

我国住宅价格多层面因素模型及其实证研究

邓长荣, 马永开

(电子科技大学 经济与管理学院, 成都 610054)

摘要 根据住宅价格形成机理, 构建了综合考虑宏观变量、住宅市场与土地市场等微观变量的多层面住宅价格理论模型, 理论与实证研究表明: 住宅价格长期均衡价格的影响因素主要有收入、银行信贷, 住宅需求与供给, 土地价格、土地供给和土地开发; 当短期住宅价格偏离长期均衡价格时, 市场自身具有一定的自动调节功能; 短期住宅价格主要受住宅需求、土地供给和土地开发量等微观因素影响; 同时我国房地产市场发展不平衡, 不同地区住宅价格既有共同的影响因素, 也有各区域的影响因素, 同一因素的影响程度不同, 且各地区住宅价格回归到均衡价格的速度不同. 结论对政府制定住宅市场调控措施具有参考价值.

关键词 住宅价格; 宏观变量; 土地市场; 住宅市场; 地区差异

Chinese housing multi-aspect factors model: A theoretical & empirical study

DENG Chang-rong, MA Yong-kai

(School of Management and Economics, University of Electronic Science and Technology of China, Chengdu 610054, China)

Abstract According to the formation mechanism of housing price, the paper presented Chinese housing multi-aspect factors theoretical model and designed the empirical model. The empirical results show that the main long-factors of housing price are income, housing demand, housing supply, bank loan, land supply, land development and land price. The main short-term factors are housing demand, land supply and land development. Chinese housing market is non-balanced, different regional housing price has different factors under some common factors, the influencing degree and the long-run correction rate to market disparity of regional market are also different.

Keywords housing price; macro variable; land market; regional difference

1 引言

住宅价格影响因素的研究一直是房地产经济与金融学界关注的热点问题. 就现有的研究而言, 可以分为以下几类: 住宅价格与宏观经济基本面、住宅价格与住宅市场基本面、住宅价格与土地市场基本面等.

在住宅价格与宏观经济研究方面, 国内外研究主要包括住宅价格与经济基本面、金融市场、银行贷款、财富等之间的互动关系. Quigley^[1] 采用 1986–1994 年美国 41 个城市的数据, 研究表明在房价与其滞后项回归模型加入宏观经济变量后, 将显著提高模型的预测能力, 宏观经济变量是影响住宅价格的重要因素. Jacobsen^[2] 实证研究表明收入、失业率和利率是挪威房价上涨的最主要解释因素. 沈悦、刘洪玉^[3] 采用 1995–2002 年我国 14 个城市的中房住宅价格指数与宏观经济基本面的研究表明, 14 城市经济基本面的当前信息或者历史信息都可以部分解释住宅价格水平或者变化率. 皮舜^[4] 利用中国 1997–2003 年间房地产市场与金融市场的月度数据, 研究发现中国房地产市场发展与金融市场的发展在长期和短期都存在着双向线性的因果关系, 它们具有一定程度的共生性. 周京奎^[5] 对 4 个直辖市的住宅价格与银行贷款的互动关系研究表明住宅价

收稿日期: 2008-10-17

资助项目: 国家自然科学基金 (70672104); 教育部新世纪优秀人才支持计划 (NCET-05-0811)

作者简介: 邓长荣 (1980–), 男, 汉, 安徽宿松人, 博士研究生, 研究方向为金融工程、房地产经济与金融; 马永开, 教授、博士、博士生导师、副院长.

格的上涨与宽松的货币政策有紧密的联系. 李亚明^[6] 揭示了中国房地产价格与居民消费的关系, 研究表明中国房地产财富效应在一定的范围内存在, 长期的房地产财富效应基本是正向的, 而短期的房地产财富效应的发挥存在一定的差异. 这些研究表明住宅价格与经济基本面、金融市场、货币政策、银行贷款、收入与财富等宏观经济变量有很强的相关关系.

住宅价格与住宅市场基本面研究, 主要集中在租金、住宅供给、需求、投机等因素对住宅价格及房地产周期的影响. Brown^[7], Holly^[8] 等认为, 在市场出清条件下, 房地产市场的租金水平与住宅的使用成本相等; Malpezzi & Wachter^[9] 在住宅供给缺乏弹性的条件下, 住宅的投资与投机需求是房地产市场繁荣与衰退的重要原因之一.

在住宅价格与土地市场互动关系方面, Potepan^[10] 研究表明, 土地价格的上升, 将导致房价的均衡价格上升, 土地价格是影响房价的因素之一; Ahmed and Tsoukis^[11]、Ooi and Lee^[12] 和严金梅^[13] 分别对英国、新加坡和中国的房价与地价的关系研究表明, 房价与地价在长期内是协整的, 短期内各国表现为不同的特征; Bostic, Longhofer, and Redfearn^[14] 认为土地价格已经反映了住宅的位置、区位等因素的价值, 土地价格占住宅价格的比例是解释住宅价格变动的最主要因素; Zhang^[15] 对中国的研究表明土地供给、土地价格、土地政策是影响房价的重要因素. 因此, 从土地市场与住宅市场互动关系来看, 土地市场变量是影响住宅价格的重要影响变量.

