

中国的土地财政与房地产价格波动

——基于国际比较的实证分析

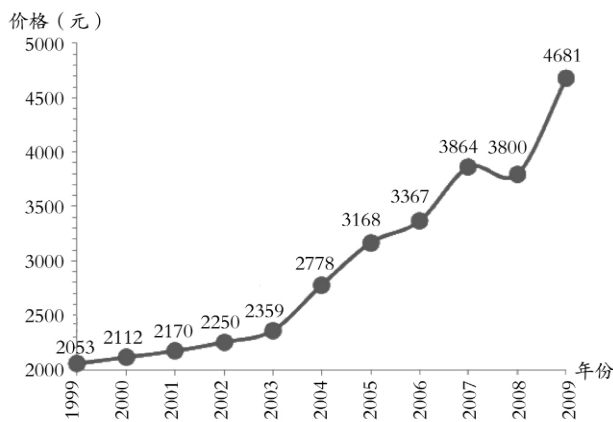
王学龙 杨 文*

摘要：住房商品化以来中国经历了两轮房地产价格加速上涨，而最近这一轮引起了社会的广泛关注。很多人认为地价是推高房价的主要原因。本文构建了土地供应限制下的房地产市场均衡模型。模型表明房地产市场的真实逻辑是房价决定地价，而非地价决定房价。推动房价飞速上涨，致使房价脱离真实供求因素的根本原因不是地价，而是土地财政。土地财政导致地方政府对房地产市场过分依赖，从而有动力利用各种政策支持高房价，这就降低了房地产投机的风险，刺激了房地产市场中的投机需求，推高了房价。通过国际比较分析，我们发现中国的房地产投机明显超过了不依赖土地财政的经济发达国家。这表明房价调控政策必须与财政体制改革相结合才能够从根本上解决中国的房地产投机问题。

关键词：土地财政 投机风险 房价 波动

一、引言与文献综述

中国的房价已经成为一个全社会热议的问题。图 1 展示了自 1999 - 2009 年十年间中国商品房平均销售价格的走势。自从房改之后，商品房的平均价格从 1999 年的每平米 2 053 元开始不断上涨，在 2007 年达到了一个高峰，为每平米 3 864 元。虽然 2008 年世界经济危机爆发后房价略有下降，但在 2009 年又恢复了上涨的态势，并且创出新高。虽然国家统计局对全国平均房价的统计方法饱受质疑，但只要统计方法保持稳定，数据所反映出来的趋势还是可靠的。从图中我们可以看出，相对于 1999 年的平均房价，2009 年的房价已经增涨了 1.28 倍。



数据来源：国家统计局《中国统计年鉴》(2000 - 2010 年)。

图 1 中国历年商品房平均销售价格

* 王学龙，北海道大学经济学研究科，邮政编码：0600809，电子信箱：wangxuelong@ec.hokudai.ac.jp；杨文，北京大学社会科学与文化研究中心，邮政编码：100871，电子信箱：jackyangwen@pku.edu.cn。

本文得到了国家留学基金管理委员会 (China Scholarship Council) 的资助，编号留金发 [2010] 3006。感谢匿名评审人的建设性修改意见，文责自负。

很多经济学家都致力于分析推动房价上涨的因素。Muth (1960)、Huang (1966) 和 Smith (1969) 在需求层面上进行分析构建了第一代的房地产价格模型。他们把住房的真实需求、房租和使用成本考虑在内,但是并没有分析投资需求、税收以及利息对房价的影响。Kearl (1979)、Buckley 和 Ermisch (1982)、Dougherty 和 van Order (1982) 以及 Poterba (1984) 综合考虑了投资需求和税收方面的因素,形成了第二代房价模型。房价模型新的发展方向是以 Tobin 的 Q 理论为基础,构建住房投资和房屋建筑成本之间的关联。这些模型包括 Summers (1981)、Poterba (1991)、Abraham 和 Hendershott (1996) 以及 Madsen (2011)。这些经济学家在构建模型时对人口增长、建筑成本等实体经济因素进行了深入的分析,但是模型较难应用于中国的房地产市场。相对于国外的房地产市场,中国房地产市场的投机情绪似乎更为浓重,一种“只涨不跌”的价格预期在社会大众当中普遍存在。支撑这种预期的因素有实体经济的因素,比如城市化。城市化导致更多的人口进入城市,从而导致城市土地稀缺,地价上涨、房价上涨就成为一个必然结果。北京、上海等最具吸引力的特大城市城镇人口数量的增长非常显著,因此房价上涨速度加快也在情理之中。但大城市的房价上涨普遍带有一种“辐射效应”,比如北京房价上涨导致廊坊的房价也飞速上涨。这种基于大城市“辐射”而脱离实体经济发展的房价快速上涨说明真实供求因素所起的作用是有限的,可能有更加重要的因素影响着中国房地产市场。

一种可能的解释是:投机资金在中国的房地产市场中扮演着重要角色,但投机是有风险的,中国房地产价格上涨如此迅速从一个侧面说明中国房地产市场的投机风险不高。但为什么投机风险不高?本文的分析表明地方政府对土地财政的依赖导致地方政府有动力支持房地产市场价格快速上涨,甚至有动力与房地产商合谋推高房价。地方政府干预市场的结果就是房地产投机风险大大降低,房地产投机行为异常严重。模型和实证分析都表明土地财政是中国房地产价格快速上涨的重要原因。

文章余下部分结构安排如下:第二部分简要介绍中国现行的土地制度,这种土地制度所导致的政府垄断供地和“土地财政”现象;第三部分在一个供求模型中分析了政府和开发商在房地产市场中的策略,指出地方政府在土地财政的刺激下与房地产商合谋,通过影响消费者的购房需求推高房价;第四部分对文章的理论分析进行实证检验;第五部分是文章结论和政策建议。

