

城市公共品供给对住宅价格的影响效应研究

——基于35个大中城市的实证分析

金志云 卓淼淼

(南京财经大学 公共管理学院 江苏 南京 210023)

摘要: 转型中国社会,一方面正面临着房价高企的政策调控之惑,另一方面又经历着公共品供给均等化的民生之需。住宅作为异质性商品,因所处区位差异而带来的交通、教育、医疗环境差异必然导致价格差异。随着中国城市内居民流动性的增强和住宅市场的逐步成熟,居住选址成为居民接近和获取教育和环境等地方公共品的中间机制,从而住宅在经济区位上的差异体现为公共物品供给上的差异。本文在阐释公共品供给与住宅价格相关理论的基础上,通过面板回归模型,结合中国35个大中城市的数据,研究城市公共品供给对住宅价格的影响效应,结果表明无论是公共品供给水平还是强度对住宅价格都存在着显著的正影响,在一定程度上显示了公共品资本化的效应。基于此,政府在住宅市场宏观调控时要系统考虑公共资本的社会溢出效应,提高城市公共空间利用的市场效率与居民的福利水平。

关键词: 住宅价格;公共品供给;影响效应;公共品资本化

中图分类号: F810.453 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-6049(2016)05-0097-08

一、引言

生活水平的显著提高,使得住宅不再仅仅满足于人们的居住要求,居民开始转向有品质保证的住房消费。由于房产是一种异质性商品,其自身品质以及所处区位的不同,价格也会存在差异,例如差异化的绿化率、社区物业管理水平、教育资源、道路交通条件等。同时不同地域、不同时间、不同用途的土地、房产之间也会存在着显著的差异。已有研究表明,房屋在经济区位上的差异会体现为公共物品供给上的差异,城市公共品供给水平会显著资本化到周边的住房价格中,成为城市内住房价格空间差异的重要影响因素。处于转型社会的中国,一方面正面临着房价高企的政策调控之惑,另一方面又经历着公共品供给均等化的民生之需,政府在公共品上的投资在满

足人们需求的同时对住宅价格的影响程度会如何体现呢?因此从理论上阐述二者之间的关系,实践上验证中国典型城市公共品供给对住宅价格的影响效应成为重要的议题。

本文综合考虑整个城市公共品供给水平对房价的影响,避免了单一公共资源要素的单方面影响,为应对未来城市发展,把握住宅市场方向提供有预见性的与福利相关的城市公共资本品投入方向,从而有利于政府在不同发展阶段根据当前的发展规模与产业特征提供有针对性的城市公共品,形成具有系统性前瞻性住宅市场调控政策,实现经济社会的和谐发展。

二、文献综述

(一) 基于 Tiebout 模型的公共品供给与住宅价格

收稿日期: 2016-03-13

作者简介: 金志云(1976—),女,江苏泗阳人,南京财经大学公共管理学院讲师,博士研究生,研究方向为公共管理的研究与教学;卓淼淼(1992—),女,江苏徐州人,硕士研究生,研究方向为房地产市场与政策。

最先研究城市公共品供给与房价的关系的学者是 Tiebout^[1]，他在《一个关于地方支出的纯理论》的文章中提出了著名的 Tiebout 模型，即假设不存在迁移成本，城市居民为实现自身效用最大化将通过迁移来选择公共品供给水平最优的城市或区域，也就是地方公共品供给中的“用脚投票”理论。随后大量的经验实证研究开始应用这一理论。Hyman、Pasour(1973)^[2]通过对北卡罗来纳州的 106 个城镇的 2500 户城镇居民进行研究，发现公共支出与房地产价值存在着正相关关系，但影响程度较小；而在大都市之外，地方公共支出不一定会资本化到房地产价格之中，两者并没有明确的正相关性。同样 McMillan 和 Carlson(1977)^[3]的研究也证实了这一点，认为在小城市中地方政府的公共支出的住宅资本化程度并不显著。而 Fox(1989)^[4]关于公共服务与居住地迁移之间关系的研究证实了 Tiebout 模型，发现财政因素这一公共支出影响人们的迁移流动性，但由于人民更了解自身常住地区的财政情况，这种影响主要表现为对居民的迁出推动作用而非引力拉动作用。王斌(2011)^[6]也认为基本公共服务是否完善对人口迁徙进而对一个地区的房价产生影响。研究利用 35 个大中城市数据，在进行变量控制的前提下，通过实证研究发现我国基本公共服务水平存在巨大的地区差异，不同地区由于资源禀赋与发展水平的不同，房价也存在很大差异。梁若冰、汤韵(2008)^[5]的对住房价格与地方公共品供给的动态面板回归模型显示地方公共品供给对商品房价格有显著的正相关性。张波、马瑜琼、刘江涛(2015)^[7]以东京、大阪城市中心区的数据研究城市内部区块间公共品状况对土地价格的影响效应，发现东京与大阪城市各区之间的土地价格呈现出异质性特征，但各区内部保持着相对的同质性。

