

# 政府投资是否导致“国进民退”

## ——基于中国各地区房地产行业面板数据的研究

董 昕

(中国社会科学院 农村发展研究所, 北京 100732)

**摘 要:** 在 1996 年至 2008 年中国 31 个省级地区数据基础上建立的 Panel Data 模型, 表明房地产业的政府投资对私人投资产生了挤出效应。产生挤出效应的作用机制主要在于政府投资直接介入房产开发领域, 在土地资源、信贷资金等方面与私人投资形成了竞争关系, 政府大规模投资建设保障性住房也相对减少了房地产市场的需求, 从而挤出了房地产业的私人投资。建议房地产业的政府投资应从房产开发领域转向并集中于土地储备开发领域, 政府在保障性住房方面的投资应从直接建设住房逐步转向需求补贴。

**关 键 词:** 政府投资; 私人投资; 挤入效应; 挤出效应; 房地产

中图分类号: F293.3 文献标识码: A 文章编号: 1005-0892 (2010) 10-0077-09

政府投资是否导致“国进民退”, 问题的实质是政府投资与私人投资的关系, 即政府投资对私人投资的作用是“挤出”还是“挤入”。我国此轮大规模的政府投资中, 有相当大的比重用于保障性住房建设等房地产业领域, 住房和城乡建设部政策研究中心相关研究认为, 国家 4 万亿元投资计划中, 与房地产业有直接关系的占 32%。<sup>[1]</sup>从国际上看, 房地产业与整个经济的兴衰密不可分。大约半数以上的国家在遭遇金融危机前都有过泡沫经济的经历, 特别是房地产泡沫的困扰。<sup>[2]</sup>而且, 房地产业历来也是各国政府在通货紧缩或者通货膨胀阶段进行宏观调控的首选产业之一。因此, 对房地产业政府投资研究的重要性由此凸显。

### 一、文献综述

近年来, 关于政府投资与私人投资的研究成果日渐丰富, 根据不同观点, 可以将关于政府投资与私人投资的国内外相关研究成果划分为以下三大类。

第一类, 认为政府投资对私人投资存在挤出效应, 即政府投资的增加会导致私人投资的减少。

持有此类观点的学者主要有: Evans 和 Karras (1994) 通过对美国 48 个州 1970-1980 年的数据分析, 评价政府投资对私人部门经济增长的影响, 认为政府投资中的教育投资对私人投资效率的提高有积极意义, 但是其他项目的政府投资并没有明显的效果, 甚至体现出负面的影响。<sup>[3]</sup>Nazmi 和 Ramirez (1997) 利用 1940-1991 年墨西哥的投资数据研究了政府投资、私人投资和经济增长的关系, 发现私人投资和政府投资对经济增长都有正向的促进作用, 但政府投资对私人投资会产生挤出效应。<sup>[4]</sup>Looney (1999) 对巴基斯坦的数据分析显示, 政府投资不仅抑制了私人部门的发展, 而且也对私人投资产生了挤出作用。<sup>[5]</sup>Ahmed 和 Miller (2000) 在政府预算约束条件下, 通过比较债务融资和税收融资这两种不同融资方式下的政府投资效应, 发现税收融资下的政府投资比债务融资下的政府投资对私人投资的挤出效应更大; 在其研究的所有国家中, 用于公共安全和福利的政府支出都会降低投资水平。<sup>[6]</sup>袁东和

收稿日期: 2010-06-12

作者简介: 董 昕, 中国社会科学院博士后, 主要从事投资经济与财政、土地经济、住房政策研究。

王晓锐(2000)通过对中国20世纪80年代国债发行方式、经济体制等方面的研究,认为在短缺型经济条件下,以国债发行作为融资方式的政府投资,直接挤出了一部分银行信贷投放和居民个人消费,产生了对私人投资的挤出效应;但挤出机制不是通过资金需求紧张、利率上升致使私人部门的投资减少,而是直接抽走一部分“预算外资金”和居民可支配收入以及其它形式的社会资金造成的。<sup>[7]</sup>曹建海、朱波、赵锦辉(2005)通过向量误差修正模型对中国1980-1999年的样本数据进行实证研究,认为经济增长对私人投资有很强的促进作用,但政府投资对私人投资有明显的挤出效应。<sup>[8]</sup>楚尔鸣、鲁旭(2008)通过建立三变量结构向量自回归(SVAR)模型对1981-2005年中国的数据分析表明,中国政府投资在一定程度上挤出了私人投资,且不利于产出增长。<sup>[9]</sup>

