

地方政府收支行为对房地产价格的影响

洪 源 郭 平 梁宏亮

内容提要 从地方政府收支行为特征出发,通过将政府收支变量嵌入到房地产市场四象限模型中,分析了地方政府收支行为影响房地产价格的作用路径。在此基础上,选取 2001~2010 个省际面板数据,检验了地方政府收支行为对房地产价格的影响机制,实证结果表明地方政府收支行为变量对房地产价格上涨产生了较为显著的正向影响。同时,通过基于误差修正模型的 Granger 因果关系检验发现,无论从长期还是短期来看,地方政府收支行为与房地产价格都互为因果关系。

关键词 地方政府收支行为 房地产价格 四象限模型

中图分类号:F810.7;F293.35

文献标识码:A

文章编号:1000-7636(2013)01-0042-11

一、引言

自 2010 年以来,针对中国城市房地产价格持续上涨,为促进房地产市场健康发展,国务院出台了一系列严厉的房地产宏观调控政策,体现了中央对于房地产市场调控不动摇、不放松的决心。然而,在现行城市土地制度下,地方政府作为城市土地的直接出让主体和管理主体,或从政府的当前财政目标出发,采取“惜售”等手段抬高土地价格,以追求政府的短期财政收入最大化;或从政绩目标出发加大基础设施投资,热衷于地方政府政治目标函数的实现,背离了政府对房地产市场的宏观调控目的。从某种意义上说,中央的房地产宏观调控政策能否最终取得预期的效果,取决于地方政府行为对于房地产市场产生的影响。因此,将研究视角锁定为地方政府的收支行为,从理论和实证上研究地方政府收支行为对于房地产价格的影响,对于深化中国房地产宏观调控政策,实现房价合理回归具有重要的现实意义。

在已有文献中,随着各国政府所采取的房地产宏观调控的政策效果愈发明显,政府行为对房地产价格的影响开始逐渐受到学者们的关注,一部分学者着重从政府收支行为的角度来研究其对房地产价格的影响机制。奥茨

收稿日期:2012-11-06

基金项目:国家自然科学基金青年基金项目“地方政府融资平台债务风险研究:模糊评价、仿真预警与动态控制”(71103060);教育部人文社会科学研究青年基金项目“可持续性视角下地方政府债务风险形成机理及预警系统研究”(09YJC790077);湖南省哲学社会科学基金项目“发展低碳经济背景下湖南绿色可持续财源建设研究”(09YBB079);湖南省风险导向审计重点研究基地课题“湖南省地方政府债务风险实证分析与预警系统构建”(2009kjxyb004)

作者简介:洪 源 湖南大学经济与贸易学院副教授,财政部财政科学研究所博士后,经济学博士,长沙市,410079;

郭 平 湖南大学经济与贸易学院教授,经济学博士,博士生导师;

梁宏亮 湖南大学经济与贸易学院本科生。

(Oates)^[1]于1969年在蒂布特模型(Tiebout Model)的理论基础上,对美国新泽西州东北部的53个城镇进行调查,得出结论,财产税与房地产价值负相关、地方政府在教育上的公共支出与房地产价值正相关。罗森塔尔(Rosenthal)^[2]利用英国马其塞特郡(Merseyside)等县市的季度样本数据,计量结果显示,这一地区的住房特征、公共支出对房地产价格的影响显著。在国内,胡洪曙^[3]基于财产税的受益税性质出发,指出财产税的资本化和房产价值负相关,地方公共支出和房产价值正相关。杜雪君等^[4]利用中国31个省(市、自治区)面板数据,运用格兰杰因果关系检验得出结论:房价与地方公共支出、房地产税负之间互为因果关系;房地产税率上升会对房地产价格产生明显的抑制作用,地方公共支出的增加对房地产价格具有明显的促进作用。

从上述研究可以看出,政府收支行为能对房地产价格产生影响已基本明确。但鉴于自1994年实施分税制改革以来,中国地方政府在财权被明显上收的同时,财政支出责任却有所增加。特别是近年来地方政府为了缓解财政困难,在城市土地出让过程中逐渐产生了对土地收益的依赖,形成了独具中国特色的“土地财政”。在此背景下,地方政府收支行为表现出怎样的特征?地方政府收支行为通过怎样的传导机制来影响房地产价格?上述问题还有待进一步解决。本文在前人的研究基础上,拟从地方政府收支行为的特征出发,对地方政府收支行为影响房地产价格的作用机制进行理论分析和实证检验。

二、地方政府收支行为对房地产价格的影响机理分析

(一)土地出让过程中地方政府收支行为的特征分析

在中国分权化改革的过程中,地方政府作为财政分权化过程中逐渐分化出来的一个相对独立的利益主体,一方面仍具备着中央政府派出机构的“政府人”属性,另一方面也具备计划经济体制下所缺失的“经济人”属性。地方政府的这种双重属性,直接导致了其行为特征体现为尽可能追求符合自身效用最大化的政治和经济目标,即一方面在政治上追求GDP增长目标以达到中央政府考核的绩效标准,从而在与其他地方政府横向竞争中获得晋升的机会;另一方面在经济上追求财政收入最大化目标,从而支配更多的经济资源^[5]。