(二) 基于特征价格的公共品供给与房价研究

在公共品资本化的研究中，Rosen(1974)^[8]的特征价格理论显然是最具代表性的。Haurin 和 Brasington(1996)^[9]应用美国俄亥俄州地区 6 个大都市区 134 社区数据，应用特征价格模型估计学校对房价的影响。以九年级学生水平考试通过率表征学校质量，发现通过率每增加 1% 就会带来房价 0.5% 的增长。表明学校质量对房

价存在显著影响。Tyrvaïnen(1997)^[10]对城市舒适特征的研究发现，芬兰的公寓价格受绿地面积和城市森林的影响较大，但城市森林对住宅价格的影响取决于距离、规模和质量。Carlsen 等(2006)^[11]则发现政府对公共医疗、文化、交通等公共服务的投入并没有对当地的房价产生影响，而社区居民对周围公共服务的满意度水平却与房价有正向影响。这表明了政府应进一步提高决策透明度与居民参与度。Zheng、Kahn 和 Liu(2010)^[12]的研究发现环境污染程度较高的城市，房屋价格较低，也表明了环境质量与房价的正相关性。

国内学者虽然对这一理论的研究起步较晚，但是关于对城市住宅特征、轨道交通、教育、绿地公园等因素对房地产价格的影响却不在少数，且近年来研究越来越多，具有一定的代表性的是浙江大学的温海珍对特征价格的应用研究。温海珍、贾生华(2003)^[13]利用住宅特征价格模型，选取杭州市西湖区的 239 个样本数据对影响住宅价格的特征因素进行了实证分析。之后在这一领域又进行了深入研究。聂冲、温海珍(2010)^[14]在《轨道交通对房地产增值的时空效应分析》中以深圳地铁一期为例从空间和时间两个维度对其周边房地产增值情况进行定量分析，发现在距离地铁站点 700m 半径内轨道交通的影响比较大，能带动房地产平均增值 19.5%，在时间维度上表现为在地铁建设期间对周边房价产生负效应，而运营期内这种影响变为正向。王轶军(2008)^[15]和龙奋杰等(2009)^[16]基于北京市 2004—2005 年数据，应用空间滞后模型和空间误差模型得出居民分别愿意为地铁站、公交车站和公园多支付 16.8%、11.9% 和 6.2% 的住房价格溢价。周京奎(2008)^[17]用天津市六区的数据为依据，发现政府公共资本品供给中交通资本对住宅的资本化率最高，而人文和生态资本品的影响并不显著，社会溢出效应较低。冯皓和陆铭(2010)^[18]利用上海市数据研究表明重点中学、绿地、地铁等公共品显著资本化到住房价格中，其中重点中学的影响最大，每平方千米重点中学增加 1 所，片区内房价平均上升 21.7%，相当于增加 5.4 公顷的公园绿地。刘洪彬、王秋兵(2011)^[19]选取南京市公开出让的 156 块住宅用地，对其出让价格进行实证研究，发现城市中心