二、中国的土地制度及土地财政简介

(一) 中国当前的土地制度

我国农村土地制度的法律体系主要是由《宪法》、《中华人民共和国土地管理法》、《中华人民共和国农村土地承包法》、《中华人民共和国物权法》以及相关的实施条例和法规构成的。我国宪法规定土地所有权包括国有和集体所有两种形式,其中城市的土地属于国家所有,土地的所有权由国务院代表国家行使;农村和城市郊区的土地,除了由法律规定属于国家所有的以外,属于集体所有。

《土地管理法》对农地使用权的规定如下:农民集体所有的土地依法属于农民集体所有的,由村集体经济组织或者村民委员会经营、管理;已经分别属于村内两个以上农村集体经济组织的农民集体所有的,由村内各该农村集体经济组织或者村民小组经营、管理;已经属于乡(镇)农民集体所有的,由乡(镇)农村集体经济组织经营、管理。同时《土地管理法》的第四十三条又规定:任何单位和个人进行建设,需要使用土地的,必须依法申请使用国有土地;但是兴办乡镇企业和村民建设住宅依法批准使用本集体经济组织农民集体所有的土地的,或者乡(镇)村公共设施和公益事业建设经依法批准使用农民集体所有的土地除外。这种所有权和使用权框架,以及对土地使用权流转的限制构成了具有中国特点的“政府垄断供地”制度。很多学者认为垄断供地的制度导致了中国的“土地财政”现象。

(二) 中国的土地财政

土地财政,是指一些地方政府依靠出让土地使用权来维持地方财政支出。中国的地方政府在很大程度上通过卖地获得的土地出让金来满足财政需求。国务院发展研究中心的一份调研报告显示,在一些省市土地直接税收及城市扩张带来的间接税收占地方预算内收入的40%,而土地出让金净收入占政府预算外收入的60%以上。卢洪友等(2011)也指出2000-2009年间,大部分地方政府每年收取的土地资源相关税收和出让金都占到了地方财政收入的60%之多。

关于土地财政成因的探讨,概括起来主要有两种解释。第一种认为土地财政是迫于财政压力,不得已而为之。周飞舟(2006)、吴群和李永乐(2010)、张双长和李稻葵(2010)以及周飞舟(2010)等大量研究表明当

前中国的财政分权模式导致了地方政府过度依赖土地财政。分税制改革导致地方政府财权与事权不匹配,地方政府为了缓解财政压力,不得不依赖于土地财政。第二种解释认为土地财政的出现是地方政府追求政绩主动而为。Li 和 Zhou(2005)、周黎安(2007)以及张五常(2008)认为当前以 GDP 和财政收入为主的政绩考核体制,导致了地方政府具有实施土地财政行为的内在激励。这两种解释都有一定的合理性,并且第一种解释意味着对土地财政依赖更严重的应该是经济欠发达地区。这些地区第二、三产业不发达,地方财政缺乏产业支撑,因此更加依赖卖地来满足财政需求。

地方政府为了增加土地财政就必然想方设法推高地价。有的学者表示地价上升导致中国房价上涨。但这种观点与房地产市场的供求特征相背离。住房不同于一般的商品,在严格的土地供应量限制下,住房供给的价格弹性趋于零。这就是说需求因素在房价形成过程中应当起决定性作用。合理的逻辑是,房价决定地价,而非地价决定房价。下文将对房价与地价的关系以及土地财政与中国房地产价格快速上涨之间的联系做更为细致的分析。

三、理论框架

(一) 模型描述

整个房地产市场由三个市场主体构成,分别为消费者、房地产商和政府。

1. 消费者

消费者效用 U 由不变替代弹性效用函数(Constant Elasticity of Substitution)表示^①。其中 c 表示一般消费品的消费, h 表示住房消费, ρ 为替代弹性。假设一般消费品价格为 P_c , 每平米住房价格为 P_h 。消费者在预算约束 I 约束下的效用最大化问题的数学表述如下:

$$\text{Max } U = [\alpha h^\rho + (1 - \alpha) c^\rho]^\frac{1}{\rho} \quad (1)$$

$$\text{s. t. } P_c c + P_h h = I \quad (2)$$

可解得消费者对住房的需求为:

$$h = \left(\frac{\alpha}{P_h} \right)^\sigma \frac{I}{\alpha^\sigma P_h^{1-\sigma} + (1 - \alpha)^\sigma P_c^{1-\sigma}} \quad (3)$$

其中 $\sigma = \frac{1}{1-\rho}$ 。整个市场对住房的总需求记为 H 。如果消费者总数为 N , 那么总需求表达式为:

$$H = \left(\frac{\alpha}{P_h} \right)^\sigma \frac{NI}{\alpha^\sigma P_h^{1-\sigma} + (1 - \alpha)^\sigma P_c^{1-\sigma}} \quad (4)$$

由需求函数的表达式可知,消费者对住房消费的需求是 α 的增函数,即 $H'(\alpha) > 0$ 。而 α 反映了消费者对住房的重视程度,它受到文化、经济等多方面的因素影响。中国人“安居”才能“乐业”的传统观念是影响 α 的重要因素之一。住房租赁市场的发展程度同样影响 α 的大小。如果租赁市场比较发达,消费者可以用租房代替买房,从而降低购买住房的必要性,从而降低 α 的取值。另外,政府能否提供公租房等保障性公共服务也是影响 α 的重要原因。如果政府能够提供大规模、高质量的公租房,消费者购房的必要性也会降低,从而 α 的值将会变小。 α 是本文理论分析的核心变量,这一点将在下文详细阐述。

