致使需求减少的区域房价下降且面积上升,推论 2 中所预期的虹吸效应初见端倪。

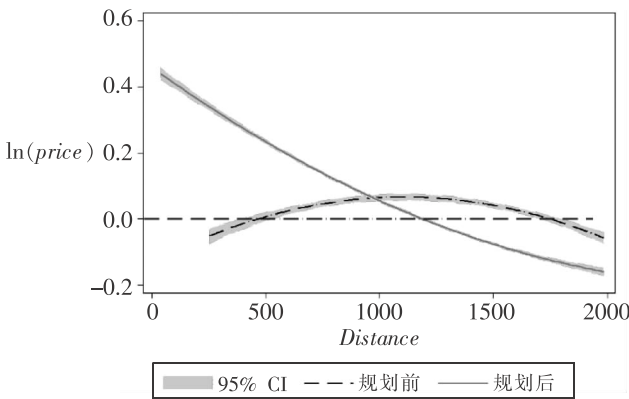


图 5 房价与距离的关系

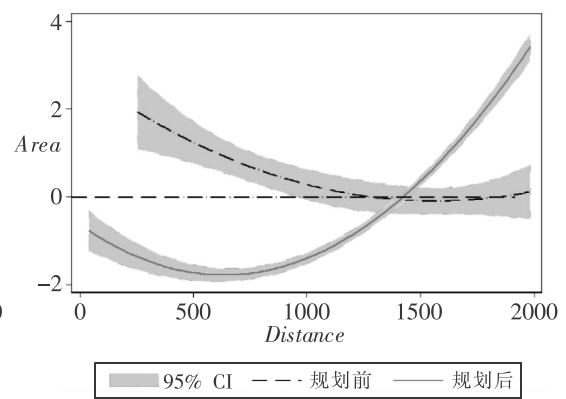


图 6 面积与距离的关系

2. 识别方法

特征价格法(Hedonic Price Method)是研究房产价格的重要方法(Rosen,1974),其基本理念认为房产价值是由差异化的房产特征决定,可以用多元回归的方式分离出单个因素对房产价值的影响(谷一桢和徐治乙,2007)。以往的经验研究大多采用特征价格法配合双重差分法(Difference-in-Difference)来识别轨道交通对房产价格的影响,将距离站点较近(比如3公里之内)的住房作为实验

组,将距离较远的住房作为对照组,用地铁出现的时间作为外生冲击来估计房价的变化。但该方法有一个重要的前提条件,即地铁的出现不会影响对照组的房价,对照组才能作为实验组的反事实对照组,这就是个体处理效应稳定性假设(SUTVA)的要求。具体来说,在双重差分的设定中,一方面,地铁会使得距离近的实验组的房价上涨;另一方面,地铁在空间上重新配置住房需求,有可能会对距离远的控制组房价产生负向效应(见图5)。DID估计的系数就是这一增一减两部分效应的叠加,实质上高估了涨价的效应,进而导致系数的显著性受到质疑。

为了规避这种潜在的威胁,本文采用了渐进DID的做法,也就是不明确设置对照组,但是将不同时点站点出现的冲击放在同一个模型里,每一个站点在未发布规划之前都是对照组,规划发布之后则变成实验组。这样在估计给定站点出现的效应时,就可以用其他尚未出现站点地区的住房市场作为背景来去除时间上的共同趋势。然后再通过控制到站点的距离范围,把进入模型的样本控制在正向溢出效应的范围内,就能排除虹吸效应对结果的干扰。用来检验地铁出现对房价整体效应的模型如下:

$$\ln(\text{price}_{i,s,t}) = \alpha_0 + \alpha_1 D\text{plan}_{i,s} + \alpha_2 \text{Distance}_{i,s} + \gamma X + \delta_s + \gamma_t + t \times \delta_s + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中,下标*i*代表某套住房,*s*代表住房对应最近的地铁站点,*t*代表交易发生的时间。 $\ln(\text{price})$ 是住房每平方米价格的自然对数,*Dplan*为虚拟变量,若住房成交时,最近的地铁站点尚未发布规划则取0,已规划则取1, α_1 可以用来估计溢价效应的大小。*Distance*为住房所在小区到其最近地铁站的直线距离,以百米为单位。*X*为住房的特征变量和区位变量,包括房型、楼层、面积、距市中心距离及其平方项、两公里内是否有公园、学校和医院^①。 δ_s 和 γ_t 为地铁站的固定效应和月份固定效应,如此得到的系数将反映同一个站点周围住房在规划前后的差异。此外,本文还加入了以月份计数的时间趋势*t*与 δ_s 的乘积,以进一步排除不同站点附近住房价格的异质性趋势的影响。

