

城市基础设施投资的房地产资本化效应

张 东 汤 军

摘要 在中国城市基础设施建设背景下,结合现有研究成果,利用中国 35 个大中城市数据和动态面板回归技术,对商品住房价格在城市基础设施建设中的评价功能进行了分析,并进行了实证检验。结果显示:城市基础设施投资规模和城市商品住房边际价格之间的关系并不显著;城市基础设施投资的住房资本化效应并不明显;房价对城市基础设施建设的评价功能受限。

关键词 城市基础设施;商品住房价格;住房资本化效应

中图分类号 F299.24 **文献标识码** A

一 引言

经过 30 多年的高速发展,中国已经进入新型城市化阶段,城市基础设施建设和房地产市场的互动发展在中国城市化进程中发挥了重要作用。城市基础设施建设为房地产提供了良好的“邻里”环境,而房地产则是基础设施投资的重要资金来源。由于城市基础设施和房地产均属于资金密集型产品,在“土地财政”制度环境下,城市基础设施建设和当地房地产市场在资金链上联系紧密,两者兼具前瞻性、位置固定和使用期长等特点,研究中国城市基础设施建设和房地产市场尤其是与商品住房价格的关系具有重要的现实与理论意义。

目前,国内外从城市发展整体视角对城市基础

设施建设和商品住房价格关系的研究文献已较为丰富。国外学者从理论和实证两方面就二者的关系展开了探讨。罗巴克(Roback)建立了城市空间均衡理论模型,对城市居民依据工资与房租水平、基础设施质量进行区位选择的行为展开了研究,认为房价水平由以基础设施为代表的城市生产力(经济发展水平)和生活质量水平决定^[1]。斯托弗利用实证分析研究了城市基础设施规模报酬递减与新建住房开发的关系^[2]。施塔德尔曼在 Tiebout-Oates 理论框架下从理论和实证两方面考察了房价、公共产品和土地供应三者间的关系^[3]。国内的相关研究文献则主要考察了地方公共服务资本化现象^[4-5]。郑思齐对公共品配置与住房市场的互动关系进行了评述,并重点分析了土地出让、城市建设和土地价格三者间的互动机制^[6-7]。综合来看,目前房地产市场

作者简介 张 东(1958—),男,云南昆明人,中南财经政法大学金融学院教授,博士研究生导师,研究方向为房地产金融与投资;汤军(1975—),男,江西泰和人,中南财经政法大学金融学院博士研究生,研究方向为房地产金融与投资。

基金项目 中南财经政法大学研究教育创新基金项目(2015B0502)——房地产视角的城市基础设施投资总量适合性研究。

收稿日期 2017-04-10

修回日期 2017-05-04

所处的发展阶段和经济环境发展新常态所带来的变化^[8],可能使两者间的关系表现出新的特征。

在此背景下,本文对中国主要城市是否存在城市基础设施投资与住房资本化效应互动的循环机制进行了实证研究,进而对商品住房价格是否可作为城市基础设施建设的评价指标作出了判断,并给出了相关建议。鉴于中国地方财政资金投向主要集中在经济型基础设施^①,土地出让收入主要来源于住宅用地,本文研究范围主要涉及城市经济型基础设施和商品住房。本文基于中国35个大中城市1999-2013年的数据建立了动态面板回归模型,数据分析结果说明,中国城市基础设施投资和商品住房资本化之间的关系较弱,即在一定程度上体现了商品住房价格的评价功能,但较难捕捉该效应在时间和空间上的变化,这就限制了商品住房价格对城市基础设施建设的评价功能的发挥。

二 理论模型和分析框架

郑思齐提出了中国式城市建设模式,认为土地出让、城市建设和土地价格存在互动关系,并通过理论分析和实证研究对该模式进行了验证。本文借鉴了该模型。但本文认为土地只是中间变量,商品住房是土地价值实现的具体途径,故将房地产(住房)价格引入模型,同时,本文还认为政府在进行城市建设投资决策时也会考虑城市居民的房价承受能力。由于地方政府的城市基础设施投资依赖于未来的房地产市场,因此时滞效应可能导致决策期预期资本化效应和实际的不符,这是以商品住房价格作为城市基础设施投资评价的现实基础。