2. 政府

中国当前的土地制度确定了政府在土地市场中的垄断地位。政府获取土地的成本为 C_l , 土地价格 P_l , 土地供应量为 l , 则政府从土地中获得的收入为 g 。另外,地方政府要遵循国土资源规划的制约。我们用 L 表示国土资源规划所确定的建设用地最大规模。如果地方政府的财政依赖于土地收入,而非实体经济的发展,那么政府的土地供应决策就可以表示为下面的土地收益最大化问题。

$$\text{Max } g = P_l l - C_l l \quad (5)$$

$$\text{s. t. } l \leq L \quad (6)$$

3. 房地产商

房地产商在获得土地之后就在住房市场中处于垄断地位。设房地产商的生产函数为线性形式,即使用

^①等替代弹性效用函数具有广泛的适用性。CES 效用函数随着参数变化可以变成完全替代、完全互补和 CD 效用函数。这就增加了模型结论的稳健性。

每单位土地可以生产 γ 平米的住房。即:

$$H = \gamma l \tag{7}$$

那么市场中住房供应的总量上限为:

$$\bar{H} = \gamma L \tag{8}$$

设市场中存在 M 个同质的房地产商,他们平均分配市场需求。每平米住房价格为 P_h ,住房供应量用 H 表示,每平米住房的建设成本为 C_h ,房地产商的资金约束为 K 。因为在土地市场中政府处于垄断地位,而房地产商为价格接受者,因此在房地产商的决策中土地价格 P_l 为外生变量。房地产商的决策行为可以用下述利润最大化模型表示:

$$\text{Max } \pi = P_h H \frac{H}{M} - C_h \frac{H}{M} - P_l \frac{l}{M} \tag{9}$$

$$\text{s. t. } C_h H + P_l l \leq MK; l \leq L; H \leq \bar{H} \tag{10}$$

(二) 土地市场和住房市场的均衡

图 2 反映了土地市场供求实现均衡的状态。如果没有土地供应量的限制,政府的最优供地规模为 l_0 。但是为了满足国土资源规划对保护耕地的要求^①,建设用地的最大规模只能是 L 。政府最优的土地供应决策便是使用所有的建设用地指标。在这种情况下,土地市场的均衡可以用 (L, P_l^*) 表示。在垄断供地的体系下,政府可以廉价的获得土地,因此在土地供给限制的情况下卖地数量愈多财政收入就越大。

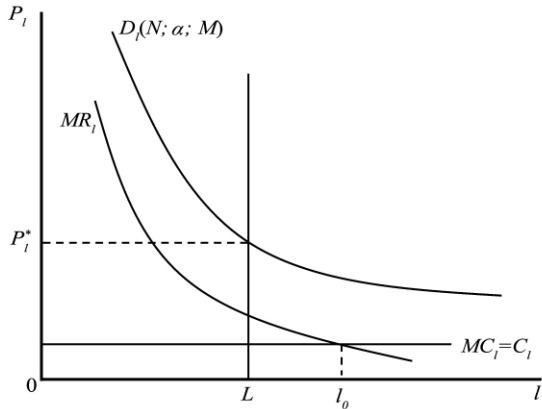


图 2 土地市场均衡

图 3 描述了住房市场的均衡状态。由于房地产市场的供给严重依赖于土地供给,在土地约束发挥作用的情况下,住房价格的变化并不能有效地改变住房供给。而中国房地产市场的火热需求以及房地产商的超高利润率恰恰证明了土地约束确实在发挥作用。在给定土地供给约束 L 的情况下,房地产商能够提供的最大供给为 $\bar{H}$ 。市场的均衡状态可以用 $(\bar{H}, P_h^*)$ 表示。

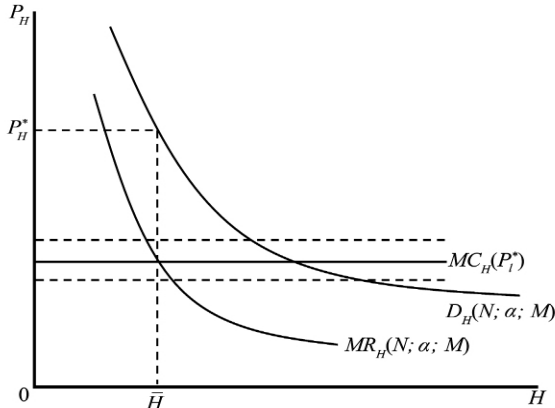


图 3 住房市场均衡

^①我国当前实行的 18 亿亩耕地红线的政策以及农地动态平衡政策是世界上最严格的土地保护政策。虽然这一政策饱受地方政府和房地产开发商的质疑和诟病,但中央政府在贯彻耕地保护制度上态度非常坚决。

房地产商开发房产的边际成本为 $C_h + P_l$,与土地价格成正相关的关系。如果土地价格高于 P_l^* ,房地产商对土地的需求将会低于 L 。由土地市场的均衡条件可知政府的土地收益将受到损失。如果土地价格低于 P_l^* ,房地产商使用土地的边际收益就大于边际成本。那么,房地产商将会在土地市场上展开竞争,竞争的结果是抬高了地价。由此可见 $(\bar{H}, P_H^*)$ 是一个稳定的博弈均衡。

(三) 土地财政推高房价的内在逻辑

从土地市场的均衡状态可以看出,地价不是推高房价的重要因素。虽然按照传统经济学的理念,垄断导致产量下降和价格上升,但是房地产市场不同于一般商品市场,短期内住房供给的价格弹性为零。因此需求因素才是房价变动过程中最重要的。考虑到中国的现实经济情况以及可持续发展的重要性,可以先搁置关于耕地保护政策的争议,关注推高房价的更重要的因素。