随着1994年地方财权范围的调整以来,土地几乎成为地方政府能够直接掌握的唯一资源,地方政府在配置本地城市土地资源方面具有极大的自由度,这为地方政府追求自身效用最大化、实现政治和经济目标提供了条件和手段。具体来看,在城市土地出让过程中,地方政府目标效用函数可以用科布一道格拉斯形式表示为:

$$u^g = u^g(l_t, l_e) = (l_t)^a (l_e)^b = [l_t(t)]^a [l_e(s)]^b \quad (1)$$

其中, u^g 为地方政府目标效用函数, l_t 为地方财政总收入情况, l_e 为地方经济增长情况, t 为地方政府土地收益, s 为地方政府基础设施投资支出。

由式(1)可以看出,对地方政府而言,由于其选择和行动的范围和边界最终取决于其目标效用函数的最大化,因而地方政府收支行为必然受到实现 $u^g = u^g(l_t, l_e)$ 目标最大化的约束。作为城市土地资源的垄断供给者,在其特定效用目标的驱动下,地方政府往往根据自己的需要采取符合自身效用函数的收支行为。

上述收支行为在城市土地出让的过程中可以具体表现为:地方政府基于其对城市土地出让方式和价格的控制能力,以“谋求土地收益最大化、向基础设施投资支出倾斜”的收支行为来追求自身效用最大化的目标。

一方面,从地方政府收入行为来看,地方政府收入行为呈现出“谋求土地收益最大化”的特征。由于1994年分税制改革后,财权的上收、支出责任的下移以及转移支付制度的不完善,使得分税制框架下的预算内财政收入很难满足地方政府经济建设甚至是履行基本职能的需要。与此同时,土地出让金作为地方财政的固定收入全部划归地方所有,并且城市土地出让制度也为地方政府获取土地收益留下了巨大的操作空间。地方政府作为城市土地一级市场的垄断供给主体,在“招、拍、挂”的竞价机制的配合下,往往能减少土地的供给量的“惜售”方式来

抬高土地交易价格,从而实现土地收益最大化的目标^[6]。因此,追求包括土地出让金以及各项房地产税费等在内的土地收益最大化,成为了地方政府实现“财政收入最大化”目标的最便捷途径,即追求土地收益最大化成为了地方政府作为“经济人”实现其经济目标的关键变量。

另一方面,从地方政府支出行为来看,地方政府支出行为呈现出“向基础设施投资支出倾斜”的特征。在分权化改革过程中,中央对地方政府的政绩考核与地方经济增长水平紧密联系起来,为了在政治晋升竞争中脱颖而出,地方政府具有发展当地经济的强烈渴望与冲动。在各种体制、法规尚不完善的条件下,地方政府实现加快当地经济增长的最有效、便捷的方式和手段就是扩大投资支出,特别是扩大公共交通、市政建设以及能源等基础设施项目投资支出。随着地方政府通过高价出让土地获得的巨额土地出让金以及土地抵押融资,地方政府基础设施投资支出的能力已大大增强。而通过扩大城市基础设施建设投资可以在短期内迅速改变城市面貌,并直接内化为地方GDP,这些都可以在短期内迅速彰显出地方政府政绩。因此,在城市土地出让金和土地融资功能的巨大激励下,支出向基础设施投资倾斜成为了地方政府作为“政治人”实现其政治目标的关键变量。

从上述城市土地出让中地方政府收支行为之间的相互关系来看,两者之间是一种相互促进的关系:土地收益为地方政府投资基础设施建设拓宽了融资渠道,解决了融资瓶颈问题,因此土地收入行为是基础投资支出行为的基础和前提;通过公共投资改善了城市基础设施环境,可以大大提升城市土地价值和价格,进而又使地方政府在城市土地出让中获得更多的收益。地方政府通过上述收支行为形成“土地收益增加→基础设施投资加大→房地产业繁荣、经济发展→土地收益持续增加”的良性循环进而实现其追求自身利益最大化的目标。

(二) 地方政府收支行为影响房地产价格的作用机制

既然在城市土地出让过程中,受其目标效用函数的约束,地方政府会呈现出“谋求土地收益最大化、向基础设施投资支出倾斜”的收支行为特征。那么上述地方政府的收支行为又会对房地产价格产生怎样的影响?我们可以通过将地方政府收支变量嵌入到迪帕斯奎尔和惠顿(Dipasquale and Wheaton)^[7]构建的房地产四象限模型中来对此进行具体的分析。

如图1所示,四象限模型将房地产市场分为使用市场和资产市场,其中图中右侧的两个象限(I和IV)代表空

间使用的物业市场,左侧的两个象限(II和III)则对资产市场上的房地产所有权进行研究^①。将地方政府收支变量嵌入到上述四象限模型中,我们可以动态分析地方政府收支行为对房地产价格产生影响的过程和机制。

一方面,从地方政府“谋求土地收益最大化”的收入行为特征来看,该收入行为主要通过改变房地产开发成本来影响房地产价格。由前面的分析可知,为了实现“土地收益最大化”的目标,地方政府在“招、拍、挂”的竞价机制的配合下,往往人为提高用地竞争的激烈程度来带动土地价格的上涨,并通过“惜售”方式来进一步抬高土地交

