

# 城市住房价格动力<sup>①</sup>

邹高禄<sup>1</sup>, 杨晓霞<sup>2</sup>

1. 西南财经大学 财税学院, 成都 611130; 2. 西南大学 地理科学学院, 重庆 400715

**摘要:** 主要目的是在同一计量经济环境中, 综合考虑长期借贷利率、外来投资规模, 是否是推动城市住房价格的动力或决定因素。同时考虑了通货膨胀因素对房价的可能影响。由于特大型中心城市住房市场对中西部市场具有传导作用, 故以北京、上海、广州和深圳四个主要城市住房市场为分析案例。采用 2005—2010 年月度时间序列数据, 考虑结构突变和小样误差, 进行了约束协整和弱外生检验。所有外来投资变量是平稳序列, 不可能与住房价格形成长期均衡关系。长期利率和通货膨胀是北京、上海房价变化的长期动力。因此提高长期借贷利率、控制通货膨胀, 有助抑制房价上涨。

**关键词:** 住房价格; 动力; 结构突变; 约束协整; 弱外生

**中图分类号:** K902; F293.3

**文献标志码:** A

我国城市住房价格近年迅速上涨, 水平大幅提高。例如上海市 2001—2008 年间新建商品房价上升 77%, 2004—2008 年间为 15.6%<sup>[1]</sup>。2011 年 1 月, 全国城市新建住房销售价格同比上升 11.3%, 二手房销售价格同比上升 8%<sup>[2]</sup>。中央政府的住房市场调控目标, 是为了遏制部分城市房价过快上涨<sup>[3]</sup>, 实现‘合理’住房价格、促进房地产市场平稳健康发展<sup>[4]</sup>。

按照梯度推移理论, 城市之间的信息、人员、资金等可以按照一定规律传递<sup>[5]</sup>。城市住房市场信息的正梯度推移, 包括由主要政治中心城市(如北京), 向其他城市传递; 由特大型经济中心城市(如上海、深圳), 向经济规模更小的城市传递; 由沿海中心城市, 向内地中西部地区城市的传递等。这里, 北京、上海和深圳可以被看成是信息梯度传递的上游城市, 它们的住房市场变化信息将影响其他城市住房市场变化。梯度推移的方向可以从计量经济角度进行检验。过去研究发现, 北京、上海、广州和深圳等城市市场住房价格变化, 对全国城市房价及中西部市场可能有引导作用<sup>[6-7]</sup>。因此, 我国城市住房市场宏观调控的关键, 首先应该在这些住房市场信息梯度传递的上游或源头城市中做好调控工作。探索这些中心城市住房价格的动力, 不仅对于这些城市本身的住房市场调控、住房投资具有实际意义, 而且也有助于认识其他地区城市住房价格变化动力、明确房地产市场调控策略和住房投资方向。

城市房地产或住房市场模拟方法, 长期以来形成了空间模拟传统<sup>[8-12]</sup>, 特征住房价格传统<sup>[13-14]</sup>, 存量—流量传统<sup>[15-16]</sup>, 社会经济要素基本面分析传统<sup>[17-20]</sup>等。住房价格的社会经济基本面要素很多, 包括人口、通货膨胀、金融、货币、税收、投资、供给、需求等, 实际分析中受现有计量经济技术、数据获得性限制, 同一个模型中不可能考虑所有要素, 通常只是假设某几种最可能的重要价格要素。

随着住房价格迅速增长和水平大幅提高, 中央政府常常使用利率等金融工具调控住房市场。如 2007 年

① 收稿日期: 2011-01-30

基金项目: 西南财经大学 211 工程 III 期建设资助。

作者简介: 邹高禄(1964-), 男, 四川德阳人, 博士, 教授, 主要从事房地产经济、经济地理、环境经济等教学研究工作。

9月27日中国人民银行与银监会共同发布《关于加强商业性房地产信贷管理的通知》,规定对已利用贷款购买住房又申请购买第二套(含)以上住房的,贷款利率不得低于同期同档次基准利率的1.1倍。但受美国次贷危机、全球金融危机影响,央行实行贷款购买住房的利率优惠政策,宣布自2008年10月27日起,将商业性个人住房贷款利率的下限扩大为贷款基准利率的0.7倍。不过,国务院在2010年4月取消了这个利率优惠政策,再次要求对贷款购买第二套住房的家庭,贷款利率不得低于基准利率的1.1倍<sup>[3]</sup>。