已有研究表明, 影响住宅价格的因素是多方面的, 全面刻画住宅价格的因素模型, 应该既要考虑宏观经济环境等宏观层面变量对住宅价格的影响, 又要考虑住宅市场、土地市场等微观层面变量对住宅价格的影响. 政府在房地产宏观调控、房地产开发商、购房者等在相关决策过程中, 也需综合考虑多层面的因素对住宅价格的影响.

基于此, 本文构建了一个综合考虑宏观变量、住宅市场与土地市场等微观变量的住宅价格多层次因素模型, 以此为基础, 建立基于实证分析的住宅价格多层次因素模型的误差纠正模型; 进一步, 从长期、短期和误差纠正等多个角度分析我国住宅价格多层次的影响因素; 考虑到我国区域住宅市场之间存在显著的区域差异, 选取上海和重庆两个城市作为研究样本, 探讨不同城市住宅价格影响因素的区域差异.

本文其他部分分别为: 第二部分是住宅价格多层次因素理论模型的构建; 第三部为实证模型的设计与实证分析; 最后为结论.

2 住宅价格多层次因素模型的构建

有关住宅价格理论模型的研究很丰富, 以存量-流量模型和住宅服务流量模型为主, 存量-流量模型是传统的住宅模型, 假设市场出清, 在均衡条件下, 市场供给等于市场需求, 求解得到均衡住宅价格的表达式 (Jud & Winkler^[16], Jacobsen^[2]); 另一类为住宅服务流量模型, 认为住宅可以为使用者提供服务流, 住宅基础价格可以看成是未来各类服务流的折现值, 因此住宅的需求函数是住宅租金的函数, 在均衡条件下, 租金与住宅的使用成本相等, 通过需求函数的逆函数求解得到均衡住宅价格的表达式 (Muellbauer & Murphy^[17], Meen^[18]).

由于住宅价值量大, 购房者一般支付首付的基础上, 通过银行按揭贷款的方式购买住房, 因此住宅抵押贷款对房地产市场的需求有显著影响, 一些住宅价格均衡方程中均考虑到住宅抵押贷款对住宅价格的影响, Hakfoort & Matysiak^[19] 将住宅抵押贷款存量作为贷款变量, Muellbauer & Murphy^[17] 将住宅抵押贷款存量的变化率作为贷款变量, Pain & Westaway^[20] 将贷款与抵押品价值之比作为贷款变量, 周京奎^[5] 将房地产开发非自筹资金和住宅销售额作为货币政策变量等研究银行贷款与住宅价格之间的关系. 本文以住宅服务流量模型为基础, 构建我国住宅价格多层次因素模型.

因此假定住宅市场的需求为收入、租金、银行贷款和其他影响因素的函数, 即

$$HD_i = f(Y_i, R_i, B_i, u_i) \quad (1)$$

上式中: HD_i 表示市场交易量, Y_i 表示居民可支配收入, R_i 表示租金水平; B_i 代表银行贷款; u_i 代表影响需求量的其他因素, 且 $\partial HD_i / \partial Y_i = f_1 > 0$, $\partial HD_i / \partial R_i = f_2 < 0$, $\partial HD_i / \partial B_i = f_3 > 0$.

在资本市场均衡状态下, 住宅租金与住宅的实际使用成本相等 (Brown^[7], Holly^[8]), 即租金为

$$R = \left[r + m + t_h - \frac{P_H^e - P_H}{P_H} \right] \cdot P_H = C_h \cdot P_H \quad (2)$$

式中: P_H 实际住宅价格, r 为税收调整的按揭贷款利率, m 为维护和修理费用率, t_h 为房产税税率, $\frac{P_H^e - P_H}{P_H}$ 为住宅价格的预期增值率.

由于我国房地产市场没有征收物业税, 则租金为

$$R = C_h \cdot P_H = \left[r + m - \frac{P^{he} - P^h}{P^h} \right] \cdot P^h \quad (3)$$

根据式 (1) 和式 (3), 通过求解需求函数的逆函数, 可以得到住宅价格的表达式:

$$P_i^h = f \left(Y_i, r_i, \frac{P^{he} - P^h}{P^h}, B_i, HD_i, u_i \right) \quad (4)$$

上式中: P^{he} 为预期住宅价格, 由于没有直接的数据, 需要寻找代理变量, 而文献一般采用两种方式替代 P^{he} , 一种方式是选取期望资本收益及其滞后项作为代理变量, 另一种方式是通过对预期住宅价格的解释因素回归得到预期住宅价格的拟合值 P^{he} , 一般从住宅市场和土地市场选取预期住宅价格解释因子进行回归, 得到拟合的 P^{he} .