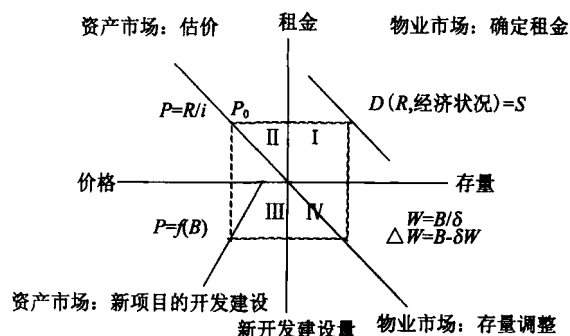


图1 房地产市场的四象限模型

① 在图中第I象限表示租金和存量之间的关系,为了使得物业需求量D和存量S达到平衡,必须确定适当的租金水平R,使得需求量等于存量,其公式为: $D(R, \text{经济状况}) = S$;第II象限是资产市场的一部分,斜率代表房地产资产的资本化率租金水平R和资本化率i决定了房地产价格P,其公式为 $P = R/i$;第III象限也是房地产资产市场的一部分,供应线 $f(B)$ 代表房地产的重置成本,B代表新的房地产开发建设量,在这个资产市场上,新增房地产开发成本应当和房地产价格保持平衡,即 $P = f(B)$;第IV象限解释了年度新开发建设量(B)和房地产物业长期存量之间的关系。在一定时期内,存量变化 ΔW ,等于新建房地产数量减去房屋拆迁(折旧)等导致的存量损失,以 δ 表示折旧率,则 $\Delta W = B - \delta W$ 。

易价格。由图2可知,土地交易价格的提高会导致房地产开发成本的上升,从而使第Ⅲ象限中新房地产供应线的上移,而供应线的上移代表着新项目开发建设数量的降低,并降低物业市场的存量。由于物业数量的减少,第Ⅰ象限中租金水平会上升,并最终引起第Ⅱ象限中房地产价格由 P_0 上升到 P_1 。

另一方面,从地方政府“向基础设施投资支出倾斜”的支出行为特征来看,该行为将分别通过改变物业使用需求和房地产资产需求来影响房地产价格。首先,根据级差地租理论,地方政府城市基础设施投资能在一定程度上改变城市的经济地理区位,特别是通过道路基础设施建设来改变城市交通地理区位,进而大幅增加当地物业使用的需求,因此,在图3中第Ⅰ象

限内的需求曲线向右上方移动。由于短时间内房地产的供给是固定的,因此物业的租金将随物业使用需求的上升而提高,而较高的租金会直接导致图3中第Ⅱ象限中房地产价格由 P_0 上升到 P_2 ,并使得第Ⅳ象限的物业存量也相应增加。其次,鉴于房地产位置和周边环境是决定房地产投资的关键,地方政府城市基础设施投资行为可以直接刺激当地经济增长,加速城市化水平,改善房地产周边环境,进而增加投资者对房地产的投资需求,降低投资者对房地产投资的收益要求,在这种情况下,图4中第Ⅱ象限反映资本化率的射线会逆时针旋转,从而导致图4中的房地产价格由 P_0 上升到 P_3 。

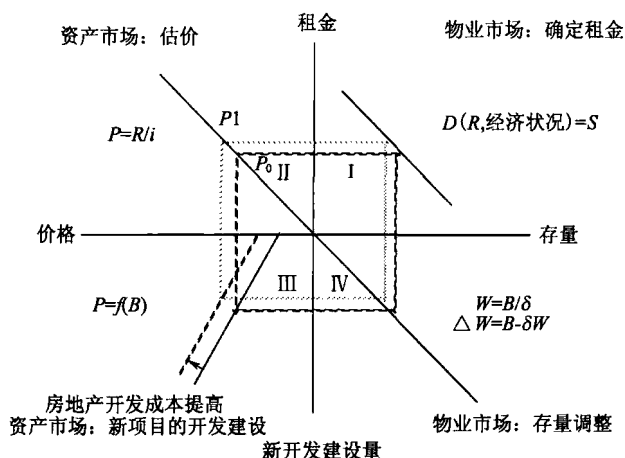


图2 地方政府“谋求土地收益最大化”的收入行为
通过改变资产供给导致的房地产价格的上升

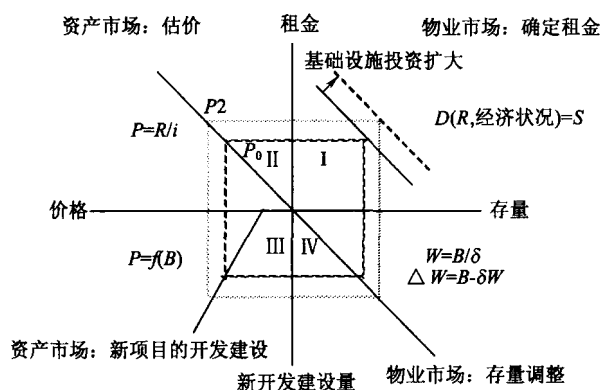


图3 地方政府“扩大基础设施投资”的支出行为
通过改变物业使用需求导致的房地产价格的上升

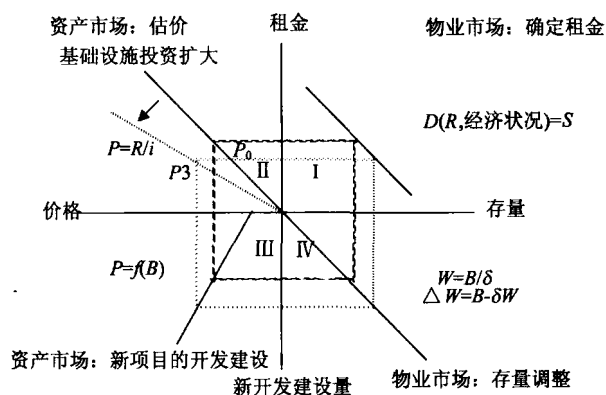


图4 地方政府“扩大基础设施投资”的支出行为通过
改变资产需求导致的房地产价格的上升

由上述分析可知,在城市土地出让过程中,地方政府“谋求土地收益最大化、向基础设施投资支出倾斜”的收支行为将通过影响房地产市场的需求和供给推动房地产价格的上升。下面我们还可以通过对于房地产价格与地方政府效用之间的关系来进一步分析地方政府具有推动房地产价格上涨的内在激励机制。