商品住房价格与城市基础设施的关系可通过政府投融资决策优化模型进行说明。考虑到地方政府投融资决策、基础设施投资和住房价格响应存在时滞效应,本文建立了一个两期的跨期模型。基于左翔的研究结论^[9],假定地方政府是部分自利的,既会考虑自身利益,同时也会考虑居民福利。基于以上分析,建立目标函数:

$$U\left(\frac{G}{L}\right)L - p_1L_1 - \frac{p_2L_2}{1+r} + \delta(\theta p_1L_1 + \frac{\theta p_2L_2}{1+r}),$$

其中, p_1 、 p_2 分别为第一期和第二期城市住房价格; L 和 L_1 、 L_2 分别是城市可供出让的土地总量和第一期、第二期的城市土地出让量。假定居民效用部分为拟线性效用函数 $U\left(\frac{G}{L}\right)L - p_1L_1 - \frac{p_2L_2}{1+r}$,

由基础设施投资效用 $U\left(\frac{G}{L}\right)L$ 和前后二期的住房支出构成。住房支出构成的负效应,说明居民不希望高房价。地方政府获得两期的土地收入, $\theta p_1L_1 + \frac{\theta p_2L_2}{1+r}$, θ 是土地成本在商品住房价格中的占比, δ 为政府对待居民和政府自身的权重系数, $\delta > 1$ 表示政府对自身的效用评价高于对居民的效用评价。

政府的约束条件:其一,地方政府只在第一期作出基础设施投资决策,资金来源包括本期的土地出让金收入和剩余土地的抵押贷款额,除此以外没有其他资金来源,假定全部资金用于城市基础设施建设, $G = \theta p_1L_1 + \beta \theta p_1L_2$, β 为土地贷款抵押比率,银行实际贷款时要求贷款额小于土地评估价值,因此该比率大于0小于1;其二,地方政府土地融资金额第二期偿还,偿债来源为第二期的土地出让金,因此,政府财政平衡要求第一期的土地融资额不能超过第二期剩余土地的土地出让金的折现额, $\beta \theta p_1L_2 \leq \frac{\beta \theta p_2L_2}{1+r} \Rightarrow p_1 \leq \frac{p_2}{1+r}$;其三,假设每个城市的土地供给总量是固定的,这样第一期土地出让量和第二期土地出让量之和不能超过城市土地供应总量, $L_1 + L_2 \leq L$ 。因为地方政府追求土地出让金最大化,无论两期怎样分配土地资源,全部出售都是最为有利的,此时最大化问题在边界取值,约束条件调整为 $L_1 + L_2 = L$;其四,城市基础设施建设的资本化效应。采用郑思齐等人的研究思路,假定城市居民可以自由迁徙,自主选择居住地,同时在城市居民平均工资水平保持不变(简单起见,不考虑工资变化对商品住房价格的影响)的条件下,前后两期的住房价格差异由城市基础设施投资带来的城市禀赋差异引起,前后两期的住房价格关系可以描述为 $p_2 = p_1 + f(W/L)$, $f(W/L)$ 表示单位面积城市基础设施的资本化效应, W 表示反映城市质量的基础设施存量,城市基础设施投资 G 等于 ΔW ,因此有 $f(W/L) = U\left(\frac{G}{L}\right) \frac{\theta p_1L_1 + \beta \theta p_1L_2}{L}$,令 $U\left(\frac{G}{L}\right) = \alpha$ 表示地方政府基础设施投资带来的单位土地边际资本化率,则该约束条件调整为 $p_2 = p_1 + \alpha \frac{\theta p_1L + \beta \theta p_1L_2}{L}$ 。

综上,将上述目标函数和约束条件综合起来,构成地方政府决策的最大化问题:

$$\begin{aligned} \max & U\left(\frac{G}{L}\right)L - p_1L_1 - \frac{p_2L_2}{1+r} + \delta(\theta p_1L_1 + \frac{\theta p_2L_2}{1+r}) \\ \text{s. t.} & \end{aligned}$$

$$G = \theta p_1 L_1 + \beta \theta p_1 L_2 \quad (\text{基础设施投入})$$

$$\beta \theta p_1 L_2 \leq \frac{\beta \theta p_2 L_2}{1+r} \Rightarrow p_1 \leq \frac{p_2}{1+r} \quad (\text{信贷约束})$$

$$L_1 + L_2 = L \quad (\text{土地约束})$$

$$p_2 = p_1 + U\left(\frac{G}{L}\right) = p_1 + \alpha \frac{\theta p_1 L + \beta \theta p_1 L_2}{L} \quad (\text{预期资本化})$$

期资本化)

