

城市基础设施投资约束与住房开发投资变动

秦俊武¹, 杨 军²

(1. 中南财经政法大学 金融学院, 武汉 430073; 2. 山西大学, 太原 003006)

摘 要: 长期来看, 城市基础设施投资和住房开发投资之间保持着稳定的均衡关系, 城市基础设施投资对住房开发投资的约束效应是显著存在的, 但这种约束效应短期内并不显著, 脉冲响应则进一步证明了城市基础设施投资对住房开发投资的冲击具备长期性。有鉴于此, 政府在制定中国现期住房调控措施及未来住房产业的发展战略时, 要充分重视城市基础设施投资在住房开发资本配置中的约束作用, 确定符合城市基础设施和住房产业规律的发展目标, 并且要注重发展的区域差异性。

关键词: 城市基础设施; 住房开发投资; 投资约束; 产业政策

中图分类号: F832.48 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-462X(2013)07-0115-06

引 言

中国的城市基础设施在过去 30 年中取得了巨大进步, 对城市经济增长、居民福利改善、城市化, 以及城市形象和功能提升等也起到了良好的推动作用。但与发达国家相比, 中国城市基础设施在总量、区域配置、技术创新和管理运营等方面的不足仍限定了城市基础设施功能的发挥, 城市基础设施对城市经济社会各方面发展的“瓶颈约束”作用也会在一个相当长的期限内存在^[1]。较之于城市基础设施对城市经济社会各领域的影响, 城市基础设施对住房开发投资的约束作用更加明显。因为城市基础设施投资通过时间和空间分布差异决定了城市空间布局、功能结构和自我调节体系, 而这些是住房产业发展所倚仗的关键因素, 也在一定程度上限定了住房开发投资的规模、结构、风险和效益, 可以说, 城市基础设施投资对住房开发投资具有先天的导向优势。结合中国住房开发投资发展实际, 住房开发投资行为在不同城市间或城市内部不同区域间的选择具有明显的倾向性, 这种倾向源于城市基础设施投资配置差异导致的城市空间布局和发展差异, 从而驱动

住房开发投资在空间和规模上不断进行“最优选择”。

尽管从表面上看, 中国城市基础设施投资对住房开发投资具有明显的约束作用, 但这种约束效应程度如何、时间效应怎样, 现有的研究几乎都没有涉及。因此, 运用现有数据来论证城市基础设施投资对住房开发投资约束的有效性, 并评估约束程度的大小以及约束的时间效应, 对当前中国住房调控乃至未来住房产业良性发展都有启示作用。

一、文献述评

国内外学者对城市基础设施影响住房开发投资的研究主要从两个层面展开。

1. 宏观层面。即从城市基础设施整体水平出发研究其对住房开发投资行为的影响

Stover(1987)^[2]利用美国 1973—1982 年的数据研究得出, 城市基础设施规模报酬递减的特征会导致可供开发的土地价格不断增长, 在此影响下, 新建住房长期供给弹性无限大, 即长期来看, 城市基础设施对新建住房开发具有显著的促进作用。研究进一步得出, 如果城市住房存量过多, 开发商必须将更多的资源分配给城市基础设施建设, 从而又进一步限制了新建住房开发投资。对此, Shairzay(1992)也有类似的观点, 他认为除城市基础设施外, 土地供给、信贷支持增加了住房供给弹性, 对城市住房开发和住房供给会产生积

收稿日期: 2013-05-11

作者简介: 秦俊武(1983—), 男, 博士研究生, 从事房地产金融与投资研究; 杨军(1965—), 男, 教授, 博士生导师, 从事产业投资研究。

极影响。Suen(2005)认为城市某一区域新建住房低密度主要是住房开发投资不足导致,而加速该区域的基础设施供给会吸引更多的住房开发资本进入,进而提高该地区的住房密度,分摊该地区的基础设施投资成本,更有利于该地区及其周边基础设施的完善。Navarro和Domeque认为公共基础设施投资能提高住宅价值,增加住宅资产的财富效应,既可提高私人购置投资,又可推动住房开发资本的增加。国内学者张伟等(2011)利用中国22个大中城市的数据构建SEM模型,分析了城市基础设施对房地产市场发展的推动作用,并利用DEM模型细分了这些城市基础设施建设投资对房地产业的推动效益。