在式(1)的基础上,假设当期地方政府基础设施投资支出的资金全部来自于当期地方政府土地收益,即 $s=t$,并且假设 l_t 和 l_s 都采取线性函数形式,则式(1)中存在:

$$l_t = \theta(t), l_s = \sigma(t)$$

设当期房地产销售面积为 y , 单位面积的房价为 p_y , 每单位房产所包含的土地成本 d_y , 除土地成本以外的其他成本 C_y , 则:

$$u^s = [l_r(t)]^a [l_r(s)]^b = \theta^a \sigma^b (y d_y)^{a+b} = \theta^a \sigma^b [y p_y - y C_y'(y)]^{a+b} \quad (2)$$

对式(2)求导得:

$$\frac{\partial u^s}{\partial p_y} = \theta^a \sigma^b y (a+b) [y p_y - y C_y'(y)]^{a+b-1} \quad (3)$$

由于式(3)右边最后一项括号内为 $y p_y - y C_y'(y)$, 由式(2)可知其就是地方政府土地收益 $y d_y$, 是大于零的正数, 式(3)中其他部分都是正数, 所以整个式(3)是大于零的正数。通过式(3)我们可以得出结论: 房价越高, 与高房价联系的地方政府效用就越大, 因而追求效益最大化的地方政府具有推动房地产价格上升的内在激励。地方政府表现出的“谋求土地收益最大化、向基础设施投资支出倾斜”收支行为能够通过影响房地产市场的需求和供给推动房地产价格的上升, 因而恰好符合地方政府追求效用最大化的内在激励要求。

三、地方政府收支行为对房地产价格影响的实证检验

(一) 模型的构建和变量的选取

本部分将利用 2001 ~ 2010 年中国 30 个省际数据构建面板模型, 对地方政府收支行为对房地产价格产生的影响进行实证检验, 以便验证前面理论分析及其结论的正确性。具体来看, 我们参考了科布一道格拉斯生产函数的形式来构建基本面板数据计量模型。同时, 由前面的理论分析可知, 除了地方政府收支行为外, 其他改变房地产市场需求和供给的因素也会对房地产价格产生影响, 因此, 将地方政府的收入和支出行为变量作为影响房地产价格的主要考察因素的同时, 还将影响房地产市场供给和需求的其他因素纳入到模型中, 最终得出以下模型:

$$P = T^{\beta_1} S^{\beta_2} POP^{\beta_3} INC^{\beta_4} INV^{\beta_5} SAL^{\beta_6} \quad (4)$$

其中, 式(4)中被解释变量 P 代表房地产价格变量, 用各地住宅用商品房平均价格来衡量表示; 解释变量 T 代表地方政府“谋求土地收益最大化”的收入行为特征变量, 用各地地方政府土地收入^①与地方政府总收入(政府财政收入 + 政府基金收入)的比值来衡量表示^②; 解释变量 S 代表地方政府“向基础设施投资支出倾斜”的支出行为特征变量, 用各地全社会固定资产投资中的政府预算投资金额与地方政府总支出(政府财政支出 + 政府基金支出)的比值衡量表示^③; POP 代表城市人口密度变量; INC 代表居民购买力变量, 用各地居民存款余额来衡量表示; INV 代表房地产投资变量, 用各地房地产企业当年的投资完成额来衡量表示; SAL 代表房地产销售变量, 用各地各年住宅用商品房销售面积来衡量表示。在上述变量中, T 、 POP 和 INC 主要代表了从需求方面影响房地产价格的因素, S 、 INV 和 SAL 主要代表了从供给方面影响房地产价格的因素。为了便于求解, 我们将式(4)的方程线性化, 等式两边同时取自然对数, 得到如式(5)所示的线性方程:

$$\ln P_{it} = C + \beta_1 \ln T_{it} + \beta_2 \ln S_{it} + \beta_3 \ln POP_{it} + \beta_4 \ln INC_{it} + \beta_5 \ln INV_{it} + \beta_6 \ln SAL_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

式(5)中, C 为常数项; i 表示省市, t 表示年份, β_i 表示各变量系数, ε_{it} 表示残差。

① 地方政府土地收入包括土地出让金收入以及与房地产业发展相关的城镇土地使用税、土地增值税和房产税等税收收入。

② 地方政府土地财政的收入与财政总收入的比值越大, 说明地方政府财政收入越依赖于土地收益, 其“谋求土地收益最大化”的收入行为特征越明显。

③ 地方政府基本建设支出与财政总支出的比值越大, 说明地方政府财政支出更倾向于基础设施投资方向, 其“向基础设施投资倾斜”的支出行为特征越明显。

(二) 样本数据的来源与处理

本文使用的数据来自于《中国国土资源统计年鉴》(2002~2011)、《中国统计年鉴》(2002~2011)、《中国财政年鉴》(2002~2011)。具体地,本文使用2001~2010年中国省级面板数据进行研究,包括除西藏、香港、澳门、台湾以外的30个省、直辖市、自治