影响度、容积率、土地交易条件、方式等对南京市城市住宅用地出让价格有显著影响,邻里特征对城市住宅用地土地出让价格的贡献率最高为53.4%,其次为个别特征、区位特征,其他特征,公交线路对城市住宅用地出让价格影响最大。

(三) 国内外研究评述

在对城市公共品供给水平与房价的关系研究中,国内外的研究文献分别从不同视角、不同数据分析方法和不同的公共品层面进行分析,已显有成就。在欧美发展相对成熟的房地产市场,居民会通过迁移来选择公共品提供水平较高的区域,公共品确实存在住房资本化的现象。而国内的研究起步较晚,多数学者的研究集中在某个城市某一类公共资源,特别是交通易达性和和近些年由于学区房的兴起而受到关注的教育资源对房价的影响,往往能得出公共品供给与住宅价格的正相关性。但由于研究大多数集中在某一个城市或区域,很少综合考虑整个城市公共品供给水平对房价影响,这样就难以发现城市的整体公共品供给水平差异对于房价的影响。本文选取地域分布和发展水平具有较好的代表性的35个大中城市2004-2013十年的数据对城市公共品整体供给情况基于主成分分析法来分析研究,不仅从宏观上把握了中国城市公共品供给总体水平对住宅价格的影响,也从微观层面具体分析了城市各类公共品供给与住宅价格的关联,在显化城市公共物品的价值的同时,可以为政府公共投资提供参考。

三、模型与变量的选择

影响房价的因素复杂多样,除了经济发展水

平、城市内部区位条件等主要因素外,收入与产出水平、人口密度、城乡人口迁移率、居民消费结构、就业等都是影响因子。为准确把握变量间的相关关系,综合考虑数据的可获得性和理论实际,本文将城市的人均生产总值、工人工资水平以及人口密度作为控制变量引入模型。另外据Tiebout模型,当某地方财政在公共品支出上的比例比较多时,效用最大化的居民将会把提供高质量公共品的社区的房屋价值抬高,因此住宅价格也会依赖于公共支出强度变量。据此本文采用35个大中城市2004至2013年的数据,其中,被解释变量为各城市住宅平均价格,解释变量为各城市地方公共品供给水平,公共品供给强度,另外选取工资水平、人均生产总值、人口密度为控制变量,做出如下实证模型:

$$f_{ij} = \alpha + \beta_1 ggsp_{it} + \beta_2 ggqd_{it} + \beta_3 pergdp_{it} + \beta_4 md_{it} + \beta_5 gz_{it} + \varepsilon_{it}$$

而在实证分析中为了减少数据的不稳定和时间序列的异方差性,对所选数据都进行对数化处理。模型中*i*、*j*分别表示城市和年份。*f_{ij}*为城市*i*在*t*年的商品房价格。*ggsp_{it}*、*ggqd_{it}*、*pergdp_{it}*、*md_{it}*、*gz_{it}*分别代表城市*i*在*t*年的公共品供给水平、公共品供给强度、人均生产总值、城市辖区人口密度和职工工资水平,*ε_{it}*表示残差。以每平方千米面积土地上的财政预算支出来表示公共品供给强度。在考虑公共品提供水平时,将城市公共品分为道路交通、生态环境、教育资源、文化卫生,分别用*ggjt*、*ggst*、*ggjy*、*ggwh*来表示,主要选取变量见表1、表2。

表1 变量情况表

变量类型	变量名称	变量含义
被解释变量	住宅商品房价格	住宅商品房平均销售价格(元/平方米)
解释变量	城市公共品供给强度	每平方千米地方财政一般预算支出(万元)
	城市公共品供给水平	由公共品供给主成份分析变量表示
控制变量	人均生产总值	人均地区生产总值(元)
	工资水平	职工平均工资(元)
	人口密度	每平方千米人口数量(人/平方千米)

研究样本包含2004—2013年全国35个大中城市的样本数据,其中住宅价格来自于《中国

房地产统计年鉴》,而作为解释变量的主要城市基本数据来源于《中国城市统计年鉴》2005—

2014 十年期。由于研究涉及到部分人均数据变量,而人均数据是根据城市总体数据和以市辖区年末总人口为统计基数的人口数平均而得,可能会忽略城市内部的异质性,也会产生一定程度的偏差,对于一些人口流动率较高、外来人口较多的市偏差会比较大。

