

地铁开通对房价影响的实证研究

王岳龙*

摘要: 本文利用2004—2011年全国35个大中城市的房价数据,采用Maddala(1983)提出的处理效应模型,对地铁开通对城市平均房价的影响进行了细致的政策评估,同时对始于2004年的这股“地铁热”,从房价宏观调控角度展开了深刻反思。实证研究发现:地铁开通对城市商品房价上涨的贡献率约为5.06%,其中更主要是对二三线城市和商业楼盘产生影响。按照2020年我国轨道交通规模6000公里的规划,将会因为仅仅开通地铁导致房价上涨10.23%,情景模拟结果表明,这会使得开通地铁的33个大中城市居民家庭在2020年需要多工作1.37年才能买得起房,住房负担提高了近四分之一。本文从稳定房价的角度出发,主张二三线城市地铁开通应该提高门槛,从严控制。

关键词: 地铁热;房价;政策评估;处理效应;情景模拟

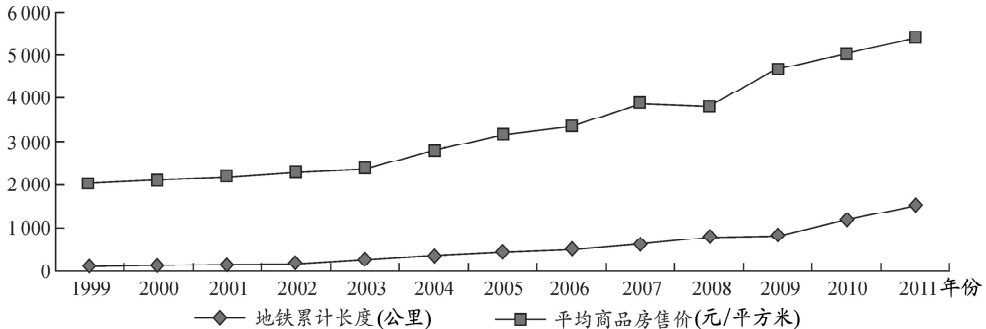
一、引言

2004年以来,随着城市经济的发展,深圳、武汉、南京等10余个城市先后开通了地铁。据国家发改委统计,2012年全国城市轨道交通行业共完成固定资产投资近1900亿元,比2011年增长17%,在交通领域仅次于铁路和公路。2012年末我国已有17个城市建成投运线里程2077公里,目前已批准建轨道交通的城市达33个,在建的项目有2100公里,总投资达1.23万亿元。2013年5月随着地铁审批权限的下放,各地轨道交通将迎来建设潮,目前南通、唐山、洛阳、烟台、包头、呼和浩特等三线城市也正积极备战城市轨道交通建设。预计到2020年我国轨道交通规模将达到近6000公里,轨道交通方面的投资更将达到4万亿元。从北京、上海、广州、深圳等一线大城市,到南京、沈阳等省会城市,再到苏州、佛山等二三线城市,地铁建设正在成为中国城市化进程中的一个缩影。

国内学者大多认为目前这波房价上涨浪潮始于2003年下半年(易宪容,2005),而源自2004年的这股“地铁热”是否在其中起了推波助澜的作用?在我国当前高房价的严峻现实下,房地产市场“十年九调”,从2005年3月的“老国八条”,再到2013年2月最新出台的“国五条”,如此高频率的政策出台不难看出中央政府从严调控楼市,促进房价合理回归的决心。但是结果房价却是越调越高,说明调控政策在实施过程中受其他某些外在因素的干扰导致效果大打折扣,干扰因素有很多,现在的这股“地铁热”无疑是其中一个重要因素。从经济学直觉上讲,如此大规模地修建地铁势必将直接推动地铁沿线周边房价的上涨,这也是国内外

*王岳龙,江西财经大学规制与竞争研究中心,邮政编码:330013,电子信箱:wangyuelong@jxufe.edu.cn。
感谢匿名审稿人提出的富有建设性的修改建议,作者文责自负。

绝大多数经验研究的结论,下面这幅全国商品房平均售价与地铁累计长度时间趋势图(图1)也在很大程度上支持了我们的论断。



说明:本文所有城市的地铁相关数据,如开通时间、线路数、长度等都来自于各城市(具体开通地铁城市名单见表1)的相关网站。

资料来源:《中国统计年鉴》。

图1 全国商品房平均售价与地铁累计长度时间趋势图

1999-2003年全国地铁以平均每年40公里的速度缓慢递增,而2004年仅一年时间就增加了近100公里,随后7年时间保持着年均23%的高增速。房价的变化同样也是以2004年作为分界点,1999-2003年仅上涨了304元,而2004年一年时间就上涨了419元,随后7年时间房价翻了一番。简单的统计分析表明,答案似乎是肯定的,大规模地修建地铁对全国平均房价上涨起了明显的推动作用,但是这会跟国家调控房价的初衷背道而驰。在城镇化迅速推进的今天,作为重要载体的地铁如何实现跨越式发展,使得地铁在促进经济发展与稳定房价、保障民生之间取得很好的平衡?要对上述问题进行科学回答,我们首先必须弄清地铁开通究竟对已经开通地铁的各城市整体平均房价有无明显影响,有多大影响?地铁开通对不同房屋类型、不同地区影响是否存在显著差异?如果按照目前的地铁发展规划,在未来会对房价上涨产生多大冲击?对这一系列问题,由于研究视角的不同,国内外目前还鲜有研究,这也是本文研究的出发点。

二、国内外相关研究综述

可达性(accessibility)是以地铁为代表的城市轨道交通对周边物业价值影响的根本来源,根据城市经济学AMM竞租模型(Alonso,1964;Muth,1969;Mills,1989),基于效用最大化的家庭在房价和交通成本之间进行权衡取舍,选择在市中心居住虽然节省了交通成本,但是却不得不承担随之而来的高房价。由于地铁的开通,大大提高了人们的出行距离并缩短了通行时间,交通便捷带来的好处使得地铁周边的房价竞争十分激烈,最直接后果就是抬高了房价。绝大多数国外经验研究,如Bajic(1985)、Nelson(1992)分别对多伦多、亚特兰大等城市,以及国内学者顾杰和贾生华(2008)、马超群等(2010)、梅志雄等(2011)、张维阳等(2012)分别对杭州、西安、广州、北京等城市的实证研究,均支持地铁开通(修建)对周边住房价格上涨具有明显促进作用。

然而Lee和Averous(1973)、Gatloff和Smith(1993)、Nelson和McClesky(1999)的研究却发现地铁开通对周边房价影响并不显著。此外Landis等(1995)等对SanMateo等地区的经验文献发现,地铁对周边房价具有负面影响。他们的解释是由于地铁与周边建筑靠得太近,

因此噪音非常大,噪音带来的负外部性抵消或者超过了交通便利造成的正外部性。Kim 和 Zhang(2005)进一步指出,导致研究结论不一致的重要原因是房地产经济学里面特有的分市场效应。分市场效应表示地铁影响在不同区位并不相同,他们从 AMM 竞租模型出发,在理论上证明了地铁在中心城区,由于具有更高的资本密度,所以能够更大程度提高房价,然后对韩国首尔商业物业进行实证研究,也支持了上述结论。但王霞等(2004)则提出了不同的看法,认为地铁在中心区所带来的边际交通成本的降低通常要比郊区小。谷一桢和郑思齐(2010)对上述两种效应进行了深入分析,认为对于竞租曲线梯度较陡的商业办公物业,资本深化效应要大于交通成本下降效应,导致价格增幅在中心区更大;对于竞租曲线较平缓的居住物业,交通成本下降效应占主导地位,导致价格在郊区增长更快。随后采用北京市地铁 13 号线周边住宅数据,证实了地铁对郊区住宅价格的影响要大于城市中心区。

