

政府公共服务支出、开发商预期与房地产开发投资*

——基于 SVAR 模型的实证研究

李 祥¹ 高 波¹ 张 鹏^{1,2}

(1. 南京大学 经济学院; 2. 广东商学院 资源与环境学院)

摘要: 本文试图从供给层面的视角, 研究政府的公共服务支出政策、房地产开发商的市场预期对房地产开发投资的影响。基于中国 2007 年第一季度~2012 年第二季度共 22 个季度的时序数据并建立结构向量自回归 (SVAR) 模型, 本文的实证研究表明政府的公共服务支出对房地产开发投资具有较长期的正向冲击, 房地产企业家的预期对房地产开发投资有持续时间较短的正向冲击, 利率则对房地产开发投资具有持续时间较短的负向冲击。这就意味着政府有必要权衡不同区域间的公共服务支出, 也表明了政府对房地产市场建立较强的预期管理机制有助于平稳房地产开发投资的增长。

关键词: 公共服务支出; 开发商预期; 房地产开发投资; SVAR 模型

中图分类号: F293.35 **文献标识码:** A

一、引言

近年来, 中国房地产开发投资高速增长。1986 年我国的房地产开发投资额为 101 亿元, 到 2011 年房地产开发投资已达到 61740 亿元, 平均增长速度约为 29.26% (见图 1)。房地产业的发展日益关乎建筑业等相关产业乃至国民经济的持续稳定和健康发展, 2011 年, 房地产开发投资占全社会固定资产投资的比重为 19.85%, 占国内生产总值的比重为 13.09%。高波等 (2009) 的研究表明, 中国房地产开发投资对经济增长的贡献率已经从 2000 年的 0.47 个百分点上升到 2007 年的 1.8 个百分点; 基于 1997 和 2005 年的投入产出表, 研究测算了房地产业和建筑业的带动效应, 发现房地产业对国民经济的影响在逐步加深。可见, 房地产开发投资的平稳增长直接关系到固定资产投资和总产出的稳定, 进而关系到国计民生和社会生活的稳定。因此, 研究房地产开发投资的影响因素, 无论是对政策制定者, 还是对房地产开发企业而言都具有重大的现实意义。

既有研究大多从产出水平、人口规模、居民收入水平、城市化率等因素着手分析房地产开发投资的波动^①, 这些因素也确实一定程度上解释了我国房地产开发投资的增长。然而从图 1 还可以看出, 虽然我国房地产开发投资的规模整体上呈现出逐年增长的态势, 但是其增长率波动幅度很大, 这种情况在 1998 年房改以前尤为明显, 1998 年房改以后也有部分年份房地产开发投资增长率大幅下滑。从季度房地产开发投资变动来看, 2011 年第一季度房地产开发投资增速为 34.1%, 到了第二季度增速略有下降为 32.9%, 但是 2012 年第一季度房地产开发投资增速为 23.5%, 到了第二季度增速大幅下降为 16.6%^②。可见房地产开发投资在季度间变动十分剧烈。

基金项目: 教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目“我国城市住房制度改革研究” (10JZD0025); 国家社会科学基金重点项目“扩大内需与引导住房理性消费的宏观经济政策研究” (08AJY010); 国家社科基金青年项目“房地产市场行为金融特征及其预期弹性管理机制研究” (12CJL018)。