将上述约束条件整理并带入目标函数求一阶偏导,可以得到以下结论^②。

结论 1: 如果 $\beta < \frac{1}{(1+r) + 2(1-\delta\theta)}$ ($(1+r) + (1-\delta\theta)(1-\frac{r}{\alpha\theta})$) 地方政府当期最优的土地出让量为内点解 ($0 \leq L_1 \leq L$):

$$L_1^* = \frac{(1-\delta\theta)r - \alpha[(1-\beta)(1+r)\theta - (1-2\beta)(1-\delta\theta)\theta]}{2\alpha(1-\beta)(1-\delta\theta)\theta} L$$

结论 2: 进一步对土地最优出让量 L_1^* 对 α 、 β 、 δ 、 θ 参数求导,得:

$$\begin{cases} \frac{\partial L_1^*}{\partial \alpha} = \frac{-r}{2\alpha^2(1-\beta)} L < 0 \\ \frac{\partial L_1^*}{\partial \beta} = \frac{r - \alpha\theta}{2\alpha(1-\beta)^2\theta} L < 0 \\ \frac{\partial L_1^*}{\partial \delta} = \frac{(1+r)\theta}{2(1-\delta\theta)^2} L > 0 \\ \frac{\partial L_1^*}{\partial \theta} = \frac{\alpha(1-\beta)(1+r)\delta\theta^2 - r(1-\delta\theta)^2}{2\alpha(1-\beta)(1-\delta\theta)^2\theta^2} L < 0 \end{cases}$$

由此,我们得出结论:城市基础设施建设的资本化效应 α 是影响地方政府当期最优土地财政决策的重要因素,且预期的土地资本化效应 α 关于最优土地出让量的偏导数为负值 ($\beta < 1$)。这说明预期的土地资本化效应越大当期最优土地出让量就越小,城市基础设施投资的资金来源更多地依赖于土地融资量。

同时,土地贷款抵押比率 β 和政府对自身效用评价的权重系数 δ 均对当期最优土地出让量具有明确的影响。在其他条件不变的情况下,土地贷款抵押比率 β 值越高,地方政府越可能压低当期土地出让量,通过土地融资放松财务约束。而地方政府对自身效用评价的权重系数 δ 则相反,其值越高则地方政府越可能在当期多出让土地。土地成本在商品住房价格中的比例 (θ) 对政府当期土地出让量的影响方向是不确定的。

根据上述模型,政府的投融资决策依赖于预期的房地产价格,若未来实际的房地产价格达不到预

期,即城市基础设施建设的住房资本化效应不显著,则该财政循环模式不可持续,体现以商品住房价格评价城市基础设施建设的意义。为此,我们提出以下假设:

假设 1: 地方政府会依赖预期的商品住房价格调整基础设施投资规模

假设 2: 城市基础设施建设存在住房资本化效应
根据住房经济学理论,尽管城市基础设施属于准公共产品,但城市居民通过住房选择行为可在商品住房价格中间接影响其价格,这反映了城市居民的评价和(合意的角度)支付意愿。该支付意愿实质上就是城市基础设施的房价资本化效应。因此,本文考察政府投融资模式和商品住房价格的资本化效应,可评估城市基础设施供给是否被居民认可,即从居民需求角度判断城市基础设施是否适合,体现商品住房价格的评价功能。

三 模型设定

本文利用面板回归模型和中国 35 个大中城市^③数据对假设 1 和假设 2 进行实证研究,进而对商品住房价格是否存在城市基础设施评价功能作出推断。为了避免遗漏选择变量以及基础设施投资和房价之间可能存在的内生性问题,本文采用差分模型及多种估计方法进行了比较分析。

1. 地方政府依赖预期的商品住房价格调整基础设施投资规模

假定城市商品住房价格作用于城市基础设施投资额的函数为线性模型,设定计量经济学模型:

$$\Delta LUI_{it} = \gamma_1 \Delta LP_{it} + \gamma_2 LUI_{it-1} + \gamma_3 \Delta X_{it} + \Delta \eta_{it} + \Delta \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, ΔLUI_{it} 表示城市建成区地均公用设施投资额的差分^④,代表第 i 个城市在第 t 期的地均基础设施投资额的增长率, ΔLP_{it} 表示 i 城市第 t 期的商品住房价格增长率, LUI_{it-1} 表示上一期城市建成区地均公用设施投资额, ΔX_{it} 为控制变量。