区。各变量序列的统计特征如

表1所示。此外,通过观察

2001~2010年地方政府的土地

收入与总收入的比值(平均值)

变化趋势和政府预算投资金额

与政府总支出的比值(平均值)

的变化趋势(如图5所示),可

以发现由变量 T 代表的收入行为特征变量和由变量 S 代表的支出行为特征变量都大体呈现出不断上升的趋势,

这也印证了前面理论部分提出的地方政府呈现出的“谋求土地收益最大化、向基础设施投资支出倾斜”的收支行为特征。

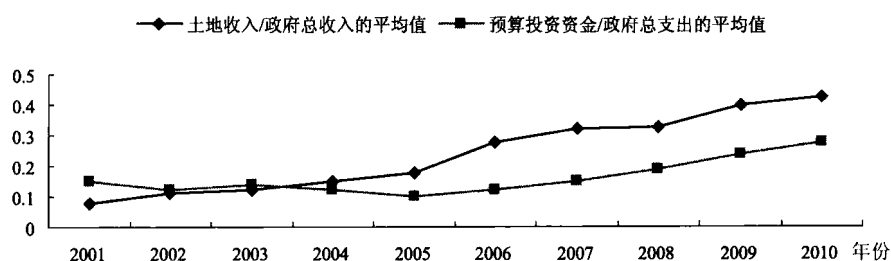


图5 2001~2010年中国地方收支特征变量平均值变化趋势

表1 各变量的指标性描述

变量名称	平均值	最大值	最小值	方差
P	2630.54	13224.00	864.00	3276086.19
T	0.22	0.88	0.02	0.04
S	0.21	0.33	0.09	0.01
POP	1939.21	6307.38	56.00	1910611.80
INC	4931.12	31411.43	188.53	21148079.54
INV	4280097.21	24593950.00	85985.00	213305.58
SAL	1607.33	9034.69	31.86	2023868.89

(三) 面板数据的单位根

检验

为了避免出现伪回归的情况,需要首先对解释变量与被解释变量的水平值和一阶差分进行单位根检验。目前对单位根检验的方法较多,这里运用LLC检验进行同质面板单位根的检验、使用Fisher-ADF

检验以及Fisher-PP检验进行异质面板单位根检验^[8]。综合使用这三种方法分析各个变量的平稳性情况,结果如表2所示。

根据检验结果, T 变量、 S 变量等均不能拒绝不含有单位根的原假设,进一步对面板数据的一阶差分进行单位根检验表明,除了 ΔINC 变量未通过Fisher-ADF检验外,其余均通过了在1%、5%或10%的显著水平上的各项单位根检验。综合分析结果,可以认为各变量的一阶差分序列是平稳的。

(四) 协整检验

通过上面的单位根检验,发现各变量均为一阶单整。进而进行协整检验。使用Pedroni协整检验法分别对同质面板数据和异质面板数据进行协整检验。面板协整检验结果见表3。

由于在小样本条件下,Panel ADF和Group ADF统计量较其他统计量有更好的性质,而Panel rho和Group rho统计量相对不可靠。本文实证研究的时间跨度为2001~2010年($T=10$),故本文主要根据Panel ADF和Group ADF统计量的检验结果,而其他统计量作为参考。根据表5所示的协整检验的结果,可以认为各变量之间存在长期稳定的协整关系。可以建立面板回归模型来估计参数。

表2 单位根检验结果

	LLC	ADF	PP
$\ln P_H$	14.440 ***	101.437 ***	98.724 ***
	(0.000)	(0.000)	(0.001)
$\Delta \ln P_H$	-23.313 ***	147.813 ***	207.156 ***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)
$\ln T$	-8.894 ***	61.268	47.916
	(0.000)	(0.430)	(0.870)
$\Delta \ln T$	-12.400 ***	88.536 ***	134.367 ***
	(0.000)	(0.001)	(0.000)
$\ln S$	-4.152 ***	47.155	42.379
	(0.000)	(0.886)	(0.959)
$\Delta \ln S$	-15.093 ***	120.618 ***	213.819 ***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)
$\ln POP$	-10.455 ***	63.307	101.486 ***
	(0.000)	(0.360)	(0.000)
$\Delta \ln POP$	-16.475 ***	96.637 ***	169.841 ***
	(0.000)	(0.001)	(0.000)
$\ln LNC$	-6.747 ***	94.755 ***	49.189
	(0.000)	(0.003)	(0.839)
$\Delta \ln LNC$	-12.889 ***	67.895	110.603 ***
	(0.000)	(0.226)	(0.000)
$\ln INV$	-9.328 ***	72.238	81.105 **
	(0.000)	(0.134)	(0.036)
$\Delta \ln INV$	-13.340 ***	85.623 **	144.658 ***
	(0.000)	(0.017)	(0.000)
$\ln SAL$	-9.204 ***	61.866	94.868 ***
	(0.000)	(0.409)	(0.003)
$\Delta \ln SAL$	-18.604 ***	109.663 ***	195.655 ***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)