基于以下原因选取土地价格、土地供给量、土地开发量、住宅新开工量作为预期住宅价格的解释变量:

1) 当期土地价格影响住宅价格预期. 土地价格及其滞后项是住宅价格变动的主要解释因子之一 (Ozanne & Thibodeau^[21], Manning^[22]), 土地滞后项与当前住宅价格关系显著, 则当前土地价格与未来预期住宅价格关系显著. 在土地招拍挂过程中, 房地产开发商通过剩余价值估价法对土地价格进行估计 (Somerville^[23], Tse^[24]), 未来住宅价格减去建筑成本、开发商利润、税收等, 构成竞拍土地的基本价格, 未来住宅价格是当前土地价格的增函数, 未来预期住宅价格上升或下降, 则当前土地拍卖价格的将上升或者下降, 因此当前土地价格的增降也是未来住宅价格上涨或下跌的重要信息之一.

2) 土地供给量影响住宅价格预期. 在城市规划和土地规划中, 土地供给量过少, 或者住宅用地配置过低, 从而促进土地价格的上升, 导致住宅价格的上涨, 如韩国 20 世纪 80 年代期间住宅价格的过快增长的主要原因是住宅土地供给缺乏弹性和供给比例过低 (Hanah, Kim & Mills^[25]), 土地供给约束也导致了香港住宅价格的上涨 (Peng & Wheaton^[26]), 且土地供给量对住宅价格的影响大致滞后一年以上 (Hui^[27], Zhang^[15]).

3) 当期完成开发土地影响住宅价格预期. 当期土地供给量的增加与住宅价格走势并没有显著的因果关系 (Tse^[24]), 当土地出让以后, 房地产开发商通过持有土地并不及时开发, 而储备大量的土地, 延长土地开发周期, 而土地从开发到新住宅竣工, 也需要经过一个周期, 因此当期完成开发土地也将是直接影响住宅价格预期的重要因素之一.

4) 住宅新开工面积影响住宅价格预期. 住宅新开工面积也是预测未来住宅价格最直接的一个影响因素, 但其周期比土地供给量要短.

因此假设预期住宅价格 P_i^{he} 为是土地价格、土地供给量、土地开发量、住宅新开工量的函数:

$$P_i^{he} = f(LP_i, LS_i, WS_i, HS_i, v_i) \quad (5)$$

式中: LP_i 为土地供给价格, LS_i 为土地供给面积, WS_i 为土地开发面积, HS_i 为住宅供给面积, v_i 为影响住宅价格预期的其他变量.

使用 (5) 式替代 (4) 式的预期价格得到住宅价格函数方程:

$$P_i^h = f(Y_i, r_i, HS_i, LS_i, WS_i, LP_i, HD_i, B_i, u_i) \quad (6)$$

采用对数线性形式, 其住宅价格表达式为:

$$\begin{aligned} \ln(P_i^h) = & \beta_0 + \beta_1 \ln(Y_i) + \beta_2 \ln(r_i) + \beta_3 \ln(HS_i) + \beta_4 \ln(LS_i) + \beta_5 \ln(LP_i) + \\ & \beta_6 \ln(HD_i) + \beta_7 \ln(B_i) + \beta_8 \ln(WS_i) + u_i \end{aligned} \quad (7)$$

式 (7) 表明, 长期均衡住宅价格受到多层面因素的影响, 其主要因素有收入、住宅供给量、土地供给、土地开发量、土地价格、住宅需求和银行贷款等. 式 (7) 是从市场均衡的角度构建理论住宅价格多层面因素模型, 而实际各层面影响因素对均衡住宅价格的影响程度依赖于实际数据的长度.

3 实证模型的设计与实证分析

3.1 实证模型的设计

基于多层面因素模型的理论方程式 (7), 需要采用实际数据, 建立误差纠正模型, 进行实证分析. 以住宅平均价格 P^h 作为解释变量; 房地产开发资金主要由国内贷款, 自筹资金, 利用外资, 其他资金等构成, 而其他资金中除首付外, 基本上也是来源于银行贷款, 而我国房地产市场首付比例一般为 20%, 因此, 将银行借款

与除首付以外的其他资金 (即其他资金的 80%) 加总作为银行贷款变量; 利率以三至五年期按揭贷款利率作为名义利率, 由于利率为 $I(0)$ 序列, 所以利率变量包含在误差纠正模型中, 记为 r_i .