2. 城市基础设施建设存在资本化效应

此处考察基础设施对城市商品住房价格的影响。参照梁若冰、邵挺等人的做法,利用特征价格模型(HEDONIC)建立城市商品住房价格的影响因素模型。我们仍建立差分模型,以消除城市特质因素等遗漏变量带来的估计问题。模型设定为:

$$\Delta LP_{it} = \gamma_1 LP_{it-1} + \gamma_2 LUI_{it-1} + \gamma_3 \Delta X_{it} + \eta_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, 因变量 ΔLP_{it} 表示城市 i 在第 t 期的商品住房价格; LUI_{it-1} 表示城市 i 在 $t-1$ 期的城市基础设施投资额。考虑到城市基础设施投资资本化到商品住房价格具有一定的滞后性, 故将城市基础设施投资额的滞后一期作为主要解释变量。 ΔX_{it} 为控制变量。

四 实证检验

1. 数据说明和描述性统计

本文采用 35 个大中城市 1999 - 2013 年的数据。其中, 核心变量为各城市房屋销售价格和各城市市政公用设施建设固定资产投资额。控制变量包

括人均 GDP、在岗职工平均工资、人口密度以及区域虚拟变量等(表 1)。

本文最关心的变量是城市基础设施投资变量, 该变量采用指标为每平方公里城市市政公用设施建设固定资产投资完成额。与梁若冰、邵挺等人的研究指标不同, 他们以每平方公里地方预算内财政支出来表示公共支出强度, 该指标涵盖公共安全、社会保障和医疗服务等, 为城市均等化服务的财政支出。本文认为城市市政公用设施建设固定资产投资完成额指标更能反映城市基础设施建设的内涵, 也能够为相关分析提供不同的数据视角。同时, 本文还以市区人均城市道路面积指标作为替代变量进行稳健性分析。

表 1 实证变量名称及来源

指标名称	单位	英文名称	数据来源
房屋销售价格	元/平方米	housing price	国家统计局
城市市政公用设施建设固定资产投资完成额	万元	urban infrustraction	住房和城乡建设部
地方财政预算内收入	万元	localrevenue	国家统计局
本年完成房地产投资	万元	housing invest	住房和城乡建设部
人均 GDP	元	perGDP	国家统计局
人均可支配收入	元	per disposable income	国家统计局
在岗职工平均工资	元	staffwage	国家统计局
市区人均城市道路面积	平方米	per road	国家统计局
常住总人口	万人	population	各城市统计年鉴
市辖区建成区面积	平方公里	city area	国家统计局
CPI(累计同比)	-	CPI	国家统计局(取第 12 月数据)

注: 市辖区建成区面积不直接作为被解释变量纳入模型, 而是作为分母, 将常住总人口、城市市政公用设施建设固定资产投资完成额两项指标转换为地均指标; 数据来源于 wind 经济数据库。

为尽可能保持数据的完整性, 本文对指标体系进行了系列处理。首先, 对常住总人口和城市市政公用设施建设固定资产投资完成额数据进行缺失值处理。对城市市政公用设施建设固定资产投资完成额指标, 本文采用地方财政预算内收入为解释变量的线性插值法进行补充。数据显示: 两项指标的相关系数为 0.7762。其次, 所有价格指标均除以该城市

定基 CPI 指数(设 1999 年为 100), 剔除价格因素的影响。常住总人口、城市市政公用设施建设固定资产投资完成额等指标则除以市辖区建成区面积, 转化成单位面积强度指标。最后, 所有指标均取对数进行分析。城市类型指标按照一线、二线强、普通二线划分为 3 类。处理后的指标描述性统计见表 2。

表 2 变量描述性统计

变量名	变量解释	样本量	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
Housingprice	房屋销售价格	412	43.29	35.46	26.78	13.37	177.7
Urbaninfru ~ n	市政投资额*	348	28.97	25.48	18.50	0.262	116.0
Housinginv ~ t	房地产投资*	412	111.8	92.03	72.58	13.88	403.1
PerGDP	人均 GDP	412	346.0	309.0	180.7	56.65	997.0
Staffwage	职工平均工资	354	259.2	248.2	105.6	100.7	1127
Population	常住总人口*	412	2.578	2.278	1.195	0.839	7.661
Localrevenue	财政预算收入*	412	67.10	55.29	42.36	11.63	242.7
perroad	人均道路面积	372	11.28	9.960	6.642	3.110	64

