

基于 Web 数据的实证研究:城市轨道交通对住宅价格的时空效应分析

刘康 李舟军 张小明

(北京航空航天大学计算机学院 北京 100191)

摘要 基于网络爬虫获取的真实 Web 数据,研究了长沙地铁 2 号线开通试运行前后轨道交通对其沿线住宅价格的影响程度。首先,通过分析住宅价格特性和影响因素,建立了影响长沙市住宅价格形成和波动的特征价格模型,包括区位特征、邻里特征和结构特征等 13 个特征因素;并通过显著性检验,确定地铁特征对住宅价格具有显著影响;同时进一步分析了地铁站点对周边住宅的显著影响范围。然后,基于长沙地铁 2 号线开通前后住宅价格分布的可视化分析,提出城市中心区域的地铁站点周边房价下降、城市外围区域的地铁站点周边房价上升的假设;并利用假设检验方法验证了该假设的正确性。

关键词 轨道交通,住宅价格,特征价格模型,长沙地铁 2 号线

中图分类号 TP311 **文献标识码** A **DOI** 10.11896/j.issn.1002-137X.2015.9.038

Empirical Research Based on Web Data: An Analysis on Spatio-temporal Effect of City Rail Transit on Residential House Prices

LIU Kang LI Zhou-jun ZHANG Xiao-ming

(School of Computer Science and Engineering, Beihang University, Beijing 100191, China)

Abstract Based on real Web data collected by Web crawlers, this paper discussed the impact of rail transit system on the surrounding residential house prices in the case of Changsha subway line 2. First, by means of analyzing house prices' features and influence factors, a hedonic model was established based on the formation and fluctuation of residential house prices in Changsha, including 13 feature variables consisting of location features, neighborhood features and structural features. Our study also confirmed the significant influence of subway features on residential house prices via significance testing, with further analysis of the significant influence range of subway stations. Second, based on the visualization of price distribution before and after the opening of Changsha subway line 2, a hypothesis that house price declines around subway stations in downtown area and house price increases around subway stations in suburb area was proposed. The hypothesis was validated based on hypothesis testing method.

Keywords Rail transit, Residential house price, Hedonic model, Changsha subway line 2

1 引言

城市经济的发展提高了居民对便捷交通的需求。城市轨道交通作为城市基础设施,是一种有效缓解大城市交通压力的重要方式。它不仅改善了居民出行的交通便利性,同时也促进了沿线商业设施的聚集,拉动了周边房产价值,进而对城市住宅区的选址和价格产生了重要影响。因此,深入研究轨道交通与住宅价格的相关性具有重大意义。

当前轨道交通对住宅房价影响的相关研究主要围绕空间相关性进行讨论^[1,3,8]。同时考虑时空双重维度的轨道交通建设对住宅房价的相关性分析主要集中在国外城市的实证研究中^[2,5,10]。相对而言,国内关于房地产增值时空效应的实证研究还十分缺乏^[11,13]。同时,时空维度结合的研究方法比较简单和零散,尚无公认的方法和模型,这为研究者提供了不断

探索和完善的空间。

究其本质,轨道交通与住宅价格的相关性实证分析是数据挖掘的过程。相关研究中的传统数据来源于房产中介公司提供的原始交易记录,以及在官方记载的房产信息。信息获取渠道的相对闭塞也导致了样本集较小、房产特征无法精确计算等问题。随着互联网的不断发展与普及,大量房产信息公开透明地在网络上呈现出来。结合地理信息系统(GIS)和电子地图提供的 POI 地标信息为房产研究提供了更加丰富的数据基础。基于此前提,从互联网提取的大量住宅价格数据能够支撑时空双重维度的分析研究,进而推进此领域的研究工作。

综上所述,城市轨道交通与周边房地产价值之间的关系在国外已经进行了广泛的定量研究,但中国轨道交通建设起步较晚,相关研究正逐步完善。与已有的相关研究相比,本文

到稿日期:2014-11-26 返修日期:2015-01-07 本文受国家自然科学基金(61170189, 61370126, 61202239),教育部博士点基金(20111102130003)资助。

刘康(1989-),男,硕士生,主要研究方向为数据挖掘,E-mail: veonax@gmail.com;李舟军(1963-),男,教授,博士生导师,主要研究方向为数据挖掘与文本挖掘、网络与信息安全;张小明(1980-),男,博士生,主要研究方向为数据挖掘与文本挖掘。

的研究工作具有如下特点:

(1)本文的研究数据全部来源于互联网。房产信息和房价数据均收集自安居客和搜房网提供的公开资料;与房产相关的区位特征和环境特征均收集自百度地图提供的线上数据。与从传统的数据来源收集的数据相比,本文收集的样本量大,数据资料更加准确,从而确保了研究结果的可信程度。

(2)本文不仅探讨了轨道交通对住宅房价的空间影响效应,而且还从时空双重维度分析了长沙市地铁2号线开通前后周边房价短期和长期的变化。从直观上对城市中心和城市外围的房价变化规律进行了定性假设,并进行了假设检验,同时得出了定量结果。这些工作丰富了当前轨道交通对住宅价格时空综合影响的研究成果。