基于以下理由,本文采用规划发布作为地铁影响住房市场的时间分界线:①正式规划的公布意味着站点位置的最终确定,也标志着后续评估和开建等程序正式进入日程;②住房是使用期非常长的一类商品,且许多一手房采用的是预售的方式,所以只要地铁位置确定且开通日期可预见,站点是否已开建或开通并不会显著影响住房带给其居住者的效用;③对于家庭而言,房产购置属于重大购买或投资行为,可以认为消费者在做购买决策时保有了充分的市场信息和理性预期。因此,可以认为,自站点规划公布之日起,地铁的作用已经充分进入购房者的购买决策和开发商的商业计划中。

在模型(1)中,本文重点关注的是系数 α_1 ,通过筛选不同距离范围的样本, α_1 将反映地铁规划给周边住房市场带来的整体溢价。之后在模型(1)的基础上加入*Dplan*与*Distance*的交互项形成模型(2),用以研究规划带来的房价变动在距离上的异质性。此时本文关注的重点是系数 α_3 ,它将反映地铁规划带来的梯度效应,即不同价格住房的分布因地铁规划而带来的改变。

$$\ln(\text{price}_{i,s,t}) = \alpha_0 + \alpha_1 D\text{plan}_{i,s} + \alpha_2 \text{Distance}_{i,s} + \alpha_3 D\text{plan}_{i,s} \times \text{Distance}_{i,s} + \gamma X + \delta_s + \gamma_t + t \times \delta_s + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

类似地,用模型(3)和(4)来估计地铁站给周边房屋面积带来的影响,其中*Area*为住房面积,*Y*为除面积外的住房特征变量,模型(3)中系数 β_1 反映规划给住房面积带来的整体效应,模型(4)中系数 β_3 反映这种效应在空间上的变化趋势。

$$\text{Area}_{i,s,t} = \beta_0 + \beta_1 D\text{plan}_{i,s} + \beta_2 \text{Distance}_{i,s} + \gamma Y + \delta_s + \gamma_t + t \times \delta_s + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

① 由于上海市一般公共服务普及程度较高,所以本文采用了更高标准的公共服务来凸显区位上的异质性,其中公园为上海市绿化和市容管理局公布的星级公园,医院为三甲医院,学校为重点小学和初中。

$$Area_{i,s,t} = \beta_0 + \beta_1 Dplan_{i,s} + \beta_2 Distance_{i,s} + \beta_3 Dplan_{i,s} \times Distance_{i,s} + \gamma Y + \delta_s + \gamma_t + t \times \delta_s + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

四、地铁的溢出效应与虹吸效应

1. 地铁对住房市场的溢出效应：便利性与舒适性的替代

首先用模型(1)和(2)来检验地铁规划给周边的房价带来的影响。表3的第一个回归可以看到,在地铁站2公里范围内,房价在规划公布后并未出现整体的上涨,这说明地铁对便利性的提升可能存在空间上的异质性,只有距站点一定范围内的住房才能享受到地铁带来的溢价,所以接下来对站点周围不同距离范围的样本分别进行回归。从表3第2列开始到第5列,逐步缩小距离范围,可以看到,从1.5公里开始系数变得显著且呈阶梯式上涨,在1.5公里范围内涨价了8.28%、1公里内涨价26.49%、750米内涨价54.45%、500米内涨价110.25%。这种离站点越近涨幅越大的情况,非常符合地铁的便利性随着距离增大而递减的预期。为了进一步估计地铁规划给周边房价在空间布局上带来的改变,本文接下来用2公里范围的样本回归了模型(2),即在模型(1)基础上加入了到站点距离与Dplan的交互项,这一交互项的系数将反映房价在空间上的布局如何因地铁的出现而改变。表3第6列的结果中,到地铁站距离的水平项代表了规划之前的价格梯度,系数虽然显著但非常小,表示在地铁规划之前,周边区域的房价并没有在地理分布上表现出明显的趋势;而交互项的系数为显著的-0.0268,表示规划的公布使站点2公里内的房价在地理空间上有了一个排序,每靠近站点100米,房价将上升2.68%,这表明便利性的附加值随距离的增大而逐渐消失,与本文之前的预期完全相符。至此,表3完整揭示了地铁对周边房价的溢出效应,即以站点为中心的一个伞状上升。