在数据处理方面,由于公共品供给的每个部分都选择了多个变量来表示,为了避免同类公共品供给中各变量间可能存在的共线性引发的问题,并尽可能多的保存原有的数据信息,本文对这些变量都进行了主成分分析,表 3 是城市公共品供给水平的主成分分析的结果:

表 2 公共服务变量主成分

变量分类	变量名称	变量影响
道路交通	每万人年末实有出租汽车数(辆)	+
	每万人拥有公共汽车(辆)	+
	人均城市道路面积(平方米)	+
生态环境	每平方公里绿地面积(公顷)	+
	建成区绿化覆盖率(%)	+
	每平方公里工业废水排放量(万吨)	-
	工业固体废物综合利用率(%)	+
教育资源	生活垃圾无害化处理率(%)	+
	每万人专任教师数(普高)	+
	普高在校学生数(万人)	+
	每万人专任教师数(中学)	+
	中学在校学生数(万人)	+
文化卫生	普通高等学校数	+
	剧场、影剧院数	+
	每万人公共图书馆藏书数	+
	医院数、卫生院数	+
	每万人拥有医生数	+

表 3 公共供给水平各个变量主成分分析结果

公共水平	成分	初始特征值		
		特征值	方差的%	累积%
公共教育	1	2.509	50.178	50.178
	2	1.376	27.524	77.703
公共文化	1	1.656	41.404	41.404
	2	1.332	33.307	74.708
公共生态	1	1.786	42.712	42.712
公共交通	1	2.043	68.102	68.102

一般而言,最佳的主成分的结果应能够解释方差的 80%。但事实上,从第二主成分开始就已经失去方向性,考虑到本文各类指标的第一主成分对于方差的解释程度都在 40% 以上,基本

上也可以以第一主成分为各类指标的代表进入模型。表 4 给出了部分年度 35 个大中城市公共品供给水平的均值:

表 4 部分年度城市公共品供给水平

变量	2004	2007	2010	2013
每万人专任教师数(普高)	46.34	56.87	59.74	63.6
每万人专任教师数(中学)	40.71	40.39	41.31	44.13
在校学生数(普高)万人	24.19	32.35	37.12	42.02
在校学生数(中学)万人	22.8	22.11	22.23	23.04
学校数(普高)	29.69	32.6	36.8	41.77
剧场、影剧院数(市辖区)	28.66	28.5	23.14	33.4
每万人公共图书馆藏书数	1.54	1.73	2.05	2.16
医院数、卫生院数	244.54	219.6	184.89	202.4
每万人拥有医生数	34.04	37.67	41.79	46.37
每平方公里绿地面积(公顷)	6.34	7.24	9.42	9.35
建成区绿化覆盖率(%)	34.53	38.15	40.35	40.23
每平方公里工业废水排放量(万吨)	7.1	7.16	7.6	7
工业固体废物综合利用率	79.34	82.94	88.73	87.45
生活垃圾无害化处理率	81.43	88.15	92.05	93.2
每万人年末实有出租汽车数(辆)	31.88	30.41	30.94	31.45
每万人拥有公共汽车(辆)	13.8	13.35	15.97	17.56
人均城市道路面积(平方米)	9.71	11.05	12.68	14.33
住宅价格	2705.2	4596.71	7059.8	8372.69
职工平均工资(元)	20030.28	29798.96	42854.55	58727.63
公共品供给强度	4983.31	6988.23	10541.02	14366.59