理论上,利率上升增加购房按揭成本,导致投资住房预期收益下降,故住房需求减少;虽然利率上升也会增加开发成本,导致住房供给减少。但由于房地产开发周期一般持续2a以上,导致短期住房供给弹性很小。所以利率上升,住房需求减少,房价下降。事实上,众多实证研究发现,利率与住房价格之间常常表现出长期均衡关系,利率对房价有负的影响<sup>[21-23]</sup>;实际住房价格相对于实际利率的弹性实证证据差别很大,在-9.4~5.9之间<sup>[24]</sup>。过去研究提出利率决定了我国住房价格的长期均衡变化,但因市场投机干扰缺乏短期影响<sup>[25]</sup>;或利率变化对我国(1999—2005年)房地产市场确有显著影响<sup>[26]</sup>。有使用协整、格兰杰因果等理论方法,发现了我国(1998—2006年)负的住房价格与贷款利率关系<sup>[27]</sup>。

但是,因为存在大规模外来资金补充,提高利率对我国房价影响很小<sup>[28]</sup>。实证分析表明,外资的确是推动房价上涨的重要因素<sup>[29]</sup>。Jiang, Chen 和 Isaac 曾经特别分析了外国直接投资(FDI)对中国房地产市场影响,发现 FDI 在货币紧缩时期,对上海房地产市场繁荣起了积极作用<sup>[30]</sup>。

住房价格的另一个重要因素是通货膨胀。我国近年物价上升幅度大,城市居民平均消费价格指数2008年相比2005年上升了60.4%<sup>[31]</sup>。实证研究表明,房价与通货膨胀率常常具有长期均衡关系<sup>[32-36]</sup>,故长期来看,住房资产可以有效抵御或对冲通货膨胀。例如,使用1953—1971年房价、CPI数据分析美国住房市场,发现房价可以有效防御通货膨胀<sup>[37]</sup>;对英国1983—1995年住房市场区域差异分析,发现英格兰西北部、苏格兰、约克厦等区域的房价,的确可以抵御通货膨胀<sup>[38]</sup>。针对我国住房市场的研究,在北京住房市场中,没有发现通货膨胀与商品住宅价格存在长期均衡关系;但在上海住房市场中,却发现存在这种均衡关系,而且房价上涨引发通货膨胀<sup>[39]</sup>。因此,是否通货膨胀是住房价格动力,仍然需要实证检验。

因此,我们推测,提高借贷利率对住房价格有负的影响;但是,利率上升又很可能吸引国外(海外)资金大规模流入我国大陆地区,部分资金投入房地产市场,从而推高房价<sup>[4]</sup>。因此,有必要在同一计量经济环境中,综合考虑利率和外资规模对住房价格的影响。同时,为了反映近年城市普通商品物价上涨对住房价格的影响,在房价因素中加入通货膨胀因素是有意义的:考虑通货膨胀因素不仅是对于借贷利率、外资规模对房价影响的修正,更对宏观调控政策措施的制订具有实际意义。

本文主要目的,是以北京、上海、广州和深圳住房市场作为分析对象,在同一计量经济环境中,分析长期借贷利率、外来投资规模和通货膨胀率变化,是否是推动住房价格变化的动力(或决定因素)。与过去相关实证研究不同之处是,比较充分考虑了经济时间序列的小样特性,以及可能的结构突变。采用的主要方法是多元约束协整和弱外生检验。文章安排是:简介约束协整和弱外生计量经济方法,数据描述,计量经济运算,简单讨论计量经济结果与政策意义。

## 1 约束协整与弱外生检验方法

弱外生理论认为,给定一个由若干经济变量组成的系统,若某个变量单方向影响了这个系统及构成该系统其他变量的变化,但反过来并不受其他变量变化的影响,则称该变量相对于系统是弱外生的。如果把协整向量预设为关注参数,弱外生变量就是系统及其他变量的长期动力。因此弱外生分析在宏观经济分析中有重要经济意义<sup>[40-41]</sup>。为了实证方便,我们假定房价(HP)、及其价格因素长期利率( $r$ )、通货膨胀率(CPI)和外来投资规模(FI),都是含一个单位根的时间序列变量。它们在同一宏观经济环境中,均为一四维向量系统 $\Omega(\Omega = (HP_t, r_t, CPI_t, FI_t))$ 的构成元素, $t$ 是时间。用多元协整方法检验 $\Omega$ 是否是协整的:首先估计 Johansen 形式误差修正模型(ECM)及其系数矩阵 $\Pi$ <sup>[42-44]</sup>。这里 $\Pi = \alpha\beta'$ , $\beta$ 、 $\alpha$ 分别是协整向量和相应的调整系数向量,均为 $4 \times r$ 矩阵,向量元素在矩阵中的位置已经由 $\Omega$ 的定义决定。 $\Pi$ 中包含了最多

有  $r$  个协整秩的假设信息, 检验  $r$  采用“迹”(trace) 统计值. 但 Johansen 的迹检验依据大样推论, 实证分析中需要进行临界值小样修正<sup>[45]</sup>.