(3)本文是基于长沙市住宅房产的实证研究。长沙市作为中国中部崛起的代表城市,经济发展迅速。但目前基于长沙市的房地产研究成果较少^[15],难以支持其产业的快速发展。本文弥补了基于长沙市研究区域的相关实证研究。

本文第2节为相关工作综述;第3节介绍Web数据的收集和處理过程;第4节在不考虑时间维度的情况下分析轨道交通对住宅价格的影响,并计算地铁站点对周边房价的显著影响范围;第5节具体分析了在综合考虑时间和空间因素的情况下,地铁开通前后对周边住宅价格的影响;最后总结全文。

2 相关工作

国内外学者在此领域中有大量的研究成果^[1-5]。在研究方法上,多基于特征价格模型(Hedonic模型),使用回归分析方法定量地对住宅价格进行建模,并测算相关因素对价格的影响^[6]。基于此模型分析城市轨道交通对周边房价影响的大量实证研究都发现轨道交通对周边房价有显著的相关性,但其空间影响范围和影响程度均因城市有所不同。Zheng和Kahn对北京房价的实证分析得出地铁交通便利性对周边房价有增值效应^[7];杨鸿在分析杭州轨道交通对住宅价格的影响之后得出距轨道站点500米范围内的住宅比500米外的住宅增值9.4%、1000米以内的住宅比1000米以外住宅增值7.6%^[8]。而Huang和Yin在考虑了17个房产特征的情况下对武汉住宅进行Hedonic建模,得出轻轨不但没有促进周边房价的增长,反而对1英里内的住宅价格有负相关影响^[9]。

以上研究主要考虑轨道交通的空间影响,而并未考虑其建设周期前后的时空演变效应。近期有代表性的时空演变研究包括:Lin和Hwang通过对台北地铁系统开通前后的特征价格模型,发现地铁的开通持续拉动周边房价上涨^[10];梅志熊等发现广州地铁3号线在施工期间对周边住宅价格的影响从负效应转变为正效应,而在运营期后期正向效应更加明显^[11];郑捷奋等在研究深圳地铁一期工程建成前后对周边住宅的影响后得出,深圳地铁建设对周边住宅的影响范围为距离地铁站点400米~600米的区域,且区域内的住宅溢价达到23.03%~16.95%^[12]。但总体上看,国内外学者对城市轨道交通的时空综合影响的实证研究较缺乏^[13,14]。

3 数据采集与预处理

3.1 长沙市轨道交通概要

长沙市轨道交通(长沙地铁)最早计划、建设和预计开通的是地铁2号线和地铁1号线。地铁2号线一期工程于2009年9月开工建设,已于2014年4月30日开通试运行;地铁2

号线一期工程于2010年10月开工建设,预计在2016年上半年建成通车。

其中1号线为南北走向,从汽车北站沿芙蓉路南下最终到达尚双塘,共经过20座地铁站;2号线为东西走向,从光达站起始向西,经过长沙火车南站和长沙火车站,在五一大道与1号线相交,跨越湘江抵达梅溪湖站,共经过23座地铁站。两条地铁线总共包含42个地铁站。

3.2 研究范围与数据采集

本文使用通用爬虫技术在百度地图抓取了长沙市42个地铁站点的地理位置信息,同时抓取了191个公园、760个医院、743个幼儿园、689个小学、564个中学、200个购物中心等POI地标的地理位置信息,为特征价格模型中交通便捷性和邻里关系变量的计算提供了充足的数据支持。

同时,本文在安居客和搜房网爬取了长沙市内3884个住宅房产的数据和其相关信息,包括地理位置、绿化率、容积率、物业费、出租率等数据。

另一方面,本文研究的时间维度围绕地铁2号线的开通试运行前后展开,选取开通前5个月和后5个月的价格数据进行分析。在安居客上爬取2013年12月至2014年9月间住宅房产月平均价格数据共28904条。

在剔除房产特征和价格信息不完整的数据样本,以及价格畸高的奇异点后,最终获得分布于长沙市内的604个住宅样本和对应的完整的10个月的住宅价格数据6040条。住宅样本和地铁站点分布如图1所示。



图1 住宅与地铁站点分布

3.3 价格数据的时间修正

从时间维度对住宅价格进行的讨论需要基于同一个价格水平。房产政策、通货膨胀、季节周期等因素都可以导致房价整体的价格波动,因此需要对其进行修正。本文通过计算特定月份所有住宅样本的价格均值得出每月的房价水平,进而进行价格调整。具体方法如下:设定住宅样本集合为 H ,月份集合为 T ,则住宅样本 $h(h \in H)$ 在 $t(t \in T)$ 月的价格为 $P_{t,h}$ 。计算 t 月的房价水平为 $\bar{P}_t = \frac{1}{|H|} \sum_{h \in H} P_{t,h}$ 。根据第一个月 t_1 (2013年12月)的房价水平和 $t(t \in T)$ 月的房价水平之比 $\bar{P}_t / \bar{P}_{t_1}$ 对住宅 h 的价格 $P_{t,h}(h \in H)$ 进行修正,得到修正价格 $P'_{t,h} = P_{t,h} \cdot \bar{P}_{t_1} / \bar{P}_t$ 。修正后,不同月份的住宅价格都保持在同一房价水平 $\overline{P'}_{201312} = \bar{P}'_t = \frac{1}{|H|} \sum_{h \in H} P'_{t,h}$ 。