分市场效应的另一方面还表现在地铁开通对不同类型的房屋价格影响程度不同。Cervero 和 Duncan(2002a,2002b)分别对 San Diego 和 Los Angeles 以及 Weinstein 和 Clower(2002)对 Dalls 的研究都表明,地铁开通对商业用房价格比住宅价格影响程度要大。国内学者郑捷奋(2004)利用“消费支出特征价格模型”与“变参数特征价格模型”发现,深圳地铁一期建设对住宅、商业和写字楼的影响程度分别为 16.95%、14.70%、10.11%。杨鸿(2010)利用 Chow 检验结果证实了杭州中低总价住房和中高总价住房的细分市场的存在,发现地铁对中高价住房房价的影响程度只有中低价住房的一半。

综上,国内外学者在研究对象上无一例外是针对某个城市某条地铁线路的研究,在研究方法上大多采用的是 Rosen(1974)提出的 Hedonic 特征价格模型,控制住房的区位特征、结构特征、邻里特征等一系列影响因素。然而基于某个城市某条线路的微观数据研究,其结论没有普适性,国内外学者得到如上各种不同结论也就不足为奇了。因此本文的创新之处在于:首先是研究视角上,不仅仅局限在简单估计地铁开通对房价的影响的弹性,而是基于高房价的严峻现实,站在国家对房价进行宏观调控的立场上,通过区分不同城市、不同时间段、不同房屋类型,对地铁开通这一事件对房价的影响进行全面的政策评估,特别是结合目前地铁的发展规划,对其未来对房价的冲击进行了预测。其次是样本数据和研究方法,传统的基于微观数据的多元线性回归方法,一方面由于用的是具体某个城市某条线路的数据,而我国各地经济发展水平差异很大,其结论不能轻易推论到其他地方。另一方面更为重要的是,在我国房价的影响因素十分复杂,基于控制思想的 Hedonic 特征价格模型方法,不可能控制住所有因素,特别是影响地铁开通和未开通城市房价共同上涨的因素,遗漏重要自变量自然会导致估计结果是有偏的和不一致的。

因此本文借鉴自然实验思想,为了构造地铁开通的“准自然实验”,采用的是 2004-2011 年全国 35 个大中城市的宏观数据,其中既包括北京、上海等 13 个在样本期已经开通地铁的城市作为实验组,也包括南昌、长沙等 22 个在样本期尚未开通地铁的城市作为参考组,采用 Maddala(1983)提出的处理效应模型(treatment effect model)进行估计。不同于传统的基于自然实验的 DID(difference in difference)方法,处理效应模型能够考虑实验组选择的内生性问题,因为当前在城市开通地铁一方面有国务院在 GDP、人口、财政收入、客流量方面的硬性规定;另一方面从城市自身角度来说,修地铁并不只是为了缓解交通压力,在很大程度上就是为了拉动就业,刺激经济增长,也就是说实验组的选择不是随机的。此时采用处理效应模型,将是否开通地铁看成由其他经济因素内生决定,就是非常合适的计量方法。

三、数据、模型与估计方法

(一) 全国各城市地铁建设情况^①与地铁开通前后房价变化

国家“十五”规划第一次明确提出要大力发展城市轨道交通业,有条件的大城市要把地铁作为优先发展领域,超前规划,适时建设。如表1所示,2003年以来长春、大连、武汉、深圳、南京、重庆、沈阳、成都、西安9个城市先后开通了地铁。这其中特别值得一提的是深圳,虽然地铁开通比较晚,但是发展速度却是最快的,目前已经开通了5条地铁,地铁总长达到159.7公里,仅次于北京、上海、广州排在第四位,这四个城市恰好也是我国房地产市场所谓的“一线城市”,可见地铁建设与房地产市场是息息相关的。表1也反映了我国目前地铁发展的不平衡性,无论是地铁线路数还是地铁总长度,北京、上海、广州、深圳四个“一线城市”占了我国地铁总量的70%以上,其他9个城市没有一个地铁线路数超过3条,地铁总长超过100公里的。

表1 全国已经开通地铁城市情况(截至2011年)

城市	第一条地铁通车时间	地铁线路数(条)	地铁累计长度(公里)
北京	1969年10月1日	14	333.5
天津	1976年10月10日	2	75.4
上海	1995年4月10日	11	391.3
广州	1997年6月28日	7	222.9
长春	2002年10月30日	2	34.6
大连	2003年5月1日	2	63.3
武汉	2004年9月28日	1	28.5
深圳	2004年12月28日	5	159.7
重庆	2005年6月18日	3	56.3
南京	2005年9月3日	2	84.0
沈阳	2010年9月27日	1	27.9
成都	2010年9月27日	1	18.5
西安	2011年9月16日	1	20.5
累计		52	1 516.4

为了更好地弄清楚地铁开通对房价的影响,本文选取《中国房地产统计年鉴》提供的全国35个大中城市的2004-2011年度房价数据,按照开通地铁城市(实验组)和未开通地铁城市(参考组)^②、地铁开通前和开通后^③,从空间和时间两个维度进行房价均值差异检验(见

^①这里的地铁还包括部分轻轨,如2004年3月28日开通的天津9号线津滨轻轨,以及长春、大连现有的轻轨,事实上轻轨除了运量少、造价低外,其他功能属性与地铁基本没有差别,都属于城市轨道交通的一部分,因此在这里就不作区分。

^②由于官方只有35个大中城市年度房价的统计数据,所以本文在参考组的选择余地不大。而政策评估往往需要参考组与实验组尽量具有相似的特征以满足“共同支撑”假说,因此本文通过引入尽可能多的控制变量来控制这种组间差异。

^③由于很多城市地铁通车时间是选在当年12月30日,为的就是赶在年底之前通车。考虑到这种赶工效应,本文将当年11月以后开通的都算在下一年。

表 2)。《中国房地产统计年鉴》将商品房进一步划分为住宅、别墅和高档公寓、经济适用房、办公楼、商业营业用房、其他六类,由于经济适用房在样本期内缺失值过多,同时其房价受国家规定利润率不能超过 3% 的限制,表现出很大程度的价格刚性,而其他太过模糊,没有给出明确的分类标准,因此两者都不在本文的讨论范围之内。

表 2 参考组和实验组、地铁开通前与开通后房价均值差异检验

房屋类型	实验组	参考组	<i>t</i> 检验	开通后	开通前	<i>t</i> 检验
商品房	6 486 (393)	4 295 (166)	2190*** (5.90)	7 231 (462)	4 230 (150)	3001*** (7.94)
住宅	6 196 (380)	4 148 (179)	2048*** (5.49)	6 915 (446)	4 078 (161)	2837*** (7.45)
别墅和高档公寓	12 734 (1243)	7 809 (408)	4925*** (4.50)	14 002 (1436)	7 675 (376)	6327*** (5.68)
办公楼	9 683 (569)	6 009 (233)	3674*** (6.91)	10 823 (663)	5 945 (210)	4878*** (9.09)
商业营业用房	9 912 (502)	7 696 (266)	2216*** (4.28)	10 721 (598)	7 607 (241)	3114*** (5.81)