迹检验探测到的协整向量  $\beta$  是无约束的, 需要进一步施加适当的、有经济意义的约束, 才能探索其实际经济意义<sup>[41,46]</sup>. 有经济意义的最简单的  $\beta$  约束, 是对  $\Omega$  中相关元素依次施加零约束, 即  $H_3^*: \beta = 0$  (关于  $H_3^*$ ,  $H_4^*$  和  $H_5^*$  的定义见<sup>[43]</sup>). 用  $\chi^2$  统计检验这些假设, 从而确定协整关系  $\beta$  中应该包含哪些有意义的变量. 再把统计上显著的约束协整向量(表示为  $\beta^*$ ) 设为关注参数, 进行弱外生检验. 方法是对调整系数  $\alpha$  的第  $i$  行元素施加零约束, 即  $H_4^*: \alpha_i = 0$  或  $H_5^*: \beta^* = 0, \alpha_i = 0$ , 用  $\chi^2$  统计检验这些假设, 统计上不显著的  $\chi^2$  所对应的向量元素相对于关注参数(即  $\beta^*$ ) 是弱外生的.

协整检验必须首先分析时间序列单位根. 同时使用 ADF 法<sup>[47]</sup> 和非参数的 PP 法<sup>[48]</sup> 检验单位根, 可以提高单位根检验功效. 但是, 这类常规检验可能把本来的结构突变误检为单位根, 所以须用 Perron 的混合新生异常值(I0) 模型, 用  $t_a^*$  统计值单边探测可能的结构突变<sup>[49]</sup>.

## 2 数据与变量

使用北京、上海、广州和深圳 4 个城市 2005 年 7 月—2010 年 6 月的月度时间序列数据. 使用了 X12(加法) 程序, 对全部序列进行了季度调整<sup>[50]</sup>. 住房价格数据取自“七十个大中城市房屋销售价格指数”, 全国城市平均 CPI 数据取自“居民消费价格分类指数”<sup>[2]</sup>; 基准借贷利率数据取自中国人民银行网; 城市月度 CPI 数据分别取自各个城市的统计信息网统计数据栏<sup>[1,51-53]</sup>; 全国实际使用外国投资数据来自商务部网<sup>[54]</sup>.

每个城市住房市场包含 4 个变量: 城市房价变量(HP) 采用新建商品住房的名义价格同比指数, 这是因为我国新房交易远比旧房交易活跃; 通货膨胀变量(CPI), 采用城市居民消费同比价格指数; 外来投资变量(FI), 采用实际使用或到账外国投资的当月统计金额; 长期实际借贷利率变量( $r$ ), 是中国人民银行确定的 5 a 及以上时期名义基准借贷年度利率, 除以 12 得月度利率, 再减去全国或当地城市月度 CPI 增长率, 因此是“事后估计”的实际利率.

## 3 计 算

表 1 显示, 单边的 Perron  $t_a^*$  检验, 在 5% 置信水平没有发现任何变量有结构突变. 表 2 显示, 在 4 个城市全部 16 个序列变量中, ADF 和 PP 检验共同发现, 所有外资序列变量(FI) 都是平稳过程; 8 个变量含有一个单位根, 可以确定是  $I(1)$  过程; 不一致的检验结果有: 对于北京的 HP、 $r$  和 CPI 变量, ADF 探测到两个单位根, PP 只探测到一个, 既然大部分宏观经济序列含一个单位根<sup>[55]</sup>, 我们认为这 3 个变量含一个单位根更加合理; 对于广州的 CPI 变量, ADF 检验是平稳的, PP 检验探测到一个单位根, 这是“近似”单位根过程, 在统计上视为单位根过程可以取得更好推论<sup>[56]</sup>. 所以, 在下面协整分析中, 认定全部 FI 变量是  $I(0)$  过程, 其余变量均为  $I(1)$  过程. 在协整分析时所有 FI 变量不能使用, 我们定义的城市住房市场四元向量  $\Omega$ , 简化为只包含三个元素的三元向量系统.