4 空间效应分析

4.1 模型介绍

目前定量分析房产价格空间分布规律的主要方法有交通成本模型、支出系统需求函数模型以及特征价格模型(Hedonic模型)等几种。其中,特征价格模型的理论较为完善,是研究影响住宅价格微观因素的主要方法,国内外已有很多基于此模型的理论研究和实证性的分析成果。

特征价格模型的一般方程如下:

$$V=f(L,S,N,A,P,t) \quad (1)$$

其中, V 是住宅的市场价值; L 为土地特征; S 为住宅的结构特征; N 表示邻里关系; A 表示交通便捷性; P 表示规划要求; t 表示数据收集的时间。

在实证研究中,特征价格模型的回归函数主要有线性、对数、半对数等几种。而在计量分析中,半对数函数形式因为可以降低异方差性,同时符合房地产市场边际效用递减的规律,所以被大多数研究者采用。半对数函数的因变量为住宅价格的对数,而特征变量作为自变量则采用线性关系叠加。具体模型方程如下:

$$\log P = \alpha + \sum \beta_i z_i + \varepsilon \quad (2)$$

4.2 特征价格模型的建立

建立特征价格模型的一个主要问题是特征变量的选择。当前,比较有效的特征价格模型包括区位特征、邻里特征和结构特征3种类型^[1],如表1所列。同时,特征的选择应避免多重共线性。因此本文模型采用以下特征变量:

(1)区位特征:采用与城市中心CBD的距离和与地铁站点的距离2个变量。与城市中心CBD的距离主要反映了房产在城市中的主要位置,与居民的生活、购物活动密切相关;而与地铁站点的距离主要代表了房产的交通便捷性,即出行成本。其中与城市中心CBD的距离以米为单位,测量样本与长沙市传统商业中心五一广场之间的距离,采用连续变量。与地铁站点的距离也以米为单位,测量样本与其最近的地铁站点的距离,采用连续变量。

(2)邻里特征:采用周边幼儿园、小学、中学、医院、大型购物中心、公园等6个变量。周边学校关系到子女上学问题,也导致“学区房”概念的出现;医院代表居民的对健康和医疗的需求;大型购物中心能够方便居民购物;而公园不仅与空气质量、居住环境有关,而且提供了居民休闲娱乐的场所。所有的邻里特征变量以虚拟变量表示,代表住宅样本周边1000米内是否存在相关设施。

(3)结构特征:采用房龄、容积率、物业费、出租率、绿化率等5个变量。其中房龄根据2014年与建成年份之间的时间跨度计算得出;物业费以每平方米的费用为单位。所有的结构特征变量均为连续变量,相对完整地表达了住宅房产的结构特征。

根据以上提取的特征,总结出特价格模型 M_1 :

$$\log_{10}(P) = \alpha + \beta_1 \text{DistanceCenter} + \beta_2 \text{NearKinder} + \beta_3 \text{NearPSchool} + \beta_4 \text{NearMSchool} + \beta_5 \text{NearHospital} + \beta_6 \text{NearShop} + \beta_7 \text{NearPark} + \beta_8 \text{Years} + \beta_9 \text{Plot} + \beta_{10} \text{ManageFee} + \beta_{11} \text{Rent} + \beta_{12} \text{Greening} + \beta_{13} \text{DistanceSubway} + \varepsilon \quad (3)$$

表1 影响住宅价格特征的特征变量

| 类型 | 特征变量名 | 特征意义 | 单位 | 预期符号 |
|------|----------------|-------------------|-------|------|
| 区位特征 | DistanceCenter | 距城市中心CBD距离 | 米 | - |
| | DistanceSubway | 距最近地铁站点距离 | 米 | - |
| 邻里特征 | NearKinder | 周边1km范围内是否有幼儿园 | 0或1 | + |
| | NearPSchool | 周边1km范围内是否有小学 | 0或1 | + |
| | NearMSchool | 周边1km范围内是否有中学 | 0或1 | + |
| | NearHospital | 周边1km范围内是否有医院 | 0或1 | + |
| | NearShop | 周边1km范围内是否有大型购物中心 | 0或1 | + |
| | NearPark | 周边1km范围内是否有公园 | 0或1 | + |
| 结构特征 | Greening | 绿化率 | % | + |
| | Plot | 容积率 | % | - |
| | Years | 房龄 | 年 | - |
| | ManageFee | 物业费 | 元/平方米 | + |
| | Rent | 出租率 | % | ? |