事实上,政府的垄断供地虽然没有在土地市场上直接推高地价,却通过非经济的形式实现了这一结果。强大的需求是推高房价最直接的原因。而如此强大的需求不仅来源于人口增长、城市化所带来的真实居住需求,更多的是投资需求。强大的投资需求是建立在房价不断上涨的信念基础上的。而这个信念来自于地方政府和房地产商的共同设计。由于政府财政严重依赖于土地,政府就有动机推高房价。人口因素是无法通过短期政策改变的,最容易改变的是消费者的购房意愿 α 。当房价表现出下跌倾向时,政府就推出各种优惠政策,包括利息折扣、免交易税等等。这些政策给消费者灌输了一种“房价不会跌”的意识,从而大大降低购房的“主观风险”,增加购房意愿。随着 α 上升,住房需求曲线上移,相应的土地需求曲线也会上移,最终结果是地价上升,政府财政收入增加。房地产商在政府“救市”政策的保护下,讨价还价能力不断增强,房地产商在谈判时的强硬态度也给消费者造成了需求旺盛的印象,从而刺激了消费者的购房意愿。

地方政府和开发商都是通过刺激消费者的购房意愿推高房价的,在模型中表现为使 α 值增大。那么,降低房价的措施也应当从这方面入手,而非现在热议的完善“招拍挂”程序。事实上只要有强大的住房需求作支撑,无论多么完善的“招拍挂”措施都对降低房价无济于事。即便招标过程公开透明,只要有“真实竞标者”存在,高地价就不可避免。即便政府把土地低价出售,也不能改变房价,因为房价是由强大的需求和有限的住房供给决定的。地价的高低只是在改变政府与房地产商之间的利益分配。由此可见,房价不仅是一个传统经济学所描述的供求问题,更是一个夹杂政治的经济问题。这一问题归纳起来就是:土地财政推高房价。下文将对这一理论判断进行实证检验。

四、实证分析

(一) 数据和研究方法

许多学者,比如卢洪友等(2011),用土地出让金收入作为衡量地方政府的土地财政行为的指标。但是在分析土地财政对房价的影响时,这一类型的指标有着明显的缺点。其一是土地财政指标与房价之间存在着明显的双向因果关系,从而将导致严重的内生性问题。其二,地方政府对房价的推动是通过其他需求因素发挥作用的,很难将土地财政的影响从其他因素中分离出来。地方政府支持房地产商的融资、在房地产价格出现下降趋势时推出刺激购房的政策等,这些措施都是通过影响消费者的购房意愿和购房的主观风险来影响住房需求的。而且,这种影响会持续很长时间。在这种情况下,简单的回归分析不能准确分离土地财政的影响,甚至可能大大低估土地财政对房价的推动作用。为了衡量土地财政的影响就需要估计没有土地财政影响时的房价模型。但是土地财政普遍存在于中国内地各个省份,因此我们将中国的房价模型回归结果与经济发达国家的房价模型对比,来分析土地财政的影响。这样做的原因是经济发达国家产业发育已经很成熟,地方政府有稳定的财源,不依赖于土地财政。

如果有一个完美的反映土地财政对房地产投机的刺激作用的指标,中国房价模型中的真实供求因素的系数维度应该相对于经济发达国家房价模型中的系数变小。原因在于,中国房价上涨中投机因素所解释的部分相对于经济发达国家的要大。也就是说相对于经济发达国家的房价上涨,中国房地产的真实供求因素所解释的部分较小。理想回归的结果是中国房价模型中各个真实供求变量系数和经济发达国家的系数相比维度较小。但是由于不存在这样一个完美的指标,回归时就必然存在遗漏变量的问题。由于投机因素对房价上涨具有正向推动作用,遗漏变量的结果就是模型中各个系数出现正向偏倚。那么这时符号为负的系数仍然大于经济发达国家的相应系数,但是系数符号为正的变量情况不得而知。如果中国房价模型中各个供求因素的系数相对于经济发达国家房价模型中的相应系数确实出现了上述变化,那么可以证明中国房地产

市场中的投机需求占据很大比例。这就间接证明了土地财政降低房地产投资风险,刺激投机需求这一命题。

根据理论模型,实证模型的变量应当从供给和需求两个角度来考虑。实证模型中反映真实需求的因素包括城市人口数量(*Urban Population*)和城市居民收入(*Urban Income*)。虽然人口年龄结构、性别比例等因素也可能影响住房需求,但无疑这两个变量是影响住房需求的最具代表性的重要因素。另外,金融方面的因素,比如真实利率(*Real Interest Rate*),也会在很大程度上影响购房成本,从而影响住房需求。从住房供给的角度来考虑,住房供给数量(*Housing Stock Supply*)是最重要的因素。由于理论部分的分析已经表明,在住房供给量限制的情况下,房价主要由需求因素决定,因此建筑成本和土地成本等成本因素不进入模型。我们首先设定了一个仅仅反映真实供求因素的基本模型,记为模型(1)。

$$\ln p_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln HousingStockSupply_{it} + \beta_2 \ln UrbanIncome_{it} + \beta_3 \ln UrbanPopulation_{it} + \beta_4 \ln RealInterestRate_{it} + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

同时我们注意到,住房不同于一般消费品,它还可以作为投资品存在。因此投资需求在房地产市场中也扮演着重要的角色。这种购房需求很容易受到预期因素的影响,如果房价呈现出上涨的趋势,投机情绪就会变得浓重,购房需求增加;同理,如果房价处于下行趋势,未来的投资收益不高,购房需求就会下降。本文的理论模型已经揭示了需求因素在房地产市场处于核心位置,政府、开发商和消费者的利益分割都是围绕着需求变动展开的。既然预期能够如此强烈的影响需求,必须在实证模型中对其加以考虑。我们采用适应性预期模型来解决这一问题,即在真实需求模型基础上引入房价的滞后项,构建一个房价滞后变量模型,记为模型(2)。

$$\ln p_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln HousingStockSupply_{it} + \beta_2 \ln UrbanIncome_{it} + \beta_3 \ln UrbanPopulation_{it} + \beta_4 \ln RealInterestRate_{it} + \beta_5 \ln PastPrice_{it} + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