表 3 是三元协整无约束迹检验结果. 使用 5% 小样临界值<sup>[45]</sup>, 仅发现北京和上海市场有无约束的协整关系.

对北京、上海市场的约束协整和弱外生检验结果见表 4. 首先检验  $\beta$  的零约束, 从  $p$  值看, 在 1% 或 5% 水平上, 可以拒绝所有关于  $\beta$  的零约束. 所以, 北京和上海市场约束协整向量呈现房价、利率和 CPI 元素构成的三元结构特点. 另外, 如果进一步观察无约束协整向量, 似乎北京市场含有  $\beta_{11} = 0.15\beta_{12}$  和  $\beta_{11} = 16\beta_{13}$  线性关系, 上海市场含有  $\beta_{11} = -0.1\beta_{12}$  和  $\beta_{11} = -10\beta_{13}$  线性关系, 但在 5% 水平上可以拒绝所有这些线性关系. 所以无法认定北京市场房价与利率、CPI 之间是否存在(负的)长期弹性, 或上海房价与利率、CPI 之间是否存在(正的)长期弹性. 进一步检验对调整系数的零约束  $H_4^*: \alpha = 0$ , 可以在 5% 水平上, 接受北京和上海市场  $\alpha_{21} = 0$  和  $\alpha_{31} = 0$  约束, 说明这两个市场的利率和 CPI 变量, 是弱外生变量.

表 1 Perron 结构突变检验

城市	变量	$\hat{\alpha}$	$t_a^*$	$p$ 值	$k$	$\hat{T}_b$
北京	HP	0.23	1.06	0.30	9	26
	$r$	0.47	3.61	0.00	9	48
	FI	-0.02	-0.06	0.95	8	25
	CPI	0.49	3.89	0.00	9	48
上海	HP	0.54	4.01	0.00	9	25
	$r$	0.37	2.97	0.01	9	30
	FI	-0.01	-0.03	0.97	9	12
	CPI	0.37	2.98	0.01	9	30
广州	HP	0.18	0.84	0.40	9	39
	$r$	-0.04	-0.22	0.83	9	30
	FI	-0.51	-1.83	0.27	3	12
	CPI	-0.04	-0.22	0.82	9	30
深圳	HP	0.17	1.24	0.22	9	38
	$r$	0.25	1.18	0.25	9	27
	FI	0.00	-0.01	0.99	2	48
	CPI	0.23	1.11	0.27	9	27

注: 数据未对数处理. 限于篇幅, 仅列出 Perron(1997)IO 模型  $y_{t-1}$  的系数  $\hat{\alpha}$  估计,  $t_a^*$  是  $\hat{\alpha}$  系数最小  $t$  统计值. 回归中需要对序列进行头尾截断, 截断比例  $\lambda=0.2$ . Perron 模拟的 1%、5% 和 10% 单边检验小样临界值分别是 -6.32, -5.59 和 -5.29(抽样规模  $T=70$ ).  $\hat{T}_b$  是估计的可能断裂点.  $k$  是截尾滞后值, 须用数据依赖法挑选<sup>[57]</sup>.

表 2 单位根检验

城市	变量	ADF				PP		
		$L$	$FD$	$SD$		$L$	$FD$	
北京	HP	-2.63(4)	-1.82(3)	-10.53(2)*	SIC	-1.43(4)	-9.15(4)*	NW
	$r$	-3.07(3)	-1.93(2)	-10.37(1)*	SIC	-1.68(5)	-5.78(5)*	NW
	FI	-4.57(0)	-	-	SIC	-4.57(1)	-	NW
	CPI	-3.08(3)	-1.86(2)	-10.60(1)*	SIC	-1.66(5)	-5.80(5)*	NW
上海	HP	-4.01(4)	-5.99(0)*	-	SIC	-2.45(5)	-6.29(4)*	NW
	$r$	-1.84(2)	-3.33(1)***	-	SIC	-1.73(5)	-6.79(4)*	NW
	FI	-5.71(0)	-	-	SIC	-5.66(1)	-	NW
	CPI	-2.20(3)	-3.38(1)***	-	SIC	-1.70(5)	-6.80(4)*	NW
广州	HP	-3.71(0)	-9.91(0)*	-	SIC	-1.81(3)	-9.70(3)*	NW
	$r$	-7.26(0)	-10.34(0)*	-	SIC	-1.88(4)	-9.88(4)*	NW
	FI	-9.66(0)	-	-	SIC	-9.66(0)	-	NW
	CPI	-1.96(0)	-	-	SIC	-1.87(4)	-9.84(4)*	NW
深圳	HP	-1.97(0)	-9.22(0)*	-	SIC	-1.93(3)	-9.15(3)*	NW
	$r$	-5.90(0)	-8.65(0)*	-	SIC	-1.85(2)	-8.65(0)*	NW
	FI	-1.98(0)	-	-	SIC	-5.88(4)	-	NW
	CPI	-0.90(1)	-8.61(0)*	-	SIC	-1.86(2)	-8.63(1)*	NW