第二类,认为政府投资对私人投资存在挤入效应,即政府投资的增加会带动私人投资的增长。

例如Aschauer(1989)通过对美国1949-1985年的数据进行分析,认为当公共支出作为生产要素投入,且与私人资本互补时,私人资本的边际生产率随着公共投入的增加而上升,因而政府投资促进了私人投资,美国1971-1985年全要素生产率下降主要是由公共资本增速降低引起的。<sup>[10]</sup>郭庆旺、赵志耘(1999)就中国的政府投资是否产生挤出效应进行分析,认为在民间投资对利率缺乏弹性的情况下,政府投资不会挤出民间投资,反而有利于启动内需,对民间投资产生挤入效应。<sup>[11]</sup>Pereira(2001)基于脉冲响应分析和向量自回归分析,对美国政府投资对私人投资的影响进行检验,发现在总体水平上政府投资对私人投资产生了挤入效应,其中政府投资用于工业设备和运输设备时对私人投资的挤入效应尤其明显。<sup>[12]</sup>刘溶沧、马栓友(2001)从实证角度分析了私人投资与政府投资的关系,发现政府投资对民间投资的挤出效应不显著,但公共资本的投入提高了私人部门的收益率,增加政府投资事实上带动了私人部门投资。<sup>[13]</sup>中国社会科学院经济研究所经济增长前沿课题组(2004)认为在发展中国家,经济中存在拥挤性公共资本时,政府投资将刺激私人投资和私人资本的扩张。<sup>[14]</sup>Martinez-Lopez(2006)利用西班牙语地区1965-1997年的数据进行实证检验,结果表明政府投资尤其是教育领域的政府投资对私人投资具有显著的挤入效应。<sup>[15]</sup>陈浪南、杨子晖(2007)分析了1980-2003年中国政府支出和政府融资与私人投资的关系,经验结果表明,中国政府的政府投资提高了私人资本的边际产出,挤进了私人投资;当经济有效需求不足,社会存在大量闲置资金时,国债的发行不会对私人投资产生挤出效应,即使在国债产生挤出效应的情况下,只要将国债资金用于以政府投资为主的经济建设,对私人投资的净效应也依然为正。<sup>[16]</sup>吴洪鹏、刘璐(2007)通过对1997年1月至2004年12月的月度数据运用VAR模型的经验检验,认为可能会导致民间投资减少的挤出效应机制均不存在,政府投资的扩大产生了对民间投资的挤入效应。<sup>[17]</sup>Ang(2009)通过对马来西亚1960-2003年的数据进行分析,发现政府投资和外国直接投资与国内私人投资之间的关系是互补性的,存在挤入效应。<sup>[18]</sup>刘忠敏、马树才、陈素琼(2009)首先采用Diamond模型对政府投资及各项政府支出对私人投资影响进行理论分析;然后利用1980-2005年的数据,运用协整检验、单方程误差修正模型分析了我国政府投资对私人投资的长短期效应;结果表明无论从长期还是短期看政府投资都“挤入”了私人投资。<sup>[19]</sup>

第三类,认为政府投资对私人投资的作用不确定,即“挤入”或“挤出”作用不显著,或者在不同的社会经济条件下将产生不同的作用——“挤入”或“挤出”。

认为“挤入”或“挤出”作用不显著的学者主要有:Levine和Renelt(1992)利用119个国家1974-1989年的数据分析政府支出与经济增长之间的关系,结果发现无论是政府支出总额还是将政府支出分为资本形成、教育支出、国防支出等类别,这些变量与经济增长率之间均未体现出显著的相关性,政府投资并未显现出与私人投资的相关性。<sup>[20]</sup>McMillin和Smyth(1994)通过对美国1952-1990年的数据分析,认为公共资本对私人投资的影响不显著。<sup>[21]</sup>孙旭、罗季(2004年)从经济学理论出发,探寻中国政府投资对民间投资的影响,并实证分析了政府投资与民间投资的关联性,认为中国目前政府投资对民间投资的调控能力十分有限,即未表现出挤入效应,也未产生挤出效应。<sup>[22]</sup>持相同观点的

还有宋福铁(2004)利用 Granger 因果测试模型,以中国国债融资为研究对象,用中国 1980-2000 年的实证数据,检验国债对私人投资的挤出效应,结果表明国债对私人投资尚未产生挤出效应,但也没起到刺激私人投资的积极作用。<sup>[23]</sup>辜胜阻等(2010)认为当前我国政府公共投资对经济的主导性较强,但对民间投资的引导作用不够明显。<sup>[24]</sup>