考虑到各个变量的滞后项对住宅价格的影响, 基于式 (7), 利用 Engle 和 Granger^[28] 两步法估计长期均衡方程和估计误差纠正项, 在此基础上建立误差纠正模型.

基于 (7) 式建立的住宅价格多层次因素模型的长期均衡方程为

$$\ln(P_t^h) = \gamma_0 + \sum_{i=0}^n \gamma_{1i} \ln(Y_{t-i}) + \sum_{i=0}^n \gamma_{2i} \ln(HS_{t-i}) + \sum_{i=0}^n \gamma_{3i} \ln(LS_{t-i}) + \sum_{i=0}^n \gamma_{4i} \ln(WS_{t-i}) + \sum_{i=0}^n \gamma_{5i} \ln(LP_{t-i}) + \sum_{i=0}^n \gamma_{6i} \ln(HD_{t-i}) + \sum_{i=0}^n \gamma_{7i} \ln(B_{t-i}) + u_t \quad (8)$$

估计式 (8) 式, 可以得到模型的残差序列 u_t , 令:

$$u_t = ecm_t = \ln(P_t^h) - \gamma_0 - \sum_{i=0}^n \gamma_{1i} \ln(Y_{t-i}) - \sum_{i=0}^n \gamma_{2i} \ln(HS_{t-i}) - \sum_{i=0}^n \gamma_{3i} \ln(LS_{t-i}) - \sum_{i=0}^n \gamma_{4i} \ln(WS_{t-i}) - \sum_{i=0}^n \gamma_{5i} \ln(LP_{t-i}) - \sum_{i=0}^n \gamma_{6i} \ln(HD_{t-i}) - \sum_{i=0}^n \gamma_{7i} \ln(B_{t-i}) \quad (9)$$

进一步如果误差纠正项 ecm_t 是平稳的, 则住宅价格与这些因素之间存在协整关系, 则可以建立误差纠正模型:

$$\Delta \ln(P_t^h) = \lambda_0 + \sum_{i=1}^n \lambda_{1i} \Delta \ln(Y_{t-i}) + \sum_{i=0}^n \lambda_{2i} \Delta \ln(HS_{t-i}) + \sum_{i=0}^n \lambda_{3i} \Delta \ln(LS_{t-i}) + \sum_{i=0}^n \lambda_{4i} \Delta \ln(WS_{t-i}) + \sum_{i=0}^n \lambda_{5i} \Delta \ln(LP_{t-i}) + \sum_{i=0}^n \lambda_{6i} \Delta \ln(HD_{t-i}) + \sum_{i=0}^n \lambda_{7i} \Delta \ln(B_{t-i}) + \lambda_8 \ln(r_i) + \lambda_9 ecm_{t-1} + v_t \quad (10)$$

由 (8)–(10) 式构成住宅价格多层次因素模型的动态模型. (8) 式反应了住宅价格与决定住宅价格的多层面因素之间的长期均衡关系, 由于各个变量均取自然对数值, 除常数项外, 各个系数均表示弹性的含义; 式 (9) 中, 如果误差纠正项 ecm_t 是平稳的, 则住宅价格与多层次因素之间存在协整关系, 根据 ecm_t 值的大小可以判断住宅价格是否存在泡沫, 如果 $ecm_t > 0$, 则实际住宅价格高于均衡住宅价格, 房地产市场存在泡沫, 如果 $ecm_t < 0$, 则实际住宅价格低于理论均衡价格, 实际住宅价格被低估. (10) 式表明了住宅价格的短期变动不仅取决于多层次因素的短期变化, 而且还受到住宅价格偏离均衡价格即误差纠正项的滞后项 ecm_{t-1} 的影响, (10) 式中多层次因素的回归系数表示住宅价格的短期弹性系数, λ_9 表示当短期住宅价格偏离长期均衡价格时的误差纠正系数, 如果 $\lambda_9 < 0$ 且显著, 不论 $ecm_t > 0$ 或 $ecm_t < 0$, 则短期住宅价格将按照 λ_9 的幅度纠正短期住宅价格对长期均衡住宅价格的偏离, λ_9 为负且显著也进一步说明长期住宅价格与多层次因素之间存在协整关系, λ_9 的大小表示短期住宅价格回归到长期均衡住宅价格的幅度与速度.

3.2 全国住宅价格多层次因素模型的实证分析

选取的数据来源于 Wind 数据库, 数据区间为 2002 年第一季度至 2007 年第四季度, 共包括 24 个时间序列. 考虑到数据的可比较性, 选择 2002 年第一季度为基期, 分别计算各因素的累计指数 (见图 1). 相对于 2002 年第一季度, 2007 年第四季度住宅价格上涨了 69.19%, 收入增加了 61.84%, 平均住宅价格上涨幅度略高于收入增加幅度. 2007 年第四季度住宅供给是基期的 2.49 倍, 土地供给是基期的 3.49 倍, 土地开发是基期的 3.17 倍, 土地价格是基期的 2.91 倍, 住宅需求是基期的 13.45 倍, 银行贷款是基期的 7.26 倍. 住宅需求和银行贷款、土地供给、土地开发增幅均超过 200% 以上, 特别需求和银行贷款, 增幅分别超过 1200% 和 600%.