注: 数据未对数处理.  $L$ : 原数据;  $FD$ : 一次差分;  $SD$ : 二次差分. 括号内是截尾滞后值, 在 ADF 检验中, 采用施瓦兹信息准则(SIC)或赤池信息准则(AIC)挑选; PP 检验中用 Newey-West(NW)建议值<sup>[58]</sup>. 所有变量有非零均值、随时间增长趋势, 故全部检验回归中含趋势和截距<sup>[59]</sup>, 可以大幅提高拒绝假设时的正确率<sup>[56]</sup>. \*, \*\* 和 \*\*\* 分别表示 1%、5% 和 10% 置信水平.

表 3 Johansen 无约束协整迹检验

城市	$r$	$k$	迹统计	O-L	C&L	联合 JB ( $p$ 值)	修正 Q ( $p$ 值)
				临界值*	临界值*		
北京	0	6	71.18	42.92	59.33		
	1	6	29.35	25.87	35.77	13.80(0.03)	57.96(0.01)
	2	6	12.85	12.52	17.31		
上海	0	7	65.15	42.92	63.54		
	1	7	28.36	25.87	38.31	46.66(0.01)	149.98(0.00)
	2	7	6.71	12.52	18.53		
广州	0	6	39.91	42.92	59.33		
	1	6	15.66	25.87	35.77	11.09(0.09)	278.23(0.03)
	2	6	2.91	12.52	17.31		
深圳	0	5	37.80	42.92	55.69		
	1	5	16.05	25.87	33.57	13.90(0.03)	11.40(0.25)
	2	5	5.79	12.52	16.24		

注: 除利率值, 其他数据是对数值.  $r$  是最大协整秩假设.  $k$  是适中的 ECM 模型滞后值, 在保证多元正态特性下, 使用 AIC 准则挑选. 小样回归使用 AIC, SIC 准则可以正确挑选  $k$  值<sup>[45]</sup>. 检验回归依赖 5 个基本检验假设(I-V)<sup>[44]</sup>, 如果观察到数据中有线性趋势, 假设 IV 是最常见情况<sup>[41]</sup>, 因此我们采用假设 IV, O-L 和 C&L 分别表示大样<sup>[60]</sup>、小样<sup>[45]</sup>临界值, \* 5% 置信水平. 联合 JB: Jarque-Bera 多元正态统计值. 小样修正 Q 值: 检验无多元回归序列相关.

#### 4 计量经济结果分析与政策意义

单纯的无约束协整分析, 很难确定住房价格的市场动力或决定因素. 弱外生检验是分析住房价格长期动力的比较理想的方法. 我们以 4 个东部特大城市为研究对象, 在同一计量经济环境中, 分析了长期利率、外资流入和通货膨胀变化是否是我国城市住房价格动力. 在单位根检验中, 我们考虑了可能的结构突变干扰, 协整检验中进行了小样修正. 只发现北京、上海市场存在无约束的协整关系, 并且利率和 CPI 变量是弱外生变量.

表 4 协整系数  $\Pi$  约束检验

城市	$\beta$ 约束 ( $H_3^*$ )	$\chi^2$	$p$ 值	自由度	$\alpha$ 约束-弱外生性 检验( $H_4^*$ )	$\chi^2(p)$	DF	$p$ 值
北京	$\beta_{11}=0$	8.7	(0.00)	1	$\alpha_{11}=0$	23.2	1	(0.00)
	$\beta_{12}=0$	5.3	(0.02)	1	$\alpha_{21}=0$	0.0	1	(0.86)
	$\beta_{13}=0$	6.4	(0.01)	1	$\alpha_{31}=0$	0.1	1	(0.71)
	$\beta_{11}=0.15\beta_{12}$	8.7	(0.00)	1				
	$\beta_{11}=16\beta_{13}$	6.4	(0.01)	1				
上海	$\beta_{11}=0$	10.0	(0.00)	1	$\alpha_{11}=0$	10.9	1	(0.00)
	$\beta_{12}=0$	6.6	(0.01)	1	$\alpha_{21}=0$	0.6	1	(0.43)
	$\beta_{13}=0$	8.1	(0.00)	1	$\alpha_{31}=0$	0.3	1	(0.57)
	$\beta_{11}=-0.1\beta_{12}$	9.9	(0.00)	1				
	$\beta_{11}=-10\beta_{13}$	7.9	(0.00)	1				