根据理论部分的分析,检验土地财政对房地产投机的影响可以转化为检验以下两个命题:

命题1:相对于经济发达国家的房价模型,中国房价模型中的供给弹性系数(β_1)出现正向偏倚。

命题2:相对于经济发达国家的房价模型,中国房价模型中的利率系数(β_4)出现正向偏倚。

接下来我们需要计算中国房价模型中的相应系数,并且进行国际比较,从而对命题1与命题2进行检验。

住房价格数据使用国家统计局的商品房平均销售价格。商品房平均销售价格等于报告期内出售商品房屋的总价款除以合同总面积。为了扩大样本量并且处理个体异质性问题,我们采用了全国31个省1997-2008年的面板数据。

城市居民收入(*Urban Income*)数据利用城市居民的可支配收入来反映。可支配收入=家庭总收入-交纳个人所得税-个人缴纳的社会保障支出-记账补贴。相对于城乡平均收入而言,城市人均可支配收入是一个更好地反映购房能力的指标。原因在于农村居民对城市房地产市场的购房需求影响不大。即便是有些农民具有购房意愿,他们大多是在城市部门有稳定收入来源并且计划在城市定居的人群。从这个角度考虑,使用城市可支配收入反映购房能力是比较合理的。

关于住房供给数量(*Housing Stock Supply*),采用住房供给水平量是不合适的。原因在于每个城市的人口不同,同样增加10万套住房对于人口100万的城市和人口1000万的城市影响是不一样的。因此采用住房供给的相对量,即新增住房/城市人口,是一个更为合适的选择。本文的新增住房变量采用国家统计局提供的竣工房屋面积这一数据来反映。根据国家统计局的定义,竣工房屋面积是指在报告期内房屋建筑按照设计要求已经全部完工,达到住人和使用条件,经验收鉴定合格(或达到竣工验收标准),可正式移交使用单位的各栋房屋建筑面积的总和。在对数模型中,相除关系即变为相减关系,进而住房供给中的人口因素的影响会与反映购房需求的城市人口变量的系数合并。也就是说,转换之后模型(1)与模型(2)中人口变量系数反映了需求和供给两方面的影响。

真实利率(*Real Interest Rate*)数据通过中国人民银行提供的历年的贷款利率数据和各省通货膨胀率计算得到。由于住房按揭贷款期限较长,我们选用了5年期以上的金融机构人民币贷款基准利率。

具体变量的统计性描述见表1。

由于我们利用的是面板数据,为了避免伪回归问题,单位根和协整检验是必要的。单位根检验显示真实利率是平稳的,其他各个变量均为一阶单整。Persyn和Westerlund(2008)设计的面板数据协整检验方法也表明了各变量之间确实存在长期稳定的关系。由于是全国31个省12年的面板数据(1997-2008年),固定

效应模型(Fixed – Effect Model) 是最佳选择。并且基于经典固定效应模型和随机效应模型的 Hausman 检验统计量为 50.02(p – value = 0.00) ,这也说明固定效应模型更适合本文的研究。但是为了检验回归结果的稳健性 ,混合最小二乘估计和随机效应模型的结果用于与固定效应模型的结果进行比较。

另外 ,由于面板数据的时间跨度较长 ,可能存在自相关问题。采用 Wooldridge(2002) 和 Drukker(2003) 的方法对面板模型的自相关问题进行检验 ,我们得到的 F 统计量为 302.331 , p 值为 0.00。这表明存在显著的一阶自相关问题。为了解决自相关问题 ,我们采用组内估计量(within estimator) 来获得固定效应模型的相应系数估计值 ,采用广义最小二乘估计量(GLS estimator) 来获得随机效应模型的系数估计值。

由于引入了被解释变量的滞后项 ,模型(2) 面临着严重的内生性问题 ,此时回归结果是偏误的。为了解决内生性问题 ,我们采用 Arellano 和 Bond(1991) 所提出的方法 ,利用水平的滞后变量作为工具变量 ,从而获得动态面板模型的无偏估计。

表 1 变量的统计性描述

Variable	Obs.	Mean	Std. Dev.	Min	Max	Unit
House Price	372	2 188. 50	1 424. 88	138. 61	12 418. 00	元/平方米
Construction Cost	372	1 213. 28	478. 00	611. 36	3 088. 67	元/平方米
Urban Disposable Income	372	8 677. 62	3 947. 12	3 592. 00	26 675. 00	元
Urban Population	372	1 593. 08	1 115. 37	41. 72	6 048. 03	万人
Housing Stock Supply	372	37 747. 37	34 320. 37	620. 39	202 000. 00	平方米
Real Interest Rate	372	5. 08	2. 52	- 3. 01	11. 64	%

数据来源:国家统计局历年《中国统计年鉴》,中国人民银行货币政策司。

(二) 国际比较分析

我们选取了最近几年的一些关于经济发达国家房价决定因素的实证研究 ,将其主要结果总结于表 2。从表 2 可以看出 ,经济发达国家房价模型的回归结果比较一致 ,而且回归结果支持传统经济学的理论分析。供给弹性和真实利率系数为负 ,而收入弹性为正。我们将对比中国房价回归模型和经济发达国家的房价回归模型 ,从而对土地财政的影响做出判断。

表 2 经济发达国家房价决定因素的实证研究

作者	国家	供给弹性	收入弹性	真实利率系数
Abelson 等(2005)	Australia	- 3. 6	1. 7	- 5. 4
Wagner(2005)	Denmark	- 2. 9	2. 9	- 7. 7
OECD Economic Survey(2006)	Ireland	- 2	1. 8	- 1. 8
Nagahata 等(2004)	Japan		0. 2 ~ 0. 5	- 0. 6 ~ - 4. 5
OECD Economic Survey(2004)	Netherlands	- 0. 5	1. 9	- 7. 1
Verbruggen 等(2005)	Netherlands	- 1. 4	1. 3	- 5. 9
Jacobsen(2005)	Norway	- 1. 7	1. 7	- 3. 2
OECD Economic Survey(2004b)	Spain	- 6. 9 ~ - 8. 1	3. 3 ~ 4. 1	
Schnure(2005)	United States		0. 2 ~ 0. 3	- 0. 6 ~ - 0. 7
McCarthy 和 Peach(2004)	United States	- 3. 2	3. 2	