① 相关研究详见 Burns & Grebller (1976)、Smith (1997)、沈悦和刘洪玉 (2004) 以及王松涛和刘洪玉 (2006)。

② 数据来源: 中华人民共和国国家统计局, <http://www.stats.gov.cn/>。

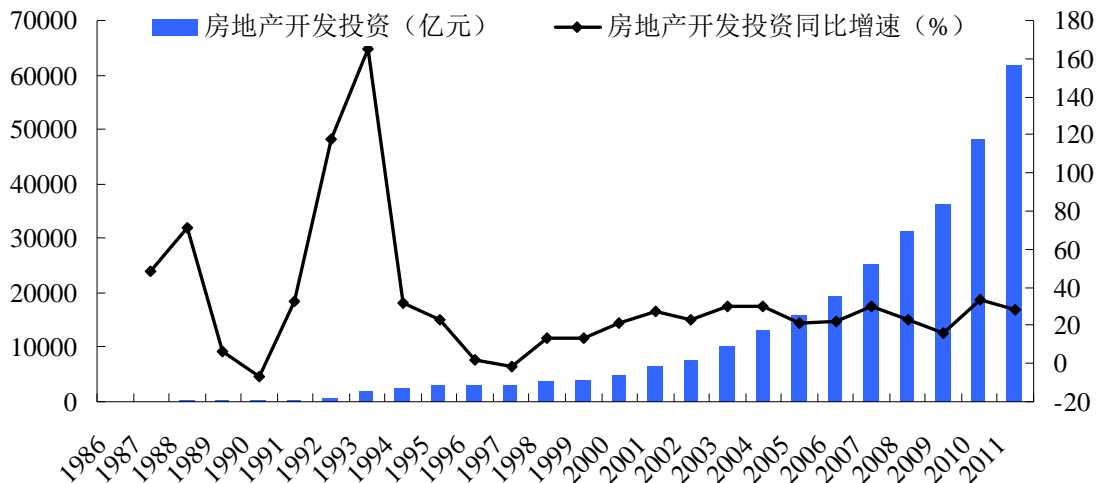


图1 1986~2011年中国房地产开发投资完成额和增长率

资料来源：《中国统计年鉴》，《中华人民共和国2011年国民经济和社会发展统计公报》。

房地产开发投资这种变动情况如果单单从经济发展水平、人口规模、居民收入水平、城市化率等需求层面的因素进行分析显然是不全面的，一些供给层面的短期冲击更容易造成房地产开发投资的波动。因此，本文试图从供给层面入手，探寻房地产开发投资波动的影响因素，并构建SVAR模型进行实证检验。本文余下部分的安排为：第二部分是文献综述部分，对相关研究进行总结并归纳出可能影响房地产开发投资的供给层面的因素；第三部分是对房地产开发企业的投资决策进行理论分析；第四部分构建SVAR模型并基于中国2007年第一季度~2012年第二季度22个季度的时序数据进行实证分析；第五部分是对全文研究的总结并根据研究结论提出相关的政策建议。

二、文献综述

房地产开发投资水平的影响因素受到了很多的关注，研究也取得了一定的进展，但是这些研究大多集中于分析房地产市场需求层面因素的变动对房地产开发投资的影响，这些需求层面的因素主要包括产出水平、人口规模、居民收入水平、城市化率等。Burns & Grebller (1976) 提出了SHTO (the share of housing investment as a percentage of total output) 理论，认为住宅投资占总产出的比重与经济发展水平呈现出倒U型曲线的规律，即当经济发展处于初始阶段时，SHTO值通常比较低；随着经济的不断发展，SHTO值也不断提高；而当经济发展水平达到一定程度以后，SHTO值又会随着经济的增长而下降；研究还表明人口增长率、城市化率和人均GDP等因素能够有效地解释住宅投资水平的变动。Smith (1997) 建立表征人口特征的“需求模型”和表征人口和经济特征的“需求和经济”联合模型分析了影响欧盟国家住宅投资水平的主要因素，认为国家间在住房政策上的不同导致了其住房投资水平的差异。沈悦和刘洪玉 (2004) 探讨了中国房地产开发投资与GDP的互动关系，发现GDP对房地产开发投资存在单向的显著可信的Granger因果关系，广义脉冲响应与方差分解的结果表明GDP对房地产开发投资的影响远大于后者对GDP的影响。王松涛和刘洪玉 (2006) 则从人口发展、产业发展和经济发展状况三个层面着手，分析各个层面因素的变动对房地产开发投资产生的影响，实证结果表明人均GDP、房地产价格、房地产市场存量水平和城市化率有效地解释了北京市房地产开发投资水平的不断攀升，研究还认为“较高的房地产开发投资水平得到了市场需求的支撑”。况伟大 (2011) 则认为房地产投资与经济增长存在非对称的关系：经济增长对房地产投资的影响大于房地产投资对经济增长的影响，因此，经济增长的波动将导致房地产投资剧烈波动。

此外, 诸如房价水平、利率水平等因素同样可以影响房地产市场的需求进而影响房地产市场的供给, 因此这些因素也可以算是影响房地产开发投资的需求层面的因素。王胜和卢盛荣(2008)认为, 财富效应、预期效应和储蓄效应等传导渠道均可能导致公众对房地产需求的变动, 进而促使房地产投资变化, 因此房地产需求主要受住房消费者的收入或财富、信贷可得性、房价的预期以及币值升值预期等因素的影响。实证研究表明上一期房价的变动对本期房地产投资变动影响较大, 上期房价每增长1个百分点, 本期房地产投资同比增长率将上升0.011个百分点; 住房抵押贷款同比增长率每增长1个百分点, 会引致房地产投资增加0.547个百分点。

需求层面的因素往往通过影响房地产市场的需求从而间接影响房地产开发投资, 且这些因素对于解释房地产开发投资的长期变动趋势有着比较好的说服力。供给层面的因素则会影响房地产开发投资各类成本因素以及预期利润从而对房地产开发商的开发投资决策产生影响, 这些因素的变动往往对房地产开发投资的变动造成短期的冲击。本文主要考虑政府的公共服务支出行为、房地产开发商对市场的预期和判断以及市场的利率水平等因素。