注: 变量解释使用简称, 具体名称同表 1; 打“*”号的指标均指地均指标, 表示市辖区每平方公里的对应数值; 价格变量均为 CPI 调整值。

2. 方法选择和实证结果

(1) 地方政府依赖预期的商品住房价格调整基础设施投资规模

对假设 1 的验证关键是考察模型 1 中的解释变量商品住房价格变动系数是否显著。由于城市基础

设施投资规模也可能影响城市的商品住房价格,为缓解内生性等模型估计问题,我们分别使用混合最小二乘法、固定效应模型(不含时间特质效应)、固定效应模型(含时间特质效应)和系统 GMM 模型进行估计。模型分析结果见表 3。

表 3 商品住房价格对基础设施投资的影响(被解释变量:地均基础设施投资增长率 1999-2013)

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	FE ^⑤	FE + Year	IV
D. Housingprice	0.083 (0.34)	0.115 (0.41)	0.091 (0.34)	0.110 (0.38)
L. Urbaninfrastructure	-0.365*** (-9.87)	-0.352*** (-9.26)	-0.622*** (-12.23)	-0.668*** (-7.63)
D. PerGDP	0.987** (2.10)	1.038** (2.16)	0.668 (1.36)	0.301 (0.49)
D. Population	0.703*** (3.31)	0.669*** (3.12)	0.605*** (2.79)	0.603 (1.34)
Localrevenue	0.140*** (2.82)	0.111* (1.93)	0.086 (0.49)	-0.025 (-0.10)
_cons	0.594*** (2.98)	0.877*** (2.63)	2.047** (2.19)	2.637** (2.13)
地区固定效应	否	否	是	是
时间固定效应	否	是	是	是
N	382	382	382	340
r2	0.227	0.264	0.390	
r2_a	0.217	0.229	0.297	
F	22.069	7.666	4.225	
FeChi2		18.610		Ar1 = 0.000
FeChi2p		0.098		Ar2 = 0.010
YrChi2			71.661	Sargan = 0.00
YrChi2p33			0.000	Hansen = 1.00

注: t statistics in parentheses = * p < 0.1; ** p < 0.05; *** p < 0.01。

本文通过差分剔除地区固定效应,城市基础设施投资额和城市当年财政预算收入属于流量数据,以原值形式保留在方程中,因此模型可能仍蕴含城市特质性因素。方程 1 为不包含地区固定效应和时间固定效应的混合回归模型,作为基础模型。方程 2 加入了时间效应,方程 3 加入了地区和时间固定效应。由于城市基础设施投资额的滞后项保留在模型 1 中,我们利用系统 GMM 模型来估计方程 4,以缓解模型可能存在的内生性问题。

对比 4 个方程,模型估计结果总体而言比较稳定。4 个方程除财政预算收入在方程 4 中的符号有所改变外,其他符号都是一致的,而且系数的数量级也相当。对房价变动率而言,4 个方程系数均为正,这说明城市基础设施投资额的变化情况与房价的变化情况是同方向的,真实房价变动 1%,城市基础设施投资则大概变动 0.1%。但该系数在 4 个模型中均显示统计上不显著^⑥,因此无法确认地方政府是否

会根据下一年的房价调整当年的基础设施投资规模。根据郑思齐等人的研究,土地价格上涨能够同时通过土地出让收入和土地抵押借款两种融资渠道放松地方政府面临的预算约束,从而带动城市基础设施投资规模^⑦的扩大。但基于模型分析,房价作为土地价格的衍生,并未出现与郑思齐等人的研究相一致的结论。本文认为,其原因可能来自两个方面:一是本文的商品住房价格是考虑土地开发密度即住房容积率后的价格,而土地价格是整体出让价格,数据统计口径的不一致导致了结论的不同;二是房屋买卖的主体是非常分散的城市居民,而城市土地的购买主体少且非完全的市场主体,部分国有主体的参与可能增强了城市基础设施建设和土地财政之间的联系。

上述研究结果显示:地方政府依赖预期的商品住房价格调整基础设施投资规模的证据并不充分。结合有关文献得出的政府依赖土地价格放松城市基础设施建设资金约束的研究结论,本文认为土地价

格的易波动性会强化房价资本化未达到预期而引致的城市基础设施投资规模过大的风险。

(2) 城市基础设施建设存在资本化效应

模型2分析了城市基础设施是否存在住房资本化效应。被解释变量城市基础设施投资和住房投资是流量数据,因此,在此房价差分模型中,我们仍直

接用原值来考察该指标的解释能力。这里需要说明的是,与梁若冰、邵挺等人考察城市基础设施资本化效应所采用的模型不同(其目标模型是原值方程而非差分方程,即城市基础设施投资流量数据对商品住房价格的面板回归模型),本文建立了城市基础设施投资额与商品住房价格增长率(差分)模型。