注:(1)括号内为p值;(2)变量前加 Δ 表示对变量作一阶差分;(3)***、**、*分别代表相应系数通过1%、5%、10%的显著性水平检验。

表3 各变量面板协整检验结果

Panel v - Statistic	Panel rho - Statistic	Panel PP - Statistic
0.507(0.306)	8.347(1.000)	-16.909(0.000)
Group rho - Statistic	Group PP - Statistic	Group ADF - Statistic
9.812(1.000)	-40.718(0.000)	-1.937(0.026)

(五) 面板模型的回归估计分析

面板模型有固定效应和随机效应之分,Hausman 检验法是区分两种效应的主要方法。本文在采用 Hausman 检验方法判断是使用固定效应模型还是随机效应模型的基础上,对式(5)构建的面板模型中影响房地产价格的各要素进行逐步回归。回归估计结果如表4所示。

从表4中的六个模型检验结果来看,六个模型的 R^2 都在96%以上,这说明这六个模型均有很好的拟合效果。六个模型F统计量的p值均为0,说明六个模型的系数均通过了联合显著性检验。解释变量能够较好地解释被解释变量,模型设定的总体线性关系具有显著性。

具体从地方政府收支行为变量对房地产价格影响的检验结果来看,首先,从地方政府收入行为特征变量($\ln T$)的估计显示结果看,其系数在模型1~模型6中都在5%的水平下显著为正,在模型3和模型6中在1%的水平下就显著为正,并且在模型6中估计系数为0.0374,这说明在城市土地出让过程中,地方政府“谋求土地收益最大化”的收入行为对房地产价格上涨产生了较为明显的正向影响,地方政府土地财政收入占总财政收入的比重每增加10%,就会导致当地房地产价格上涨0.374%。其次,从地方政府收入行为特征变量($\ln S$)的估计显示结果看,其系数在模型1~模型6中都在1%的水平下显著为正,并且在模型6中估计系数为0.0892,这说明在城市土地出让过程中,地方政府“向基础设施投资支出

表4 房地产价格影响因素的全国样本逐步回归结果

变量	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6
C	8.211 *** (102.497)	8.032 *** (20.848)	7.504 *** (20.423)	3.078 *** (3.176)	3.951 *** (4.007)	3.534 *** (3.465)
lnT	0.034 ** (2.226)	0.033 ** (2.130)	0.038 *** (2.667)	0.033 ** (2.276)	0.034 ** (2.438)	0.037 *** (2.790)
lnS	0.128 *** (5.695)	0.132 *** (5.572)	0.103 *** (4.598)	0.114 *** (5.331)	0.107 *** (5.057)	0.089 *** (4.221)
lnLNV		0.013 (0.477)	0.169 *** (4.755)			0.510 *** (4.573)
lnSAL			-0.266 *** (6.181)			-0.030 ** (2.730)
lnLNC				0.628 *** (5.315)	0.551 *** (4.673)	0.153 *** (4.556)
lnPOP					-0.038 *** (3.269)	-0.232 *** (5.694)
R-squared	0.967	0.967	0.972	0.971	0.972	0.976
F-statistic	172.834	167.953	191.408	189.184	192.639	209.357
Prob(F-statistic)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Hausman p 值	0.026	0.047	0.009	0.033	0.015	0.008
固定/随机效应模型选择	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应

注:(1)括号内为t值;(2)***、**、*分别代表相应系数通过1%、5%、10%的显著性水平检验;(3)Hausman 检验的零假设为使用随机效应模型。

倾斜”的支出行为较显著地推动了房地产价格的上涨,地方政府基本建设支出占财政总支出的比重每增加10%,就会导致当地房地产价格上涨0.892%。上述实证检验结果论证了前面理论分析的正确性,即在土地出让过程中,地方政府“谋求土地收益最大化、向基础设施投资支出倾斜”的收支行为较为显著地推动了房地产价格的上涨。

此外,从其他供求因素对房地产价格影响的检验结果来看,首先,在供给因素方面,房地产销售变量(lnSAL)在模型3中在1%的水平下显著为负,在模型6中在5%的水平下显著为负,这说明当期房地产销售面积加大会增加当期房地产的存量数额,从而对房地产价格上涨产生了抑制作用;房地产投资变量(lnLNV)在模型3和模型6市场的升温、改变购房者对房价的未来预期推动了房地产价格的上涨。其次,在需求因素方面,人口密度变量(lnPOP)在模型5和模型6中在1%的水平下显著为负,其可能的解释是,在人口数量一定的前提下,城市人口密度的降低意味着家庭单位呈现出小型化发展趋势,从而促使房地产使用单元及面积数量的增长,进而导致房地产价格的上涨^[9];居民购买力变量(lnLNC)在模型4~模型6中都在1%的水平下显著为正,这说明由居民收入和储蓄增加所致的居民购买力的提升加大了对于房地产的投资和使用需求,进而对房地产价格上涨有较明显的推动作用。

为了进一步考察地方政府收支行为对不同区域房地产价格的影响,在模型6的基础上,将全国30个省市(地

区)按地理位置标准划分为东、中、西三个地区并进一步地展开分析^①,表5是估计结果,反映出地方政府收支行为

表5 房地产价格影响因素的分地区样本回归结果

变量	模型7(东部)	模型8(中部)	模型9(西部)
C(常数项)	2.827 (1.149)	1.598 (1.307)	3.801 (1.279)
lnT	0.028 (1.155)	0.133 *** (4.161)	0.040 * (1.740)
lnS	0.125 *** (2.653)	0.081 * (1.856)	0.057 (1.437)
lnLNV	0.184 *** (3.331)	0.138 ** (2.181)	0.194 ** (2.205)
lnSAL	-0.248 *** (4.128)	-0.187 ** (2.512)	-0.168 * (1.796)
lnLNC	0.562 ** (2.330)	0.622 *** (4.413)	0.328 (0.830)
lnPOP	-0.010 (0.307)	0.008 (0.347)	-0.015 (0.787)
R-squared	0.979	0.972	0.916
F-statistic	152.052	92.688	28.936
Prob(F-statistic)	0.000	0.000	0.000
Hausman p 值	0.046	0.369	0.002
固定/随机效应模型选择	固定效应	随机效应	固定效应