从公共服务供给对房地产供给变动的影响来看, 国内外的研究均较少, 学者们关注的主要是公共服务投资对私人投资的挤入与挤出效应以及保障性住房建设对房地产开发投资的影响。城市住房的供给受到土地要素的制约和政府的管制, Cheshire & Sheppard (1995)指出, 土地的市场价格不仅反映出距离 CBD 方便程度的价格, 也包含了周边环境特征和当地公共品等诸多房屋具有的非结构性的特征。因此, 政府公共服务供给将导致当地地价的上升, 这并不利于开发商的供给行为。然而政府前期在土地开发上的投入某种程度上来讲降低了房地产开发商的开发成本, 并且较好的公共服务配套设施由于预计可以有很好的溢价, 会有很多的开发商挤入该地区, 因而有利于住房的供给。Lynn (2007)发现城市通信与交通基础设施的改善有助于新的房地产项目的开发。Zheng Siqi & Kahn (2011)的实证研究发现北京奥运村的建设以及两条地铁线路的建设使得这些地区的新房供给量明显提高, 这表明政府对公共基础设施的投资引致了房地产开发商的开发投资。

预期对房地产市场的影响则受到了较多地关注, 但是学者们往往更多地分析需求层面消费者的市场预期对房地产市场的影响, 而对供给层面开发商的市场预期对房地产市场的影响着墨不多。理论上讲, 作为理性人, 房地产开发商投资房地产必然要受到其对投资回报率预期的影响, 在做出正式的投资决策前, 开发商会对投资的风险进行预期并对可选的投资机会进行优化选择。在其他因素确定的情况下, 投资房地产的预期收益越高, 预期风险越小, 房地产开发商的信心也就越高, 其投资需求也就越强烈。Clayton (1997)就认为房地产投资人的市场预期与风险偏好程度对其投资决策会产生很大的影响。Muellbauer & Murphy (1997)、Quigley (1999)则构建了包含房地产企业预期作为因变量的房地产供给函数。李飞(2008)从供给的角度分析了房地产开发商关于房价的预期对房地产市场的影响, 认为如果房地产开发商对房价继续上涨有较强烈的预期, 一方面将为逐利竞相通过土地拍卖市场高价拿地; 另一方面, 因为预期房价看涨, 开发商可以在拿到地后囤地、捂盘惜售以获取更高的利润。

利率的变动对房地产供求均会有显著地影响。王金明和高铁梅(2004)对我国房地产市场需求和供给函数进行动态分析, 发现房地产供给函数中利率弹性较大, 在-0.76至-1.15之间; 需求函数中利率弹性则在-0.265至-0.436之间, 与需求的利率弹性相比较, 供给的利率弹性要大得多, 这表明房地产开发商的投资决策对利率的变化非常敏感。况伟大(2011)的实证研究表明房地产开发贷款对房地产开发投资的影响大于购房贷款对房地产购买的影响, 从而认为信贷对开发商比对购房者更加重要。王先柱(2011)构建包括利率在内的房地产供给函数, 并实证检验了实际利率变动对房地产开发投资的影响, 发现利率的上升能够在一定程度上抑制房地产开发投资, 但是这种影响的累积性效应并不明显。本文中, 利率水平同样

更多地被看作是在供给层面对房地产开发投资产生影响。

在考察经济变量之间短期冲击响应关系方面，向量自回归（VAR）模型与结构向量自回归（SVAR）模型有着很好的应用。VAR模型是一种用非结构性的方法来建立各个变量之间关系的建模方法，这种建模方法不以经济理论为基础，而是把每一个内生变量作为系统中所有内生变量滞后项的函数来构造模型。Sims（1980）将VAR模型引入到经济学中，一经引入就得到广泛地应用。此后，Blanchard & Quah（1989）通过对VAR模型施加基于经济理论的长期限制性条件以建立结构向量自回归（SVAR）模型来识别经济冲击。SVAR模型被大量地运用于分析货币政策的冲击效应并取得了很好的效果。此外，用SVAR模型分析财政政策的冲击效应在国外的研究中也已较为常见。

近年来，国内学者也开始逐渐通过构建SVAR模型分析财政政策的冲击效应。李晓芳等（2005）运用SVAR模型研究了我国税收和政府支出政策对产出的动态冲击效应，研究发现税收的正冲击对产出仅有负的短期效应，政府支出正冲击对产出有正的中长期效应。金成晓和马丽娟（2008）通过建立SVAR模型，考察了住房流通环节税收冲击和保有环节税收冲击对我国房价变动的效应，发现流通环节税收改革对房价产生持久正向冲击，保有环节税收改革对房价产生短期负向冲击，物业税改革可以起到抑制房价上升的作用。郭杰（2010）构建五因素的SVAR模型，发现政府投资对私人部门投资的影响并不显著，而私人部门投资对总需求变动敏感，因此政府投资通过影响总需求会对私人部门投资产生影响。王斌和高戈（2011）则构建SVAR模型检验了我国住房保障对房价的动态冲击效应，发现经济适用房建设对房价上涨具有抑制作用，而房价上涨则会促使政府加大对经济适用房的投资力度。本文将同样通过建立SVAR模型考察房地产开发投资对政府公共服务支出、房地产开发商预期以及实际利率水平冲击的反应。