模型 (8) 的回归结论见表 1, 在宏观层面, 收入及其滞后项与住宅价格呈正相关关系, 银行贷款与住宅价格负相关. 长期收入弹性系数 γ_{10} 、 γ_{11} 和 γ_{12} 均显著, 分别为 0.39、0.73 和 0.29, 其滞后一个季度的收入对住宅价格的影响最大. 银行贷款长期弹性系数 γ_{74} 为 -0.1183, 信贷弹性系数显著, 且滞后项为 -4, 表明银行贷款对住宅价格的影响大约滞后一年, 信贷的增加将通过房地产企业的开发, 最终将增加房地产市场的有效供给.

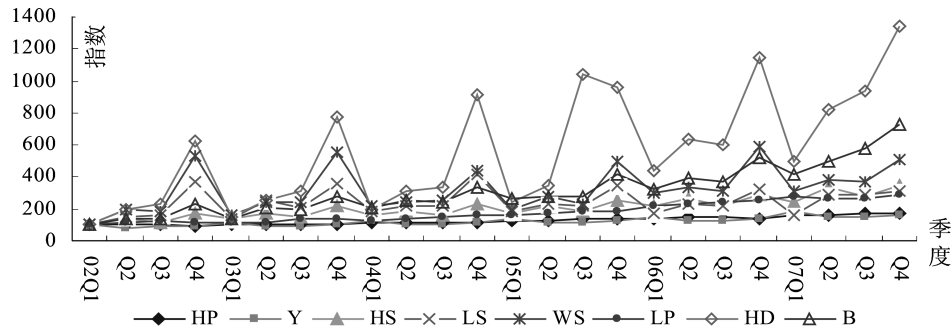


图 1 住宅价格与各影响因素的累计指数

表 1 全国住宅价格多层次因素长期均衡模型回归结果

变量	长期弹性	系数	T 值	变量	长期弹性	系数	T 值
$\ln(Y)$	γ_{10}	0.3922***	6.09	$\ln(LS(-1))$	γ_{31}	0.1049***	4.55
$\ln(Y(-1))$	γ_{11}	0.7336***	15.48	$\ln(WS(-1))$	γ_{41}	-0.0528**	-2.53
$\ln(Y(-2))$	γ_{12}	0.2971***	5.94	$\ln(LP)$	γ_{50}	0.1079**	2.31
$\ln(HS)$	γ_{20}	-0.3523***	-5.55	$\ln(HD)$	γ_{60}	0.0964***	12.14
$\ln(HS(-1))$	γ_{21}	-0.2481***	-5.78	$\ln(HD(-1))$	γ_{61}	0.0772***	18.37
$\ln(LS)$	γ_{30}	0.0663**	2.47	$\ln(CAP(-4))$	γ_{74}	-0.1183***	-5.47
调整的 R^2	89.78%		D-W 值	2.1524			

注: *** 表示在 1% 显著性水平下显著, ** 表示在 5% 显著性水平下显著.

住宅市场层面, 当期需求和前一期需求的长期弹性 γ_{60} 和 γ_{61} 分别为 0.096 和 0.077, 房地产市场的需求也具有持续性, 旺盛的需求是住宅价格上涨的重要因素. 如果这些旺盛的需求都是自住需求为主, 则住宅价格上涨是合理的; 如果以投资和投机需求为主, 则住宅价格存在明显的需求拉动的泡沫. 供给与住宅价格呈负相关关系, 住宅新开工面积长期供给弹性系数 γ_{20} 和 γ_{21} 分别为 -0.35 和 -0.24.

土地市场层面, 土地价格长期弹性系数为 γ_{50} 为 0.1079, 土地价格每上升 10%, 则住宅价格上升 1.079%, 因此土地价格的上升, 也是住宅价格上涨的重要原因之一. 土地供给弹性系数 γ_{30} 和 γ_{31} 分别为 0.0663 和 0.105, 且在 5% 显著性水平下显著, 土地供给与住宅价格呈正相关关系; 而完成开发土地的弹性系数 γ_{41} 为 -0.0528, 土地开发与住宅价格负相关, 这与 Tse^[25] 研究结论一致.

通过比较分析 2002 年至 2007 年土地供给面积和完成开发土地面积, 供给面积均大于完成开发面积, 以 2002 年为基期, 2002 年至 2006 年年度累计土地空置面积分别为 1.3 亿平方米、2.9 亿平方米、4.9 亿平方米、6.7 亿平方米、7.7 亿平方米, 截至 2007 年累计土地闲置面积达到 9.1 亿平方米. 因此, 土地空置现象严重, 导致了土地供给与住宅价格正相关.