表4 基础设施的房价资本化效应(被解释变量:房价增长率 1999-2013)

解释变量	(1) FE	(2) OLS	(3) FE + year	(4) GMM_FD	(5) GMM_SYS	(6) GMM_SYS (<08)	(7) GMM_SYS (>08)
L. Housingprice	-0.189*** (-5.91)	-0.092*** (-3.50)	-0.497*** (-10.94)	-0.575*** (-7.58)	-0.489*** (-8.10)	-0.449*** (-4.18)	-0.860*** (-14.10)
L. Urbaninfrastructure2	0.015 (1.28)	-0.004 (-0.44)	-0.003 (-0.34)	-0.001 (-0.13)	-0.002 (-0.18)	0.011 (0.59)	-0.006 (-0.33)
D. PerGDP	0.168 (1.57)	0.183* (1.92)	0.134 (1.54)	0.148 (1.52)	0.158 (1.52)	0.035 (0.31)	0.094 (0.77)
D. Staffwage	-0.032 (-0.45)	-0.068 (-1.05)	-0.008 (-0.14)	-0.023 (-0.54)	-0.005 (-0.11)	0.300 (1.48)	0.007 (0.23)
D. Population	0.168*** (3.50)	0.079* (1.86)	0.040 (0.99)	-0.026 (-0.60)	0.021 (0.51)	-0.022 (-0.42)	0.078 (1.21)
L. Housinginvest	0.078*** (3.86)	0.021* (1.70)	-0.039* (-1.86)	-0.050* (-1.88)	-0.039* (-1.77)	-0.060 (-1.42)	-0.090 (-1.65)
_cons	0.352*** (4.85)	0.244*** (2.97)	1.745*** (9.98)		2.068*** (6.97)	1.755*** (4.09)	3.761*** (8.92)
地区固定效应	否	否	是	是	是	是	是
时间固定效应	否	是	是	是	是	是	是
N	326	326	326	294	326	150	146
r2	0.138	0.278	0.473				
r2_a	0.034	0.235	0.389				
F	7.741	6.553	15.730	12.303	5.799	3.191	8647.060
ar1p				0.000	0.000	0.005	0.002
ar2p				0.861	0.780	0.127	0.168
sarganp				0.086	0.071	0.002	0.649

注:t statistics in parentheses = * p < 0.1; ** p < 0.05; *** p < 0.01。

采用混合二乘法、固定效应模型、包含时间的固定效应以及差分GMM和系统GMM方法,对模型2进行估计。将城市类型变量引入方程,考察其能否涵盖地区固定效应。对前3个方程进行比较,以方程1为基准,增加城市类别变量r2,由0.136增加到0.278,说明增加城市虚拟变量可以提升模型解释力。对比方程2和方程3,我们进一步发现:城市类别变量并不能涵盖地区固定效应的主要信息,r2进一步增加到0.473,两个方程无差异,应考虑地区固定效应,而不能用城市类别虚拟变量替代。因为地区效应的存在,前3个方程的系数差异较大。为缓解内生性对模型估计的影响,本文同时进行差分GMM和系统GMM模型估计,即方程4和方程5。方程6和方程7中的年份分拆成2008年前和2008

年后,以考察系数的时间表现。研究结果说明:考虑地区效应后,模型参数表现相对稳定。

从模型评估指标来看,F统计量均显著,说明方程是有效的。对动态估计而言,序列相关统计结果显示,ar1的p值很小,ar2的p值较大,说明模型误差项存在一阶自回归但不存在二阶自回归,故设定动态一阶自回归模型是可以接受的。检验统计量Sargan的p值大于0.05,表示在5%的水平上显著。总体来看,工具变量的选择是合理的。

以包含固定效应模型为基础(模型3、模型4、模型5),前一期商品住房价格对住房价格变化影响较大,统计系数均显著,说明前期价格增加1个单位,房价增长幅度会降低0.5个百分点,房价存在均值回归现象。本文关注的地均城市基础设施

投资额变量,其系数符号为负,数值接近于 0 且统计上不显著,说明该符号的参考价值不大,该数据并不支持存在城市基础设施投资的房价资本化效应的假设。其他几个控制变量,人均 GDP、人口密度、前期地均房地产投资额对房价变化的影响符合理论预期。