2. 微观层面,即选择典型的单项基础设施如城市交通设施、供水设施、教育设施、环境设施等,研究不同的基础设施对住房开发投资行为的影响

基于微观层面的研究,学者们很少直接关注单项基础设施对住宅开发投资规模的影响,研究视角或切入点几乎都选择住房“价值变动”这个中间媒介,即首先研究单项基础设施投资影响下区域性住房价值变动状况,进而研究区域性住房价值变动对住房开发投资行为的影响。比较典型的有以下几方面:一是从城市交通设施视角研究住房开发投资变动,如Mikelbank(2004)、Haider(2000)、Mcdonald(1995)等认为城市交通设施完善程度引起住房价值变动,住房价值的变动会引发后续住房开发投资量的变动,从而进一步波及住房投资的空间分布。二是从城市教育设施和教育资源分布视角研究住房开发投资行为,如David和Maurice(2004)研究得出,学校级别及其优质教育资源分布对住房价值具有独立效应,这种效应会波及消费者的购置性投资和后续的住房开发投资。对此,国内学者万志全(2008)同样认为教育资源和教育设施完备性应是房地产开发的先决要素。三是从商业设施出发,如张东等(2012)研究了城市商用房投资和住房开发投资之间的互引关系,认为住宅投资对来自商业设施的投资具有敏感性,但短期内这种敏感性并不明显,随着时间的延续将逐渐增强并趋于稳定。

总体来讲,国内外学者对城市基础设施投资影响住房开发投资的研究并不丰富,现有研究也存在诸多不足:一是仅仅基于资本存量的角度,研究既有的城市基础设施配置对住房开发投资的影响,而很少涉及城市基础设施投资流量对住房开发投资的影响;二是更多借助“价值变动”这一中间变量,间接研究城市基础设施投资对住房开发

投资的影响,而缺少直接性的研究;三是多从城市基础设施的狭义范围展开研究,即选取经济性的基础设施作为研究对象,而忽视社会性基础设施在现代住房开发投资中的重要作用,这显然有失偏颇。

二、变量、数据及实证模型建立

1. 变量选取、数据处理及说明

样本数据为年度数据,选取期间为1991—2010年,均来源于历年《中国统计年鉴》、《固定资产投资统计年鉴》和《中国房地产统计年鉴》。现有的各类统计年鉴并没有全国城市基础设施投资的统计数据,因此,本文依照世界银行报告的定义和中国相关统计年鉴的分类,选取全国经济性基础设施投资(电力燃气水的生产供应、交通运输仓储及邮电通信、计算机服务和软件业等)和社会性基础设施投资(教育文化及广播电影、卫生体育和社会福利业、社会服务业等)进行加总,得到名义上的全国城市基础设施投资总量数据,并除以以1991年为基期的固定资产投资指数得到实际的城市基础设施投资(UI)数值。住房开发投资衡量同一时期全国住房开发投资规模,可以直接从统计年鉴中得到,处理方法同城市基础设施投资一样,以得到实际的住房开发投资(RI)数值。

为了更准确地衡量现实经济环境下城市基础设施投资约束下的住房开发投资变动状况,本文拟引入其他可能引发住房开发投资变动的经济因素作为控制变量。Poterba(1984)认为,长期来看,住房建设成本(如材料成本、人工成本、资金成本等)和资产价格(房价)对住房开发投资有决定性的影响,对此,Topel和Rosen(1988)、Barot和Yang(2002)在研究中分别给予了证实。同时,Topel和Rosen(1988)还认为,利率既能体现政策因素,又在一定程度上衡量了房地产开发商开发资本获取的难易程度。Burns和Grebler(1977)、Wells(1985,1986)、World Bank(1993)研究了住房开发投资与经济发展水平或经济周期之间的关系,得出住房开发投资必须考虑到一国(地区)经济发展程度。综合国内外学者关于住房开发投资影响因素的研究,考虑到数据可得性和变量之间的关系,本文拟选取以下变量作为控制变量:选取住房开发投资企业各年度营业利润(OP)作为衡量住房价格及其开发成本关系的变量;选取实际国内生产总值(GDP)作为衡量经济发展水平的变量;选取一年期贷款利率(R)作为衡量资金