根据以上宏观层面、住宅市场层面和土地层面分析来看, 收入、银行贷款, 住宅需求、住宅供给, 土地价格、土地供给、土地开发等是长期均衡住宅价格的主要影响因素. 而式 (9) 是实际住宅价格偏离长期均衡住宅价格的幅度, 体现在短期模型的误差纠正系数 λ_9 (见表 2), 误差纠正系数 λ_9 为负, 也进一步说明了全国住宅价格长期均衡方程是成立的, 其系数为 16.66%, 即当长期住宅价格偏离其均衡价格时, 被纠正的幅度为 16.66%, 说明当我国住宅价格偏离均衡价格时, 市场自身具有一定的自动调节功能.

表 2 全国住宅价格多层次因素误差纠正模型回归结果

变量	短期弹性	系数	T 值	变量	短期弹性	系数	T 值
C	λ_0	0.0250***	7.1046	$\Delta \ln(HD)$	λ_{60}	0.0310***	5.6163
$\Delta \ln(LS(-1))$	λ_{31}	-0.0599***	-4.1946	$\Delta \ln(HD(-1))$	λ_{61}	0.0487***	5.4694
$\Delta \ln(WS)$	λ_{40}	-0.1310***	-12.949	$ecm(-1)$	λ_9	-16.66%***	-2.3081
R^2	84.11%		D-W	2.1636			
调整的 R^2	81.85%		F-stat	41.576			

注: *** 表示在 1% 显著性水平下显著, ** 表示在 5% 显著性水平下显著.

短期住宅价格的影响因素主要有土地供给、土地开发和需求等(见表 2)。土地供给短期弹性和完成开发土地弹性系数 λ_{31} 和 λ_{40} 分别为 -0.0599 和 -0.131 , 受房地产开发预期的影响, 短期土地供给和完成开发土地面积的变动与短期住宅价格呈负相关关系, 短期住宅价格的变化也受到市场短期需求变动的影 响, 其短期需求弹性系数为 0.0487 。

由于住宅市场具有明显的区域特征, 我国住宅价格在不同地区也呈现差异化的特征。在分析全国住宅价格多层次因素分析的基础上, 需要进一步分析区域住宅价格多层次因素的地区差异。

3.3 区域住宅价格多层次因素模型比较分析

从中国东部和西部选择上海和重庆为研究样本, 比较分析重庆和上海的住宅价格因素的地区差异, 实证模型与全国住宅价格多层次因素模型一致, 回归结论见表 3 和表 4。

表 3 重庆, 上海住宅价格多层次因素长期均衡模型回归结果

重庆				上海			
变量	长期弹性	系数	T 值	变量	长期弹性	系数	T 值
C	γ_0	-0.64	-0.87	-	-	-	-
$\ln(Y)$	γ_{10}	0.58***	7.80	$\ln(Y)$	γ_{10}	1.00***	13.30
$\ln(Y(-1))$	γ_{11}	0.44***	6.04	$\ln(HS(-1))$	γ_{21}	-0.13**	-2.33
$\ln(HS(-4))$	γ_{24}	-0.09*	-1.88	$\ln(HD)$	γ_{60}	0.16***	4.75
$\ln(W/S)$	γ_{40}	-0.06***	-3.14	$\ln(CAP(-4))$	γ_{74}	0.10*	1.88
$\ln(LP)$	γ_{50}	0.17***	3.43				
$\ln(HD)$	γ_{60}	0.08**	2.34				
$\ln(CAP(-4))$	γ_{74}	-0.11*	-1.89				
R^2	96.11%	D-W	1.76	R^2	90.17%	D-W	1.51
调整的 R^2	93.63%			调整的 R^2	87.36%		

注: ***, **, * 分别表示在 1%, 5% 和 10% 显著性水平下显著。

表 4 重庆, 上海住宅价格多层次因素误差纠正模型回归结果

重庆				上海			
变量	短期弹性	系数	T 值	变量	短期弹性	系数	T 值
C	λ_0	0.03***	2.83	-	-	-	-
$\Delta \ln(Y)$	λ_{10}	0.01**	2.18	$\Delta \ln(Y)$	λ_{10}	0.33**	2.62
$\Delta \ln(W/S)$	λ_{40}	-0.03**	-2.86	$\Delta \ln(HD)$	λ_{60}	0.08*	1.86
$ecm(-1)$	λ_9	-41.9%**	-2.39	$ecm(-1)$	λ_9	-35.1%**	-2.37
R^2	32.44%	D-W	2.23	R^2	13.09%	D-W	1.93
调整的 R^2	17.96%			调整的 R^2	1.51%		