表3 地铁规划对房价的整体影响

变量名	2km ln(price)	1.5km ln(price)	1km ln(price)	750m ln(price)	500m ln(price)	2km ln(price)
Dplan	0.0067 (0.0141)	0.0828*** (0.0157)	0.2649*** (0.0234)	0.5445*** (0.0456)	1.1025*** (0.0721)	0.3074*** (0.0236)
到地铁站距离	-0.0337*** (7.95e-04)	-0.0142*** (0.0010)	-0.0348*** (0.0020)	-0.0440*** (0.0062)	0.0917*** (0.0152)	-0.0126*** (0.0015)
到地铁站距离×Dplan						-0.0268*** (0.0016)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
站点固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
月份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
站点时间趋势	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	70359	52056	24070	12892	7181	70359
R-squared	0.6205	0.7169	0.8435	0.8677	0.9312	0.6237

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

在检验了房价的变化后,进一步来看地铁是否如理论假设部分所预期的那样,会把对住房面积有不同偏好的人群在空间上分离开来。与之前一样,本文先用大范围样本回归了模型(3)。可以在表4的第1列看到,在站点规划公布后,其2公里范围内的住房面积整体上显著下降了6.69平方米。同样考虑到地铁辐射范围的因素,接着从2公里开始逐步缩小样本范围,发现除最小的500米范围

外,整体上面积的下降效应均显著存在,其中下降幅度最大的是750米范围内的样本,下降了6.96平方米,最小的为1公里范围样本,下降了3.25平方米,说明地铁的规划确实让周边的小面积住房更受欢迎。此外,如果减小住房面积是为了在单价上涨后平衡住房的总价,则可以理解之所以500米内面积并未缩小,是因为其单价上涨过快而失去了通过缩小面积来平衡总价的意义,换言之,会选择购买价格上涨了一倍多的住房的人,往往对预算限制不是很敏感,也就不需要以牺牲居住舒适性来换取便利了。

然而,至此尚且无法从这一系列回归中看出面积缩小的空间趋势,因而也就无法完整地检验不同偏好人群在居住空间上分离的假设,所以在表4的第6列中,本文用2公里内的样本回归了加入交互项的模型(4),来检验住房面积的空间分布在地铁规划前后的差异。结果显示,交互项系数显著为正,表示在规划公布之后该区域成交的住房呈现出一种离站点越近面积越小的趋势,具体为每靠近站点100米,面积缩小0.39平方米,这表明理论假设部分图1的曲线确实存在,地铁规划后对舒适性和便利性偏好不同的人群在居住空间上出现了排序。此外,由于住房面积需要开发商经过一定周期的调整才可完成,所以在短期内异质性居民的迁移理应在市场上反映为小面积住房的单价涨幅大于大面积住房。在表4的最后,本文通过在模型(1)中加入面积与地铁规划的交互对此进行检验,结果发现地铁的规划使周边住房的面积与价格呈现出显著的负向关系,面积每增大1平方米,住房的销售单价会下降0.28%,这进一步印证了本文之前的研究设想。

表4 地铁规划对住房面积的整体影响

变量名	2km Area	1.5km Area	1km Area	750m Area	500m Area	2km Area	2km ln(price)
<i>Dplan</i>	-6.6865*** (0.4719)	-6.0695*** (0.6159)	-3.2456*** (0.8341)	-6.9587*** (1.1884)	-1.8457 (2.1682)	-11.0519*** (0.6965)	0.2691*** (0.0215)
到地铁站距离	0.1941*** (0.0197)	-0.2037*** (0.0341)	-1.0081*** (0.0563)	0.4639*** (0.1579)	2.4977*** (0.5529)	-0.1137*** (0.0399)	-0.0336*** (7.93e-04)
到地铁站距离× <i>Dplan</i>						0.3895*** (0.0427)	
面积							0.0017*** (1.8 e-04)
面积× <i>Dplan</i>							-0.0028*** (1.78 e-04)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
站点固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
月份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
站点时间趋势	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	70359	52056	24070	12892	7181	70359	70359
R-squared	0.8070	0.8210	0.8713	0.8683	0.8778	0.8074	0.6220

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

从上面的回归中,可以看到这样一个完整的故事:地铁的出现大幅提升了沿线区域的便利性,进而使该区域房价上涨;房价的上涨增加了该区域潜在购房者的预算压力,使他们不得不根据自己的偏好做出最优化的选择,在便利性和舒适性之间牺牲一个以换取另一个;于是,那些出行需求更