与梁若冰、邵挺等人的研究结论不同,本文的目标解释变量地均城市基础设施投资额的系数是显著的。造成差异的原因可能在于:第一,采用的城市基础设施投资额代理变量不同,本文采用的是城市市政公用设施建设固定资产投资完成额,梁若冰、邵挺等人采用的是预算内财政支出,两者内涵不同;第二,模型设定不同,本文的基础设施投资额是进入差分方程,因变量是商品住房价格变化率,而梁若冰、邵挺等人所运用的则是原始方程,因变量为当年的商品住房价格。

综上,模型检验结果尚不支持假设 2,即平均来看,中国主要城市基础设施供给水平的上升能够带动住房价格上涨,体现出的住房资本化效应较弱。

商品住房价格的调整主要依赖前期房地产的价格,以及上一年房地产投资所带来的供给变化,代表地方经济发展水平的人均 GDP 和收入提升的基本面因素并不是房价变化的主导因素。

3. 稳健性检验

将目标变量城市基础设施投资额用其他两个代理变量替换,并进行稳健性分析。一是相同变量折算成人均数,即人均城市基础设施投资额,从不同角度考察基础设施的投资密度;二是以市区人均城市道路面积作为城市基础设施的代理变量,但该指标只能反映特定类型城市基础设施,不能代表全部城市基础设施投资。

由于动态面板能够控制未观察到(或遗漏)的地区固定效应,也能够释缓某些解释变量的内生性问题,此处直接采用系统 GMM 估计进行稳健性检验。对模型 1 的验证结果显示:所有变量跟前述结果类似,城市基础设施代理变量仍不显著,为节省篇幅,这里不作详细汇报。对模型 2 的验证结果见表 5。

表 5 基础设施的房价资本化效应稳健性检验(被解释变量:房价增长率 1999 - 2013)

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	GMM_SYS1	GMM_SYS2	GMM_SYS3	GMM_SYS3(<08)	GMM_SYS3(>08)
L. Housingprice	-0.489*** (-8.10)	-0.490*** (-7.98)	-0.499*** (-8.11)	-0.447*** (-4.34)	-0.859*** (-11.42)
L. Urbaninfrastructure2	-0.002 (-0.18)				
L. Urbaninfrastructure3		-0.002 (-0.18)			
LD. perroad			0.003** (2.10)	0.004*** (2.99)	-0.002 (-0.54)
N	326	326	322	148	144
F	5.799	6.226	7.002	3.232	664.866
ar1p	0.000	0.000	0.001	0.006	0.006
ar2p	0.780	0.834	0.559	0.088	0.172
sarganp	0.071	0.151	0.085	0.009	0.584

注:t statistics in parentheses = * p < 0.1; ** p < 0.05; *** p < 0.01; 所有方程均包括 D. PerGDP, D. Staffwage, D. Population, L. Housinginvest 地区固定效应和时间固定效应,此处未列示。

验证结果显示:模型估计总体上是稳健的,反映城市基础设施投资情况的 3 个不同代理变量对模型各被解释变量的影响不大,模型检验评价指标基本符合要求,各被解释变量的符号不变,其数值也保持大体相当的水平。以城市道路建设面积为基础设施投资代理变量的验证结果总体上较为显著,说明中国城市道路建设的居民认可度较高,但 2008 年后随着城市基础设施建设的进一步扩展,其对房价的影响已经弱化。

五 结论

本文通过设立理论假设和计量模型的实证检验,对商品住房价格能否对城市基础设施投资作出评价进行了考察。实证结果显示:目前地方政府的城市基础设施投资规模调整主要依赖于前期的基础设施投资规模,这种惯性体现出基础设施建设规模的长期性和连续性,其并未依据房地产市场而作出

调整;同时城市基础设施建设成果也未直接带来商品住房价格的上升,基础设施的住房资本化效应较弱。

根据住房选择竞价理论,城市居民从需求角度选择住房,城市基础设施作为重要邻里因素会在商品住房价格中所有体现。因此本文认为,平均来看城市整体基础设施建设情况的商品住房价格资本化效应较弱,只在一定程度上体现了商品住房价格的评价功能,但较难捕捉该效应在时间和空间上的变化,限制了商品住房价格评价功能的发挥。基于研究结论,本文提出以下几点建议。