注: ***, **, * 分别表示在 1%, 5% 和 10% 显著性水平下显著。

宏观层面, 从收入和银行贷款方面(见表 3), 上海收入弹性系数 γ_{10} 为 1.0, 重庆收入弹性系数 γ_{10} 和 γ_{11} 分别为 0.58 和 0.44, 这说明较高的收入是上海房地产市场的重要保障。上海弹性信贷系数 γ_{74} 为 0.10, 显著为正, 上海作为东部经济发达城市, 更容易吸引大量的资金(包括外资、民营资金等)进入房地产市场, 在住宅价格上涨的预期下, 大量资金的进入, 更容易出现房地产泡沫和产生金融风险。而重庆和全国信贷弹性系数均为负值, 说明重庆房地产市场信贷资金不足, 增加信贷供给将缓解供给不足的压力, 促进房地产市场的健康发展。

住宅市场层面, 上海需要弹性要高于重庆, 上海长期需求弹性系数 γ_{60} 为 0.16, 大于全国的需求弹性系数 0.096 和重庆的需求弹性系数 0.08。这也说明需求是影响上海房地产市场价格变动的重要因素, 上海作为东部经济发达城市, 房地产升值的潜力较大, 有可能成为房地产商和投资者的首要投资目标地区之一。上海和重庆住宅长期供给弹性系数 γ_{21} 和 γ_{24} 分别为 -0.13 和 -0.09 , 住宅供给对上海住宅价格的影响期为滞后一期, 而重庆为滞后四期, 对东部上海而言, 增加住宅供给能及时缓解供给压力, 对住宅价格的影响较快, 滞后期仅仅为一个季度, 而对西部的重庆, 时滞效果延长, 滞后期为一年。

土地市场层面,上海土地价格与住宅价格不显著,重庆完成开发土地弹性系数 γ_{40} 为 -0.06 ,土地价格弹性系数 γ_{50} 为 0.17 ,土地价格的上升也是重庆住宅价格上涨的重要因素,这与全国一致。

因此,上海长期均衡住宅价格主要受收入、需求、供给和信贷的影响,而重庆住宅价格主要受这些影响因素之外,还受到土地价格、土地开发等因素的影响,其中土地价格是重要影响因素之一。当长期住宅价格偏离均衡价格时,上海和重庆的误差纠正系数 λ_9 分别为 -35.1% 和 -41.9% ,均在 5% 显著性水平下显著,表明上海和重庆的住宅价格回归到均衡水平的速度不一样,重庆回归到均衡水平的速度要高于上海。在短期,上海住宅价格受短期需求和收入的变动的影 响,而重庆受收入和土地开发面积的影响(见表4)。

根据上海和重庆住宅价格多层次因素模型比较分析,住宅价格因素是存在明显的区域差异,除住宅价格的共同因素外,住宅价格也存在显著的地区差异,且同一因素对各地住宅价格的影响程度不同,不同地区住宅价格回归到其均衡水平的速度不一致。

4 主要结论

在现有文献的基础上,构建了一个综合考虑宏观变量、住宅市场与土地市场等微观变量的多层次住宅价格理论模型,设计误差纠正模型实证研究了我国住宅价格的多层次因素,分析了地区住宅价格多层次因素的地区差异,其主要结论有:

1) 住宅价格受宏观因素、住宅市场因素、土地市场等多层次因素的影响,其主要因素分别为收入、银行贷款,住宅需求和供给,土地价格、土地供给和土地开发等,不同因素对住宅价格影响程度和影响的滞后期不同。

2) 全国短期住宅价格偏离长期均衡价格时,市场自身具有一定的自动调节功能。全国短期住宅价格的变化主要受需求、土地供给和开发等微观因素的影响。

3) 我国房地产市场发展不平衡,不同地区住宅价格既有共同的影响因素,也有各地区差异的影响因素,同一因素的影响程度不同,且各地区住宅价格回归均衡水平的速度不同。

根据上述研究结论,在政府对房地产宏观调控、房地产开发商的开发决策、购房者的购房投资决策过程中,均需要综合考虑到宏观环境、住宅市场、土地市场等多层次因素的变动对住宅价格的长期和短期影响,同时政府在房地产市场宏观调控、开发商在多城市组合实物投资和购房者异地购房决策中也要考虑到地区住宅多层次因素的地区差异性。