三、理论分析

房地产企业的开发投资决策主要取决于其对未来开发利润的预期 Π^e ，预期开发利润则可分为两个部分：一是房地产的开发量，二是房地产的开发成本。因此，预期开发利润可以表示为： $\Pi^e = p^e Q^s - C$ ，其中， p^e 表示开发商对房价的预期，取决于开发商对房地产市场的判断； Q^s 表示房地产的开发量； C 则为房地产的开发成本。预期开发利润越高，房地产企业越倾向于做出开发投资决策。

不失一般性，假定开发商投入土地（ E ）、资金（ K ）和劳动力（ L ）三种要素进行房地产开发，即 $Q^s = f(E, K, L)$ 。相应地，开发成本则可分为四类：第一类成本是不随开发量变化而变化的固定成本 C^f ；第二类成本是资金成本 C^k ，考虑到目前我国的房地产市场主要是增量主导的市场，在增量市场中，房地产开发商的土地购置、住宅建设等经营活动均离不开资金的支持。根据况伟大（2010）的研究，房地产开发企业的资金主要包括自有资金和银行贷款，银行贷款显然对利率 r 的变化极为敏感，而自有资金同样应与银行贷款获得相同的资本回报。因此，资金成本是房地产开发企业面临的主要成本之一，且利率 r 越高，资

金成本 C^k 越高，即 $\frac{\partial C^k}{\partial r} > 0$ ；第三类成本是除了资本以外，其他包括土地 E 和劳动力 L 等

在内的投入要素的成本 C^o ，这类成本则受对应投入要素的要素市场所决定的要素价格的影

响；第四类成本主要是开发环节的各种交易成本 C^t ，陈德球等（2012）就认为基础设施的有效提供、法律的供给和秩序的维持等是政府质量的主要体现，而政府质量在节约企业交易成本、增强企业竞争力和资源配置效率等方面则发挥着至关重要的作用。因此，政府公共支出（ GE ）所形成的安全的公共秩序、完善的交通基础设施与优良的通讯和信息条件等毫无疑问有助于降低房地产企业的交易成本，即 $\frac{\partial C^t}{\partial GE} < 0$ 。

因此，房地产开发商的预期利润最终可以表示为：

$$\Pi^e = p^e [f(E, K, L)] - \sum C^i \quad (1)$$

基于上述分析，将(1)式分别对 GE 、 p^e 以及 r 求导，可以得到：(1) $\frac{\partial \Pi^e}{\partial GE} = -\frac{\partial C^t}{\partial GE} > 0$ ，

即政府公共服务支出对房地产开发预期利润有正向影响，由于预期开发利润越高，开发商越倾向于增加开发投资，因此政府公共服务支出对房地产开发投资有正向影响；(2)

$\frac{\partial \Pi^e}{\partial p^e} = Q^s > 0$ ，即房地产开发商预期对房地产开发的预期利润有正向影响，因此房地产开发商预期对房地产开发投资有正向影响；(3)

$\frac{\partial \Pi^e}{\partial r} = -\frac{\partial C^k}{\partial r} < 0$ ，即利率水平对房地产开发的预期利润有负向影响，因此利率水平对房地产开发投资有负向影响。

四、实证分析与讨论

(一) SVAR 模型的建立与识别

根据本文的研究目的与以往的研究经验，本文构建包括房地产开发投资（REI）、政府公共服务支出（GE）、房地产开发商预期（EC）与利率水平（ r ）在内的四元 SVAR（P）模型：

$$\begin{aligned} GE_t &= c_{10} + \sum_{i=1}^P \alpha_{11}^i GE_{t-i} + \sum_{i=0}^P \alpha_{12}^i r_{t-i} + \sum_{i=0}^P \alpha_{13}^i EC_{t-i} + \sum_{i=0}^P \alpha_{14}^i REI_{t-i} + \varepsilon_t^{GE} \\ r_t &= c_{20} + \sum_{i=0}^P \alpha_{21}^i GE_{t-i} + \sum_{i=1}^P \alpha_{22}^i r_{t-i} + \sum_{i=0}^P \alpha_{23}^i EC_{t-i} + \sum_{i=0}^P \alpha_{24}^i REI_{t-i} + \varepsilon_t^r \\ EC_t &= c_{30} + \sum_{i=0}^P \alpha_{31}^i GE_{t-i} + \sum_{i=0}^P \alpha_{32}^i r_{t-i} + \sum_{i=1}^P \alpha_{33}^i EC_{t-i} + \sum_{i=0}^P \alpha_{34}^i REI_{t-i} + \varepsilon_t^{EC} \\ REI_t &= c_{40} + \sum_{i=0}^P \alpha_{41}^i GE_{t-i} + \sum_{i=0}^P \alpha_{42}^i r_{t-i} + \sum_{i=0}^P \alpha_{43}^i EC_{t-i} + \sum_{i=1}^P \alpha_{44}^i REI_{t-i} + \varepsilon_t^{REI} \end{aligned} \quad (2)$$