4.3 地铁特征影响力分析

以2014年9月的住宅样本价格为基础,使用最小二乘法(OLS)对以上模型进行多元回归分析,得到的模型回归结果如表2和表3所列。模型调整后的 R^2 为0.633。根据回归的统计意义,本文模型自变量与因变量的拟合优度为63.3%,可解释性较好。

表2 M_1 回归模型汇总

| 模型 | R | R ² | 调整 R ² | 标准估计误差 |
|-------|-------|----------------|-------------------|--------|
| M_1 | 0.796 | 0.633 | 0.625 | 0.529 |

表3 M_1 回归系数分析表

| 模型 M_1 | 回归系数 β | t 值 | 显著性(p 值) |
|----------------|--------------|---------|----------|
| (常量) | 3.758 | 176.613 | 0.000 |
| DistanceCenter | -1.261E-05 | -11.515 | 0.000*** |
| DistanceSubway | -8.326E-06 | -6.345 | 0.000*** |
| NearKinder | -0.007 | -0.844 | 0.399 |
| NearPSchool | 0.013 | 1.700 | 0.090* |
| NearMSchool | -0.002 | -0.367 | 0.714 |
| NearHospital | -0.005 | -0.961 | 0.337 |
| NearShop | 0.008 | 1.675 | 0.094* |
| NearPark | 0.006 | 1.274 | 0.203 |
| Greening | 0.002 | 4.803 | 0.000*** |
| Plot | 0.003 | 2.387 | 0.017** |
| Years | 1.646E-05 | 1.077 | 0.282 |
| Management | 0.060 | 10.151 | 0.000*** |
| Rent | 0.000 | 5.107 | 0.000*** |

注:***、**和*表示在0.01、0.05、0.1置信水平下显著。

在0.05的置信水平下,DistanceCenter、DistanceSubway、Greening、ManageFee、Rent、Plot等5个特征变量对房价产生了显著的影响。可以看出区位特征对住宅价格起到了决定性的影响。最显著的特征为DistanceCenter,这表明传统城市中心的区位是影响住宅价格最主要的因素。而对于轨道交通,距离最近地铁站点的距离DistanceSubway的t值为-6.345,显著性p值在0.01以下,表明地铁对住宅价格的影响十分显著。根据结果可知,距离最近地铁站点的距离每增加1000米,住宅价格将减少1.9%。

同时可以看到,绿化率Greening对房价的正效应影响十分显著。这表明住宅周边绿化率越高,房产价格越高,印证了城市居民的住房需求已经从“生活型住房”变化为“改善型住房”。绿化环境和自然景观已成为居民区位选择的主要因素之一。

而物业费 *ManageFee* 的正向影响已在预期之中。价格较高的住宅往往品质较高、物业设施配套齐全,因而造成了较高的物业费。

另一方面值得注意的是,出租率 *Rent* 和容积率 *Plot* 的特征变量也非常显著,同时其回归系数符号为正,表明出租率越高、容积率越高的住宅房产价格越高。可解释的原因是:样本中已经剔除高档别墅楼盘,所有的样本都是普通商品住宅。出租率高、容积率高可以反映楼层较高、楼盘较新、投资性房产较多。传统房地产市场的新盘溢价能推动其住宅价格的增值。

另外,所有邻里特征中只有周边小学 *NearPSchool* 和周边购物中心 *NearShop* 在 0.1 的置信水平下显著。其表明相对来说邻里特征变量不能影响住宅价格。

4.4 地铁特征影响范围分析

4.3 节证明了轨道交通因素对住宅价格产生正面影响,但是无法得知地铁站点对周边住宅的最显著的影响范围。于是,对 M_1 模型进行修改。使用虚拟变量 $NearSubway_d$ ($d=250, 500, 750, \dots, 2500$) 表示住宅房产周边 250 米~2500 米是否有地铁站点,分别替换原来表征地铁特征的连续变量 $DistanceSubway$,依次得到对应的模型 M_d :

$$\log_{10}(P) = \alpha + \beta_1 DistanceCenter + \beta_2 NearKinder + \beta_3 NearPSchool + \beta_4 NearMSchool + \beta_5 NearHospital + \beta_6 NearShop + \beta_7 NearPark + \beta_8 Years + \beta_9 Plot + \beta_{10} ManageFee + \beta_{11} Rent + \beta_{12} Greening + \beta_{13} NearSubway_d + \epsilon \quad (4)$$