第一,目前城市基础设施建设规模不依赖于城市商品住房市场而是依赖于中间变量土地市场并作出相应调整,更容易弱化地方政府对城市基础设施建设住房资本化效应的关注。事实上,城市居民才是城市基础设施建设成果的最终评价者和买单者,依据土地市场而非房地产市场进行决策,更容易导致城市基础设施投资不当的情况。

第二,应注重对城市基础设施和商品住房价格的良性循环体系的培育和利用。随着我国城市化建设高速发展期的渐趋结束和住房市场供需基本平衡新常态的到来,理性需求因素如家庭收入、对地方公共品供给的重视将在房地产市场发挥重要作用。地方政府应充分重视这些因素在房产价格上涨中的作用,借助城市居民通过住房选择行为提供的意愿供给信息,以降低地方政府单方面作出供给决策的政策偏误。

第三,城市基础设施建设具有正向外部性,但目前的投入模式是向新房业主回收资金,无法向旧房业主回收城市建设资金,这就使得新房购买主体承担了城市建设的主要成本,从公平性角度考量,这是不利于新房购买群体的,同时,也会对政府产生有偏激励,使其注重新城区的城市化建设,而忽略对旧城区基础设施的改造与维护。因此,征收房产税是缓解城市建设和资金来源问题的一种有效途径。

【Abstract】 With current research fruit and China's urban infrastructure construction, this essay studies and tests the evaluating function of the price of commercial residential building in urban infrastructure construction with the data from 35 large and middle cities and dynamic regression techniques. The results show that the relation between the scale of investment in urban infrastructure and urban housing marginal price is not significant. The capitalization effect of urban infrastructure investment in real estate is not significant; The function of evaluating

urban infrastructure construction is constricted.

【Key words】 urban infrastructure; price of commercial residential building; the capitalization effect in real estate

注释

- ① 指公路、市政等经济型公共设施,不包括教育、医疗卫生等社会型基础设施。
- ② 结论1和结论2的具体证明,本文未直接给出,需要数据者可与作者联系。
- ③ 35个大中城市包括26个省(自治区)的省会城市(除西藏自治区的拉萨市外)、4个直辖市和5个副省级城市(大连、宁波、厦门、青岛和深圳市)。
- ④ 方程中变量名称为简洁写法,UI表示Urbaninfrastructure, P表示Housingprice,前面加L表示取对数;展示分析结果时,变量用全称表示,且省略对数符号L。
- ⑤ FE表示固定效应模型。我们利用Hausman检验,统计量值为39.72,拒绝了随机效应。故直接列出固定效应估计结果。事实上,由于各城市间的政治、经济、区域等特质差异较大,城市基础设施投资行为与城市特质间存在一定关系。
- ⑥ 系统GMM模型的sargan检验显示,以滞后项作为工具变量属于弱工具变量,但内生性问题主要出现在城市基础设施投资额滞后项上,而非我们的目标变量房地产价格上,因此该估计结果仍可以作为参考。
- ⑦ 参考文献[7]选择的基础设施投资额代理变量为财政预算内支出,与我们采用的解释变量并不相同。
- ⑧ 两方程无差异检验的似然比卡方值为114.92,对应的p值为0.000。

参考文献

- [1] Roback J. Wages, Rents, and the Quality of Life[J]. The Journal of Political Economy, 1982(6): 1257-78
- [2] Stover ME. The Role of Infrastructure in the Supply of Housing[J]. Journal of Regional Science, 1987(2): 255-67
- [3] Stadelmann D, Billon S. Capitalisation of Fiscal Variables and Land Scarcity[J]. Urban Studies, 2011(7): 1571-94
- [4] 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
- [5] 邵挺,袁志刚. 土地供应量、地方公共品供给与住宅价格水平——基于Tiebout效应的一项扩展研究[J]. 南开经济研究, 2010(3): 3-19
- [6] 郑思齐. 公共品配置与住房市场互动关系研究述评[J]. 城市问题, 2013(8): 95-100
- [7] 郑思齐等. “以地生财,以财养地”——中国特色城市建设投融资模式研究[J]. 经济研究, 2014(8): 14-27
- [8] 陈小君,林晓言. 交通基础设施应急疏散管理机制研究——前景理论与时空分析的融合视角[J]. 经济与管理研究, 2014(8): 71-80
- [9] 左翔,殷醒民. 土地一级市场垄断与地方公共品供给[J]. 经济学(季刊), 2013(2): 693-718

(编辑:牟世晶;责任编辑:赵勇)