中国房价模型(1) 的回归结果如表 3 所示。三种方法的回归结果中 ,各个变量的系数符号、显著性和维度都高度一致。将结果与经济发达国家的房价模型相关系数对比 ,可以发现住房供给弹性系数与利率系数均与命题 1 和命题 2 的预测相一致。

值得注意的是: 真实利率的回归结果为正。这与传统经济学的分析结论相反。三种回归方法都表明利率确实对房价存在显著的影响。这个回归结果恰好支持了“房地产市场投机”的假说。当利率上调时 ,实体经济的经营成本上升 ,各个企业就会选择将资金转移到房地产市场进行投机。也就是说贷款利率上升会导致资金从实体经济转移到房地产市场。如果房地产市场中真实需求占主导 ,那么贷款利率升高 ,购房贷款成本上升的结果应当是购房需求下降 ,从而房价下跌。但如果房地产市场中投资需求占主导 ,资金转移效应带来的房价上涨会超过真实需求减少对房价的负面冲击 ,从而导致房价上升。也就是说 ,真实利率的系数显著为正说明了中国房地产市场投资需求占有主导地位。这一结果符合前文理论分析所揭示的“土地财政降低了房地产市场的投机风险 ,刺激投机需求”这一命题。

表 3 房价模型(1) 回归结果

Independent Variables	Dependent Variable: House Price				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Urban Disposable Income</i>	1. 353 *** (33. 71)	0. 884 *** (11. 54)	1. 039 *** (16. 85)	0. 944 *** (14. 36)	0. 997 *** (15. 19)
<i>Urban Population</i>	0. 380 *** (6. 80)	0. 238 * (2. 66)	0. 246 *** (3. 82)	-0. 0145 (-0. 18)	0. 162 * (2. 22)
<i>Housing Stock Supply</i>	-0. 369 *** (-8. 23)	-0. 109 (-1. 59)	-0. 204 *** (-3. 43)	-0. 000903 (-0. 01)	-0. 130 * (-1. 99)
<i>Real Interest Rate</i>	0. 0443 *** (7. 89)	0. 0156 * (2. 14)	0. 0216 *** (3. 41)	0. 0107 ** (2. 84)	0. 0143 ** (3. 02)
<i>Constant</i>	-3. 816 *** (-7. 69)	-1. 641 (-1. 29)	-1. 748 * (-2. 03)	-0. 814 ** (-3. 12)	-1. 454 ** (-2. 60)
Method	P - OLS	FE	RE	FE Within	RE GLS
Number of Observation	372	372	372	341	372
R - Squared	0. 764	0. 725	0. 720	0. 5601	0. 7204

注:*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。由于异方差检验的结果表明了异方差的存在性,因此我们计算了异方差稳健方差,括号中是异方差稳健的t检验值。P - OLS表示混合最小二乘估计,FE表示固定效应模型,RE表示随机效应模型。回归(4)和(5)分别表示利用组内估计量和广义最小二乘估计(GLS)一阶自相关问题的固定效应模型和随机效应模型的结果。回归(4)所示的各个系数均与其他回归方法得到的系数相一致,但是人口变量系数不再显著且符号发生改变,这可能是由于模型设定偏误导致的遗漏变量对回归(4)的影响较大。

模型(2)的回归结果(见表4)也表明前一年的房价上涨10%,会导致今年的房价上涨大约3%~8.5%。这个影响甚至超越了人口因素的影响。如果房地产市场中没有投机需求,那么真实需求将对房价起决定性作用,去年的房价信息的影响会非常有限。但是如果投机资金占据很大比重,追求增值的投机资金将会投资于上涨较快的房地产市场,而投机需求又恰恰会导致房价上涨。这种双向因果关系将会使过去房价对将来房价产生显著影响。模型(2)中*Past Price*的系数也在一定程度上说明投机需求在中国房地产市场中扮演着重要角色。

表 4 房价模型(2) 回归结果

Independent Variables	Dependent Variable: House Price				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Urban Disposable Income</i>	0. 641 *** (5. 13)	0. 518 ** (2. 96)	0. 689 *** (9. 32)	0. 782 *** (14. 05)	0. 846 *** (7. 17)
<i>Urban Population</i>	0. 133 * (2. 44)	0. 0811 (1. 90)	0. 107 (1. 38)	0. 124 * (2. 54)	0. 102 (1. 70)
<i>Housing Stock Supply</i>	-0. 0991 ** (-2. 87)	-0. 102 * (-2. 14)	-0. 182 ** (-3. 13)	-0. 147 *** (-3. 32)	-0. 122 * (-2. 45)
<i>Real Interest Rate</i>	0. 0107 * (2. 61)	0. 0140 (1. 69)	0. 0114 ** (2. 92)	0. 0128 *** (3. 44)	0. 0122 *** (3. 34)
<i>Past Price</i>	0. 391 * (2. 55)	0. 657 *** (4. 73)	0. 477 *** (7. 47)	0. 340 *** (9. 62)	0. 846 *** (7. 17)
<i>Constant</i>	-1. 274 * (-2. 60)	-1. 536 *** (-3. 66)	-0. 833 (-1. 58)	-1. 365 *** (-3. 81)	-1. 047 * (-2. 35)
Method	FE	RE	IV	RE GLS	IV RE GLS
Number of Observation	341	341	310	341	341
R - Squared	0. 871	0. 850	-	0. 6241	-