其中， GE_t 与 REI_t 分别为政府公共服务支出与房地产开发投资等变量的对数序列，

EC_t 与 r_t 分别为房地产开发商预期与利率水平的原序列； ε_t^{GE} 、 ε_t^r 、 ε_t^{EC} 与 ε_t^{REI} 分别是作用在政府公共服务支出、利率水平、房地产开发商预期与房地产开发投资上的结构式冲击，也即结构式残差，残差向量为单位矩阵的白噪声向量。

上述模型可用矩阵的形式表示为：

$$BY_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 Y_{t-1} + \Gamma_2 Y_{t-2} + \dots + \Gamma_P Y_{t-P} + u_t \quad (3)$$

其中各变量和参数矩阵为：

$$Y_t = \begin{pmatrix} GE_t \\ r_t \\ EC_t \\ REI_t \end{pmatrix}, \quad B = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} & b_{13} & b_{14} \\ b_{21} & 1 & b_{23} & b_{24} \\ b_{31} & b_{32} & 1 & b_{34} \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & 1 \end{bmatrix}, \quad \Gamma_0 = \begin{pmatrix} c_{10} \\ c_{20} \\ c_{30} \\ c_{40} \end{pmatrix},$$

$$\Gamma_i = \begin{bmatrix} \alpha_{11}^i & \alpha_{12}^i & \alpha_{13}^i & \alpha_{14}^i \\ \alpha_{21}^i & \alpha_{22}^i & \alpha_{23}^i & \alpha_{24}^i \\ \alpha_{31}^i & \alpha_{32}^i & \alpha_{33}^i & \alpha_{34}^i \\ \alpha_{41}^i & \alpha_{42}^i & \alpha_{43}^i & \alpha_{44}^i \end{bmatrix}, i = 1, 2, \dots, P, \quad u_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_t^{GE} \\ \varepsilon_t^r \\ \varepsilon_t^{EC} \\ \varepsilon_t^{REI} \end{pmatrix}$$

对于 n 元 p 阶 SVAR 模型，需要对结构式施加 $n(n-1)/2$ 个约束条件才能识别出结构冲击。对于本文的模型来说，由于模型中包含 4 个内生变量，即 $n=4$ ，则 $n(n-1)/2=6$ ，需要对模型施加 6 个约束条件，才能识别出结构冲击。常用的施加约束条件的方法是零约束法——假定各内生变量同期之间是否存在累计的冲击效应，如果不存在累计的冲击效应，就设其参数为零。根据我国现阶段经济运行的实际状况及已有研究，本文作出如下 6 个假设：

(1) 当期房地产开发投资可能影响当期房地产开发商的预期，但不会影响当期政府公共服务支出与利率水平，即 B 矩阵中 $b_{14}=b_{24}=0$ ；(2) 政府公共服务支出冲击可能对房地产开发投资与开发商预期有影响，但不会影响同期的利率水平，即 B 矩阵中 $b_{21}=0$ ；(3) 房地产开发商的预期可能会影响同期的房地产开发投资，但不会影响同期的政府公共服务支出与利率水平，即 B 矩阵中 $b_{13}=b_{23}=0$ ；(4) 利率冲击不会影响同期的政府公共服务支出，即 B 矩阵中 $b_{12}=0$ 。

(二) 数据来源与平稳性检验

本文的被解释变量为房地产开发投资，数据来源于国家统计局《中国统计月报》，核心解释变量包括政府公共服务支出、房地产开发商预期与利率水平，其中，政府公共服务支出包括国家财政中用于教育、文化与传媒、医疗卫生以及环境保护等项目的支出，来源于国家统计局《中国统计月报》、各年的《中国统计年鉴》；房地产开发商预期采用的是中国经济景气监测中心编制的房地产企业家信心指数^①，来源于《中国经济景气月报》，选择其中的房地产业企业家信心指数，该指数的编制方法是根据房地产行业的企业家关于对企业外部市场经济环境与宏观政策的认识、看法、判断与预期的问题（通常为对“乐观”、“一般”与“不乐观”的选择）进行问题调查而得，衡量的是房地产企业家对宏观经济环境的感受与信心^②；利率水平选取的是 5 年期人民币贷款利率，并根据利率水平的实行天数进行加权平均而得，数据来源于中国人民银行网站。

由于 2007 年以后统计年鉴中对财政支出的统计口径做出了调整并且企业家信心指数每季度公布一次，我们的实证分析选取的样本期间是 2007 年~2012 年上半年，所有数据均采

① 从中国国内的情况来看，房地产上市公司年报中披露的管理层对未来市场的判断可以看作是对房地产开发商市场预期的更为精确的衡量，但是本文主要使用全国的数据进行实证研究，因而房地产上市公司管理层的判断虽具有代表性，但不够全面，故而本文选取《中国经济景气月报》中的房地产企业家信心指数作为房地产开发商市场预期的代理变量。