认为“挤入”或“挤出”作用取决于不同社会经济条件的学者主要有:Fisher 和 Turnovsky (1998)的研究认为在长期内和短期内,政府投资对私人投资的影响取决于政府投资的融资方式、公共物品供给的拥挤程度、私人投资和政府投资之间的替代程度等;当拥挤程度较低时,公共资本存量的增加将提高公共服务水平,只要公共资本与私人资本在生产函数中存在互补而非替代效应,私人资本的边际产出就会得到提高,由此刺激私人资本的长期积累和投资;而当拥挤程度较高时,政府投资对私人投资的效应取决于生产中私人投资和政府投资之间的替代程度同拥挤程度之间的效应关系,拥挤程度越高、替代弹性越大,则政府投资的增长会使私人资本存量和投资增长;如果拥挤程度同替代程度呈反向关系,则政府投资的增长可能最终导致私人投资和私人资本存量的减少。<sup>[25]</sup>Erden 和 Holcombe(2005)分析了 1980-1997 年发展中国家的数据,发现政府投资与私人投资存在互补关系,政府投资每增加 10%私人投资便随之增加 2%;但与之相对的是,在发达国家政府投资则对私人投资具有挤出效应。<sup>[26]</sup>董秀良、薛丰慧、吴仁水(2006)在重新界定财政支出对私人投资效应的基础上,利用季度数据,采用动态计量经济学方法分析了我国财政支出对私人投资的长短期效应。<sup>[27]</sup>结果表明,短期内财政支出对私人投资具有一定挤出效应,而长期均衡关系上则表现为挤入效应。杨晓华(2006)利用中国 1978-2003 年的数据,对政府投资、私人投资和产出进行建模分析,分析结果表明政府投资对私人投资在短期具有挤入效应,在长期则具有挤出效应,不过两种效应都比较弱,结论刚好与董秀良等人的相反。<sup>[28]</sup>而尹贻林、卢晶(2008)从理论上将政府投资对私人投资的各种效应进行重新梳理,并在此基础上运用向量自回归模型和向量误差修正模型进行经验分析。<sup>[29]</sup>结果表明,在长期内,我国政府投资与私人投资之间存在着惟一的长期稳定的均衡关系,并且政府投资对私人投资的综合效应表现为挤入效应;在短期内,政府投资对私人投资则具有挤出效应,并分析了这种挤出效应的主要作用机制,得出的最终结论与董秀良等人的一致。

纵观上述研究成果,大多从国民经济整体上来研究政府投资与私人投资的关系,但是已有文献中对房地产业政府投资与私人投资关系的研究尚处于空白状态。

## 二、模型构建与变量选择

### (一) 模型构建

在研究房地产业政府投资和私人投资的关系时,本文使用的是中国各地区房地产业政府投资和私人投资的面板数据。面板数据具有个体、时间、指标等三维信息的数据结构,本文中面板数据的个体是指包括北京、天津、河北、山西、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、上海、江苏、浙江、安徽、福建、江西、山东、河南、湖北、湖南、广东、广西、海南、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆等在内的中国 31 个省级地区;时间是指从 1996 年至 2008 年共 13 个统计年度;指标是指房地产业的政府投资和私人投资两个指标。

正是由于面板数据含有横截面、时间和指标三维信息,利用面板数据建立模型可以构造和检验比单独使用横截面数据或时间序列数据更为真实的行为方程,以进行更加深入的分析。利用面板数据建立的计量模型称为 Panel Data 模型。Panel Data 模型的一般式可表示为:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_i x_{it} + u_{it} \quad i=1, 2, \dots, N \quad t=1, 2, \dots, T$$

式中,  $y_{it}$  是因变量向量,  $x_{it}$  是解释变量向量, 参数  $\alpha_i$  表示模型的截距项,  $\beta_i$  表示解释变量  $x_{it}$  的系数向量,  $N$  表示个体截面成员的个数,  $T$  表示每个截面成员的观测时期总数,  $u_{it}$  表示随机误差项。



为了实现模型的估计,通常假定参数满足时间一致性,Panel Data模型可以简化为:

$$y_i = \alpha_i + \beta_i x_i + u_i \quad i=1, 2, \dots, N$$

根据截距项向量 $\alpha_i$ 和系数向量 $\beta_i$ 的不同特征,可以将Panel Data模型进一步划分为三种类型:不变系数模型、变截距模型、变系数模型。不变系数模型,是指模型在横截面上既无个体影响也没有结构变化,即对于各个体成员方程来说,反映个体影响的截距项 $\alpha_i$ 和反映结构变化的系数向量 $\beta_i$ 均相同;变截距模型,是指模型在横截面上存在个体影响而无结构变化,并且个体影响可以用截距项 $\alpha_i$ 的差别来说明,即对于各个体成员方程来说,反映个体影响的截距项 $\alpha_i$ 不同而反映结构变化的系数向量 $\beta_i$ 相同;变系数模型,是指模型在横截面上既存在个体影响又存在结构变化,即对于各个体成员方程来说,反映结构变化的截距项 $\alpha_i$ 和反映结构变化的系数向量 $\beta_i$ 均不同。由于个体影响又可分为固定影响和随机影响两种不同的形式,因而存在个体影响的变截距模型和变系数模型又都可以分为固定效应和随机效应两种。