不同城市在公共品供给水平上存在着较大的差距,部分指标的标准差甚至超过了均值。在研究期内,医院、卫生院数、每万人拥有的出租车辆数、每平方公里工业废水排放量这三个指标出现了下降,而其他指标都呈现出上升状态。每万人拥有的出租车数量降低与城市发展水平提高私家车拥有量的不断上升有关。而医院数指标的下降则可能因为医疗属于高度的政府管制,市场化改革并不容易,供给增长和人口增长并不能同步。每平方公里工业废水排放量的减少也是国家对环境治理的决心下的结果。2004年至2013年这十年间我国35个大中城市的房价都出现了大幅度的上涨,商品房均价从2003年的2705.2元每平米上涨到8372.69元每平米,上涨了210%。从公共品供给强度可以看出,市辖区

预算内每平方千米财政支出从2003年的4983.31万元增加到了2010年的1.44亿元,增长了190%,以主成分分析法得到的城市公共品供给水平也有较大的提高,但是也能够从标准差的变化看出,各地在公共品供给上的差距在扩大。总体上可看出公共品供给水平和公共品供给强度和房价之间是同方向变动的,这还有赖于接下来的实证分析。另外,在这一时期,各城市的人均产出、职工平均工资也都实现了大幅度的增长,这也体现了我国经济发展水平的提高。

四、实证分析

为了避免出现伪回归,需要检验各相关研究变量的平稳性,本文用基于相同根单位根检验LLC检验和不同根单位根检验Fisher-ADF检验,结果如下:

表5 各变量的单位根检验结果

变量	原序列		平稳性	一阶差分		平稳性
	LLC	ADF		LLC	ADF	
Log(<i>ff</i>)	-8.118 (0.0000)	62.294 (0.7324)	非平稳	-13.48 (0.0000)	143.960 (0.0000)	平稳
Log(<i>pergdp</i>)	-0.092 (0.4635)	20.361 (1.0000)	非平稳	-14.601 (0.0000)	169.885 (0.0000)	平稳
Log(<i>md</i>)	-3.878 (0.0001)	84.272 (0.1174)	非平稳	-88.653 (0.0000)	184.422 (0.0000)	平稳
Log(<i>gz</i>)	-5.324 (0.0000)	47.4 (0.9825)	非平稳	-14.568 (0.0000)	183.891 (0.0000)	平稳
Log(<i>ggqd</i>)	-1.52 (0.0643)	26.626 (1.0000)	非平稳	-18.518 (0.0000)	168.012 (0.0000)	平稳
Log(<i>ggjy</i>)	-8.28 (0.0000)	75.816 (0.2411)	非平稳	-13.021 (0.0000)	152.408 (0.0000)	平稳
Log(<i>ggwh</i>)	-5.83 (0.0000)	85.817 (0.0963)	非平稳	-16.018 (0.0000)	180.376 (0.0000)	平稳
Log(<i>ggst</i>)	-7.290 (0.0000)	81.264 (0.1683)	非平稳	-19.405 (0.0000)	200.868 (0.0000)	平稳
Log(<i>ggjt</i>)	-2.141 (0.0161)	42.426 (0.9963)	非平稳	-18.749 (0.0000)	197.13 (0.0000)	平稳

注:括号内为P值,*、**、***分别表示P值相对应的统计量通过了10%、5%和1%显著性水平的检验。

经过单位根的LLC检验和ADF检验,原序列是不平稳的。但是所有变量的一阶差分在1%的显著性水平上是平稳的,即所有变量都是一阶单整的,服从I(1),接下来需要对面板数据进行协整检验以确定变量之间的关系。我们使

用基于E-G两步法检验基础上的Pedroni协整检验法来检验各个面板序列之间的协整关系,通过检验住宅价格与公共品供给水平两者的协整关系得到如下结果,见表6。

表6 面板数据协整检验的结果

统计量	统计值	P值	统计量	统计值	P值
Panel v-Statistic	21.1068	0.0000	Group rho-Statistic	5.6319	1.0000
Panel rho-Statistic	3.44253	0.9997	Group PP-Statistic	-5.2953	0.0000
Panel PP-Statistic	-6.9228	0.0000	Group ADF-Statistic	-8.1236	0.0000
Panel ADF-Statistic	-9.2781	0.0000			