注:*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。异方差检验的结果表明了异方差的存在性,因此我们计算了异方差稳健方差,括号中是异方差稳健的t检验值。(1)和(2)是利用传统的固定效应模型和随机效应模型回归得出的结果,在存在内生性和自相关问题情况下,这个计算结果是有偏的,我们仅仅将其列出以便与IV回归结果做对比。(3)考虑了内生性问题但是没有考虑自相关问题,Sargan检验统计量为30.67,表明模型中工具变量是外生的有效的。(4)解决了自相关问题但没有考虑内生性问题。回归(5)是既考虑内生性又解决自相关问题的工具变量回归。在回归的第二步利用GLS方法处理自相关问题。Sargan检验统计量为66.87,表明工具变量是外生的有效的。

五、结论和政策建议

(一)土地财政刺激房地产投机,导致房地产价格快速上涨

较小的真实供求因素的回归系数,真实利率显著为正的系数以及过去房价的影响都说明投机需求在中国

房地产市场中占有较高比重。中国的房地产市场中投机需求比例较大的直接原因是投机房产交易成本很低。比如营业税,购买时间在5年内的房屋需缴纳的营业税仅为成交价的5%,对比房价涨幅和一般企业17%的增值税,这样的交易成本是很低的。本文的理论模型和实证分析表明,房地产交易成本能够长期维持在如此之低的水平与土地财政存在必然联系。地方政府依赖于土地财政,因此就会鼓励房地产交易。理论分析之外,有大量事实可以说明这一观点。最明显的就是2008年经济危机到来时,政府为了鼓励买房甚至取消了营业税,这直接导致房价微跌之后的巨幅上涨。房价上涨引发的社会矛盾异常激化时,中央政府调控房地产的决心很大。中央政府出台了包括限购在内的多项政策,抑制房价上涨。但是2012年以来,各个地方政府都想方设法放松房地产调控措施。这种中央与地方的政策矛盾原因就在于土地财政。中央政府不依赖于土地出让金作为财政收入,但是地方政府在土地财政的刺激和制约下不得不想方设法维护房价上涨的趋势。因此可以说中国的房地产快速上涨的重要原因就是土地财政。要想破解中国地产价格之困,必须解决土地财政问题。

(二)改革财政体制,改变土地财政

如前文所述,很多学者的研究表明,土地财政根源在于中央与地方财政分配上的不协调。1994年分税制改革,提高了中央财政收入占全部财政收入的比重,但是在财政的支出划分上没有进行实质性改革。如此一来中央政府与地方政府的财权与事权分配就很不对称。地方政府行政事务很多,但是财政收入的大部分都交给了中央,迫不得已必须依赖土地财政。因此如果想要遏制中国房地产市场价格飞速上涨的情形,就必须解除地方政府的财政束缚,也就是说中央政府要将财权适当下放。

但是张五常等学者的研究同时表明,即便解除了财政束缚,地方政府也未必放弃土地财政。原因在于土地财政能够使地方政府轻松的实现GDP增长的政绩。这意味着在缓解地方政府财政负担的同时还必须改革行政考核的激励机制,放弃以GDP为纲的思路,引导地方政府真正关注民生。由此可见,房地产市场的调控与财政体制改革以及行政考核体制的改革密不可分。不改变这两个体制性的原因,房地产市场的问题就不能得到根本性的解决。

参考文献:

1. 陈志刚、周建春、黄贤金 2008 《产权价值区域征收农地价格评估模型及应用》,《农业工程学报》第12期。
2. 卢洪友、袁光平、陈思霞、卢盛峰 2011 《土地财政根源 “竞争冲动”还是“无奈之举”——来自中国地市的经验证据》,《经济社会体制比较》第1期。
3. 吴群、李永乐 2010 《财政分权、地方政府竞争与土地财政》,《财贸经济》第7期。
4. 张双长、李稻葵 2010 《“二次房改”的财政基础分析——基于土地财政与房地产价格关系的视角》,《财政研究》第7期。
5. 张五常 2008 《中国的经济制度》,花千树出版有限公司。
6. 周飞舟 2006 《分税制十年:制度及其影响》,《中国社会科学》第3期。
7. 周飞舟 2010 《大兴土木:土地财政与地方政府行为》,《经济社会体制比较》第2期。
8. 周黎安 2007 《中国地方官员的晋升锦标赛模式研究》,《经济研究》第7期。
9. Abelson, P., R. Joyeux, G. Milunovich, and D. Chung. 2005. “Explaining House Prices in Australia: 1970 – 2003.” *Economic Record*, 81(s1): 96 – 103.
10. Abraham J. and P. H. Hendershott. 1996. “Bubbles in Metropolitan Housing Market.” *Journal of Housing Research*, 7(2): 191 – 207.
11. Buckley R. and J. Ermisch. 1982. “Government Policy and House Prices in the United Kingdom: An Econometric Analysis.” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 44(4): 273 – 304.
12. Dougherty, A. and R. van Order. 1982. “Inflation, Housing Costs and Consumer Price Index.” *American Economic Review*, 72(1): 154 – 165.
13. Drukker, D. M. 2003. “Testing for Serial Correlation in Linear Panel – data Models.” *The Stata Journal*, 3(2): 1 – 10.
14. Huang, D. S. 1966. “The Short – Term Flows of Non – Farm Residential Mortgages.” *Econometrica*, 34(2): 433 – 459.
15. Jacobsen, D. and B. Naug. 2005. “What Drives House Prices?” *Norges Bank Economic Bulletin*, 76(1): 103 – 111.
16. Kearl J. R. 1979. “Inflation, Mortgages and Housing.” *Journal of Political Economy*, 87(5): 1115 – 1138.
17. Li, H. B., and L. A. Zhou. 2005. “Political Turnover and Economic Performance: The Incentive Role of Personnel Control in China.” *Journal of Public Economics*, 89(9): 1743 – 1762.
18. Madsen J. B. 2011. “A q Model of House Prices.” Monash Economics Working Papers 03 – 11.
19. McCarthy J. and R. Peach. 2004. “Are Home Prices the Next Bubble?” Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review, Federal Reserve Bank of New York, December.
20. Muth, R. E. 1960. *The Demand for Non – Farm – Housing*. Chicago: University of Chicago Press.
21. Nagahata, T., Y. Saita, T. Sekine, and T. Tachibana. 2004. “Equilibrium Land Prices of Japanese Prefectures: A Panel Cointegration Analysis.” Bank of Japan Working Paper Series, No. 04 – E – 9.
22. OECD. 2004a. *Economic Survey of the Netherlands*. Paris: OECD Publishing.
23. OECD. 2004b. *Economic Survey of Spain*. Paris: OECD Publishing.
24. OECD. 2006. *Economic Survey of Ireland*. Paris: OECD Publishing.