注:  $\alpha$ 、 $\beta$  在协整系数矩阵  $\Pi$  中的位置已经由  $\Omega$  定义. 自由度和  $p$  值依据<sup>[43]</sup>估计.

因此, 长期(实际)基准借贷利率是北京、上海房价变化长期动力. 可能原因是, 这两个直辖市较好地执行了中央信贷政策, 住房市场市场化程度高. 由于东部直辖市住房市场变化对全国及其他城市住房市场有引导作用, 长期利率调整对全国房价可能是有意义的. 北京、上海房价与通货膨胀有均衡关系, 这与过去有关实证证据吻合; 通货膨胀因素是北京、上海房价变化长期动力. 据协整理论, 实际利用外资与房价不可能有均衡关系, 因而彼此之间不存在任何动力. 为了抑制城市住房价格上升, 应该提高长期借贷利率,

并采取适当措施控制通货膨胀。

但对协整向量约束十分复杂, 需要相关理论和过去相关实证证据支持。弱外生检验主要发现均衡系统长期动力。因此, 我们的实证证据仍然需要更多理论分析和实际验证。尽管如此, 我们的分析仍然具有好的实践意义: 因为住房产品缺乏流动性特点, 决定住房投资应该追求长期性; 住房市场调控本身追求长期目标。

### 参考文献:

- [1] 上海市统计局. 数据发布: 月底数据—居民消费价格指数. 上海: 上海统计, 2010(2010-07)[2010-08-06]www.stats.gov.cn.
- [2] 国家统计局. 统计数据: 月度数据—七十个大中城市住宅销售价格指数. 北京: 国家统计局, 2010(2010-07)[2010-08-05]www.stats.gov.cn.
- [3] 国务院. 国务院关于坚决遏制部分城市房价过快上涨的通知(国发[2010]10号). 北京: 新华网, 2010-04-17. [http://news.xinhuanet.com/politics/2010-04/17c\\_1239755.htm](http://news.xinhuanet.com/politics/2010-04/17c_1239755.htm).
- [4] 国务院. 国务院办公厅关于进一步做好房地产市场调控工作有关问题的通知(国办发[2011]1号). 北京: 新华网, 2011-01-27. [http://news.xinhuanet.com/politics/2011-01/27/c\\_121032723.htm](http://news.xinhuanet.com/politics/2011-01/27/c_121032723.htm).
- [5] 闫小培, 林彰平. 20世纪90年代中国城市发展空间差异变动分析[J]. 地理学报, 2004(59): 438-445.
- [6] 梁云芳, 高铁梅. 中国房地产价格波动区域差异的实证分析[J]. 经济研究, 2007(8): 133-142.
- [7] 张凌, 田传浩. 城市住房市场差异与房价连锁反应——以35个大中城市为例[J]. 浙江大学学报: 工学版, 2010(44): 197-202.
- [8] MUTH R F. Cities and Housing [M]. Chicago: University of Chicago Press, 1969.
- [9] OLMO J C. Spatial Estimation of Housing Prices and Locational Rents [J]. Urban Studies, 1995(32): 1331-1344.
- [10] ARNOTT R, BRAID R, DAVIDSON R, et al. A General Equilibrium Spatial Model of Housing Quality and Quantity [J]. Regional Science and Urban Economics, 1999(29): 283-316.
- [11] 郭莉滨, 杨庆媛, 谢金宁. 城市规模效益比较研究——以重庆市为例[J]. 西南农业大学学报: 自然科学版, 2006(28): 169-174.
- [12] 张绍伙, 彭贤伟. 基于Kriging方法和GIS技术的城市房价空间分异研究——以贵阳市城区为例[J]. 贵州师范大学学报: 自然科学版, 2010(28): 27-31.
- [13] ROSEN S. Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition [J]. Journal of Political Economy, 1974(82): 34-55.
- [14] 邹高禄, 渠文晋, 邓沛, 等. 二手房价格对于住房特征和区位变化敏感性分析[J]. 西南师范大学学报: 自然科学版, 2005(30): 552-555.
- [15] SMITH L B. A Model of the Canadian Housing and Mortgage Markets [J]. Journal of Political Economy, 1969(77): 795-816.
- [16] PURI A K, LIEROP J V. Forecasting Housing Starts [J]. International Journal of Forecasting, 1988(4): 125-134.
- [17] CLAYTON J. Rational Expectations, Market Fundamentals and Housing Price Volatility [J]. Real Estate Economics, 1996(24): 441-470.
- [18] WHEATON W C. Real Estate 'Cycles': Some Fundamentals [J]. Real Estate Economics, 1999(27): 209-230.
- [19] BLACK A, FRASER P, HOESLI M. House Prices, Fundamentals and Bubbles [J]. Journal of Business Finance and Accounting, 2006(33): 1535-1555.
- [20] 邱继勤, 张怡然, 邱道持. 重庆市主城区投资性购房结构分析[J]. 西南大学学报: 自然科学版, 2010(32): 163-167.
- [21] TIWARI P, MORIIZUMI Y. Efficiency in Housing Finance: A Comparative Study of Mortgage Instruments in Japan [J]. European Journal of Housing Policy, 2003(3): 267-288.
- [22] APERGIS N, REZITIS A. Housing Prices and Macroeconomic Factors in Greece: Prospects Within the EMU [J]. Applied Economics Letters, 2003(10): 799-804.
- [23] CHO D, MA S. Dynamic Relationship between Housing Values and Interest Rates in the Korean Housing Market [J]. Journal of Real Estate Finance and Economics, 2006(32): 169-184.
- [24] Organization for Economic Cooperation and Development. III. Recent House Price Developments: The Role of Funda-