七个统计量中除了 Panel rho 和 Group rho 其余都是在 1% 的显著性水平上高度显著。通常在 pedroni 协整检验中, 当样本期较小 ($T \leq 20$) 时 Pedroni 协整检验结果中有 Panel ADF-Statistic 和 Group ADF-Statistic 两个统计量能够准确的反应出面板数据的协整检验结果, Panel ADF, Group ADF 的拒绝度在所有统计量中最高, 所以可以认为住宅价格和公共供给水平之间存在协整关系, 即长期均衡关系。

对于计量模型的选择既可以使用随机效应模型也可以选择固定效应模型。通常而言, 这两种形式的选用通过 Hausman 检验来确定。根据 Hausman 检验的结果, 本文采用固定效应模型进行计量分析。由于房价影响因素的复杂性, 上一期房价也会是当期房价的影响因素, 而且在没有考虑内生性问题的时候用固定效应模型也会产生一定的误差。基于此, 同时考虑用动态差分 GMM 模型, 本文分别以主成分分析估算出的城市公共品整体供给水平和细分化的各公共品供给为主要解释变量, 纳入模型, 分别进行静态和动态模型分析, 结果如下:

表 7 城市公共品供给房价影响的回归结果

变量	I(FE)	II(FE)	III(GMM)
住房价格滞后项			0.1794 (0.0103)
人均产出	0.1168** (0.0192)	0.0861* (0.0700)	0.1005*** (0.0016)
人口密度	0.0567 (0.2107)	-0.0027 (0.9520)	0.1037 (0.3280)
人均收入	0.6881*** (0.0000)	0.6514*** (0.0000)	0.5674*** (0.0000)
公共供给强度	0.1224*** (0.0006)	0.0963*** (0.0051)	0.1199** (0.0141)
公共供给水平	0.2284** (0.0452)		
教育资源		0.2372*** (0.0000)	0.5916*** (0.0000)
公共文化		0.0213 (0.4346)	-0.0422 (0.3923)
生态环境		0.0423 (0.6660)	0.0273 (0.8052)
道路交通		0.1562** (0.0118)	0.2917*** (0.0084)
常数项	-2.3025 (0.0000)	-1.6147 (0.0002)	
R-square	0.9485	0.9522	
F-statistic	146.458	140.915	
Prob(F-statistic)	(0.0000)	(0.0000)	
J-statistic			30.0935
Prob(J-statistic)			0.2208

注: 括号内外分别为 P 值和其对应的变量系数, *、**、*** 分别表示 P 值相对应的统计量通过了 10%、5% 和 1% 显著性水平的检验。

(1) 从表 7 中可以看出, 公共品支出水平和公共品支出强度对住宅商品房价格的影响在 5% 的水平上是显著的。这说明无论是公共品供给水平的提高还是支出强度的增加都对住宅商品房价格的上涨起到了推动作用, 公共品供给水平和供给强度的影响系数分别为 0.228 和 0.122。即公共品供给水平和供给强度每提高 1% 能带动房价上涨 0.23% 和 0.12%。居民对城市公共投资的购买意愿还是比较高的。

(2) 城市的人均产出水平和收入水平的回归系数为正, 尤其是城市人均收入对房价的影响较大, 表明城市房价会随着社会发展水平的增长而上升。居民的消费水平对房价也有着较大影响, 表明房地产市场的过热并不仅仅关联于国家政策变化, 与需求增长和居民的消费结构也有着必然的联系。然而城市人口密度与商品房价格的关系并不显著, 其与住宅价格的影响也并不明确, 这一方面可能与我国的商品房消费中的非理性行为有关, 也可能是由于本文研究所使用的数据的质量存在问题所导致的。由于在求取城市辖区的人口密度时选取的是年末总人口数、城市面积采用的是市辖区面积而非建成区面积, 这样对于部分城市就可能产生数据偏差。