成本和政策因素的变量。为了最大限度削弱部分异常数据对模型估计精度的影响,以上变量均进行对数化处理,依次表示为城市基础设施投资($\ln UI$)、住房开发投资($\ln RI$)、营业利润($\ln OP$)、城市化率($\ln UR$)、国内生产总值($\ln GDP$)、贷款利率($\ln R$)。

2. 基于向量误差修正模型的实证分析

(1) 变量的平稳性检验

变量具备平稳性是建立协整方程和误差修正模型的前提条件,否则容易导致伪回归。现实中经济数据可能具有非平稳性,因此必须对序列进行单位根检验,若序列平稳,就可以建立协整方程进行协整检验。为了确保检验结果的准确性,本文采取 ADF 和 PP 两种单位根检验方法,并参照赤池信息准则(AIC)和施瓦茨准则(SC)确定其最佳滞后期。表 1 列出了各变量单位根检验结果。

据表 1 单位根检验结果表明,各变量的水平值在 5% 的显著水平上均不能拒绝存在单位根的原假设。但经过一阶差分,所有变量在 ADF 和 PP 检验上均拒绝存在单位根的原假设,表明这些变量均为一阶单整序列 $I(1)$,符合协整方程和误差修正模型的估计要求。

(2) 协整检验

依据上述变量平稳性检验结果,本文使用 Johansen 检验方法进行协整检验,通过建立迹统计量和最大特征值统计量来确定变量间是否存在协整关系。在确定滞后阶数时,参照 VAR 估计过程滞后长度判别检验标准,同时依据有效估计残差项的正态分布特征,本文确定其最优滞后期为 2 期。通过运用不带常数项和时间趋势项的协整模型对变量进行协整检验,检验结果如表 2 所示,迹统计量和最大特征值统计量表明在 5% 的显著性水平上所有变量存在 3 个协整方程。此外,本文还将住房开发投资分别与其他变量进行协整检验,结果均表明存在协整方程。这也印证了住房开发投资和其他变量间的确存在长期稳定的均衡关系(检验结果表略)。

同时,根据协整向量和调整参数向量标准化的估计结果,写出标准化后的协整方程,这个方程代表了变量间的长期均衡关系。如表 3 所示。

依据估计结果,首先,从长期来看,住房开发投资与城市基础设施投资水平和城市经济发展水平正相关。住房开发投资表现出对城市经济发展水平较强的依赖性,其弹性系数为 1.36,意味着,当城市经济增长 1% 时,住房开发投资增加

1.36%。城市基础设施投资对住房开发投资影响同样不可忽视,弹性系数为 0.44,意味着城市基础设施投资 1% 的变动会引起住房开发投资 0.44% 的变动。长期变动趋势检验结果表明,城市经济发展水平和基础设施完善程度在很大程度上决定了城市住房开发投资总量,进而决定了住房产业发展程度。这既符合基本经济理论预期,也与现今中国住房投资发展特征趋于一致。

其次,住房开发投资与代表着货币政策走向和资金成本的利率变量或负相关,其弹性系数 0.35,说明住房开发投资对利率变动相当敏感。由于住房产业是典型的资金密集型产业,产业关联广、项目资金占用量大、投资周期长、资金回收慢等特征决定了住房开发投资具备较高风险,当货币政策趋紧、贷款利率升高时,住房开发企业获取资本的综合成本也比较高,因此,利率将成为影响住房开发投资决策的重要影响因素。较之于城市经济发展水平、城市基础设施投资和利率,房地产开发企业对营业利润的期望并未成为影响住房开发投资变动的重要因素,这并不意味着住房开发投资对利润预期不看重。之所以出现弹性系数较低(0.05)的状况,结合中国住房产业发展实际来看,很可能是因为中国住房产业发展长期滞后于城市经济社会发展,造成了当前中国住房市场需求大于供给的状况,地方政府、房地产开发企业和投机者都能从住房产业“还旧账”式的赶超发展过程中获得持续稳定的带有垄断性质的超额收益,从而使得住房开发企业具备难以抑制的“投资冲动”。