- mentals [J]. *OECD Economic Outlook*, 2005(78): 123—154.
- [25] 刘明, 刘斌. 利率调控房价的效应分析 [J]. *上海金融*, 2005(11): 14—16.
- [26] 王家庭, 张换兆. 利率变动对中国房地产市场影响的实证分析 [J]. *中央财经大学学报*, 2006(1): 54—59.
- [27] 宋勃, 高波. 利率冲击与房地产价格波动的理论与实证分析: 1998—2006 [J]. *经济评论*, 2007(4): 46—56.
- [28] 乜玉平. 利率变动对我国房价影响的实证分析 [J]. *价格月刊*, 2008(3): 50—51.
- [29] BENSON E D, HANSEN J L, SCHWARTZJR A L, et al. The Influence of Canadian Investment on U. S. Residential Property Values [J]. *Journal of Real Estate Research*, 1997(13): 231—249.
- [30] JIANG D, CHEN J J, ISAAC D. The Effect of Foreign Investment on the Real Estate Industry in China [J]. *Urban Studies*, 1998(35): 2101—2110.
- [31] 国家统计局. 统计年鉴(2009年) [M]. 北京, 2011.
- [32] MEESE R, WALLACE N. House Price Dynamics and Market Fundamentals: The Parisian Housing Market [J]. *Urban Studies*, 2003(40): 1027—1045.
- [33] STEVENSON S. A Long-Term Analysis of Regional Housing Markets and Inflation [J]. *Journal of Housing Economics*, 2000(9): 24—39.
- [34] ANARI A, KOLARI J. House Prices and Inflation [J]. *Real Estate Economics*, 2002(30): 67—84.
- [35] ABELSON P, JOYEUX R, MILUNOVICH G, et al. Explaining House Prices in Australia: 1970—2003 [J]. *Economic Record*, 2005(81): 96—103.
- [36] WILSON P J, ZURBRUEGG R. Big City Difference? Another Look at Factors Driving House Prices [J]. *Journal of Property Research*, 2008(25): 157—177.
- [37] FAMA E F, SCHWERT G W. Asset Returns and Inflation [J]. *Journal of Financial Economics*, 1977(5): 115—146.
- [38] STEVENSON S. The Performance and Inflation Hedging Ability of Regional Housing Markets [J]. *Journal of Property Investment and Finance*, 1999(17): 239—260.
- [39] 张红, 章辉赞. 通货膨胀与商品住宅价格关系的实证分析 [J]. *清华大学学报: 自然科学版*, 2008(48): 329—332.
- [40] ENGLE R F, GRANGER C W J. Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing [J]. *Econometrica*, 1987(55): 251—276.
- [41] HENDRY D F, JUSELIOUS K. Explaining Cointegration Analysis: Part II [J]. *Energy Journal*, 2001, 22: 75—120.
- [42] JOHANSEN S. Statistical Analysis of Cointegration Vectors [J]. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1988(12): 231—254.
- [43] JOHANSEN S, JUSELIOUS K. Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration—with Applications to the Demand for Money [J]. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1990, 52: 169—210.
- [44] JOHANSEN S. Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models [M]. Oxford: Oxford University Press, 1995.
- [45] CHEUNG Y W, LAI K S. Finite-sample Sizes of Johansen's Likelihood Ratio Tests for Cointegration [J]. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1993, 55: 313—328.
- [46] JOHANSEN S. Testing Weak Exogeneity and the Order of Cointegration in UK Money Demand Data [J]. *Journal of Policy Modelling*, 1992(14): 313—334.
- [47] DICKEY D A, FULLER W A. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With A Unit Root [J]. *Journal of American Statistical Association*, 1979, 74: 427—431.
- [48] PHILLIPS P C B, PERRON P. Testing for A Unit Root in Time Series Regression [J]. *Biometrika*, 1988, 75: 335—346.
- [49] PERRON P. Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables [J]. *Journal of Econometrics*, 1997(80): 355—385.
- [50] ABEYSINGHE T. Deterministic Seasonal Models and Spurious Regressions [J]. *Journal of Econometrics*, 1994, 61: 259—272.
- [51] 北京市统计局. 统计数据: 进度数据, 月度统计数据—居民消费价格指数 [EB/OL]. (2010-07)[2010-08-08]http://www.bjstats.gov.cn.
- [52] 广州市统计局. 统计数据: 宏观月报—城市居民消费价格总指数 [EB/OL]. (2010-07)[2010-08-10]http://www.