综上所述,Panel Data模型通常可以分为不变系数模型、固定效应变截距模型、随机效应变截距模型、固定效应变系数模型、随机效应变系数模型五种。在对中国房地产业政府投资与私人投资关系的研究中,需要根据实证数据的分析和检验来确定Panel Data模型的具体形式。

## (二) 变量选择及数据来源

鉴于数据的可获得性,对中国房地产业政府投资和私人投资关系的研究中,将采用在数量上构成房地产业投资绝大部分的房地产开发投资作为房地产业投资的代理变量;进而将房地产开发投资资金来源中包括财政拨款和财政安排贷款两部分在内的国家预算内资金视为政府投资,而将其余来源于国内贷款、利用外资、自筹资金和其他资金的投资视为私人投资。即将房地产开发投资中的国家预算内资金投资作为房地产业政府投资的代理变量,而将其余资金来源之和作为房地产业私人投资的代理变量。

在中国房地产业政府投资与私人投资关系的研究中,所使用的数据分别来源于《中国统计年鉴》(2000-2009年)、《中国固定资产投资统计年鉴》(1997-1999年)。为保证不同来源数据的一致性,已经对上述来源的重叠数据进行了交叉核对,彼此相同的数据项下数据均相同,因此,可以一同进行计量经济分析。

## 三、估计过程与结果

### (一) 数据基础处理

首先,在对时间序列进行分析之前,为了克服物价波动的影响,所有数据指标均除以以1978年为基期的CPI指数。其次,从《中国统计年鉴》、《中华人民共和国年鉴》、《中国固定资产投资统计年鉴》和《中国统计摘要》等的统计数据来看,自2005年起房地产开发投资的资金来源表中不再列出“国家预算内资金”、“债券”这两项资金来源。经与国家统计局工作人员沟通确认,“国家预算内资金”一项数据的观测值为0,“债券”计入“其他资金”。再次,为了降低和消除异方差,提高估计精度,所有变量在剔除价格因素影响后均取自然对数,然后再作进一步的回归估计和检验。由于零值无法进行取对数的运算,常见做法是剔除为零值的观测值,或者给存在零值的变量的各观测值统一加上一个足够小的正数修正后,再取自然对数。如果剔除全部零值,则样本量损失较大,因而选择给经价格指数修正的各观测值统一加上一个足够小的正数修正。从各地区房地产开发投资各资金来源的分列数据来看,数量级在万元以上,因而将相应此变量经价格指数修正的各观测值加上1元,可以说是足够小,对数据估计的精确度影响不大;其余数据经价格指数修正后直接取自然对数。

下文中 $\ln GI$ 表示经过修正后取对数的房地产开发投资中的政府投资; $\ln PI$ 表示经过修正后取对数的房地产开发投资中的私人投资。所有统计分析结果均由软件Eviews 6计算得到。

## (二) 数据平稳性检验

为了避免伪回归,确保估计结果的有效性,必须对各面板序列的平稳性进行检验。检验序列平稳性最常用的办法就是单位根检验,本文使用 LLC、Breitung、IPS、ADF-Fisher 和 PP-Fisher 这五种方法进行面板单位根检验。这五种单位根检验方法的原假设均是面板数据中存在单位根,而备择假设则是面板数据中不存在单位根;检验中如拒绝存在单位根的原假设则说明此序列是平稳的,反之则不平稳。

对代表房地产开发投资中政府投资的  $\text{LnGI}$  和代表房地产开发投资中私人投资的  $\text{LnPI}$  这两组面板数据分别进行单位根检验,结果如表 1 所示。检验中,变量滞后分布长度(即滞后阶数)的选择是依据 Schwarz 准则进行的,检验模式为既含有截距项又含有趋势项。

表 1 房地产政府投资与私人投资数据的平稳性检验结果

检验方法	$\text{LnGI}$		$\text{LnPI}$	
	统计量	结论	统计量	结论
LLC 检验	-10.7509 (0.0000)	平稳	-18.9303 (0.0000)	平稳
Breitung 检验	-6.41671 (0.0000)	平稳	3.30703 (0.9995)	非平稳
IPS 检验	-5.08080 (0.0000)	平稳	-7.61076 (0.0000)	平稳
ADF-Fisher 检验	128.645 (0.0000)	平稳	152.669 (0.0000)	平稳
PP-Fisher 检验	153.947 (0.0000)	平稳	199.890 (0.0000)	平稳