② 国家统计局中国经济景气监测中心每季度编制企业家信心指数，该指数的取值范围均在 0~200 之间，并以 100 作为景气指数的临界值，当指数大于 100 时，表明房地产企业家对市场有信心，当指数小于 100 时，表明房地产企业家对市场缺乏信心。

用季度数据。另外，在正式的计量分析之前我们对房地产开发投资与政府公共服务支出进行了 X-11 季节调整，并且除了房地产企业家信心指数以外，所有变量均调整为实际值^①。

在使用时间序列作回归分析时，一般要求序列是平稳的或者存在同阶协整关系，否则将导致伪回归。本文使用 ADF-fisher 法对房地产开发投资 (REI)、政府公共服务支出 (GE)、房地产企业家信心 (EC) 以及利率水平 (r) 等序列进行单位根检验，检验结果见表 1。由表 1 可知，各序列经过一阶差分之后变为平稳序列，因此各序列均为一阶差分平稳序列。

表 1 各序列及其一阶差分序列单位根检验结果

变量	ADF 统计量	变量	ADF 统计量	结论
REI	-0.13	D_REI	-5.81***	一阶平稳序列
GE	0.64	D_GE	-2.91*	一阶平稳序列
EC	-0.88	D_EC	-2.92***	一阶平稳序列
r	-0.10	D_r	-3.96***	一阶平稳序列

注：(1) *、**与***分别表示在 10%、5%与 1%的显著性水平下拒绝原假设，(2) D_REI、D_GE、D_EC 与 D_r 分别为原序列的一阶差分序列。

因为各序列均为一阶单整序列，所以还需要对模型包含的变量进行协整检验。本文采用 Johansen 协整检验来检验模型是否存在协整关系。Johansen 协整检验结果见表 2。由表 2 可知，在 5% 的显著性水平下各变量间存在一个协整方程，模型中各内生变量之间具有协整关系，因而可认为模型存在稳定的均衡关系。

表 2 Johansen 协整检验结果

原假设	特征值	迹统计量	5%临界值	P值
0个协整向量	0.8408	67.47	47.85	0.0003
至多1个协整向量	0.6002	30.71	29.79	0.0391
至多2个协整向量	0.4547	12.37	15.49	0.1398
至多3个协整向量	0.0122	0.2459	3.84	0.6200

(三) 计量结果分析

1. 待估参数估计

在上述分析的基础上，本文使用完全信息极大似然方法 (FLML) 对 B 矩阵的各个待估参数进行估计，结果如表 3 所示。由表 3 可知，待估参数均通过了显著性检验，且较符合经济意义。其中， b_{41} 等于 4.30，表明政府公共服务支出增加对房地产开发投资有正向影响， b_{43} 等于 12.22，表明开发商预期对房地产开发投资有正向影响，即开发商对市场越有信心越倾向于增加开发投资， b_{42} 等于 -3.31，表明实际利率增加对房地产开发投资有负向影响。此外，模型的极大似然估计值为 15.60，卡方检验值为 316.85，表明模型整体估计良好。

表 3 SVAR 模型估计结果

矩阵参数	估计值	标准差	Z统计量	P值
b_{31}	2.80	0.5453	5.13	0.0000
b_{32}	-11.40	1.8564	-6.14	0.0000
b_{34}	18.47	2.9032	6.36	0.0000
b_{41}	4.30	0.7374	5.83	0.0000
b_{42}	-3.31	0.6600	-5.02	0.0000
b_{43}	12.22	1.9220	6.36	0.0000

^① 处理方法是：利率水平与政府公共服务支出分别用季度的居民消费价格指数进行平减以得到实际值；房地产开发投资则用季度的固定资产投资价格指数进行平减以得到实际值。

根据上述待估参数的估计结果，可以得到 u_t 与 ε_t 之间的线性组合估计结果：

$$\begin{pmatrix} u_t^{GE} \\ u_t^r \\ u_t^{ec} \\ u_t^{rei} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 2.80 & -11.40 & 1 & 18.47 \\ 4.30 & -3.31 & 12.22 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_t^{GE} \\ \varepsilon_t^r \\ \varepsilon_t^{EC} \\ \varepsilon_t^{REI} \end{pmatrix} \quad (4)$$

2. 脉冲响应分析

根据上述估计结果，本文对模型进行了脉冲响应分析，结果如图 2 所示。图 2 从左向右依次表示房地产开发投资对政府公共服务支出、房地产开发商预期与实际利率的累积冲击响应过程。从图 2 中可以清晰地发现，政府公共服务支出对房地产开发投资的冲击影响为正，即政府公共服务支出增加将导致房地产开发投资增加，且这种影响在将一个较长的时期内持续；房地产开发商预期对房地产开发投资的冲击效应为正，说明随着对市场信心不断增强，房地产开发商会增加房地产开发投资，但是这种影响较小且经过两个季度以后开始逐渐下降；实际利率增加对房地产开发投资的冲击影响为负，说明随着实际利率水平不断上升，房地产开发商将逐渐减少房地产开发投资，且这种影响相对较大但是持续时间较短，从第二个季度开始实际利率对房地产开发投资的冲击影响接近为零。