其中, $d=250, 500, 750, 1000, 1250, 1500, 1750, 2000, 2250, 2500$ 。

再次使用最小二乘法(OLS)对以上 10 个模型进行多元回归分析,得到回归结果,如表 4 所列。

表 4 $M_{250} \sim M_{2500}$ 回归模型汇总和系数分析表

| 模型 | 总体调整 R^2 | 地铁特征变量 $NearSubway_d$ | | |
|------------|------------|-----------------------|--------|-----------|
| | | 回归系数 ρ | t 值 | 显著性(p 值) |
| M_{250} | 0.599 | -0.002735 | -0.257 | 0.797 * |
| M_{500} | 0.602 | 0.015111 | 2.245 | 0.025 ** |
| M_{750} | 0.604 | 0.015498 | 2.771 | 0.006 *** |
| M_{1000} | 0.606 | 0.016483 | 3.175 | 0.002 *** |
| M_{1250} | 0.613 | 0.023689 | 4.675 | 0.000 *** |
| M_{1500} | 0.615 | 0.025796 | 5.003 | 0.000 *** |
| M_{1750} | 0.617 | 0.027977 | 5.235 | 0.000 *** |
| M_{2000} | 0.617 | 0.029144 | 5.257 | 0.000 *** |
| M_{2250} | 0.615 | 0.028501 | 4.982 | 0.000 *** |
| M_{2500} | 0.612 | 0.023152 | 4.540 | 0.000 *** |

从结果中可以看出,随着住宅周边 d 米内是否有地铁站点这一变量的增大,10 个模型的调整 R^2 逐渐增大。在 $d=2000$ 时,对应的回归模型 M_{2000} 的调整 $R^2=0.617$,为最大值。而另一方面,模型中地铁特征变量的回归系数 β 和 t 值也均在 2000 米时达到最大值(模型 M_{2000})。结果表明住宅房产周边 2000 米内是否有地铁站点的特征变量对房价的影响最为明显。因此可以认定 2000 米为地铁站点影响周边住宅价格的最显著范围。

5 时空效应分析

5.1 地铁开通前后房价变化假设的提出

长沙地铁 2 号线于 2014 年 4 月 30 日开通试运行。由于 4

月 30 日为 4 月的最后一天,因此设定 2014 年 4 月及之前为地铁开通前的时间段,2014 年 5 月及之后为地铁开通后的时间段。对应地,本文爬取了住宅房产在地铁开通前 5 个月(2013 年 12 月至 2014 年 4 月)和地铁开通后 5 个月(2014 年 5 月至 2014 年 9 月)的月均价。

地铁开通对住宅价格的影响分为短期和长期。假设短期为 2014 年 4 月至 2014 年 5 月这个时间段,即地铁开通前后 2 个月;而长期为 2013 年 12 月至 2014 年 9 月这个时间段,即地铁开通前后 10 个月(前、后各 5 个月)。

为了找寻地铁开通对住宅价格的短期和长期影响规律,我们对数据进行可视化,绘制了在不同月份中住宅房产对数价格 $\log(P)$ 的空间拟合分布图(见图 2)。图中住宅价格通过灰色表示,深色区域房价高,浅色区域房价低。两条白色曲线分别代表东西向的地铁 2 号线和南北向的地铁 1 号线,其交汇处为五一广场(城市中心 CBD)地铁站。

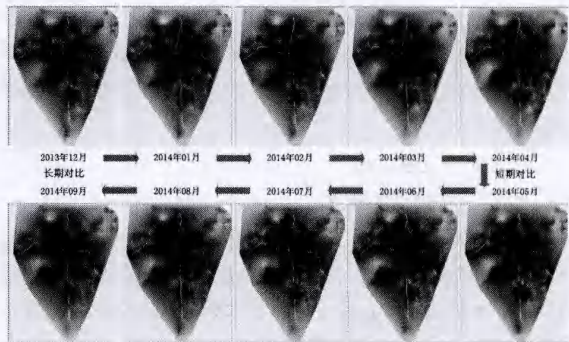


图 2 2013 年 12 月至 2014 年 9 月长沙市住宅价格分布图

直观上,通过对比 2014 年 4 月和 2014 年 5 月的房价空间分布,可以看出城市中心区域的地铁站点周边房价有明显下降,而城市外围区域的地铁站点周边房价上升。对比 2013 年 12 月和 2014 年 9 月的价格分布,也呈现出城市中心区域的地铁站点周边房价下降、城市外围区域的地铁站点周边房价上升的趋势。基于以上事实,本文提出了 4 个假设:

- (1) 地铁开通前后 2 个月,城市中心区域的地铁站点周边房价下降;
- (2) 地铁开通前后 2 个月,城市外围区域的地铁站点周边房价上升;
- (3) 地铁开通前后 10 个月,城市中心区域的地铁站点周边房价下降;
- (4) 地铁开通前后 10 个月,城市外围区域的地铁站点周边房价上升。

5.2 地铁开通前后房价变化假设的验证

5.2.1 准备工作

为了验证 5.1 节提出的假设,作者根据 d 和长沙市传统商业活动区域将地铁站点划分为中心区域地铁站点集合 SC 和周边区域地铁站点集合 SO 。 SC 包含地铁 1 号线上涂家冲至湘雅路之间的地铁站点,以及地铁 2 号线上长沙火车站至溁湾镇之间的地铁站点,其中包括两条地铁线交汇的换乘站五一广场。 SO 包含除去中心区域地铁站的其他地铁站点(考虑到光达站远离市区,且周边无住宅样本分布,将其从周边区域地铁站集合中剔除)。中心区域地铁站点集合 SC 如图 3 中黑色实心圆点所示。