注:表内括号中数据表示相应统计量的 P 值

可见,对房地产开发政府投资  $\text{LnGI}$  的单位根检验中,五种检验方法均拒绝了存在单位根的原假设,认为数据是平稳的;对房地产开发私人投资  $\text{LnPI}$  的单位根检验中,五种检验方法中只有一种(Breitung 检验)无法拒绝存在单位根的原假设,其余四种检验方法均拒绝了存在单位根的原假设,因而可以认为数据是平稳的。也就是说,代表房地产开发投资中政府投资的  $\text{LnGI}$  和代表房地产开发投资中私人投资的  $\text{LnPI}$  这两组面板数据都是平稳的。

## (三) 协整关系检验

单位根检验的结果同时表明,代表房地产开发投资中政府投资的  $\text{LnGI}$  和代表房地产开发投资中私人投资的  $\text{LnPI}$  是同阶单整的两个变量,因而可以对这两个变量进行协整检验,以考察变量之间的长期均衡关系。

本文采用 Johansen 面板协整检验方法对各地区房地产开发政府投资和私人投资的面板数据进行协整关系检验。Johansen 面板协整检验的原假设是“存在相应个数的协整向量”,即存在相应个数的协整关系。检验中,变量滞后分布长度(即滞后阶数)的选择,是依据 Schwarz 准则进行的;检验模式选为序列有确定性趋势而协整方程只有截距的情况;显著性水平设定为 5%。检验结果如表 2 所示。

表 2 Johansen 面板协整检验结果

原假设	Fisher 联合迹统计量	Fisher 联合 L-max 统计量
0 个协整向量	118.4 (0.0000)*	121.6 (0.0000)*
至少 1 个协整向量	53.57 (0.7685)	53.57 (0.7685)

注:表内括号中表示相应统计量的 P 值,加“\*”表示在 5%的显著性水平下拒绝原假设而接受备择假设。

从检验结果可知,在 5%的显著性水平下,Johansen 面板协整检验中,Fisher 联合迹统计量和 Fisher 联合 L-max 统计量均拒绝了“存在 0 个协整向量”的原假设,显示出两变量之间存在着协整关系。也就是说,房地产开发的政府投资和私人投资之间存在着长期稳定的均衡关系,在此基础上建立模型进行回归,其回归结果是较为精确的。

#### (四) 模型形式的确定与估计结果

利用代表房地产开发投资中政府投资的和代表房地产开发投资中私人投资的两个变量建立 Panel Data 模型, 以分析房地产业政府投资与私人投资之间的关系。在对 Panel Data 模型进行估计时, 使用的样本数据包含了时间序列和横截面这两个方向上的信息, 如果模型形式设定得不正确, 估计结果将与所要模拟的经济现实偏离甚远。Panel Data 模型形式的确定, 首先要在随机效应与固定效应之间进行选择 and 判断, 其次要在不变系数模型、变截距模型、变系数模型之间进行选择 and 判断。

##### 1. 随机效应与固定效应的选择与判断

对随机效应模型与固定效应模型的识别, 常用的检验方法是 Hausman 检验。该检验的原假设是: 随机效应模型中个体影响与解释变量不相关; 备择假设是: 个体影响与解释变量相关, 应建立固定效应模型。

以房地产开发投资中政府投资的  $\ln GI$  作为解释变量, 以代表房地产开发投资中私人投资的  $\ln PI$  作为被解释变量, 建立两变量随机效应模型, 在此基础上做 Hausman 检验, 结果如表 3 所示。

表 3 Hausman 检验结果

原假设	Hausman 统计量	P 值
个体影响与解释变量之间不相关	22.068784	0.0000

从检验结果可见, Hausman 检验拒绝了模型是随机效应模型的原假设, 表明应建立固定效应模型。

##### 2. 不变系数模型、变截距模型、变系数模型的选择与判断

在对不变系数模型、变截距模型与变系数模型的选择中, 经常使用的方法是协方差分析检验, 主要检验如下两个假设:  $H_1: \beta_1 = \beta_2 = \Lambda = \beta_N$ ;  $H_2: \alpha_1 = \alpha_2 = \Lambda = \alpha_N$ ,  $\beta_1 = \beta_2 = \Lambda = \beta_N$ , 其中, 参数  $\alpha_i$  表示模型的截距项,  $\beta_i$  表示解释变量的系数向量,  $N$  表示个体截面成员的个数。