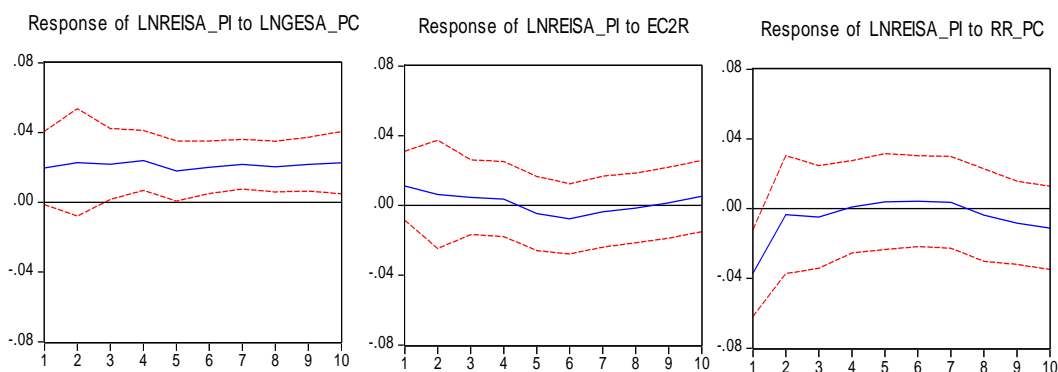


图 2 房地产开发投资对各变量冲击的响应

与李晓芳等（2005）的研究类似，本文的研究同样发现政府的支出政策存在较长期的冲击影响。政府公共服务支出的正冲击为何对房地产开发投资有正的中长期冲击？一个可能的解释在于当期政府对教育、文化、公共交通等在内的公共服务的支出在中长期将以实物形态持续存在，例如优质的教育资源、完善的公共交通等，公共服务的提高与改善一方面改善了房地产开发商的投资环境、增加了投资机会，另一方面公共服务的改善往往会吸引居民“用脚投票”（Tiebout, 1956），带来房地产需求的提升进而引致房地产开发投资增加，公共服务资本化现象的存在还会使得开发商预期有较高的投资利润进而进一步吸引开发商增加投资^①。因此，政府公共服务支出对房地产开发投资的影响可在一个较长的时期内持续。

房地产开发商市场预期与实际利率水平的正冲击对房地产开发投资有相对短期的影响则不难理解。从房地产开发商预期来讲，其往往根据市场的当前状况与未来可能变化来建立自己对市场的判断与预期，市场运行状况的改变将使得开发商的预期发生改变，因此当期开发商对市场的预期对开发投资的影响往往集中在短期。实际利率的影响同样如此，一旦利率变化这一信息为市场所接受，市场参与者将会根据此利率变化来调整自己的决策。

^① 关于公共服务资本化的论证，可参见：李祥、高波、李勇刚：《房地产税收、公共服务供给与房价——基于省际面板数据的实证分析》，《财贸研究》2012年第3期。

五、研究结论与政策含义

通过建立包含四个变量的 SVAR 模型并使用中国 2007 年~2012 年的季度数据, 本文考察了房地产开发投资对政府公共服务支出、房地产开发商预期以及实际利率水平冲击的反应。实证研究结果表明: (1) 政府公共服务支出的正冲击对房地产开发投资的影响为正, 且这种影响在一个较长的时期内持续; (2) 房地产开发商预期的正冲击对房地产开发投资的影响为正, 但是这种影响较小且经过两个季度以后开始逐渐下降; (3) 实际利率的正冲击对房地产开发投资的影响为负, 且这种影响相对较大但是持续时间较短。

本文的实证研究发现政府公共服务支出的正冲击对房地产开发投资有较长时期的正冲击, 这就要求政策制定者在区域之间、城乡之间以及城市内部之间注重公共服务支出的权衡, 不断推进上述各区域之间的公共服务均等化, 以免对局部地区的房地产市场造成较大的冲击, 形成局部房地产市场过热的局面。

房地产开发商对市场的判断和预期确实会对其开发投资行为有影响, 这就意味着政府对房地产市场的调控还需要加强对房地产开发商的预期管理。起自 2010 年, 以“限价”、“限贷”以及“限购”为代表的新一轮的房市调控已经持续了两年有余并且取得了一定的调控效果, 然而最近关于房市的下一步走向仍然众说纷纭。因此, 对于政策制定者来讲, 为了获得想要的调控效果, 除了制定正确的调控政策, 加强对市场参与者尤其是房地产开发商的预期管理同样重要。准确的房地产市场信息则是形成合理预期的关键, 这需要逐步重视清查并公布房地产市场的存量与增量信息、不断完善房地产市场相关的政策法规等。