由于本文重点观测住房开发投资与城市基础设施投资的关系,综合来看,在既定的城市经济发展环境和政策形势下(经济发展水平、货币政策、行业利润水平等),住房产业对城市基础设施完善程度体现较强的依赖性,住房开发投资对城市基础设施投资变动具备相当强的敏感性,因而可以得出以下结论:从长期来看,城市基础设施投资对住房开发投资的约束作用是显著存在的。

(3) 向量误差修正模型的建立及估计

协整方程能够反映变量间长期稳定的均衡关系,而在短期内,变量间可能由于某种冲击使其偏离这一均衡状态,但这种偏离最终会得到修正,逐步收敛于长期均衡状态。为了衡量住房开发投资与城市基础设施投资之间的短期偏离及其修正机制,建立 VEC 模型进行研究。形式如下:

$$\Delta y_t = \gamma \text{ecm}_{t-1} + \sum_{i=1}^n \Pi_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

公式中 $y_t = (y_{1t}, y_{2t}, y_{3t}, y_{4t}, y_{5t})$ 代表着 VEC

模型中的各内生变量,分别代表住房开发投资(RI)、城市基础设施投资(UI)、城市经济发展水平(GDP)、利率(R)、房地产开发企业利润(OP)。其中 Δ 表示一阶差分; $ecm_{t-1} = \beta y_{t-1}$ 为误差修正项,反映了上一期变量与长期均衡的偏离状态; β 为协整向量的参数矩阵; γ 反映了相应变量短期偏离对其长期均衡状态的偏离程度及调整程度; n 为滞后阶数,根据AIC和SC信息准则,由于上文已确定无约束条件的VAR模型中的最优滞后期为2期,故本文中VEC模型的最优滞后阶数为1阶; Π 为系数矩阵; ε_t 为残差向量,满足 $E(\varepsilon_t) = 0$; $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Omega$; $E(\varepsilon_t \varepsilon_s') = 0$ 。

由于估计出的参数较多,加之本文VEC模型重点关注住房开发投资和城市基础设施投资之间的短期波动状况,故在此省略其他方程的估计结果,仅列出住房开发投资和其他变量间的VEC模型估计结果(表4)。

从误差修正项的显著性看,住房开发投资协整方程的短期偏离主要被城市基础设施投资、城市经济发展水平、利率和房地产行业利润所修正。同时依据修正系数的显著性,城市基础设施投资、城市经济发展水平和房地产开发企业利润的暂时性变动对住房开发投资影响并不显著。之所以出现这个结果,是因为城市基础设施投资、城市经济发展水平和房地产开发企业利润变动本身是一个长期缓慢的过程,短期内很难有较大波动。特别是城市基础设施投资,其投资特征与住房开发投资基本相似,都具备产业关联广、投资周期长、资金占用量大等特征。而住房投资行为更多是基于现有城市经济环境及未来预期(基础设施完善度、经济发展水平等)作出决策。估计结果表明,利率的暂时性变动对住房开发投资影响显著,这与Topel和Rosen(1988)的研究结论一致,也比较符合住房开发投资的行业特征及中国发展实际。中央政府在过去的房地产调控中,频繁地使用利率作为差别化信贷政策的主要手段,调控效果也表明利率手段具备见效快、力度大等特点。

(4) 基于VECM的脉冲响应分析

为了对既定经济环境下城市基础设施投资约束住房开发投资的动态特征有更清楚的了解,本文拟进行基于VEC模型的脉冲响应分析,即计算1单位的城市基础设施投资标准差新息冲击对住房开发投资的影响。在方法选择上,本文采取一般化的脉冲响应分析,较之于传统的VAR脉冲响应分析,它不强调冲击的正交性,而且变量顺序的变动不影响冲击结果,因而结论更加稳健。如脉

冲响应曲线图(文后图),纵轴代表冲击的响应程度,横轴代表响应函数的追踪期数。其中,虚线代表住房开发投资对来自自身冲击的脉冲响应函数,实线代表城市基础设施投资对住房开发投资冲击的响应函数。