如果接受假设  $H_2$ , 则可以认为样本数据符合不变系数模型, 无需进行进一步的检验; 如果拒绝假设  $H_2$ , 则需进一步检验假设  $H_1$ 。如果接受假设  $H_1$ , 则认为样本数据符合变截距模型; 如果拒绝假设  $H_1$ , 则认为样本数据符合变系数模型。对上述两个假设的检验通过构建 F 统计量来进行计算判定, 假设  $H_2$  下的检验统计量为  $F_2$ , 假设  $H_1$  下的检验统计量为  $F_1$ , 且分别服从于相应自由度下的 F 分布。如变系数模型的残差平方和记为  $S_1$ , 变截距模型的残差平方和记为  $S_2$ , 不变系数模型的残差平方和记为  $S_3$ , 则:  $F_2 = \frac{(S_3 - S_1)[(N-1)(k+1)]}{S_1/[NT-N(k+1)]} \sim F[(N-1)(k+1), N(T-k-1)]$ ,  $F_1 = \frac{(S_2 - S_1)[(N-1)k]}{S_1/[NT-N(k+1)]} \sim F[(N-1)k, N(T-k-1)]$ 。其中,  $N$  表示个体成员的个数,  $T$  表示时间截面的个数,  $k$  表示经济指标的个数。

以  $\ln GI$  作为解释变量, 以  $\ln PI$  作为被解释变量, 分别建立变系数模型、变截距模型、不变系数模型进行估计, 得到三种模型各自的残差平方和:  $S_1 = 174.5801$ ,  $S_2 = 191.2575$ ,  $S_3 = 1051.831$ 。

将  $S_1$ 、 $S_2$ 、 $S_3$  的值代入  $F_2$ 、 $F_1$  的计算公式, 得:  $F_2 = 17.3081$ ,  $F_1 = 0.4936$ 。

在 5% 的显著性水平下, 统计量  $F_2$  相应的临界值是  $F_{90,310} = 1.3064$ , 统计量  $F_1$  相应的临界值是  $F_{60,310} = 1.3620$ , 则有:  $F_2 > F_{90,310}$ , 拒绝假设  $H_2$ , 则需进一步检验假设  $H_1$ ;  $F_1 < F_{60,310}$ , 接受假设  $H_1$ , 则选择变截距模型。

通过对随机效应与固定效应的选择, 以及对不变系数模型、变截距模型、变系数模型的选择, 可以确定利用  $\ln GI$  和  $\ln PI$  两个变量建立 Panel Data 模型应选择固定效应变截距模型, 模型形式为:

$$\ln PI_{it} = \alpha + \alpha_i^* + \beta \ln GI_{it} + u_{it} \quad i=1, 2, \dots, 31 \quad t=1, 2, \dots, 13$$

式中,  $\alpha$  是 31 个省级地区的平均自发房地产开发私人投资水平;  $\alpha_i^*$  是  $i$  地区自发房地产开发私人投资

对平均自发房地产开发私人投资水平的偏离,用来反映不同地区间区域影响因素的差异; $\beta$ 是房地产开发政府投资引发的私人投资的边际投资倾向; $i$ 表示31个不同的地区; $t$ 表示从1996至2008年共13个时间截面。

对此固定效应变截距模型的估计结果分别如表4和表5所示。

表4 固定效应变截距模型参数估计值

参数	估计值	标准差	t 统计量	P 值
$\alpha$	12.70606	0.036645	346.7304	0.0000
$\beta$	-0.086486	0.005026	-17.20837	0.0000

模型可根据表4的估计结果改写为： $\text{Ln}\hat{P}I_{it}=12.71+\alpha_i^*-0.09\text{Ln}GI_{it}$

表5 各地区房地产开发私人投资的地域影响因素固定效应系数( $\alpha_i^*$ )表

地区 $i$	$\alpha_i^*$ 估计值	地区 $i$	$\alpha_i^*$ 估计值	地区 $i$	$\alpha_i^*$ 估计值
北京	2.069209	安徽	0.412632	四川	0.943327
天津	0.138255	福建	1.352706	贵州	-0.673958
河北	0.470960	江西	-0.388178	云南	0.150837
山西	-0.503864	山东	1.000666	西藏	-4.725489
内蒙古	-1.045611	河南	0.261055	陕西	0.130379
辽宁	1.340666	湖北	0.822594	甘肃	-1.178727
吉林	-0.373000	湖南	0.322064	青海	-2.759481
黑龙江	-0.157198	广东	2.429833	宁夏	-1.941946
上海	1.727283	广西	-0.626682	新疆	-1.301269
江苏	1.478042	海南	-2.135758		
浙江	1.991660	重庆	0.833075		