为了量化地铁站点的周边房价,计算每个地铁站点周边住宅价格的均价。基于 4.4 节得出的结论,地铁站点对周边房价的最显著影响范围为 2000 米。故对于 $t(t \in T)$ 月的地铁

站点 $s(s \in \text{SOUSC})$, 计算 s 周边 2000 米内所有住宅 h 的价格均值 $SP_{t,s} = \overline{P_{t,h}} (dist(s, h) \leq 2000)$ 。由于 $SP_{t,s}$ 能直接反映地铁站点周边的房价情况, 因此将其称为 s 的地铁站价格。

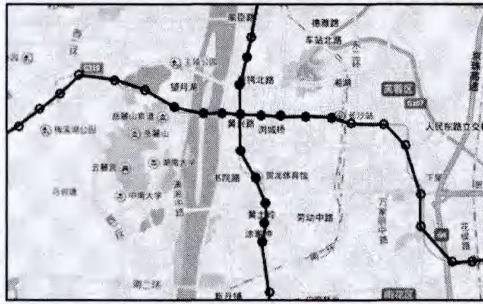


图3 城市中心区域地铁站点分布

分别计算 $t(t \in T)$ 月在城市中心区域和城市外围区域的地铁站价格均价 $SP_{t,s} (s \in SC)$ 和 $SPO_t = SP_{t,s} (s \in SO)$ 。城市中心区域的在 t 月的地铁站价格均价相对于其在 2013 年 9 月 (t_1 月) 的均价涨幅为 $(SCP_t - SCP_1)/SCP_1$; 采用同样的方法计算城市外围区域地铁站价格均价的涨幅 $(SOP_t - SOP_1)/SOP_1$, 并将其绘制为折线图(见图 4)。据图可以看出: 2014 年 4 月到 2014 年 5 月, 城市中心区域的地铁站价格平均下降 1.10%; 城市外围区域的地铁站价格平均上涨 0.82%; 2013 年 12 月到 2014 年 9 月, 城市中心区域的地铁站价格总体呈下降趋势, 平均降幅为 1.32%; 城市外围区域的地铁站价格总体呈上升趋势, 平均涨幅为 0.72%。

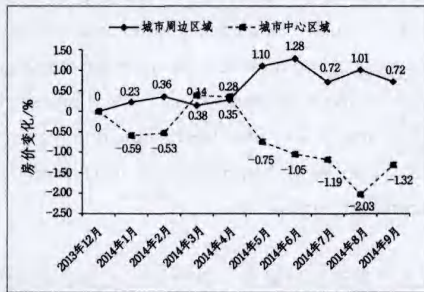


图4 城市外围区域和城市中心区域的地铁站价格平均涨幅变化曲线

5.2.2 假设检验

基于以上统计结果, 本文假设: 若地铁 2 号线开通后地铁站点 s 的地铁站价格与其在开通前的价格之比小于 1, 则可认为地铁站点 s 周边房价下降; 若地铁 2 号线开通后地铁站点 s 的地铁站价格与其在开通前的价格之比大于 1, 则可认为地铁站点 s 周边房价上升。因此, 我们根据 5.1 节提出的 4 个假设, 分别进行对应的假设检验:

$$\begin{cases} H_0^1: SP_{201405,s}/SP_{201404,s} = 1 \\ H_1^1: SP_{201405,s}/SP_{201404,s} > 1 \end{cases} s \in SO$$

$$\begin{cases} H_0^2: SP_{201405,s}/SP_{201404,s} = 1 \\ H_1^2: SP_{201405,s}/SP_{201404,s} < 1 \end{cases} s \in SC$$

$$\begin{cases} H_0^3: SP_{201409,s}/SP_{201312,s} = 1 \\ H_1^3: SP_{201409,s}/SP_{201312,s} > 1 \end{cases} s \in SO$$

$$\begin{cases} H_0^4: SP_{201409,s}/SP_{201312,s} = 1 \\ H_1^4: SP_{201409,s}/SP_{201312,s} < 1 \end{cases} s \in SC$$

各地铁站点的短期价格比值 $SP_{201405,s}/SP_{201404,s}$ 和长期价格比值 $SP_{201409,s}/SP_{201312,s}$, 如表 5 所列。