(下转第144页)

- and Real World Application. " *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications* , Article in Press.
23. Hurst H. E. 1951. "Long - Term Storage Capacity of Reservoirs. " *Trans. Amer. Soc. Civil Eng.* ,116: 770 - 799.
 24. Lo A. W. 1991. "Long - Term Memory in Stock Market Prices. " *Econometric* 59(5) : 1279 - 1314.
 25. Mandelbrot B. 1982. *The Fractal Geometry of Nature*. New York: W. H. Freeman.
 26. McCoy E. J. ,and A. T. Walden. 1996. "Wavelet Analysis and Synthesis of Stationary Long - memory Processes. " *Journal of Computational and Graphical Statistics* 5(1) : 26 - 56.
 27. Percival D. B. and A. T. Walden. 2004. *Wavelet Methods for Time Series Analysis*. Beijing: China Machine Press.
 28. Peter E. E. 1994. *Fractal Market Analysis - Applying Chaos Theory to Investment and Economics*. New York: Wiley.
 29. Tan P. ,D. Galagedera ,and E. Maharaj. 2012. "A Wavelet Based Investigation of Long Memory in Stock Return. " *Physica A* , 391(7) : 2330 - 2341.

Does Exchange Rate Return and Return Volatility Exist Long Memory? An Empirical Study on CNY and EUR Exchange Rate

Xie Chi^{1 2} and Yue Hanqi¹

(1: College of Business Administration ,Hunan University;
2: Center of Finance and Investment Management ,Hunan University)

Abstract: The study of long memory has been a hot research topic in the field of financial study , but in the past most researches mainly concentrated in capital market. Long memory in exchange rate return will affect foreign exchange market's validity ,while return volatility with long memory will influence the risk of exchange rate and its future changes. Based on this , this paper selects exchange rates of CNY/USD and EUR/USD as research objects , using classical R/S analysis ,V/S analysis and wavelet variance analysis for investigating long memory in their return and return volatilities. The results show that , return of CNY exchange rate has long memory , while EUR doesn't; both of these two return volatilities exist significantly long memory characteristics , but the non - periodic cycle of CNY is longer than that of EUR. These conclusions reflect that the formation mechanism of EUR is more effective than that of CNY , and provide a new angle of view for describing currencies behavior characteristics and making foreign exchange policies.

Key Words: Long Memory; Return; Return Volatility; CNY Exchange Rate; EUR Exchange Rate

JEL Classification: C41 , F31

(责任编辑: 彭爽)

(上接第 96 页)

25. Persyn D. and J. Westerlund. 2008. "Error Correction Based Cointegration: Tests for Panel Data. " *Stata Journal* , 8(2) : 232 - 241.
26. Poterba J. A. 1984. "Tax Subsidies to Owner - occupied Housing: An Asset Market Approach. " *Quarterly Journal of Economics* , 99(4) : 729 - 752.
27. Poterba J. A. 1991. "House Price Dynamics: The Role of Tax Policy and Demography. " *Brookings Papers on Economic Activity* , 22(2) : 143 - 203.
28. Schnure C. 2005. "United States: Selected Issues. " IMF Country Report No. 05/258.
29. Smith L. B. 1969. "A Model of the Canadian Housing and Mortgage Markets. " *Journal of Political Economy* , 77(5) : 795 - 816.
30. Summers L. H. 1981. "Inflation ,the Stock Market and Owner - Occupied Housing. " *American Economic Review* , 71(2) : 429 - 434.
31. Verbruggen J. ,H. Kranendonk ,M. van Leuvensteijn ,and M. Toet. 2005. "Welke Factoren Bepalen de Ontwikkeling van de Huizenprijis in Nederland?" CPB Document No. 81.
32. Wagner R. 2005. "En model for de danske ejerbol igpriser. " *Okonomi og Erhvervsministeriets arbejdsrapport* , No. 1.
33. Wooldridge J. M. 2002. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge. Massachusetts: The MIT Press.

China's Land Finance and House Price Fluctuation: An International Comparative Analysis

Wang Xuelong¹ and Yang Wen²

(1: Department of Economics ,Hokkaido University;
2: Research Center of China's Economy and Culture ,Peking University)

Abstract: China's house price has increased rapidly since the reform of the real estate market ,which has attracted wide concerns over the society. In some people's opinion ,land price increase is the prime reason for the house price increase. This paper ,however , establishes a model to analyze China's real estate market and points out that the true logic should be as follows: house price decides land price and land price is not the main reason for the housing market bubble. It is the land finance that causes the rapid increase of house price. Land finance reduces speculation risk and stimulates speculation demand in the real estate market and consequently causes house price bubble. Empirical studies and international comparative analyses provide evidence for this argument.

Key Words: Land Finance; Speculation Risk; House Price; Price Fluctuation

JEL Classification: R21

(责任编辑: 陈永清)