注:(1)实验组为北京、上海、广州、深圳、天津、长春、大连、武汉、南京、重庆、沈阳、成都、西安;参考组为哈尔滨、呼和浩特、乌鲁木齐、西宁、银川、济南、太原、郑州、石家庄、长沙、合肥、南昌、南宁、福州、杭州、青岛、贵阳、昆明、宁波、兰州、厦门、海口。(2)实验组、参考组上面报告的是房价均值,单位:元/平方米,下面小扩号报告的是标准差。(3)*t* 检验中上面报告的是实验组和参考组、开通后和开通前房价均值之差,下面报告的是差值检验 *t* 统计量,原假设不存在均值差异,其中 *** 代表在 1% 水平上显著。

从表 2 可以发现,所有房屋类型的实验组与参考组、开通前与开通后的均值差异都在 1% 水平上显著,说明地铁开通确实显著提高了房价。从差异程度上看,别墅、高档公寓均值差异最大,涨幅在 40% 左右。其次是办公楼、商业营业用房,住宅的差异最小,这似乎表明地铁开通对高档房屋的溢价效应较大。需要说明的是房价影响因素特别复杂,上面这样通过参考组与实验组、开通前与开通后的简单对比分析,由于没有控制住其他影响房价上涨的变量,如人口、收入等因素,因而在一定程度上可能存在着偏误。为了对地铁开通进行精确的政策评估,需要借助计量模型的回归分析方法。

(二) 估计方法与计量模型设定

政策评估本质上是对因果关系进行研究,如何有效控制住所有影响因变量的因素,将我们重点关注的核心自变量作用单独分离出来,识别出变量间真实的因果关系是问题所在。评价地铁开通对房价的影响,最直接的方法是收集开通地铁城市的地铁线路数、地铁长度等地铁相关变量,再控制住其他影响房价的因素,如人口、收入等,采用 OLS 估计地铁开通对房价的弹性。如果做得更精细点,考虑了地铁长度等变量的内生性,采用 IV 估计。但是无论是 OLS 法还是 IV 法,这种基于多元回归的方法不可能控制住影响房价的所有因素,特别是影响开通地铁城市与未开通地铁城市房价上涨的共同时间趋势因素,当重要自变量被遗漏和观测研究中出现隐藏选择偏差时,估计有偏和不一致会更严重 (Rosenbaum, 2002)。

为了更好地控制各城市房价上涨的共同时间趋势因素,20 世纪 90 年代兴起的基于自然实验思想的双重差分方法能较好解决这一问题。通过同时引入参加实验的样本(实验组或者处理组)和未参加实验的样本(控制组或者参考组),对比两组数据在实验前后的差值即为我们重点关注的平均处理效应(ATE),这种基于双重差异的估计,一方面能有效控制同一

城市地铁开通前后其他共时性政策影响,另一方面能控制地铁开通城市与未开通城市的事前差异,因而可以识别出政策影响的因果效应。这方面最经典的一个应用是,Card和Krueger(1994)利用新泽西和宾西法尼亚两个地区KFC等五家快餐店在1992年2月-1992年11月的企业数据,研究了1992年4月新泽西实施了提高最低工资政策对就业的影响。但是该自然实验方法要求公共政策的变化必须是外生的,用于政策评估的合理性的主要威胁之一在于社会中被实验的对象未必是被随机地选入处理组和对照组(周黎安、陈烨,2005)。在我国很多城市是否开通地铁一方面有国家相关经济指标的规定,另一方面也并不只是为了缓解交通压力,更多的是出于提高就业等刺激经济的目的,因而城市是否开通地铁就不再是外生的,DID方法在这里也就不再适用。

针对样本可能存在的“自选择”偏误,房价越高的城市越可能开通地铁,因而在本文中城市是否开通地铁是非随机的,这个时候可以采用Maddala(1983)提出的处理效应模型来克服这个问题。与存在样本选择偏误的Heckman模型类似,处理效应模型也同时包括回归方程和选择方程。

回归方程是:

$$y_j = X_j\beta + \delta z_j + \varepsilon_j \quad (1)$$

选择方程是:

$$z_j^* = W_j\gamma + u_j, \text{ 其中 } z_j = \begin{cases} 1 & \text{if } z_j^* > 0 \\ 0 & \text{if other} \end{cases} \quad (2)$$

这里 ε 、 u 服从二元正态分布,且均值为0,协方差矩阵为 $\begin{bmatrix} \delta\rho & \rho \\ \rho & 1 \end{bmatrix}$ 。

实验组与参考组的因变量期望值之差:

$$E(y_j | z_j = 1) - E(y_j | z_j = 0) = \delta + \rho\sigma \frac{\phi(w_j\gamma)}{\Phi(w_j\gamma)(1 - \Phi(w_j\gamma))} \quad (3)$$

Φ 、 ϕ 分别代表Z的标准正态累积分布函数和标准正态密度函数,回归方程和选择方程残差 ε 、 u 的相关系数是 ρ 。如果 $\rho=0$,用OLS就能够进行估计;如果 $\rho \neq 0$,导致OLS对处理效应 δ 估计是有偏的和不一致的,这个时候就应该采用Maddala(1983)提出的该模型极大似然估计方法和两步估计方法。^①

因此,本文的计量模型设定如下:

回归方程是:

$$hp_{it} = X_{it}\beta + \gamma Dummy_{it} + \alpha Subway_{it} + \delta D_{it} + \theta(D_{it} \times economy_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

因变量 hp 代表城市商品房平均售价,用当年商品房总销售额除以商品房总销售面积得到。^② X 是一组影响房价的控制变量,主要包括以下三类:

(1)经济基本面变量:根据Quigley(1999)、沈悦和刘洪玉(2004)等的研究,房价与人口、收入等经济基本面因素高度相关,因此本文控制了人均GDP($pgdp$)、年末城镇登记失业率($unemployment$)、人口密度($density$)、人口自然增长率($growth$)、职工平均工资($salary$)、城乡居民人均储蓄年末余额($saving$)。

①关于该模型估计方法的具体介绍可以参阅Maddala(1983)。

②这里之所以没有采用房价指数,是因为2010年之前的统计方法和数据质量存在问题。

(2)城市基础设施变量:由于扩大城市基础设施投资、提高基础设施的质量和规模,可以大幅降低居民的生活成本,从而提高城市居民的房地产支付意愿(Song and Knaap, 2003),本文选取了人均拥有图书数(*book*)和医院数(*hospital*)作为衡量城市基础设施的控制变量。

(3)房地产市场状况变量:为了反映房地产市场本身运行状况对房价的影响,本文加入了房地产竣工面积(*complete*)、商品房国内贷款(*loan*)作为衡量房地产市场状况的控制变量。

Dummy 是一组反映地区和时间的虚拟变量,根据目前我国房地产市场现状划分,北京、上海、广州、深圳四个城市属于房地产“一线城市”,因此本文设置了城市虚拟变量 *city*,当城市为北京、上海、广州、深圳时取 1,其他为 0。为了反映房价的时间变化趋势,以 2004 年为基准,设置了 *year2005-year2011* 的年度虚拟变量。