表5 地铁站价格比值实例

| 区域 | 地铁站 | $SP_{201405,s}/SP_{201404,s}$ | $SP_{201409,s}/SP_{201312,s}$ |
|--------|--------|-------------------------------|-------------------------------|
| 城市中心区域 | 涂家冲 | 1.00068043 | 0.979548426 |
| | 黄土岭 | 1.004910505 | 0.984861298 |
| | 南湖路 | 1.004326380 | 0.985840518 |
| | 侯家塘 | 1.006025338 | 1.001535992 |
| | 南门口 | 0.994797487 | 0.975273414 |
| | 五一广场 | 0.978678615 | 0.963527891 |
| | 营盘路 | 0.978297555 | 0.976529981 |
| | 湘雅路 | 0.985127131 | 0.986666261 |
| | 溁湾镇 | 0.977387498 | 0.997010859 |
| | 橘子洲 | 0.96098258 | 0.966767933 |
| | 湘江中路 | 0.967240161 | 0.982404433 |
| | 芙蓉广场 | 0.988069203 | 1.005715766 |
| | 迎宾路口 | 0.993908463 | 1.000430039 |
| | 袁家岭 | 0.993583453 | 0.999966281 |
| | 长沙火车站 | 1.001306225 | 0.996473381 |
| | 尚双塘 | 1.058181421 | 0.960436467 |
| | 中信新城 | 1.015945671 | 0.994105978 |
| | 大托 | 1.025393146 | 1.018444735 |
| | 桂花坪 | 1.007813556 | 1.005189068 |
| | 省政府 | 1.002107234 | 1.010160308 |
| 城市外围区域 | 友谊路 | 0.996089763 | 1.000209197 |
| | 铁道学院 | 0.994335058 | 0.996692834 |
| | 开福寺 | 1.025532885 | 1.025532885 |
| | 北辰三角洲 | 1.023178653 | 1.023178653 |
| | 开福区政府 | 1.011200866 | 1.011200866 |
| | 汽车北站 | 1.012264932 | 1.012264932 |
| | 梅溪湖 | 0.99477727 | 0.99477727 |
| | 麓云路 | 0.981223125 | 0.981223125 |
| | 文化艺术中心 | 0.983060455 | 0.983060455 |
| | 梅溪湖东 | 0.972660992 | 0.972660992 |
| | 望城坡 | 0.992114965 | 0.992114965 |
| | 金星路 | 1.013797026 | 1.013797026 |
| | 西湖公园 | 1.007607911 | 1.007607911 |
| | 锦泰广场 | 1.004229443 | 1.004229443 |
| | 万家丽广场 | 1.005038532 | 1.005038532 |
| | 人民东路 | 1.003813912 | 1.003813912 |
| | 长沙大道 | 1.013248784 | 1.013248784 |
| | 沙湾公园 | 1.019567605 | 1.019567605 |
| | 杜花路 | 1.03781968 | 1.03781968 |
| | 长沙火车南站 | 1.006544355 | 1.006544355 |

分别对 $H_0^1, H_0^2, H_0^3, H_0^4$ 进行 t 检验, 得到的结果如表 6 所列。在置信概率 $\alpha=0.05$ 下, 拒绝假设 H_0^1, H_0^2, H_0^3 ; 在 $\alpha=0.1$ 下, 拒绝假设 H_0^4 。

表6 t 检验结果汇总

| | 自由度 DF | t | 显著性(p 值) |
|---------|--------|--------|-----------|
| H_0^1 | 14 | -3.039 | 0.0096 ** |
| H_0^2 | 24 | 2.28 | 0.0321 ** |
| H_0^3 | 14 | -3.902 | 0.0020 ** |
| H_0^4 | 24 | 1.879 | 0.0727 * |

注: ** 和 * 表示在 0.05 和 0.1 置信水平下显著。

由此可以得出: 地铁开通前后 2 个月, 城市中心区域的地铁站点周边房价显著下降, 城市外围区域的地铁站点周边房价显著上升; 而地铁开通前后 10 个月, 城市中心区域的地铁站点周边房价显著下降, 城市外围区域的地铁站点周边房价有较为显著的上升。

通常认为, 地铁的存在能推动周边住宅价格增值。长沙地铁 2 号线的开通, 在短期和长期上均造成城市外围区域的地铁站点周边的房价上涨, 也印证了这一观点。对于处于城市外围并且临近地铁站点的住宅来说, 轨道交通的开通显著

(下转第 213 页)

- [12] Dong Yu, Li Deng, Wang Shi-zhen. Learning in the deep-structured conditional random fields [C] // Proc. NIPS Workshop. 2009;1-8
- [13] Peng Fu-chun, Feng Fang-fang, McCallum A. Chinese segmentation and new word detection using conditional random fields [C] // Proceedings of the 20th International Conference on Computational Linguistics. 2004;562-568
- [14] 邱泉清, 苗夺谦, 张志飞. 中文微博命名实体识别 [J]. 计算机科学, 2013, 40(6):196-198

- Qiu Quan-qing, Miao Duo-qian, Zhang Zhi-fei. Named entity recognition on Chinese micro-blog [J]. Computer science, 2013, 40(6):196-198
- [15] Mikolov T, Chen K, Corrado G, et al. Efficient estimation of word representations in vector space [J]. arXiv preprint arXiv:1301.3781, 2013
- [16] Xu Wei, Rudnicky A. Can artificial neural networks learn language models? [C] // The Proceedings of the 6th International Conference on Spoken Language Processing. 2000;202-205

(上接第 203 页)

缩短了其居民到达城市中心 CBD 和其他商业、休闲中心区域的时间,因此这种交通便利性的提升也就反映到了房价的增长上。另外,作为长沙市轨道交通从无到有的标志,地铁 2 号线的开通同时也推动了尚在建设中的地铁 1 号线地铁站点周边的房价上涨,表明市场已经开始充分认识到轨道交通因素对住宅价格带来的增值效应。