大的人群选择了近地铁的小房子,而居住需求更大的则购买了远离地铁处的大房子。

2. 地铁对住房市场的虹吸效应:需求集聚带来的反向溢出

在表3中,站点2公里范围内的住房价格在整体上并没有显著上涨,但在小范围样本下价格上涨却十分明显,鉴于小范围样本是2公里样本的一个子样本,所以站点附近房价上涨的同时,外围房价很可能出现了下跌,从而在2公里范围内拉平了房价的整体波动。为了验证这一猜想,本文单独检验了远离站点的住房样本。表5中1—3列可以看到,地铁的规划使距站点1—2公里距离区间的住房价格下跌了20.74%,2—3公里和3公里外住房也分别降价12.32%和35.56%。这一结果表明,地铁的出现不仅会对周边住房市场产生溢出效应,还会外围住房产生虹吸效应,其原理如理论部分所说,是由于地铁将原来均匀分布在这块区域的购房需求吸引到站点周围,导致外围市场需求的萎缩,最终拉低了房价。当然,由于本文已经使用双重差分法去除了房价波动的共同趋势,所以虹吸效应反映的房价下降并非是比之前同地区的房价出现了环比的下降,而是与无地铁新建的反事实情况相比下降了。

既然地铁更吸引小户型住房的购买者,那么这种偏好的异质性是否也会在虹吸效应中得到体现呢?如果被吸引至地铁周边的购房者同样是偏好小户型的那一类,那么在实证上将表现为外围住房面积的上升。表5中的4—6列用模型(3)检验了这一点,结果显示虽然1—2公里处住房面积依然在下降,但3公里外的住房面积上升了3.36平方米。这表明地铁的虹吸效应所吸引的购房需求中,小面积住房的需求占比较大,但因虹吸效应而面积增加的区域要比价格下降的区域更远,且幅度也没有价格下降的幅度大,说明被虹吸效应迁移的需求并不纯粹是针对小面积住房。

表5 地铁规划对住房的虹吸效应

变量名	1—2km ln(price)	2—3km ln(price)	>3km ln(price)	1—2km Area	2—3km Area	>3km Area
<i>Dplan</i>	-0.2074*** (0.0157)	-0.1232*** (0.0284)	-0.3556*** (0.0312)	-9.7725*** (0.5388)	-1.5417 (1.4151)	3.3590*** (1.0291)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
站点固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
月份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
站点时间趋势	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	46289	23405	54909	46289	23405	54909
R-squared	0.7590	0.8226	0.5953	0.8436	0.8338	0.7070

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

由于虹吸效应在城市内部是首次被检验到,而住房市场又受到多方面因素的影响,所以不排除以上结果存在某些内生性问题。为了进一步证实虹吸效应的存在,本文在表5的基础上增加了背景样本,来重新检验这个距离段的住房。新增的背景样本需在最大程度上保证不会受到新地铁线路出现的影响,本文选择的是位于老站点附近且远离新站点的住房。其筛选过程为,从最初的84万观测值中找出物业类型为普通公寓的样本,选择最近站点为老站的住房,并从中删除了除上述老站外其余所有站点3公里范围内的样本。经过上述处理,这部分区域的住房将稳定地享受着老站点带来的便利性,避免了新站的干扰。本文用增加了背景样本的数据重新回归了表5模型,其结果如表6所示,*Dplan*项的系数在所有回归中均保持了与表5一样的显著性和符号,数值的波动也不大。这说明表5的结果具有较强的稳健性,地铁对住房市场的虹吸效应确实存在。

值得注意的是,这部分受到虹吸效应影响而降价的住房,在已有文献中充当了双重差分法中的对照组,这样得到的估计结果实质上反映的是实验组涨价和对照组降价效应的叠加,系数的高估将进一步影响其显著性的可信程度。所以,相比之前的文献,本文的实证结果更加准确和可信。

表 6 地铁规划对住房的虹吸效应:增加背景样本后的结果

变量名	1—2km ln(price)	2—3km ln(price)	>3km ln(price)	1—2km Area	2—3km Area	>3km Area
<i>Dplan</i>	-0.2842*** (0.0178)	-0.1142*** (0.0271)	-0.2031*** (0.0328)	-9.1937*** (0.5254)	-2.2074* (1.2592)	2.2784** (0.9327)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
站点固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
月份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
站点时间趋势	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	112773	44663	104193	112774	44663	104193
R-squared	0.6742	0.8456	0.6332	0.7779	0.8324	0.7623

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

五、稳健性检验及扩展

1. 对照组有效性检验

地铁对住房市场的虹吸效应将导致远离站点区域房价的下降,但这种效应的作用范围尚未明晰,如果它蔓延至在渐进 DID 回归中用于去除时间趋势的参照组样本,则同样会使得实证结果存在高估。也就是说,在某一站点公布规划时,那些尚未公布规划的线路附近的住房市场,同样可能由于购房需求被吸走而降价。若真如此,则渐进 DID 的回归结果,所反映的是公布规划后涨价区域的房价与尚未公布规划线路附近降价后的房价的差值,这一结果同样存在高估的风险。为确保前面系数的可信度,本文在此部分对参照组的有效性进行检验。