Subway 是反映地铁开通状况的变量,主要包括地铁线路数(*subway_circle*)、当年新建地铁长度(*subway_new*)、当年累计地铁长度(*subway_total*)。由于各城市开通地铁长度、线路数很不一样,在开通第一条地铁线后,随后往往还不断在进行扩建,这里样本“处理”非离散虚拟变量,而是连续型变量。因此本文借鉴连续型 DID 模型的思路引入上述连续型变量,这样做的好处在于避免了人为设定一个分界来区分对照组与实验组,同时更好地利用了样本中相关变量的具体信息,从而可以得到更精确的估计,该变量的估计值可以认为是地铁开通对房价的具体效应。这种连续型 DID 模型的思想与方法,已经在不同的自然实验问题中广泛运用,如 Wooldridge (2010)、Gruber (1994)、汪伟等 (2013)。

D 为地铁开通虚拟变量,如果一个城市在某一年开通了第一条地铁,那么这个城市在该年和以后各年都取 1,其他都取 0,该变量估计值可以认为是地铁开通对房价的直接效应。由于本文研究的是一个城市的平均房价,地铁开通一方面固然由于提高了地铁沿线地区的交通便利性而对周边房价产生溢价效应,这也是之前国内外绝大多数基于某条地铁线对房价影响研究的结论。但是正是由于开通了地铁,大大扩展了人们经济活动的范围,特别是使得中低收入人群在远郊居住成为可能,由于郊区房价较低,因而对城市平均房价的影响是不确定的。考虑到宏观数据的可得性,本文用 *gdp* 代表经济活动,引入其与 *D* 的交互项,该变量估计系数可以认为是地铁开通对房价的间接效应。同时城市交通条件的改善会加剧房地产楼盘之间的竞争,使得房地产价格有下降趋势。因此,城市公共产品,如道路交通、“卫星城”基础设施等的恰当供给可以平抑过高的房价,促进房地产业的健康发展,从而可以作为政府调控房地产市场的一个有效的政策工具(汪浩、王小龙, 2005)^①,同样我们可以引入 *D* 与城市房地产企业数量(*firm*)的交互项来刻画该间接效应。

选择方程是:

$$D_{it} = Z_{it}\omega + \mu_{it} \quad (5)$$

(5)式中:*Z* 是影响开通地铁的一组控制变量,主要包括两类:一类是经济规模总量变量。根据 2003 年出台的《国务院关于加强城市快速轨道交通建设管理的通知》(以下简称《通知》),申报发展地铁的城市,城区人口应在 300 万人以上,地方财政一般预算收入在 100 亿元以上,国内生产总值达到 1 000 亿元以上,规划线路的客流规模达到单向高峰小时 3 万人以上。因此这里引入了 *gdp*、市区人口(*urbanpop*)、地方政府预算内财政支出(*expenditure*)作

^①感谢匿名审稿人为我们指出了这一点。

为控制变量。^①此外本文还控制了实际利用外资(*fdi*)、社会消费品零售总额(*sale*)、失业率(*unemployment*)、第二和第三产业比重(*second*、*third*),以反映经济基本面的影响。另一类是城市交通状况变量。这里选取了市区单位面积公交车数量 *traffic_bus*(每万人拥有公交车数量 *bus*/人均道路铺装面积 *road*)、市区单位面积的出租车数量 *traffic_taxi*(出租车数 *taxi*/(人均道路铺装面积 *road*×市区人口 *urbanpop*)、市区每辆公交车平均乘客数 *passenger_bus*(公交车客运总量 *bustraffic*/(每万人拥有公交车数量 *bus*×市区人口 *urbanpop*)以及客流总量(*flow*)作为控制变量,之所以选择单位道路面积的公交车和出租车数量以及每辆公交车的平均人数这些相对指标,是因为它们相对于道路面积、车辆数和乘客数这些总量绝对指标能更好地反映交通拥挤状况。

(4)、(5)两式是本文的基准模型,随后在其基础上分房屋类型、分时间段、分地区进行了扩展。本文商品房平均售价、房地产企业年平均产量、商品房国内贷款三个指标来自于《中国房地产统计年鉴》,其他所有变量都来自于《中国城市统计年鉴》,统计口径都是全市。^②同时根据各城市所在省份的CPI,对GDP、职工工资、城乡居民储蓄等名义变量进行了价格平减,基期为2004年。

四、计量结果及其解释

为了避免异方差,在回归时对除了地铁线路数、地铁长度、人口自然增长率、失业率、第二产业和第三产业比重以外的变量都取了自然对数。由于本文样本较小^③,而自变量相对较多,为了避免多重共线性,对相关度很高的核心自变量 *subway_circle*、*subway_new*、*subway_total*、*D×gdp* 和 *D×pop*,都是采用逐步回归方式。^④

(一) 处理效应模型估计结果:基准情形

处理效应模型有极大似然估计和两步估计两种方法,由于本文样本较少,而自变量较多,采用极大似然估计模型经常不收敛,因此本文都将采用两步法对处理效应模型进行估计,各模型的 λ 都在5%水平上拒绝了不存在处理效应的原假设(见表3),说明本文用处理效应模型估计地铁开通对房价的影响是十分合理的。

首先来看地铁开通对房价影响的具体效应,通过比较 *subway_circle*、*subway_new*、*subway_total* 的显著性可以发现,当年新增地铁长度对房价影响不显著,说明就地铁对房价影响而言,存量比增量更实用。由于量纲不同,同一模型不同变量系数不可以直接比较,以估计效果更好的模型1和模型3中系数为例,通过计算 *subway_circle* 和 *subway_total* 的标准化系数^⑤,两者分别为0.12和0.11,几乎完全一致,因此本文认为就提升房价而言,修更多条地铁跟修更长的地铁有着同样的作用。一个直观的经济解释是,地铁作为一种城市交通基础

①这里之所以没有按照《通知》要求采用财政收入而采用财政支出,是因为地铁作为城市基础设施投资的大头,与财政支出的关系更为密切。

②其中人均道路铺装面积、每万人拥有公交车数量只有市辖区统计。

③本文是35个城市8年的面板数据,理论上共有280个样本,但是由于很多变量存在数据缺失,回归时的有效样本只有200个左右。

④本文还进行了IV和DID估计,限于篇幅没有列出,感兴趣的读者可以向作者发送邮件索取。

⑤ x_i 标准化系数= $\beta_i \times S_{x_i} / S_y$,其中 β_i 是估计系数, S_{x_i} 、 S_y 分别是 x_i 和 y 的标准差。

设施,与电话、互联网一样具有网络外部性,只有地铁线路数越多,互相交织成网,做到无缝对接,才能大大节省人们出行的换乘成本,根据 AMM 竞租理论,房价与交通成本之间存在着权衡取舍,节省交通成本的代价必然是要支付更高的房价。