注:(1)括号内为t值;(2)***、**、*分别代表相应系数通过1%、5%、10%的显著性水平检验;(3)Hausman 检验的零假设为使用随机效应模型。

对房地产价格的影响在不同区域存在着较明显差异。首先,从地方政府收入行为特征变量(lnT)的估计显示结果来看,中部地区的估计系数在1%的水平下就显著为正,西部地区的估计系数在10%的水平下显著为正,且两个地区的估计系数分别为0.1333和0.0397,都高于全国的估计系数0.0374,而东部地区的估计系数并没有通过显著性检验。产生上述差异的原因主要在于东部地区土地出让市场最为成熟,土地管理水平较高且违法行为查处力度较强,在东部地区土地成交价格已经处于高位的情况下,地方政府通过人为抬高土地成交价格获取更多土地收益的可能性大大降低,进而地方政府“谋求土地收益最大化”的收入行为通过增加房地产开发成本推动房地产价格上涨的作用机制

也不如其他地区明显。其次,从地方政府支出行为特征变量(lnS)的估计显示结果来看,东部地区估计系数在1%的水平下显著为正,高于全国的估计系数0.0892,而中部地区的估计系数在10%的水平下显著为正,西部地区的估计系数并没有通过显著性检验。产生上述差异的原因主要在于基础设施投资支出对于房地产价格的影响具有“规模效应”:在经济落后的西部地区,基础设施投资扩大所带来的房地产的地理位置及周边环境改变并没有成为决定房地产使用和投资的关键因素,因而西部地区政府“向基础设施投资支出倾斜”的支出行为通过刺激房地产需求推动房地产价格上涨的作用机制不如其他地区明显。

(六) 基于误差修正模型的格兰杰(Granger)因果关系检验

为了进一步确定地方政府收支行为与房地产价格之间是否存在因果关系,我们将基于误差修正模型来对地方收支行为变量与房地产价格变量进行格兰杰因果关系检验。在前面各变量之间协整关系成立的基础上,依据误差修正模型的构建思路,我们可以在lnP和lnT之间以及lnP和lnS之间建立如下两组误差修正模型:

^① 东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南,西部地区包括四川、重庆、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆和广西,其他省份则属于中部地区。

$$\begin{cases} \Delta \ln P_{it} = C_1 + \sum_{j=1}^m \alpha_1 \Delta \ln P_{it-j} + \sum_{j=1}^m \beta_1 \Delta \ln S_{it-j} + \lambda_1 ecm_{it-1} + v_{it} \\ \Delta \ln S_{it} = C_2 + \sum_{j=1}^m \alpha_2 \Delta \ln S_{it-j} + \sum_{j=1}^m \beta_2 \Delta \ln P_{it-j} + \lambda_2 ecm_{it-1} + v_{it} \end{cases} \quad (6)$$

$$\begin{cases} \Delta \ln P_{it} = C_1 + \sum_{j=1}^m \alpha_1 \Delta \ln P_{it-j} + \sum_{j=1}^m \beta_1 \Delta \ln T_{it-j} + \lambda_1 ecm_{it-1} + v_{it} \\ \Delta \ln T_{it} = C_2 + \sum_{j=1}^m \alpha_2 \Delta \ln T_{it-j} + \sum_{j=1}^m \beta_2 \Delta \ln P_{it-j} + \lambda_2 ecm_{it-1} + v_{it} \end{cases} \quad (7)$$

误差修正模型为研究面板数据变量之间的因果关系开辟了新的途径。以式(6)为例,如果式(6)中在 β_1 显著异于0,则地方政府收入行为变量 $\ln T$ 是导致房地产价格变量 $\ln P$ 变动的短期格兰杰原因,如果 λ_1 显著不为零,则说明误差机制产生,即 $\ln T$ 是导致 $\ln P$ 变动的长期格兰杰原因。与此同时,如果 β_2 和 λ_2 都显著异于0,则说明 $\ln P$ 是导致 $\ln T$ 变动的短期和长期格兰杰原因。同理,可通过对式(7)中各系数的估计来检验房地产价格变量 $\ln P$ 与政府支出行为变量 $\ln T$ 之间是否存在长期或短期格兰杰原因。

具体来看,在估计式(6)和式(7)的误差修正模型之前要先确定误差修正模型的滞后阶数,本文由赤池信息准则得出两组误差修正模型的最优滞后期都为1。在此基础上,对于式(6)和式(7)中的系数估计采用Engle—Granger两步法来进行,估计结果见表6。