表 7 按时间先后顺序列举了最终样本中涉及到的规划线路。若上述问题存在,则 2012 年 5 月 4 日 10 号线延长线的规划将引起其余 4 条尚未规划线路周边住房的降价。为检验这一效应存在与否,本文采用双重差分法来对其进行检验。首先,从最终样本中筛选出这四条线路周边的住房,并从中截取出从样本期开始到 2012 年 8 月 6 日的部分(17 号线发布规划之前),以此作为实验组。对照组同样采用表 6 中的老站附近样本,并从中截取了与实验组相同时间段的部分。此外,由于担心老站的辐射范围与已经检验过的新站点不同,如果盲目控制距离范围会影响对照组的稳定性,所以本文选择了 5 个版本的距离范围做对照组。最后,本文建立了如下模型来对溢出效应进行检验:

表 7 规划线路与日期

规划线路	规划发布日期
10 号线延长线	2012 年 5 月 4 日
17 号线	2012 年 8 月 6 日
14 号线	2013 年 2 月 7 日
18 号线	2014 年 1 月 29 日
15 号线	2014 年 6 月 23 日

资料来源:作者搜集自上海市规划和国土资源管理局网站。

$$\ln(\text{price}_{i,s,t}) = \theta_0 + \theta_1 D_{new,i,s} \times Dt_{i,t} + \theta_2 \text{Distance}_{i,s} + \gamma X + \delta_s + \gamma_t + t \times \delta_s + \varepsilon \quad (5)$$

其中, D_{new} 为区分实验组和对照组的虚拟变量, 实验组 $D_{new}=1$, 表示新线路(17、14、15、18号线)周边住房, 对照组 $D_{new}=0$ 为老站附近住房; Dt 为区分 10 号线规划前后的虚拟变量, 若住房交易时间在 2012 年 5 月 4 日之后, 则为 1, 否则为 0; X 、 γ_t 和下标 i 、 t 与模型(1)中相同。为保证模型(5)的设定与基准回归相同, 本文在这里同样控制了站点、月份的固定效应以及时间趋势和站点固定效应的交互, 由此会带来双重差分时的完全共线问题, 所以本文在这里仅保留 D_{new} 和 Dt 的交互项, 其系数 θ_1 即为由 10 号线延长线的规划给四条尚未规划线路周边住房价格带来的虹吸效应, 若虹吸效应存在, 则 θ_1 应显著异于 0。

在表 8 中, 本文参照基准回归中价格效应的作用范围进行了样本的筛选, 发现无论在站点 1.5 公里、1 公里、750 米还是 500 米范围内, 交互项系数均不显著, 表明尚未出现的四条线路沿线住房并没有受到 10 号线延长线规划带来的冲击, 仍保持着与老站周边住房同步的波动趋势。这一系列回归证明虹吸效应并未触及渐进 DID 中的对照组区域, 保证了之前回归中系数是可信的。

表 8 对照组有效性的检验

变量名	1.5km ln(price)	1km ln(price)	750m ln(price)	500m ln(price)
$D_{new} \times Dt$	-0.0763 (0.0517)	-0.0129 (0.0507)	-0.0102 (0.0263)	0.0308 (0.0250)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
站点固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
月份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
站点时间趋势	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	5944	4054	2441	1125
R-squared	0.8495	0.9031	0.8756	0.9695

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

2. 老站新线的效应检验

以上研究都把焦点放在地铁站从无到有的情况, 但本文同样关注已开通站点新增一条线路对周边住房的影响。所以选取了样本期开始前已经开通, 并且在样本期内有新规划线路经过的站点, 共 21 个。以这 21 个站点为“距离最近站点”的住房样本共 7622 个, 本文用模型(1)、(3)分别回归这部分样本, 来看新增加线路会对周边住房的价格和面积产生什么影响。需要说明的一点是, 由于这里估计的效应本身就涉及新、老线路, 所以不必再以其他站点为中心进行剔除。

表 9 的前 6 个回归在 2 公里、1 公里和 750 米三个距离范围对老站新线带来的价格和面积效应进行了检验。可以看到, 价格效应在三个回归中均不显著, 表示在已开通站点的基础上新增加线路的规划并不能给当地的住房市场带来显著溢价。而与之对应的是, 面积效应依然存在, 在三个范围的回归中, 规划后成交的住房较规划前面积减小了 13.74 平方米、10.60 平方米和 13.08 平方米, 比表 6 的结果更大, 表明虽然整体的住房需求没有显著增长, 但是新线路规划的公布仍让小面积住房更加畅销。这可能是由于老站点附近的房价本来就处于高位, 在整体住房市场环境不变的情况下很难再有所突破, 而由新线路规划带来的购房需求在高房价面前更倾向于小面积住房。第 7 和