从另一方面来看,城市中心区域的地铁站点周边房价却出现下跌。这一现象不难解释:对于处于传统城市中心区域的住宅来说,其交通便利性已经很高。地铁的开通对其交通便利性的提升较小,因此其对应的房价提升空间也非常有限。而相较于轨道交通因素促发的其他区域住宅价格的显著增值,城市中心的住宅价格却相对下降。正是由于轨道交通的出现,从城市外围区域进入城市中心区域的成本降低,居民的生活和出行区域开始从单一的城市中心 CBD 向外围地铁沿线延展,从而也相对弱化了城市中心区域的地铁站点对周边住宅价格的影响。

结束语 本文基于网络爬虫获取的真实 Web 数据,以长沙地铁 2 号线工程为例,分析了地铁因素对周边房价造成的时空的影响,得出以下结论:(1)住宅房产越靠近地铁站点价格越高,距离地铁站点的距离每增加 1000 米,价格下降 1.9%;(2)地铁站点影响周边住宅价格的最显著范围为 2000 米;(3)地铁开通后,城市中心区域的地铁站点周边住宅价格下降,城市外围区域的地铁站点周边住宅价格上升。以上结论可作为消费者和房地产机构进行购房、投资和规划的参考。

参 考 文 献

- [1] Chen W Y, Jim C Y. Amenities and disamenities: a hedonic analysis of the heterogeneous urban landscape in Shenzhen (China) [J]. The Geographical Journal, 2010, 176(3):227-240
- [2] Holly S, Pesaran MH, Yamagata T. A spatio-temporal model of house prices in the USA [J]. Journal of Econometrics, 2010, 158(1):160-173
- [3] 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, 66(8):1055-1062
- Feng Chang-chun, Li Wei-xuan, Zhao Fan-fan. Influence of rail transit on nearby commodity housing prices: a case study of Beijing Subway Line Five [J]. Acta Geographica Sinica, 2011, 66(8):1055-1062
- [4] Wu J, Deng Y. House price index construction in the nascent housing market: the case of China [J]. The Journal of Real Es-

- tate Finance and Economics, 2014, 48(3):522-545
- [5] Holly S, Pesaran M H. The spatial and temporal diffusion of house prices in the UK [J]. Journal of Econometrics, 2011, 69(1):2-23
- [6] Case B, Clapp J, Dubin R, et al. Modeling spatial and temporal house price patterns: a comparison of four models [J]. The Journal of Real Estate Finance and Economics, 2004, 29(2):167-191
- [7] Zheng S, Kahn ME. Land and residential property markets in a booming economy: New evidence from Beijing [J]. Journal of Urban Economics, 2008, 63(2):743-757
- [8] 杨鸿. 城市轨道交通对住宅价格影响的理论与实证研究——以杭州地铁为例 [D]. 杭州:浙江大学, 2010
- Yang Hong. Effects of urban rail transit on housing prices: a case study of Hangzhou subway [D]. Hangzhou: Zhejiang University, 2010
- [9] Huang Hao, Yin Li. Creating sustainable urban built environments: An application of hedonic house price models in Wuhan, China [J]. Journal of Housing and the Built Environment, 2014, 30(4):1566-4910
- [10] Lin Jen-jia, Hwang Chi-hau. Analysis of property prices before and after the opening of the Taipei subway system [J]. The Annals of Regional Science, 2004, 38(4):687-704
- [11] 梅志雄,徐颂军,欧阳军,等. 广州地铁三号线对周边住宅价格的时空影响效应 [J]. 地理科学, 2011, 31(7):836-842
- Mei Zhi-xiong, Xu Song-jun, Ouyang Jun, et al. Spatio-temporal impact effects of Guangzhou Metro 3rd Line on housing prices [J]. Scientia Geographica Sinica, 2011, 31(7):836-842
- [12] 郑捷奋,刘洪玉. 深圳地铁建设对站点周边住宅价值的影响 [J]. 铁道学报, 2005, 27(5):11-18
- Zheng Jie-fen, Liu Hong-yu. The impact of URRT on house prices in Shenzhen [J]. Journal of the China Railway Society, 2005, 27(5):11-18
- [13] 聂冲,温海珍,樊晓锋. 城市轨道交通对房地产增值的时空效应 [J]. 地理研究, 2010, 29(5):801-810
- Nie Chong, Wen Hai-zhen, Fan Xiao-feng. The spacial and temporal effect on property value increment with the development of urban rapid transit: an empirical research [J]. Geographical Research, 2010, 29(5):801-810
- [14] Knaap G J, Ding C, et al. Do plans matter? The effects of light rail plans on land values in station areas [J]. Journal of Planning Education and Research, 2001, 21(1):32-39
- [15] 李汪. 长沙市房地产特征价格研究 [D]. 长沙:湖南大学, 2008
- Li Wang. Research on the hedonic prices method of real estate in Changsha city [D]. Changsha: Hunan University, 2008