同样根据模型 1 和模型 3 的估计结果,每新增一条地铁会导致城市平均房价上涨 3.1%,每新增一公里地铁会导致平均房价上涨 0.1%。在 2004–2011 年期间,全国 13 个开通地铁城市平均新增 2.85 条地铁,平均新增 88.7 公里地铁,这样会分别导致房价平均上涨 8.84% 和 8.87%,而在这期间全国 13 个开通地铁城市平均房价上涨 175.05%,也就是说地铁线路数和地铁长度分别解释了房价上涨的 5.05% 和 5.07%,平均说来地铁开通对房价上涨的贡献率约为 5.06%^①。根据模型 1 的估计系数,我们可以计算出 *salary*、*pgdp*、*saving*、*loan*、*complete* 这几个主要变量的贡献度分别是 65.32%、21.98%、13.26%、12.49%、4.16%,即地铁开通对房价上涨的贡献度仅次于工资、人均 GDP、储蓄、贷款等经济基本面因素,可以说地铁开通对房价的影响是非常大的。

接着我们再分析地铁开通对房价的直接和间接效应,各模型直接效应 *D* 大多显著为正,与以往国内外绝大多数基于某城市某条线路的微观研究结论相同,开通地铁由于改善了交通条件因而对周边房价产生溢价效应,从而拉动了城市平均房价的上涨。但是间接效应 $D \times gdp$ 和 $D \times firm$ 却基本显著为负,这里的解释不同于 Landis 等(1995)是由于地铁与周边建筑靠得太近,使得噪声带来的负外部性抵消或者超过了交通便利造成的正外部性。本文的研究对象是整个城市平均房价,由于地铁的开通,一方面可能导致城市居民在房价较低的远郊买房,另一方面也会加剧房地产市场的竞争,这些都在客观上对城市平均房价上涨起到了抑制作用。

表 3 基准情形的估计结果

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
<i>subway_circle</i>	0.031 *** (2.73)			0.030 *** (2.85)		
<i>subway_new</i>		0.00040 (0.52)			0.00021 (0.27)	
<i>subway_total</i>			0.0010 *** (2.71)			0.00094 *** (2.80)
<i>pgdp</i>	0.24 *** (3.77)	0.17 *** (3.29)	0.20 *** (3.76)	0.18 *** (3.18)	0.15 ** (2.55)	0.18 *** (3.16)
<i>unemployment</i>	-0.051 * (-1.73)	-0.046 (-1.53)	-0.056 * (-1.88)	-0.072 ** (-2.32)	-0.059 * (-1.90)	-0.077 ** (-2.46)
<i>density</i>	0.057 ** (2.22)	0.055 ** (2.12)	0.054 ** (2.11)	0.035 (1.31)	0.040 (1.47)	0.032 (1.17)
<i>growth</i>	0.0077 ** (2.02)	0.0075 ** (1.96)	0.0085 ** (2.22)	0.0073 * (1.87)	0.0070 * (1.76)	0.0083 ** (2.10)
<i>salary</i>	0.58 *** (5.17)	0.62 *** (5.43)	0.57 *** (5.06)	0.63 *** (5.26)	0.72 *** (6.09)	0.62 *** (5.18)
<i>saving</i>	0.10 *** (2.75)	0.11 *** (3.11)	0.11 *** (2.94)	0.12 *** (3.30)	0.13 *** (3.43)	0.13 *** (3.48)
<i>loan</i>	0.11 *** (5.96)	0.10 *** (5.73)	0.11 *** (6.00)	0.15 *** (7.21)	0.14 *** (6.68)	0.15 *** (7.22)

^① x_i 贡献度 = $\beta_i \times \Delta x_i / \Delta y$, 其中 β_i 是估计系数, Δx_i 和 Δy 分别为 x_i 和 y 的变化量。

续表 3

基准情形的估计结果

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
<i>complete</i>	-0.099*** (-3.60)	-0.10*** (-3.66)	-0.095*** (-3.44)	-0.12*** (-3.97)	-0.12*** (-4.03)	-0.11*** (-3.86)
<i>book</i>	0.033** (2.22)	0.044*** (2.94)	0.033** (2.22)	0.030* (1.93)	0.039** (2.41)	0.029* (1.87)
<i>hospital</i>	-0.000042 (-0.90)	-0.000042 (-0.90)	-0.000042 (-0.90)	-0.000043 (-0.81)	-0.000041 (-0.75)	-0.000045 (-0.84)
<i>city</i>	-0.062 (-1.21)	-0.062 (-1.21)	-0.049 (-0.97)	-0.034 (-0.62)	-0.0070 (-0.13)	-0.021 (-0.39)
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>D</i>	1.28*** (2.75)	0.64 (1.56)	1.26*** (2.73)	1.16*** (4.42)	0.88*** (3.54)	1.13*** (4.36)
<i>D×gdp</i>	-0.15*** (-2.60)	-0.066 (-1.35)	-0.15** (-2.58)			
<i>D×firm</i>				-0.16*** (-4.29)	-0.12*** (-3.34)	-0.16*** (-4.21)
λ	-0.098** (-2.49)	-0.088** (-2.21)	-0.099** (-2.50)	-0.097** (-2.52)	-0.090** (-2.30)	-0.099** (-2.57)
样本数	267	267	267	233	233	233

注： $\lambda = \rho\delta$ ，原假设是 $\lambda = 0$ ，不存在处理效应，其估计系数下面小括号报告的是其对应的 z 统计量。***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著（下同）。

(二) 不同类型房屋估计结果

本文进一步研究了地铁开通对上述四类不同房屋类型价格的影响，结果发现确实存在很大差异（见表 4），证实了 Kim 和 Zhang（2005）房地产分市场效应的存在。上述各模型的直接效应和间接效应基本在 10% 水平上显著，而且都是直接效应显著为正，间接效应显著为负，与基准模型商品房情形相同，再一次证实了地铁开通由于导致人们传统经济活动区间的改变，并加剧房地产市场竞争，对房价产生一定抑制作用。

由于各模型因变量不同，无论是系数还是标准化系数都不能直接比较变量作用程度大小，因此本文还是采用计算各变量对各类型房价贡献度的方式进行比较。由表 4 可知，地铁开通对住宅、别墅和高档公寓、办公楼、商业营业用房价格的贡献度分别为 4.31%、3.31%、5.32% 和 5.29%，可以得到如下两个发现：一是我们如果进一步将住宅、别墅和高档公寓归为居住楼盘，将办公楼和商业营业用房归为商业楼盘，那么地铁开通对商业楼盘价格的影响要大于居住楼盘价格，这与 Cervero 和 Duncan（2002a, 2002b）分别对 San Diego 和 Los Angeles 以及 Weinstein 和 Clower（2002）对 Dalls 的研究结论一致；二是具体到居住楼盘，地铁开通对普通住宅的影响又大于别墅和高档公寓，这个结论与国内学者郑捷奋（2004）、杨鸿（2010）相同，都认为地铁开通对中低价格的住房影响更大。对于地铁开通对商业楼盘的影响要比居住楼盘大，我们同意谷一桢和郑思齐（2010）的观点，竞租曲线梯度较陡的商业办公物业通常位于市中心，由于资本密度高而产生的资本深化效应超过了交通成本下降的边际效应，因而地铁开通对商业楼盘表现出较高的溢出效应。普通住宅、别墅和高档公寓一般都不在市中心，地铁开通的溢价效应还是可以从交通成本的边际下降解释。居住在别墅和高档公寓的人，通常收入较高，有小轿车等交通工具，同时这些人办公时间一般比较灵活，也不需要每天上下班，开通地铁对其交通改善效果不明显。而居住在普通住宅的是一般工薪阶层，收入较低，一般买不起小轿车，而且每天还必须朝九晚五地上下班来回赶，地铁对普通住宅的一