第8列分别检验了价格和面积的梯度效应,其交互项显示新线规划后每靠近站点100米的住房价格上升21%,面积下降1.08平方米,这一梯度比新站规划时更为陡峭,这可能是由于一个站点由普通站变为换乘站往往意味着商业的聚集,在这种预期下人们对距离的敏感程度显著增加。

表9 老站新线的价格效应和面积效应

变量名	2km	2km	1km	1km	750m	750m	2km	2km
	ln(price)	Area	ln(price)	Area	ln(price)	Area	ln(price)	Area
<i>Dplan</i>	0.0372 (0.0485)	-13.7403*** (2.0198)	-0.0319 (0.0492)	-10.6032*** (3.3924)	-0.0324 (0.0587)	-13.0803*** (3.9684)	2.5392*** (0.1327)	-26.5824*** (3.4212)
到地铁站距离	-0.0973*** (0.0042)	1.2365*** (0.1250)	-0.0049 (0.0121)	10.3974*** (0.7051)	0.0051 (0.0108)	10.9652*** (0.6993)	0.0088* (0.0049)	0.6820*** (0.1750)
到地铁站距离× <i>Dplan</i>							-0.2085*** (0.0099)	1.0761*** (0.2017)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
站点固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
月份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
站点时间趋势	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	6696	6696	3310	3310	3178	3178	6696	6696
R-squared	0.8060	0.8729	0.9677	0.9196	0.9713	0.9217	0.8716	0.8735

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

3. 住房总价效应的检验

如理论部分所述,住房面积的缩小是在单位面积价格上涨的前提下购房者为了平衡总价而做出的妥协性反应。如果这一逻辑成立,那么在单套面积缩小的作用下,地铁出现对住房单套总价的影响效应必然会小于单位面积价格的效应,甚至不排除总价可能维持在规划发布前的水平。所以,检验总价效应的意义有二:一是从另一个侧面检验前面价格和面积溢出效应的稳健性,如果溢出效应稳健,则总价效应的系数应该小于单价效应;二是检验购房者的预算压力,如果住房总价在地铁规划后上涨很小,甚至没有上涨,表明购房者的预算较为紧迫,大部分单价上涨带来的预算压力只能由牺牲更多的住房面积来缓解,反之,如果总价上涨幅度较大,则表明购房者尚有资金为便利性的增值支付额外的费用。

本文对总价效应的估计方法,是把模型(1)的被解释变量替换成单套住房总价的自然对数,并在控制变量中去掉面积这一项。从表10的回归结果可以看到,总价效应并没有因面积缩小而消失,在1.5公里、1公里、750米和500米的距离范围上,分别上涨了4.57%、24.82%、50.35%和108.44%,为相同距离样本下单价效应的55.19%、93.70%、92.47%和98.36%。这一结果一方面表明了溢出效应的稳健性,另一方面也说明购房者对便利性的购买意愿较大,且尚有能力为其支付高额溢价。总价效应在3公里范围内不显著,且在3公里外的边缘区域出现了33.02%的显著下跌,表明该区域房价下跌幅度大于面积增加幅度,进一步证实了虹吸效应的存在。

表 10 地铁规划的总房价效应

变量名	1.5km ln(<i>tprice</i>)	1km ln(<i>tprice</i>)	750m ln(<i>tprice</i>)	500m ln(<i>tprice</i>)	3km ln(<i>tprice</i>)	>3km ln(<i>tprice</i>)
<i>Dplan</i>	0.0457*** (0.0174)	0.2482*** (0.0237)	0.5035*** (0.0460)	1.0844*** (0.0758)	0.0068 (0.0149)	-0.3302*** (0.0344)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
站点固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
月份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
站点时间趋势	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	52056	24070	12892	7181	93764	54909
R-squared	0.7890	0.8673	0.8820	0.9431	0.6571	0.6433

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

六、结论与政策含义

大城市的拥堵和边界的扩张给其中的居民带来了巨大的出行成本,这在很大程度上消解了居住在大城市的意义,阻碍了城市发展的同时也降低了城市居民的福利水平。地铁作为一项能大幅压缩出行成本的公共设施,给其沿线周边的居民带来了巨大的出行便利,进而会对沿线一定距离范围内的住房市场释放出溢出效应。但先前文献都只注意到这种溢出效应表现在房价上涨,却忽视了对新建住房面积的可能影响。本文的理论与实证研究弥补了这一方面在研究视角上的空白,并且也在度量地铁对住房市场影响的方法论上提出了改进。