从脉冲响应曲线可以看出,住房开发投资对来自于自身和城市基础设施投资冲击的响应曲线在前期表现出较大波动,并具有较强的 consistency,但前者反应更为灵敏,具体体现在追踪期数上。住房开发投资对自身的标准差新息冲击会立即产生较强的正效应,而对来自城市基础设施投资的初始冲击则并不灵敏,其投资增加量不到1%。住房开发投资对来自自身的冲击在第2期迅速达到峰值,在随后的下降周期中,住房开发投资对来自自身的冲击反应极其灵敏,并于第7期达到最小值。相对而言,住房开发投资对来自于城市基础设施投资冲击的响应程度变化波动较大,其不断上升的正响应意味着城市基础设施投资的增加带动住房开发投资的迅速增加,但其达到峰值的时间稍长(3期)。第3期之后脉冲响应程度开始弱化,其曲线(文后图实线)在第3—8期下降,随后又小幅上升,在第14期之后,其响应程度保持在一个稳定状态。这意味着城市基础设施投资对住房开发投资约束周期相当长,曲线波动较大意味着城市基础设施投资对住房开发投资的冲击效应非常明显。这比较符合当前中国城市基础设施投资和住房开发投资发展现实,当城市某一区域基础设施投资启动,相应的住房开发投资也会逐步跟进,住房开发投资量显著增加。而当该区域的基础设施在一个较长的建设周期内趋于完善,住房开发投资增量也开始减小,逐步趋近“饱和”,并且城市基础设施既定的“承载力”会导致住房开发投资不可能无限增加,而是趋近“饱和”后在相当长的一个时期内保持相对稳定的状态。即使未来该区域的城市基础设施投资仍有可能不断增加,但这种投资增量效应更多的是住房“功能价值”的提高,而对住房开发投资增量影响非常有限。

结论及启示

本文基于1990—2010年度数据,运用协整检验、误差修正模型和脉冲响应函数,对中国城市基础设施投资约束下的住房开发投资变动状况进行了实证研究,研究结果表明:

1. 住房开发投资协整方程显示,在既定的城市经济环境下(经济发展水平、货币政策、行业利

润水平等),住房开发投资和城市基础设施投资间存在正向协整关系。住房开发投资总量对城市基础设施投资变动具有较强的敏感性,住房产业对城市基础设施完善程度体现较强的依赖性。长期来看,城市基础设施投资对住房开发投资的约束作用是存在且显著存在的。

2. 误差修正模型估计结果表明,城市基础设施投资暂时性变动对住房开发投资的约束作用并不显著,这说明城市基础设施投资对住房开发投资的影响较为稳定,短期内不会偏离两者之间的长期均衡关系,这也与住房开发投资和城市基础设施投资的行业特征比较吻合。

3. 脉冲响应分析表明,住房开发投资对来自于城市基础设施投资一个标准差的新息冲击表现出长期效应(在第3期才达到峰值),其响应程度在相当长的一个时间期限内(8期)波动较大,其中1—3期表现为不断上升的正响应,3—8期表现为不断下降的正响应,直至14期之后其响应程度才保持在一个稳定的状态,这意味着城市基础设施投资对住房开发投资的约束在长期内非常明显。

综合以上结论,结合中国城市基础设施投资和住房开发投资发展的基本特征,本文认为在城市基础设施投资对住房开发投资约束的确存在的情况下,中国现期住房调控及未来住房产业的发展战略必须对城市基础设施投资约束效应予以重新审视。基于此,本文提出以下三点政策启示。

第一,重视城市基础设施投资在住房开发资本配置中的约束优势。城市基础设施投资对住房开发投资具有先天的导向作用,这种作用体现在长期就是约束效应,因此要强化城市基础设施投资的优化配置,通过其经济功能和社会功能的发

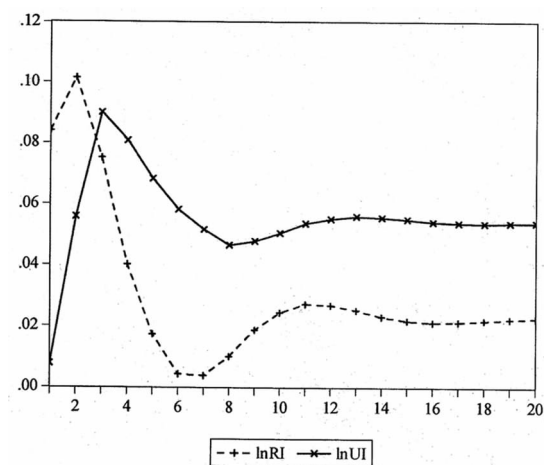
挥引导住房开发投资行为,促使住房开发资本的选择和流向更为理性,配置更为优化,从而实现住房市场和住房产业的良性循环发展。