gzstats. gov. cn.

- [53] 深圳市统计局. 统计数据: 统计月报—居民消费价格总指数 [EB/OL]. (2010-07)[2010-08-16]http://www.sz-tj.com.
- [54] 商务部. 统计数据: 全国利用外资情况统计 [EB/OL]. (2010-07)[2010-08-10]http://www.mofcom.gov.cn/static/v/tongjiziliao/v.html/1.
- [55] NELSON C R, PLOSSER C I. Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series [J]. *Journal of Monetary Economics*, 1982(10): 139-162.
- [56] HENDRY D F, JUSELIUS K. Explaining Cointegration Analysis: Part I [J]. *Energy Journal*, 2000, 21: 1-42.
- [57] NG S, PERRON P. Unit Root Tests in ARMA Models with Data Dependent Methods for The Selection of the Truncation Lag [J]. *Journal of the American Statistical Association*, 1995, 90: 268-281.
- [58] NEWBY W K, WEST K D. A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix [J]. *Econometrica*, 1987, 55: 703-708.
- [59] HAMILTON H D. *Time Series Analysis* [M]. Princeton, New Jersey: Princeton University Press, 1994.
- [60] OSTERWALD-LENUM M. A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics [J]. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1992, 54: 461-472.

## Dynamics of Housing Prices in Metropolises

ZOU Gao-lu<sup>1</sup>, YANG Xiao-xia<sup>2</sup>

1. *The School of Public Finance and Taxation, Southwestern University of Finance and Economics, Chengdu 611130, China;*

2. *School of Geography, Southwest University, Chongqing 400715, China*

**Abstract:** This paper mainly aims to analyse the dynamics of housing prices in metropolises of China. Under the same econometric roof, it investigates whether or not actual long-term loan interest rates and foreign investment scale are the motive forces of housing price or decisive factors for its fluctuation, and examines the possible effects of inflation on housing prices. Four metropolises, i. e., Beijing, Shanghai, Guangzhou and Shenzhen, are taken as the cases of study, since previous empirical evidence indicates the mechanism that the information may be transmitted in the direction from urban housing markets in East-China cities to Middle-and West-China zones. Using monthly time series covering the period 2005-2010, and considering possible structural breaks and finite-sample biases, the authors conduct restricted cointegration and weak exogeneity tests. All foreign investment series are stationary and unlikely to move together with housing prices over time and, hence, are removed from the cointegration tests. The results suggest that long-term loan interest rates and inflation are the dynamics of housing prices in Beijing and Shanghai markets. Hence, it is concluded that an increase in the long-term loan interest rates and measures of inflation control would help to restrain house prices.

**Key words:** housing price; dynamics; structural break; restricted cointegration; weak exogeneity

责任编辑 陈绍兰