由表6可以看出,在两组误差修正模型的估计结果中,所有系数都是显著的,这说明无论从长期还是短期来看,地方政府“谋求土地收益最大化”的收入行为与房地产价格互为格兰杰因果关系,地方政府“向基础设施投资支出倾斜”的支出行为与房地产价格也互为格兰杰因果关系。即地方政府“谋求土地收益最大化”的收入行为和“向基础设施投资支出倾斜”的支出行为能够导致房地产价格的上涨,同时房地产价格的上涨也会使地方政府为了追求自身效用最大化而表现出“谋求土地收益最大化、向基础设施投资支出倾斜”的收支行为特征。

表6 基于误差修正模型的Granger因果关系检验

因变量 \ 自变量	$\Delta \ln P$	$\Delta \ln S$	ecm
$\Delta \ln P$	—	0.0457 ***	-0.0184 ***
$\Delta \ln S$	0.0405 **	—	-0.0555 ***
$\Delta \ln P$	—	0.1258 ***	-0.0474 ***
$\Delta \ln T$	0.0805 **	—	-0.0555 ***

注:***和**分别代表相应系数通过1%、5%的显著性水平检验。

四、结论

本文的理论和实证研究结果表明:(1)在城市土地出让过程中,地方政府“谋求土地收益最大化、向基础设施投资支出倾斜”的收支行为将通过影响房地产市场的需求和供给推动房地产价格的上升,并且该收

支行为结果符合地方政府追求效用最大化的内在激励要求;(2)以2001~2010年全国30个省市为样本的面板模型表明,无论是地方政府收入行为还是支出行为的特征变量,都对房地产价格上涨产生了较为显著的正向影响。同时,以东、中、西部地区为样本的实证分析发现,地方政府收支行为对房地产价格的影响在不同区域存在着较明显差异;(3)通过基于误差修正模型的格兰杰因果关系检验发现,中国地方政府收支行为对于房地产价格的影响并不是单方面的,实际上无论从长期还是短期来看,地方政府收支行为与房地产价格互为因果。

依据本文的研究结论,我们提出了从重塑地方政府利益格局,优化地方政府收支行为的角度来抑制房地产过快上涨的政策建议:(1)进一步完善分税制,重新调整中央与地方政府的税收来源和财政支出结构,调整中央与地方之间的土地收益分配关系,使中央与地方之间形成“正和互动”的关系,从根源上改变地方政府在土地出让过程

中采取的“谋求土地收益最大化”的收入行为策略^[10]。(2)创新地方政府官员考核模式,使领导干部从“唯 GDP 论英雄”转变到科学发展观的方向上,促使地方与地方政府之间形成“进取性竞争”关系,弱化地方政府“向基础设施投资支出倾斜”来刺激地方经济增长的支出倾向。(3)完善土地出让过程中的制度建设,加强对土地出让过程的监督机制和加大对土地违法行为的惩处力度,从而规范地方政府对土地出让的干预行为,弱化地方政府人为提高土地交易价格推动房地产价格上涨的联系机制。

参考文献:

- [1] Oates. The Effects of Property Taxes and Local Public Spending on Property Values: An Empirical Study of Tax Capitalization and the Tiebout Hypothesis [J]. Journal of Political Economy, 1969, 77(6): 957 - 970.
- [2] Rosentha. House prices and local taxes in the UK [J]. Fiscal Studies, 1999, 20(1): 61 - 76.
- [3] 杜雪君, 吴次芳, 黄忠华. 房地产价格、地方公共支出与房地产税负关系研究——理论分析与基于我国数据的实证检验 [J]. 数量经济技术经济研究, 2009 (1): 56 - 60.
- [4] 胡洪曙. 财产税、地方公共支出与房产价值的关联分析 [J]. 当代财经, 2007(6): 23 - 27.
- [5] 吴群, 李永乐. 财政分权、地方政府竞争与土地财政 [J]. 财贸经济, 2010 (7): 51 - 59.
- [6] 朱玉明. 地方利益、政府利益与官员利益——对地方政府行为的经济分析 [J]. 东岳论丛, 2006(1): 45 - 49.
- [7] Dipasquale, Wheaton. Housing Market Dynamics and the Future of Housing Prices [J]. Journal of Urban Economics, 1994(35): 1 - 22.
- [8] 高铁梅. 计量经济分析方法与建模: EViews 应用及实例 [M]. 北京: 清华大学出版社, 2001.
- [9] 刘红玉, 马亚男. 住房价格与政府调控 [J]. 建筑经济, 2005(6): 49 - 52.
- [10] 周彬, 杜两省. “土地财政”与房地产价格上涨: 理论分析和实证研究 [J]. 财贸经济, 2010(8): 109 - 116.

The Influence of Local Government Income and Expenditure on the Real Estate Price

HONG Yuan^{1,2}, GUO Ping¹, LIANG Hong-liang¹

(1. College of Economics and Trade, Hunan University, Changsha 410079;

2. Research Institute for Fiscal Science, Ministry of Finance, Beijing 100142)

Abstract: From the local government behavior characteristics, the paper carries a theoretical analysis on the mechanism of the influence of local government income and expenditure behavior on the real estate price. On the basis of this, the paper selects China's inter - provincial panel data of 30 provinces and establishes a panel data model to make an empirical test of the influence of local government income and expenditure on the real estate price. The empirical results show that the local government income behavior characteristics variables and the expenditure behavior characteristics variables both have significant positive influences on the rise of real estate price. At the same time, the influence of local government income and expenditure behavior on the real estate price also differentiates in different regions.

Key words: Local Government Income and Expenditure Behavior; Real Estate Prices; Four Quadrant Model

责任编辑: 宛恬伊