参考文献

- [1] Quigley J M. Real estate prices and economic cycles[J]. International Real Estate Review, 1999, (2): 1-20.
- [2] Jacobsen D H, Naug B E. What drives house prices?[J]. Economic Bulletin, 2005, 76(4): 29-41.
- [3] 沈悦,刘洪玉.住宅价格与经济基本面:1995-2002年中国14城市的实证研究[J].经济研究,2004,(6):78-86.
Shen Y, Liu H Y. Housing prices and economic fundamental: A cross city analysis of China for 1995-2000[J]. Economic Research Journal, 2004, (6): 78-86.
- [4] 皮舜.中国房地产市场与金融市场的Granger因果关系分析[J].系统工程理论与实践,2004,24(12):29-33.
Pi S. Granger causality analysis to the relationship between real estate market and finance market in China[J]. Systems Engineering — Theory & Practice, 2004, 24(12): 29-33.
- [5] 周京奎.货币政策、银行贷款与住宅价格——对中国四个直辖市的实证研究[J].财贸经济,2005,(5):22-27.
Zhou J K. Monetary policy, bank loan and housing price[J]. Finance & Trade Economics, 2005, (5): 22-27.
- [6] 李亚明,佟仁城.中国房地产财富效应的协整分析和误差修正模型[J].系统工程理论与实践,2007,27(11):1-6.
Li Y M, Tong R C. Cointegration analysis and error correction model of real estate wealth effect in China[J]. Systems Engineering — Theory & Practice, 2007, 27(11): 1-6.
- [7] Brown J P, Song H, McGillivray A. Forecasting UK house prices: A time varying coefficient approach[J]. Economic Modelling, 1997, 14: 529-548.
- [8] Holly S, Jone N. House prices since the 1940s: Cointegration, demography and asymmetries[J]. 1997, 14: 549-565.
- [9] Malpezzi S, Wachter S M. The role of speculation in real estate cycles[J]. Journal of Real Estate Literature, 2005, 13(2): 143-164.
- [10] Potepan M. Explaining intermetropolitan variation in housing prices, rents and land prices[J]. Real Estate Economics, 1996, 24(2): 219-245.
- [11] Ahmed A, Tsoukis C. Ricardian causal ordering and the relation between house and land prices: Evidence from England[J]. Applied Economic Letter, 1998, (5): 325-328.

- [12] Ooi J, Lee S. Price discovery between residential land and housing markets[J]. *Journal of Housing Research*, 2007, 15(2): 95–112.
- [13] 严金梅. 中国的住宅价格与地价: 理论、实证和政策分析 [J]. *数量经济与技术经济研究*, 2006, 18(1): 17–26.
Yan J M. Land price and housing price in China: A theoretical & empirical study[J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 2006, 18(1): 17–26.
- [14] Bostic R W, Longhofer S D, Redfearn C L. Land leverage: Decomposing home price dynamics[J]. *Real Estate Economics*, 2007, 35(2): 183–208.
- [15] Zhang H. Effects of urban land supply policy on real estate in China: An econometric analysis[J]. *Journal of Real Estate Literature*, 2008, 16(1): 55–72.
- [16] Jud D G, Winkler D T. The dynamics of metropolitan housing prices[J]. *Journal of Housing Research*, 2002, 23(1): 29–45.
- [17] Muellbauer J, Murphy A. Booms and busts in the UK housing market[J]. *Economic Journal*, 1997, 107: 1701–1727.
- [18] Meen G. Housing cycles and efficiency[J]. *Scottish Journal of Political Economy*, 2000, 47(2): 114–140.
- [19] Hakfoort J, Matysiak G. Housing investment in the Netherlands[J]. *Economic Modelling*, 1997, 14: 501–516.
- [20] Pain N, Westaway P. Modelling structural change in the UK housing market: A comparison of alternative house price models[J]. *Economic Modelling*, 1997, 14: 578–610.
- [21] Ozanne L, Thibodeau T. Explaining metropolitan housing price differences[J]. *Journal of Urban Economics*, 1983, 13: 51–66.
- [22] Manning C A. The determinants of intercity home building site price differences[J]. *Land Economics*, 1988, 64(1): 1–14.
- [23] Somerville C T. The contribution of land and structure to builder profits and house prices[J]. *Journal of Housing Research*, 1996, 7(1): 127–141.
- [24] Tse R Y. Housing price, land supply and revenue from land sales[J]. *Urban Studies*, 1998, 35(8): 1377–1392.
- [25] Hannah L, Kim K H, Mills E S. Land use controls and house prices in Korea[J]. *Urban Studies*, 1993, 30: 147–156.
- [26] Peng R, Wheaton C. Effects of restrictive land supply on housing in Hong Kong: An econometric analysis[J]. *Journal of Housing Research*, 1994, (5): 263–291.
- [27] Hui E C. An empirical study of the effects of land supply and lease conditions on the housing market: A case of Hong Kong[J]. *Journal of Property Management*, 2004, 22(2): 127–154.
- [28] Engle R F, Granger C W. Cointegration and error correction: Representation, estimation, and testing[J]. *Econometrica*, 1987, 55(2): 251–276.