## 四、结论与建议

### (一) 全国层面

从上文对模型的估计结果可知,房地产开发的政府投资每增加1个百分点,私人投资将减少0.09个百分点,即政府投资对私人投资将产生挤出效应。房地产业政府投资对私人投资产生挤出效应的作用机制主要在于以下几方面:(1)政府在房地产领域的投资直接进入房产开发阶段,政府投资与私人投资构成竞争关系,利用财政资金或财政安排贷款的资金优势,政府部门或代表政府意愿的机构在土地市场与私人投资者争夺土地开发资源,由于土地资源的稀缺性,这必然造成对私人投资的挤出效应,减少房地产业的私人投资。(2)房地产领域的政府投资相当一部分配套资金来自银行等金融机构,金融机构出于对信贷风险、运营效率、监管难度等方面的考虑,倾向于将资金投向代表政府投资的贷款者,在信贷规模不变的情况下,将使私人投资者融资难度加大、融资成本增加,从而降低私人投资的水平。(3)政府在房产开发阶段的政府投资增加还可能造成建筑材料、机械设备、建筑工人等生产要素供应紧张,如果这些生产要素的供给未能及时满足需求,可能导致这些生产要素的价格上涨,从而使私人资本承担生产成本增加、利润减少的后果,致使私人投资水平下降。(4)房地产领域的政府投资大规模建设保障性住房,扩大保障性住房的覆盖群体,相对减少了房地产市场的购房需求者,降低了需求者对正常商品房的购买意愿,可以说“挤出”了私人投资的部分市场需求,进而



“挤出”了房地产业的私人投资。

鉴于上述分析,提出如下建议:(1)房地产业的政府投资应从房产开发领域转向并集中于土地储备开发领域,这样一方面可以避免与私人投资争夺土地资源、资金以及其他生产要素,以减少对私人投资产生的“挤出”作用;另一方面也可以将土地供给更好地控制在政府手里,以便于对房地产市场进行宏观调控。(2)政府在保障性住房方面的投资,其投资形式可以从直接建设住房逐步转向需求补贴,以减少政府行政力量对市场干预的不利作用,更好地利用市场机制配置资源灵活高效的特点。

## (二) 地区层面

各地区房地产开发投资的个体是指中国31个省级地区,因此个体影响也就是地域影响。模型形式确定为固定效应变截距模型表明个体影响是固定的而非随机的,也就是说各地区房地产开发投资中受到的地域影响是固定的。表5的估计结果表明,包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、安徽、福建、山东、河南、湖北、湖南、广东、重庆、四川、云南、陕西在内的18个地区,地域因素的影响系数是正的,即这些地区自发房地产开发私人投资水平高于全国平均自发房地产开发私人投资水平;而包括山西、内蒙古、吉林、黑龙江、江西、广西、海南、贵州、西藏、甘肃、青海、宁夏、新疆在内的13个地区,地域因素的影响系数是负的,即这些地区自发房地产开发私人投资水平低于全国平均自发房地产开发私人投资水平。其中,地域因素影响系数最高的前5个地区依次分别为广东、北京、浙江、上海、江苏;而地域因素影响系数负值最大的是西藏和青海。从中可以看出,经济较为发达的地区房地产开发投资的地域因素影响系数为正,经济欠发达地区房地产开发投资的地域影响系数为负,其主要原因在于经济较为发达的地区,投资环境较好、房地产需求较大,因而自发的房地产私人投资水平较高。在制定房地产业调控政策时,应充分考虑各地区自发房地产开发私人投资水平,对不同地区采取目标相同而调控手段有差别的宏观政策,以便更好地实现调控的目的。