般工薪阶层交通成本下降的边际效应更大,因此其开通对普通住宅的价格影响也更大。

表 4 不同类型住房处理效应模型估计结果^①

	<i>subway_circle</i>	<i>subway_total</i>	<i>D</i>	<i>D×gdp</i>	<i>D×firm</i>	λ
住宅 (样本 233 个)	0.025* (1.89) [4.06]		2.11*** (3.93)	-0.25*** (-3.84)		-0.11*** (-2.63)
		0.0009** (2.12) [4.55]	2.16*** (4.05)	-0.26*** (-3.95)		-0.12*** (-2.73)
别墅和高档公寓 (样本 193 个)	0.035* (1.67) [6.61]		3.85*** (3.98)	-0.45*** (-3.85)		-0.055 (-0.78)
		0.0006 (0.88)	1.76*** (2.80)		-0.23*** (-2.60)	-0.045 (-0.61)
办公楼 (样本 231 个)	0.030** (2.00) [5.50]		1.14** (2.31)		-0.16** (-2.29)	-0.054 (-0.93)
		0.0009* (1.65) [5.13]	0.49 (0.70)	-0.056 (-0.65)		-0.027 (-0.47)
商业营业用房 (样本 233 个)	0.027# (1.51) [4.92]		1.57** (2.12)	-0.19** (-2.09)		-0.10* (-1.64)
		0.0010* (1.70) [5.66]	1.63** (2.21)	-0.20** (-2.18)		-0.11* (-1.71)

注:估计系数下面中括号报告的是其对因变量的贡献度,#代表在 15%水平上显著。

(三) 稳健性分析:基于细分样本的估计结果

本文样本比较复杂,在 2004-2011 年这个样本区间中,实验组里既有北京、上海、广州、天津这四个在 20 世纪就已经开通地铁的城市,参考组里也有郑州、长沙、合肥、南昌、南宁、福州、杭州、青岛、贵阳、昆明、宁波现在已经获批并正在建设地铁的城市,之前不加区分地全部混在一起回归,可能会对计量结果的可靠性产生一定影响,因此我们必须排除上述因素的干扰做进一步的稳健性分析。

通过与前面估计结果对比,在去掉相关城市样本进行稳健性分析后,结论发生了一定程度的变化(见表 5)。变化最明显的地方在于实验组中去掉北京、上海、广州、天津四个城市,每新增一条地铁线将导致房价上涨 9.1%,每新增一公里地铁将导致房价上涨 0.25%,分别是之前基准模型估计结果的三倍和两倍左右,而将郑州、长沙等现在已经获批并正在建设地铁的城市从参考组中去掉,估计结果却没有发生多大变化。由于北京、上海、广州、深圳是我国公认的房地产市场“一线城市”,郑州、长沙等更多属于“二三线城市”,因此我们可以认为地铁开通更多的是对二三线城市房价产生影响。这个结果仍然可以用交通成本下降的边际效

^①从这往后为了使输出结果简洁,略去了控制变量的估计结果,同时不显著的 *subway_new* 和间接效应也没有报告,对本文详细计量结果感兴趣的读者可以向作者发邮件索取。

应来解释,北京、上海、广州、深圳在我们这个样本期内修建了很多地铁,如前面统计分析所指出的一样,无论是长度还是线路数在全国都名列前茅,同时这些城市在公路、公交等城市交通基础设施建设上也都是全国领先的,因此相对于只有寥寥数条地铁的二三线城市,一线城市由于地铁开通带来的交通状况改善的边际效应是较低的,因而对房价的溢出效应也较小。在实验组和参考组中删掉某些城市后,由于样本减少较多,直接效应、间接效应和处理效应显著性有所下降,但是仍然是直接效应为正,间接效应为负,跟基准模型估计结果一致。

表 5 稳健性分析结果

	实验组不包括 北京、上海、广州、天津		参考组不包括 正在建设地铁的城市		实验组和参考组 同时不包括前两者	
	<i>subway_circle</i>	0.091** (2.15)		0.029*** (3.12)		0.094*** (2.67)
<i>subway_total</i>		0.0025** (2.35)		0.0010*** (3.33)		0.0019** (2.22)
<i>D</i>	1.68*** (2.82)	1.83*** (3.04)	0.42 (1.35)	0.39 (1.27)	0.52 (1.42)	0.55 (1.51)
<i>D×gdp</i>	-0.22*** (-3.01)	-0.23*** (-3.14)				
<i>D×pop</i>			-0.051 (-1.08)	-0.045 (-0.98)	-0.085 (-1.62)	-0.081 (-1.53)
λ	-0.064 (-1.38)	-0.078* (-1.70)	-0.045 (-1.22)	-0.044 (-1.21)	-0.011 (-0.27)	-0.017 (-0.44)
样本数	207	207	156	156	130	130

(四) 大规模修建地铁的影响:基于房价收入比的情景模拟分析

截至 2013 年 5 月,除了本文实验组的 13 个城市,还有哈尔滨、长沙、郑州、福州、昆明、南昌、合肥、南宁、贵阳、东莞、宁波、无锡、青岛等城市的地铁正在紧张建设中,苏州、杭州的地铁已经在 2012 年通车。目前石家庄、太原、济南、乌鲁木齐、兰州 5 个省会城市已上报了地铁修建计划,正在等待批复。中国大陆有 33 个城市已经规划地铁建设,其中 28 个城市已获批。而已有地铁的城市中,北京、沈阳等 10 个城市均已提出了扩建计划。

随着地铁审批权限的下放,现在正在等待批复的石家庄、太原、济南、乌鲁木齐、兰州 5 个省会城市地铁修建计划预计会全部通过,保守估计到 2020 年我国最少有 33 个城市开通地铁,按照 2020 年我国轨道交通规模 6 000 公里的规划,每个城市地铁长度平均为 181.8 公里。按照现在平均每条地铁 25 公里的长度计算,到 2020 年平均每个城市拥有 7.3 条地铁。那么根据表 3 基准情形的估计结果,将会因为仅仅开通地铁导致房价比 2011 年上涨 10.23% ((7.3-4)×3.1%)。

10.23%是个什么概念? 房地产经济学里面有个房价收入比指标,该指标将房价与居民对住房的可承受能力紧密联系起来,因而会使我们有更直观的认识。本文情景模拟的目的就在于计算由于地铁开通使房价在 2020 年上涨 10.23%,老百姓需要多奋斗几年才能买得起房。根据房价收入比的计算公式:

$$\text{房价收入比} = \frac{\text{房屋总价}}{\text{家庭年总收入}} = \frac{\text{房屋平均售价} \times \text{家庭平均居住面积}}{\text{人均年可支配收入} \times \text{家庭人口}} = \frac{\text{房屋平均售价} \times \text{人均居住面积} \times \text{家庭人口}}{\text{人均年可支配收入} \times \text{家庭人口}} = \frac{\text{房屋平均售价} \times \text{人均居住面积}}{\text{人均年可支配收入}}$$