(3) 本文涉及到的四类地方公共品, 对于不同领域的变量, 其影响存在较大差异。具体而言, 教育资源、道路交通对当地住宅价格的关系显著为正。这也验证了周京奎, 吴晓燕 (2008)^[20] 通过 30 个省市的截面数据研究公共投资对地价、房价的影响, 结果表明公共交通投资、生态环境、教育投资对住宅的溢价值都比较高, 显示了城市居民住宅区位需求的多元化。而近年来划片入学的学区房政策也让经济实力较强的家庭在购房方面偏好于价格高的优质学区房而把贫困家庭排斥在外, 也可说明教育资本化的过程。而文化卫生和生态环境的影响则不显著, 一部分原因是像影院、图书这样的娱乐消费方式并没有像教育、交通资源那样完全深入到普通购房居民家庭, 而中国的经济发展中医疗对经济发展的贡献还不太够, 在这个产业上的需求国家政策并没有满足大多数人的需求。

五、结论

城市公共品供给影响着住宅价格, 为宏观调控住宅市场与促进公共品均等化提供了重要的

视角。本文在综述相关理论的基础上,选取适当的城市公共品供给水平的相关指标,在此基础上构建了公共品供给水平与住宅价格的关系模型。通过对35个大中城市2004~2013年间数据的面板回归分析发现,无论是由地方公共支出强度,还是由地方公共服务主成分变量表示的地方公共品提供水平,都与城市住房的价格水平有着显著的正相关关系。这说明公共品供给水平的提高确实能带动住宅价格的上涨,验证了公共品供给资本化现象确实存在于中国的住宅商品房的结论。针对于此,做以下结论和建议:

(1) 由以上结论,住宅价格的上涨部分是源于城市公共服务供给水平的提高,住宅自身实现了增值。现阶段我国公共品供给还比较缺乏,公共支出占经常性项目支出的比重还明显不足。政府要加大公共领域的支出,减少居民对未来不确定性的预期,增强居民消费信心,以达到调控房价的目的。在当今楼市调控形势更加复杂的背景下,政府在制定稳定房地产市场的宏观调控政策时,必须充分考虑区域发展的不平衡性和住宅价格的合理上升,制定出更为合理的房产价值判断标准,将房价稳定在合理的水平上。

(2) 随着我国城市化相关政策的不断推进,城市住宅价格公共品资本化效应日趋显现,作为政府财政收入的一种必然手段,通过征收房地产税的方式回收公共投资溢价却也存在着不完善的地方。近几年虽然住宅价格表现为高增长的态势,但房地产税在公共投资中的比重并没有随之增长,这需要在房地产税制改革的过程中充分认识到公共投资所产生的溢价值与房地产税收之间存在不对称性,推动调整房地产产业结构调整和税收结构调整。

(3) 改善公共品供给方向与方式,优化公共服务品质。一方面有利于吸引人才及保证外资流入,另一方面有利于平衡各地的经济发展。地区发展的失衡使得人口过度迅速地 toward 少数发达城市集中,已经造成这些城市处于负荷运作当中,也给这些城市带来巨大挑战,“用脚投票”机制要求提高政府公共服务质量,增强区域竞争力,减少城区差异。由于各地区不同的资源禀赋和发展水平并不必然在公共品的投入上遵循同质化的发展路径,在公共品仅由政府财政支出支配的情况下,政府要在公共品供给领域适当地引

入市场机制,根据公共品的不同性质实行多样化的公共品供给方式,将有助于增加城市公共品的供给类型、提高城市公共空间利用的市场效率与居民的福利水平。

参考文献:

- [1] Tiebout. A Pure Theory of Local Expenditures [J]. The Journal of Political Economy, 1956(10): 418-422.
- [2] Hyman, Paour. Real Property Taxes, Local Public Services, and Residential Property Values [J]. Southern Economic Journal, 1973, 39(4): 601-611.
- [3] Mc Millan, Carlson. The Effects of Property Taxes and Local Public Services Upon Residential Property Values in Small Wisconsin Cities [J]. American Journal of Agricultural Economics, 1977, 59(1): 81-87.
- [4] Fox W, Herzog H W Jr, Schlottman A M. Metropolitan Fiscal Structure and Migration [J]. Journal of Regional Science, 1989, 29(4): 523-536.
- [5] 梁若冰, 汤韵. 地方公共品供给中的 Tiebout 模型: 基于中国城市房价的经验研究 [J]. 世界经济, 2008(10): 71-83.
- [6] 王斌. 我国基本公共服务非均等化对房价影响的实证分析 [J]. 经济论坛, 2011(4): 164-166.
- [7] 张波, 马瑜琼, 刘江涛. 公共品供给对城市内部土地价格的影响——以东京、大阪城市中心区为例 [J]. 现代日本经济, 2015(1): 1-14.
- [8] Rosen S. Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition [J]. The Journal of Political Economy, 1974, 82(1): 34-55.
- [9] Haurin D R, Brasington D. School Quality and Real House Prices: Inter- and Intra-metropolitan Effects [J]. Journal of Housing Economics, 1996, 5(4): 351-368.
- [10] Tyrvainen L. The Amenity Value of the Urban Forest: An Application of the Hedonic Pricing Method [J]. Landscape and Urban Planning, 1997(37): 211-222.
- [11] Carlsen F B, Langset J, Ratts L, Stabl. Using Survey Data to Study Capitalization of Local Public Services [J]. Journal of Regional Science and Urban Economics, 2006, 39(6): 688-695.
- [12] Zheng, Kahn Liu. Towards A System of Open Cities in China: Home Prices, FDI Flows and Air Quality in 35 Major Cities [J]. Regional Science and Urban Econom-

- ics 2010 40(1) : 1-10.
- [13] 温海珍, 贾生华. 住宅的特征与特征的价格——基于特征价格模型的分析[J]. 浙江大学学报(工学版) 2004(10) : 101-105 + 112.
- [14] 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(5) : 801-810.
- [15] 王轶军. 基于空间相关的城市公共设施价值估计方法研究[D]. 北京: 清华大学 2008.
- [16] 龙奋杰, 郝思齐, 王轶军, 等. 基于空间计量经济学模型的城市公共服务价值估计[J]. 清华大学学报(自然科学版) 2009 49(12) : 2028-2031.
- [17] 周京奎. 政府公共资本品供给对住宅价格的影响效应研究——来自天津市内六区的调查证据[J]. 经济评论 2008(5) : 50-58.
- [18] 冯皓, 陆铭. 通过买房而择校: 教育影响房价的经验证据与政策含义[J]. 世界经济 2010(12) : 89-104.
- [19] 刘洪彬, 王秋兵. 基于特征价格模型的城市住宅用地出让价格影响因素研究[J]. 经济地理 2011(6) : 1008-1013.
- [20] 周京奎, 吴晓燕. 公共投资对地价、房价影响效应差异研究——基于中国 30 个省市截面数据的实证检验[J]. 山西财经大学学报 2008(9) : 40-46.
- (责任编辑: 黄明晴)

A Research of the Influence of Urban Public Goods Supply on Housing Price: An Empirical Analysis Based on 35 Large and Medium-sized Cities

JIN Zhiyun , ZHUO Miaomiao

(School of Public Management , Nanjing University of Finance and Economics , Nanjing 210023 , China)

Abstract: On the background of the transformation of Chinese society ,the policy regulation of high house prices and people's livelihood need of the equal public goods supply exist side by side. Housing as a heterogeneous good will inevitably present a price difference due to the district discrepancy in transportation ,education ,medical treatment environment. With the enhancement of urban residents mobility and the increasing mature of housing market ,the residential location selection has become an intermediate mechanism to access education and environment resources. Therefore the economic geographical differences in housing are embodied in the differences of public goods supply. This paper analyses the impact of urban public goods supply on housing prices by combining the dynamic panel regression model with data of 35 large and medium-sized cities. The results show that the improvement of public goods supply has a positive impact on housing prices ,which indicates the influence of the capitalization of public service. Based on the facts above ,the national macroeconomic regulation and control in the housing market should fully consider the social spillover effects of public capitals.

Key words: housing price; public goods supply; impacting effect; capitalization of public services