参考文献:

- [1] Blanchard, Q., Quah, D. The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Aggregate Supply Disturbances[J]. *American Economic Review*, 1989, 79(4): 655 - 673.
- [2] Burns, L.S., Grebler, L., 1976. Resource Allocation to Housing Investment: A Comparative International Study[J]. *Economic Development and Cultural Change*, 1976, 25(1): 95 - 121.
- [3] Cheshire, P., Sheppard, S. On the Price of Land and the Value of Amenities[J]. *Economica*, 1995, 62(246): 247 - 267.
- [4] Clayton, J. Are Housing Price Cycles Driven by Irrational Expectations? [J]. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 1997, 14(3): 341 - 363.
- [5] Lynn, D.J. The Tectonic Forces of Global Real Estate: Implications for Global Investment and Portfolio Managers[J]. *Journal of Real Estate Portfolio Management*, 2007, 13(1): 87 - 92.
- [6] Muellbauer, J., Murphy, A. Booms and Busts in the UK Housing Market[J]. *The Economic Journal*, 1997, 107(445): 1701 - 1727.
- [7] Quigley, J.M. Real Estate Prices and Economic Cycles[J]. *International Real Estate Review*, 1999, 2(1): 1 - 20.
- [8] Sims, C.A. Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, 1980, 48(1): 1 - 48.
- [9] Smith, J.E. *What Determines Housing Investment? An Investigation into the Social, Economic and Political Determinants of Housing Investment in Four European Countries*[M]. Delft, Delft University Press, 1997
- [10] Tiebout, C.M. A Pure Theory of Local Expenditures[J]. *Journal of Political Economy*, 1956, 64(5): 416 - 424.
- [11] Zheng Siqu, Kahn, M.E. Does Government Investment in Local Public Goods Spur Gentrification? Evidence from Beijing[R]. *NBER Working Paper*, 2011, NO.17002, <http://www.nber.org/papers/w17002>.
- [12] 陈德球、李思飞、钟昀珈. 政府质量、投资与资本配置效率[J]. *世界经济*, 2012, (3).
- [13] 高波等. 转型期中国房地产市场成长: 1978~2008[M]. 经济科学出版社, 2009 年.
- [14] 郭杰. 财政支出与全社会固定资产投资: 基于中国的实证研究[J]. *管理世界*, 2010, (5).
- [15] 金成晓、马丽娟. 征收物业税对住房价格影响的动态计量分析[J]. *经济科学*, 2008, (6).

- [16] 况伟大. 房地产投资、房地产信贷与中国经济增长[J]. 经济理论与经济管理, 2011, (1).
- [17] 况伟大. 利率对房价的影响[J]. 世界经济, 2010, (4).
- [18] 李飞. 心理预期在房价调控中的作用[J]. 中国房地产, 2008, (9).
- [19] 李晓芳、高铁梅、梁云芳. 税收和政府支出政策对产出动态冲击效应的计量分析[J]. 财贸经济, 2005, (2).
- [20] 沈悦、刘洪玉. 中国房地产开发投资与 GDP 的互动关系[J]. 清华大学学报 (自然科学版), 2004, (9).
- [21] 王斌、高戈. 中国住房保障对房价动态冲击效应——基于 SVAR 的实证分析[J]. 中央财经大学学报, 2011, (8).
- [22] 王金明、高铁梅. 对我国房地产市场需求和供给函数的动态分析[J]. 中国软科学, 2004, (4).
- [23] 王胜、卢盛荣. 供给、需求和外部冲击——中国房地产业发展驱动因素的实证分析[J]. 中国土地科学, 2008, (8).
- [24] 王松涛、刘洪玉. 房地产开发投资水平理论研究与实证分析[J]. 建筑经济, 2006, (6).
- [25] 王先柱. 房地产市场货币政策区域效应——基于我国 31 个省区市的实证分析[J]. 山西财经大学学报, 2011, (10).

Government's Expenditure of Public Services, Entrepreneurial Expectation and Real Estate Investment **——An Empirical Research Based on SVAR Model**

Xiang Li¹ Bo Gao¹ Peng Zhang^{1,2}

(1. School of Economics, Nanjing University;

2. School of Resource and Environment, Guangdong University of Business Studies)

Abstract: On the view of supply level, this paper studies the impact of government's expenditure of public services and entrepreneurial expectation on real estate investment. Based on the 22 quarterly data of China from 2007 to 2012 and by constructing structural vector autoregression model, the empirical research indicates that there is a weakly positive response of real estate investment to government's expenditure of public services shocks and a strongly positive response of real estate investment to entrepreneurial expectation shocks, while interest rate has a negative impact on real estate investment. The results imply that a strong management mechanism of real estate expectation established by government is helpful to smooth the growth of real estate investment.

Key words: Expenditure of Public Services; Entrepreneurial Expectation; Real Estate Investment; SVAR Model