因此我们需要获取 2020 年之前开通地铁城市的商品房平均售价、人均年可支配收入、人均居住面积三个指标在 2020 年的数据,本文准备采用 Box-Jenkins 提出的 ARIMA 模型对上述三个指标进行预测,该方法不以具体经济理论为依据,而是按照变量自身的历史变化规律,利用外推机制描述时间序列未来的变化,对短期预测尤其有效。

现有的历史数据方面,2020 年之前开通地铁的 33 个城市中,虽然有 35 个大中城市之外的佛山、苏州、东莞、无锡四个地级市,而 35 个大中城市中的海口、呼和浩特、西宁、银川、厦门这五个省会(副省级)城市却不在其中。虽然《中国房地产统计年鉴》没有提供佛山、苏州、东莞、无锡的房价数据,但是从现实接触到的相关数据看,它们的房价均值应该不比海口、呼和浩特、西宁、银川、厦门均价低,为了方便起见,这里仍然使用 35 个大中城市平均房价数据。人均居住面积也只有《中国统计年鉴》中有全国历年人均居住面积的统计,没有细分到城市的数据。考虑到大中城市居民收入水平更高,但是该地区房价通常也越高,而且大中城市人口密度通常越大,因此本文认为全国各城市人均居住面积差异应该不大,故用全国人均居住面积进行替代。

ARIMA 模型为了预测准确,需要尽可能大的样本,因此本文选择了 1999-2011 年 35 个大中城市商品房售价、1978-2011 年全国城镇居民人均可支配收入和人均居住面积进行预测,结果得到 2020 年 33 个大中城市平均商品房售价为 26 387 元/平方米,居民年人均可支配收入为 82 931 元,人均居住面积为 42.2 平方米,这样由于地铁开通使房价上升 10.23%,33 个大中城市居民家庭在 2020 年需要多工作 1.37 年($26387 \times 10.23\% \times 42.2 / 82931$)才能买的起房,而 2011 年 35 个大中城市房价收入比平均为 9.57 年($7767 \times 32.7 / 26530$),也就是说仅仅因为地铁开通将来会使住房负担提高近四分之一。吕江林(2010)对 35 个大中城市 2006-2008 年房价收入比的测算结果分别为 9.71、10.63、10.06,都远超 4~6 年国际公认的合理标准。

五、结论与政策建议

(一)主要结论

不同于国内外学者基于某个城市某条线路对周边房价影响的研究,本文从当前国家对房价宏观调控的角度出发,对地铁开通对城市平均房价的影响进行了精确的政策评估,为日后制定正确的地铁政策提供了科学依据。因此本文利用 2004-2011 年全国 35 个大中城市的房价数据,基于自然实验的思想,将开通地铁的 13 个城市视为实验组,没有开通地铁的 22 个城市视为参考组,采用 Maddala(1983)提出的处理效应模型,对地铁开通对城市平均房价的影响进行了估计,主要得到了如下几个结论:

第一,地铁具有网络效应,地铁线路数跟地铁累积长度对提升房价起着几乎同样的作用。每新增一条地铁会导致城市商品房平均价格上涨 3.1%,每累积一公里地铁会导致商品房平均价格上涨 0.1%,两者分别解释了商品房价格上涨的 5.05%和 5.07%,平均说来地铁开通对商品房价格上涨的贡献率约为 5.06%。进一步分地区的稳健性分析结果表明,地铁开通更主要是对二三线城市的房价产生影响。

第二,具体到不同房屋类型,地铁开通对住宅、别墅和高档公寓、办公楼、商业营业用房价格的贡献度分别为 4.31%、3.31%、5.32%和 5.29%,总体说来对商业楼盘价格的影响要大于对居住楼盘价格的影响,居住楼盘中对普通住宅的影响又大于对别墅和高档公寓的影响。

第三,按照2020年我国轨道交通规模6000公里的规划,将会仅仅因为开通地铁导致房价上涨10.23%,情景模拟结果表明,这会使得开通地铁的33个大中城市居民家庭在2020年需要多工作1.37年才能买得起房,住房负担提高了近四分之一。

(二) 政策建议

从上面一系列结论可以看出,始于2004年的这股地铁热确实造成了城市房价较大幅度的上涨,特别是对二三线城市的房价影响比较大。现在一些三线城市不顾实际情况,大规模开通地铁,如果仅从平抑房价角度看,显然是不合适的。当然控制房价的手段很多,同时地铁在解决城市就业和拉动经济增长方面也有很大的促进作用,因此本文不是一味反对城市修建地铁,只是主张要从严控制、循序渐进,具体来说应该做到如下两点:

其一,地铁审批权下放到地方需要慎重考虑。近年来,简政放权、转变职能成为政府工作目标,目前已经决定取消和下放117项行政审批项目,主要是经济领域的投资、生产经营活动项目,以及企业投资扩建民用机场、城市轨道等重点项目的审批权。^① 地铁投资巨大,是关系国计民生的重大问题,必须由中央政府审时度势,通盘考虑。由于很多现在准备修建地铁的城市是当地中心城市,如果审批权下放至省发改委层面,这些城市的地铁项目进度将明显加快。在当前“经营城市”的理念下,不少地方难免超前发展地铁事业,这些城市大多经济总量有限,地方政府财力不足以支撑需要耗费大量金钱的地铁建设,同时人口规模也很难保证地铁的日常客流量,势必造成国有资产的极大浪费。

其二,总体来看,城市开通地铁的门槛需要进一步提高,对不同地区应该实行差别化的地铁准入政策。2003年出台的《通知》规定,申报发展地铁的城市,城区人口应在300万人以上,地方财政一般预算收入在100亿元以上,国内生产总值达到1000亿元以上,规划线路的客流规模达到单向高峰小时3万人以上,GDP、人口、财政收入能达标的当时全国只有北京、上海、广州、天津、杭州、南京、重庆7个城市,所以那个时候开通地铁的也只有北京、上海、广州、天津四个城市,可以说当时的标准是非常高的。但是十多年过去了,已经开通或者正在建设的26个城市已经达到了这个标准。全国GDP由2003年的117252亿元增加到2011年的472882亿元,城镇人口由2003年的52376万人增加到2011年的69079万人,财政收入由2003年的21715亿元增加到2011年的103874亿元,在GDP翻了3番、财政收入翻了4番的情况下,地铁门槛还一成不变显然跟不上时代发展的步伐。可以考虑将新的标准定为城区人口应在400万人以上,地方财政一般预算收入在400亿元以上,国内生产总值达到3000亿元以上。按照这个新标准,目前准备申请修建地铁的三线城市可能不达标。同时本文实证结果发现地铁开通更主要是对二三线城市的房价产生影响,为了平抑房价快速增长,化解地铁开通对房价上涨带来的巨大压力,我们更应该对二三线城市在《通知》规定的基础上设置更高的准入门槛。

参考文献:

1. 顾杰、贾生华,2008:《公共交通改善期望对住房价格及其价格空间结构的影响——基于杭州地铁规划的实证研究》,《经济地理》第6期。
2. 谷一桢、郑思齐,2010:《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》,《地理学报》第2期。