第二,确定符合城市基础设施和住房产业规律的发展目标。城市基础设施投资的优化配置过程周期较长,这决定了其对住房开发资本配置的引导作用也是一个缓慢释放的过程。因此,无论是短期的住房调控还是长期的住房产业良性发展,都应尊重城市基础设施和住房产业的发展规律。要明确住房产业发展的战略性目标——推进住房产业化,同时兼顾短期产业体系完善过程中政府管控策略的整体性和预见性,以缩减“短视冲突”带来的“转换成本”。

第三,短期的住房开发布局乃至长期产业规划要注重区域差异性。不同城市(或城市不同区域)空间位置、经济社会发展和资源禀赋差异,决定了城市基础设施和住房产业的发展水平和周期不一致性,这意味着城市基础设施投资对住房开发投资的约束效用存在较大差异。因此,政府对城市住房产业发展布局要注重区域差异性,在考虑政策成本前提下,“齐头并进”或“分而治之”的发展策略未必最优,但至少也应关注邻近区域住房产业发展的趋同效应,从而在全国宏观目标的整体框架下实现区域的良性发展。

参考文献:

- [1] 杨军. 基础设施投资论[M]. 北京: 中国经济出版社 2003: 97.
- [2] STOVER. The Role of Infrastructure in the Supply of Housing[J]. Journal of Regional Science, 1987, 27 (2): 255 - 267.



城市基础设施投资对住房开发投资的冲击

表 1

单位根检验结果

变 量	检验形式(c t k)	ADF 统计量	PP 统计量	平稳性
lnRI	(c t 1)	-2.310	-2.224	不平稳
lnUI	(c t 0)	-2.037	-2.251	不平稳
lnOP	(c t 2)	-2.867	-1.813	不平稳
lnGDP	(c t 3)	-2.814	-0.601	不平稳
lnR	(0 0 0)	-0.918	-0.826	不平稳
dlnUI	(c 0 1)	-4.553*	-3.703*	平 稳
dlnRI	(c 0 3)	-3.611*	-2.823*	平 稳
dlnOP	(c 0 0)	-3.692*	-3.693*	平 稳
dlnGDP	(c t 1)	-3.896*	-4.522*	平 稳
dlnR	(0 0 0)	-2.687*	-2.675*	平 稳

注: 检验方程形式(c t k) 表示运用 ADF 和 PP 方法进行单位根检验时, 回归方程含有常数项 c、时间趋势项 t 和滞后项 k, 其中 k 由 AIC 和 SC 准则确定, 以保证回归方程残差项不存在自相关。* 表示在 5% 的显著水平上拒绝原假设

表 2

Johansen 协整检验结果

原假设协整方程个数	迹统计值	5% 临界值	最大特征值	5% 临界值
没有	105.0474*	59.46	47.9098*	30.04
至多 1 个	57.1376*	39.89	25.8954*	23.80
至多 2 个	31.2421*	24.31	20.4119*	17.89
至多 3 个	10.8303	12.53	8.3102	11.44
至多 4 个	2.5201	3.84	2.5201	3.84

注: * 表示在 5% 显著水平上拒绝原假设

表 3

标准化后的协整方程

lnRI	lnUI	lnGDP	lnR	lnOP
1.0000	-0.4443	-1.3625	0.3530	0.0476
	(0.1666)	(0.2825)	(0.0686)	(0.0061)

注: 括号内为相应变量估计系数的标准误

表 4

误差修正模型估计结果

变 量	ecm_{1t-1}	ecm_{2t-1}	ecm_{3t-1}	$\Delta \ln RI_{t-1}$	$\Delta \ln UI_{t-1}$	$\Delta \ln GDP_{t-1}$	$\Delta \ln R_{t-1}$	$\Delta \ln OP_{t-1}$
$\Delta \ln RI_t$	-1.3728	0.4730	1.5081	0.5361	-0.1745	-1.7261	0.6190	-0.0162
	***	***	***	***			**	

注: *** 和 ** 分别表示在 1% 和 5% 的水平上拒绝原假设。R² = 0.9694

[责任编辑: 房宏琳]