本文以2012年1月至2015年8月上海所有地铁线路的规划公布为自然实验,检验了一个站点的出现给周边住房市场在价格和住房面积上带来的变化。结果表明,地铁的溢出效应表现为站点1公里范围内房价上涨26.49%,平均面积缩小3.25平方米,而边缘区域均出现不同程度的虹吸效应,即房价下降而面积增大;地铁的溢出效应还随着到站点距离的增大而呈现一个显著的梯度,在2公里内每靠近站点100米涨价2.68%、面积下降0.39平方米;在已开通站点新增线路时,面积下降的效应依然存在,但价格并没有显著改变;单套房总价的上涨依然显著,但幅度要小于单价,证明价格和面积的效应是稳健的。这些发现促进了本文对地铁与房地产市场关系的全面认识。本文还在方法论层面证明了之前文献中存在的问题,并提出了更适合的研究模型。

边界扩张和人口聚集是大城市发展的必然趋势,然而在建设用地指标接近上限的情况下,如何在地理空间上合理规划住房用地和公共交通线路成为城市规划的一大问题。从本文的实证结果看,地铁引起沿线住房市场的价格上涨和面积缩小均表明公共交通便利性给居民带来的效应是巨大的,地铁远距离处的虹吸效应更是证明了人们对地铁房趋之若鹜。本文的研究具有多方面的重要政策含义:一是在房地产市场调控与维稳中,应该更密切关注地铁对沿线的房价溢出效应,既要防范地铁规划公布所带来的地铁周边房价上涨冲击,也要密切关注地铁规划公布后通过虹吸效应对较远处住房的可能价格抑制作用,做好未雨绸缪。二是在未来的城市规划中,应更加注意公共交通选址与住房用地审批在空间上的对应,争取在地铁沿线周边增加住宅用地供应或住房存量更新,从住房供给层面平衡公共交通的出现引起的住房市场在空间上的结构性扭曲,从而最大程度发挥公共

交通便利性福利的同时,不带来房地产市场的过度波动。三是注重出行便利的多为年轻的上班族,而看重居住舒适性的则以老人居多,这两类人所需要的公共服务和面向的消费环境存在系统性的差异,本文的发现使合理化公共服务分布、提高财政支出效率成为可能,也为市场消费布局的调整提供了依据。四是地铁建设投资的成本大部分来自于本市财政,根源上是由全市居民普遍承担的,由于增量房和存量房市场存在价格联动,所以地铁在增加了部分居民房产价值的同时,让另一部分居民的资产缩水,由此引起的不公平现象说明需要对公共交通建设的筹资方式进行全面考虑。

[参考文献]

- [1]冯长春,李维瑄,赵蕃蕃. 轨道交通对其沿线商品住宅价格的影响分析——以北京地铁5号线为例[J]. 地理学报, 2011,(8):1055-1062.
- [2]高晓晖,刘芳. 轨道交通对住宅价格的影响——以上海市为例[J]. 城市问题, 2011,(12):41-46.
- [3]谷一桢,徐治乙. 轨道交通对房地产价值影响研究综述[J]. 城市问题, 2007,(12):45-50.
- [4]谷一桢,郑思齐. 轨道交通对住宅价格和土地开发强度的影响——以北京市13号线为例[J]. 地理学报, 2010,(2):213-223.
- [5]郝前进,陈杰. 到CBD距离、交通可达性与上海住宅价格的地理空间差异[J]. 世界经济文汇, 2007,(1):22-35.
- [6]刘浩,马琳. 1992—2013年京津冀地区经济发展失衡的溢出效应[J]. 经济问题探索, 2016,(11):59-66.
- [7]刘涛,曹广忠. 大都市区外来人口居住地选择的区域差异与尺度效应——基于北京市村级数据的实证分析[J]. 管理世界, 2015,(1):30-40.
- [8]张克中,陶东杰. 交通基础设施的经济分布效应——来自高铁开通的证据[J]. 经济学动态, 2016,(6):62-73.
- [9]张学波,陈思宇,廖聪,宋金平. 京津冀地区经济发展的空间溢出效应[J]. 地理研究, 2016,(9):1753-1766.
- [10]郑思齐,曹洋. 居住与就业空间关系的决定机理和影响因素——对北京市通勤时间和通勤流量的实证研究[J]. 城市发展研究,2009,(6):29-35.
- [11]Agostini, C. A., and G. A. Palmucci. The Anticipated Capitalization Effect of a New Metro Line on Housing Prices[J]. Fiscal Studies, 2008,29(2):233-256.
- [12]Almosaind, M., K. Dueker, and J. Strathman. Light-Rail Transit Stations and Property Values: A Hedonic Price Approach[J]. Transportation Research Record, 1993,(1400):90-94.
- [13]Bae, C. H. C., M. J. Jun, and H. Park. The Impact of Seoul's Subway Line 5 on Residential Property Values[J]. Transport Policy, 2003,10(2):85-94.
- [14]Barnes, G. The Importance of Trip Destination in Determining Transit Share[J]. Journal of Public Transportation, 2005,8(2):1-15.
- [15]Benjamin, J. D., and G. S. Sirmans. Mass Transportation, Apartment Rent and Property Values [J]. Journal of Real Estate Research, 1996,12(1):1-8.
- [16]Billings, S. Estimating the Value of a New Transit Option [J]. Regional Science and Urban Economics, 2011, 41(6):525-536.
- [17]Bollinger, C. R., and K. R. Ihlanfeldt. The Impact of Rapid Rail Transit on Economic Development: The Case of Atlanta's MARTA[J]. Journal of Urban Economics, 1997,42(2):179-204.
- [18]Bowes, D. R., and K. R. Ihlanfeldt. Identifying the Impacts of Rail Transit Stations on Residential Property Values[J]. Journal of Urban Economics, 2001,50(1):1-25.
- [19]Cervero, R. Effects of Light and Commuter Rail Transit on Land Prices: Experiences in San Diego County[J]. Journal of the Transportation Research Forum, 2010,43(1):121-138.
- [20]Cervero, R., and J. Landis. Assessing the Impacts of Urban Rail Transit on Local Real Estate Markets Using Quasi-experimental Comparisons[J]. Transportation Research Part A: Policy and Practice, 1993,27(1):13-22.
- [21]Cervero, R., S. Murphy, C. Ferrell et al. Transit-Oriented Development in the United States: Experiences,