^①<http://politics.people.com.cn/n/2013/0516/c1001-21501767.html>

3. 况伟大, 2008:《中国住房市场存在泡沫吗》,《世界经济》第12期。
4. 吕江林, 2010:《我国城市住房市场泡沫水平的度量》,《经济研究》第6期。
5. 马超群、杨富社、王玉萍、李学军, 2010:《轨道交通对沿线住宅房产增值的影响》,《交通运输工程学报》第4期。
6. 梅志雄、徐颂军、欧阳军、刘静, 2011:《广州地铁三号线对周边住宅价格的时空影响效应》,《地理科学》第7期。
7. 沈悦、刘洪玉, 2004:《住宅价格与经济基本面:1995-2002年中国14城市的实证研究》,《经济研究》第6期。
8. 汪伟、艾春荣、曹晖, 2013:《税费改革对农村居民消费的影响研究》,《管理世界》第1期。
9. 汪浩、王小龙, 2005:《公共产品供给与房地产市场调控》,《财经问题研究》第11期。
10. 王霞、朱道林、张鸣明, 2004:《城市轨道交通对房地产价格的影响:以北京市轻轨13号线为例》,《城市问题》第6期。
11. 杨鸿, 2010:《城市轨道交通对住宅价格影响理论与实证研究——以杭州地铁为例》,浙江大学博士学位论文。
12. 易宪容, 2005:《上海房价是如何炒上去的》,《中国经济时报》4月13日。
13. 周京奎, 2004:《金融过度支持与房地产泡沫》,南开大学博士学位论文。
14. 郑捷奋, 2004:《城市轨道交通与周边房地产价值关系研究》,清华大学博士学位论文。
15. 张维阳、李慧、段学军, 2012:《城市轨道交通对住宅价格的影响研究——以北京市地铁一号线为例》,《经济地理》第2期。
16. 周黎安、陈烨, 2005:《中国农村税费改革的政策效果:基于双重差分模型的估计》,《经济研究》第8期。
17. Alonso, William. 1964. *Location and Land Use*. Cambridge MA: Harvard University Press.
18. Bajic, V. 1985. "Housing Market Segmentation and Demand for Housing Attributes." *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association* 3(13):58-75.
19. Cervero, R., and M. Duncan. 2002a. "Benefits of Proximity to Rail on Housing Market: Experience in Santa Clara County." *Journal of Public Transportation* 5(1):1-18.
20. Cervero, R., and M. Duncan. 2002b. "Transit Value-added Effects: Light and Commuter Rail Services and Commercial Land Value." *Transportation Research Record* 2(1805):8-15.
21. Card, D., and A. Krueger. 1994. "Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania." *American Economic Review* 84(4):772-793.
22. Gatzlaff, D.H., and Marc T. Smith. 1993. "The Impact of Miami Metrorail on the Value of Residences Near Station Location." *Land Economics* 4(69):1-54.
23. Gruber, J. 1994. "Benefits and Employer Provided Insurance." *Journal of Public Economic* 4(55):433-464.
24. Kim, J., and M. Zhang. 2005. "Determining Transit's Impact on Seoul Commercial Land Values: An Application of Spatial Econometrics." *International Real Estate Review* 8(1):1-26.
25. Landis, J., G. Subhrajit, H. William, and Ming Z. Rail. 1995. "Transit Investments Real Estate Values, and Land Use Change: A Comparative Analysis of Five California Rail Transit Systems." University of California Transportation Center, Working Paper 285. <http://escholarship.org/uc/item/4hh7f652>.
26. Lee, D. B. J., and C. P. Averous. 1973. "Land Use and Transportation: Basic Theory." *Environment and Planning* 1(5):491-502.
27. Maddala, G. S. 1983. *Limited dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. London: Cambridge University Press.
28. Mills, E.S., and B.W. Hamilton. 1989. *Urban Economics*. Glenview: Scott Foresman.
29. Muth, Ricard F. 1969. *Cities and Housing*. Chicago: University of Chicago Press.
30. Nelson, A. 1992. "Effects of Elevated Heavy-rail Transit Stations on House Prices with Respect to Neighborhood Income." *Transportation Research Record* 1359(2):127-132.
31. Nelson, A. C., and H. Mclesky. 1999. "Transit Stations and Commercial Property Values: A Case Study with Land-use Policy Implication." *Journal of Public Transportation* 2(3):77-93.
32. Quigley, J.M. 1999. "Real Estate Prices and Economic Cycles." *International Real Estate Review* 2(1):2-20.
33. Rosenbaum, P.R. 2002. *Observational Studies*, 2nd Edition. New York: Springer.
34. Rosen, S. 1974. "Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition." *The Journal of Political Economy* 1(2):34-55.
35. Song, Y., and G.J. Knaap. 2003. "New Urbanism and Housing Values: A Disaggregate Assessment." *Journal of Urban Economics* 3(54):218-238.
36. Wooldridge, J. M. 2010. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, 2nd Edition. Cambridge MA: The MIT Press.

37. Weinstein, B.L., and T.L. Clower. 2002. "The Impact of Dallas (Texas) Area Rapid Transit Light Rail Stations on Taxable Property Valuations." *Australasian Journal of Regional Studies* 3(4): 1-28.

The Impact of Metro Opening on Housing Price: An Empirical Analysis

Wang Yuelong

(Center of Regulation and Competition, Jiangxi University of Finance and Economics)

Abstract: This paper estimates the impact of metro opening on housing price using housing price data of 35 large and medium-sized cities from 2004-2011, and employs treatment effect model proposed by Maddala. Meanwhile, this paper rethinks the "Metro-Hot" phenomena started in 2000 from the perspective of macroeconomic regulation and control on housing price. Empirical results show: (1) The metro opening's contribution to the price of commercial housing rising is about 5.06%. The counterfactual results show that the rising levels of housing prices will be higher than those cities where already opened metros, which is caused by "Metro-Hot" to a great extent. (2) According to the Plan of Rail Transit System 6000 km in 2020, the housing price will rise 10.23% only because of metro opening. Scenario simulation results show that rising housing price will make residents in 33 metro cities to work extra 1.37 years in order to afford housing in 2020. From the perspective of stabilizing housing price, this paper advocates to strictly control the opening of metro in middle and small cities and develop it gradually.

Keywords: Metro - Hot, Housing Price, Policy Evaluation, Treatment Effect, Counterfactual Analysis

JEL Classification: L9, R2

(责任编辑:赵锐、彭爽)

(上接第 55 页)

Monetary Expansion, Investment Constraints and Household Consumption: Theoretical Models and Chinese Empirical Evidence

Xu Xiaojun

(School of Economics and Finance of Huaqiao University)

Abstract: To investigate the effect of expansionary monetary shock on the direction and magnitude of household consumption expenditures, this paper constructs working capital models in the dynamic stochastic general equilibrium framework. Monetary expansion influences economy through the bank's loans to firms' working capital. The numerical simulations of the theoretical models show that, if household consumption expenditures are only subject to liquidity constraints, monetary expansion on consumer spending has a negative effect; If household consumption and investment expenditures are subject to liquidity constraints and actual investment friction, monetary expansion has a positive effect on consumption. Then with Chinese quarterly macroeconomic data, we use the structural vector auto regression (SVAR) model for empirical research. Results of SVAR model based on long-term constraints and sign constraints show that expansionary monetary shocks promote household consumption expenditures in China. This conclusion supports the investment constraint hypothesis proposed by the theoretical model.

Keywords: Household Consumption, Investment Constraints, Monetary Expansion, SVAR Model, Sign Restrictions

JEL Classification: E21, E51

(责任编辑:陈永清)