## 参考文献:

- [1]于兵兵. 住房和城乡建设部:4万亿投资中32%与房地产相关[EB/OL]. 新华网, [http://news.xinhuanet.com/house/2009-03/17/content\\_11025011.htm](http://news.xinhuanet.com/house/2009-03/17/content_11025011.htm)
- [2]王雪峰. 国内外有关资产泡沫理论的新发展[J]. 江西财经大学学报, 2006, (2).
- [3]Evans P., Karras G. Are Government Activities Productive? Evidence from a Panel of U. S States[J]. The Review of Economics and Statistics, 1994, (76): 1-11.
- [4]Nazmi N., Ramirez M. D. Public and Private Investment and Economic Growth in Mexico[J]. Contemporary Economic Policy, 1997, (15): 65-75.
- [5]Looney R. E. Government Investment in Manufacturing: Stimulus or Hindrance to Pakistan's Private Sector? [J]. International Journal of Social Economics, 1999, (26): 521-536.
- [6]Ahmed H., Miller S. M. Crowding-out and Crowding-in Effects of the Components of Government Expenditure[J]. Contemporary Economic Policy, 2000, (18): 124-133.
- [7]袁东, 王晓悦. 关于公债挤出效应理论的几点认识[J]. 财政研究, 2000, (6).
- [8]曹建海, 朱波, 赵锦辉. 公共投资、私人投资与经济增长关系的实证研究——一个向量误差修正模型[J]. 河北经贸大学学报, 2005, (3).
- [9]楚尔鸣, 鲁旭. 基于SVAR模型的政府投资挤出效应研究[J]. 宏观经济研究, 2008, (8).
- [10]Aschauer D. A. Does Public Capital Crowd out Private Capital?[J]. Journal of Monetary Economics, 1989, (24).
- [11]郭庆旺, 赵志耘. 论我国财政赤字的拉动效应[J]. 财贸经济, 1999, (6).
- [12]Pereira A. M. On the Effects of Public Investment on Private Investment: What Crowds in What? [J]. Public Finance Review, 2001, (29): 3-25.
- [13]刘溶沧, 马拴友. 赤字、国债与经济增长关系的实证分析——兼评积极财政政策是否有挤出效应[J]. 经济研究, 2001, (2).



- [14]中国社会科学院经济研究所经济增长前沿课题组. 财政政策的供给效应与经济发展[J]. 经济研究, 2004, (9).
- [15]Martinez-Lopez D. Linking Public Investment to Private Investment. The Case of Spanish Regions[J]. International Review of Applied Economics, 2006, (20): 411-423.
- [16]陈浪南, 杨子晖. 中国政府支出和融资对私人投资挤出效应的经验研究[J]. 世界经济, 2007, (1).
- [17]吴洪鹏, 刘璐. 挤出还是挤入: 公共投资对民间投资的影响[J]. 世界经济, 2007, (2).
- [18]Ang James B. Do Public Investment and Foreign Direct Investment Crowd In or Crowd Out Private Domestic Investment in Malaysia? [J]. Applied Economics, 2009, (41): 913-919.
- [19]刘忠敏, 马树才, 陈素琼. 我国政府支出和公共投资对私人投资的效应分析[J]. 经济问题, 2009, (3).
- [20]Levine R., Renelt D. A Sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regressions [J]. The American Economic Review, 1992, (82): 942-963.
- [21]McMillin W. D., Smyth D. J. A Multivariate Time Series Analysis of the United State Aggregate Production Function [J]. Empirical Economics, 1994, (19): 659-673.
- [22]孙旭, 罗季. 我国政府投资对民间投资的影响[J]. 预测, 2004, (1).
- [23]宋福铁. 国债对于私人投资挤出效应的实证研究[J]. 财经研究, 2004, (8).
- [24]辜胜阻, 潘登科, 易善策. 民间投资接力公共投资: 后危机时期的重要选择[J]. 当代财经, 2010, (3).
- [25]Fisher W. H., Turnovsky S. J. Public Investment, Congestion, and Private Capital Accumulation[J]. Economic Journal, 1998, (108): 399-413.
- [26]Erden, L., Holcombe R. G. The Effects of Public Investment on Private Investment in Developing Economies[J]. Public Finance Review, 2005, (33): 575-602.
- [27]董秀良, 薛丰慧, 吴仁水. 我国财政支出对私人投资影响的实证分析[J]. 当代经济研究, 2006, (5).
- [28]杨晓华. 中国公共投资与经济增长的计量分析——兼论公共投资对私人投资的挤出效应[J]. 山东财政学院学报, 2006, (5).
- [29]尹贻林, 卢晶. 我国公共投资对私人投资影响的经验分析[J]. 财经问题研究, 2008, (3).

## Will Public Investment Result in “SOE In and Private Enterprises Out” ? A Study Based on Panel Data of Real Estate Industry in China

DONG Xin

(Rural Development Institute of Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100732, China)

**Abstract :** The Panel Data model based on the data of 31 provincial-level regions from 1996 to 2008 in China shows that public investment has crowded out private investment in real estate industry. The major cause of crowding-out effect lies in the direct involvement of public investment in housing development projects, which has formed a competitive relationship between public investment and private investment in the aspects of land resource, credit funds and so on. The large-scale investment of the government in the construction of affordable housing for low-income people also reduced the demand in the real estate market, which crowded out the private investment in this industry. Therefore it is recommended that public investment in real estate should be shifted from housing development to land reserve and development, and the public investment in the affordable housing should be shifted from building houses directly to providing subsidies.

**Key words :** public investment; private investment; crowding-in effect; crowding-out effect; real estate

责任编辑: 史言信