- Challenges, and Prospects[J]. *Bmc Research Notes*, 2004,8(1):1-7.
- [22]Cheape, C. Evolution of Urban Public Transit, 1880—1912: A Study of Boston, New York and Philadelphia[J]. *Journal of Economic History*, 1976,36(1):259-262.
- [23]Chen, Jie, and Qianjin Hao. Submarket, Heterogeneity and Hedonic Prediction Accuracy of Real Estate Prices: Evidence from Shanghai[J]. *International Real Estate Review*, 2010,13(2):190-217.
- [24]Du, H., and C. Mulley. Relationship between Transport Accessibility and Land Value: Local Model Approach with Geographically Weighted Regression [J]. *Transportation Research Record: Journal of the Transportation Research Board*, 2006,1977(25):197-205.
- [25]Gatzlaff, D. H., and M. T. Smith. The Impact of the Miami Metrorail on the Value of Residences Near Station Locations[J]. *Land Economics*, 1993,69(1):54-66.
- [26]Gonzalez-Navarro, M., and M. A. Turner. Subways and Urban Growth: Evidence from Earth [R]. SERC Discussion Paper, 2016.
- [27]Ke, S. Determinants of Economic Growth and Spread - backwash Effects in Western and Eastern China[J]. *Asian Economic Journal*, 2010,24(2):179-202.
- [28]McDonald, J. F., and C. I. Osuji. The Effect of Anticipated Transportation Improvement on Residential Land Values[J]. *Regional Science and Urban Economics*, 1995,25(3):261-278.
- [29]Rosen, S. Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition [J]. *Journal of Political Economy*, 1974,82(1):34-55.
- [30]Zheng, S., and M. E. Kahn. Does Government Investment in Local Public Goods Spur Gentrification? Evidence from Beijing[J]. *Real Estate Economics*, 2013,41(1):1-28.

The Spillover Effects and Siphon Effects of Public Transportation on Housing Market: A Case Study of Subway

FAN Zi-ying, ZHANG Hang, CHEN Jie

(School of Public Economics and Administration, SUFE, Shanghai 200433, China)

Abstract: The spillover effects of public transportation on housing price has been studied extensively, but a structural effect is put forward first in this paper. To check these structural effects, we set up theoretical models and prove that the spillover effects of subway on housing market are reflected in not only housing price increasing, but also housing area decreasing. Moreover, the emergence of subway reallocates the demand of housing market, which especially shows as the siphon effects of subway-house on non-subway-house. Then we apply a difference-in-differences analysis to all first-hand-house transactions in Shanghai from 2012 to 2015 and find that, while the announcement of subway planning causes an increase of 26.49% in housing price and a decrease of 3.25 m² in area within 1km of stations, the spillover effect reverses outside the region, which show as a 35.56% decrease in price and a 3.36 m² increase in area 3km beyond stations. Though the decrease in area partly balances the increase in price, the total price of a house also has a rise of 24.82% within 1km of stations after announcement. Our study makes great contribution to the capitalization of public service and the distribution of land appreciation.

Key Words: subway; housing market; spillover effects; siphon effects; urban diseases

JEL Classification: H41 R32 R42

[责任编辑:王燕梅]