

# 基于个体固定效应模型的商品住宅价格波动形成机理研究

——来自关中城市群的实证数据

兰 峰, 贺雅庆

(西安建筑科技大学管理学院, 陕西 西安 710055)

**摘 要:**文章针对近年来关中城市群商品住宅价格波动较大这一特征,从商品住宅市场需求、供给及均衡价格出发研究商品住宅价格的波动机理,通过建立个体固定效应的面板数据模型对1998—2010年西安等关中地区5个城市商品住宅价格进行实证检验,分析认为城市家庭户规模、城镇居民人均可支配收入、土地价格、住宅开发投资额是关中城市群商品住宅价格的波动的主要影响因素。

**关键词:**住宅价格;波动机理;关中城市群

**中图分类号:**F293.3

**文献标志码:**A

**文章编号:**1006-7930(2012)03-0387-06

随着“西部大开发”、“关中一天水经济区”等国家战略规划的实施,以及“西安国际化大都市”和“西咸新区”的提出,以西安为中心包括咸阳、宝鸡、铜川、渭南等城市在内的关中城市群建设速度明显加快。然而与此同时,以西安为代表的关中城市群商品住宅价格也出现了持续攀升态势,相对东南沿海,关中城市地区居民收入水平相对较低,日益增长的高房价引致的社会矛盾日显突出。研究关中城市群住宅价格波动的形成机理对政府调控房地产市场、促进关中城市群商品住宅市场健康稳定发展具有十分重要的现实意义。

## 1 商品住宅价格形成机理

现代西方供求理论认为,市场中的价格实际上是供给与需求均衡时的均衡价格。国外很多学者都从供给和需求方面做了大量的实证研究,Stuart A. Gabriel, Joe P. Matthey(1999)通过供给和需求两方面的影响因素构造了住宅价格模型<sup>[1]</sup>。Min Hwang, John M. Quigley(2006)利用美国74个大城市1987—1999年13年的数据,建立了需求和供给模型,得出住宅较高的空置率会使房价下跌,而城市的整体经济状况、家庭收入和失业状况也会对房价产生影响<sup>[2]</sup>。研究者在研究价格时一般从研究供给和需求开始,找到促使价格均衡的因素,以此揭开价格之谜<sup>[3]</sup>。商品住宅价格波动的驱动因素最终都可以归结为供给和需求两个方面,这些影响因素不是直接影响就是间接作用在住宅市场的供需上,从而产生最终效应。

### 1.1 商品住宅市场的需求函数

基本假设:(1)按照世界银行的标准,发展中国家合理的房价收入比一般在3:1~6:1之间,消费者的购房决策取决于综合可支配收入:

$$YD_i^s = \frac{1}{6} \sum YD_i, \quad i = t, t-1, \dots, t-5$$

(2)住宅价格为 $P$ ,销售面积为 $H$ ,住宅总价值为 $PH$ ,一般商品总价值为 $G$ ,商品住宅与一般商品总价值效用函数都可进行对数计算;(3)购房者效用贴现率为1,各期效用之和为总效用期望值1(假定贴现率 $\beta < 1$ 时,结论基本一致)。受居民可支配收入的约束,购房者购买量是在最大期望效用的条件下做出的选择<sup>[4]</sup>:

收稿日期:2011-12-15 修改稿日期:2012-05-09

基金项目:教育部人文社会科学研究一般项目(11XJA790005);建设部软科学项目(2008-R5-3);陕西省教育厅科研计划项目(2010JK152)

作者简介:兰 峰(1969-),天津人,博士,教授,主要从事城市建设与房地产投资、房地产经济学研究。

$$\max_{H_{t+1}} E_t U^S = \sum_{t=0}^{\infty} \{ \ln G_{t+i} + \ln(E_t P_{t+i} \cdot H_{t+i}) \} \quad (1)$$

$$G_{t+i} + E_t P_{t+i} \cdot H_{t+i} = YD_t^S \quad (2)$$

$$\text{其最优规划的一阶条件为:} \quad (E_t P_{t+i} \cdot H_{t+i}) = \frac{YD_t^S}{2} \quad (3)$$

式(3)为消费者需求函数,加总可得商品住宅市场的总需求函数.

### 1.2 商品住宅市场的供给函数

基本假设:(1)住宅开发商利润为收入中扣除机会成本与开发成本剩余部分,开发商利润贴现率为1,各期利润之和为总效用期望值1;(2)住宅开发商开发住宅的机会成本为社会平均收益率 $r$ ,资本金所占比例为 $\delta(0 \leq \delta \leq 1)$ ;(3)住宅开发商开发成本 $c$ 体现了包括国家调控政策影响、土地规划以及经济波动的影响,表示为住宅开发数量的二次函数.开发商住宅开发量是在最大期望利润的条件下做出的选择<sup>[4]</sup>:

$$\max_{H_{t+1}} E_t \Pi^S = \sum_{t=0}^{\infty} \left\{ E_t P_{t+i} \cdot H_{t+i} - \frac{cH_{t+1}^2}{2} - r \cdot \delta \cdot \beta \right\} \quad (4)$$

$$\text{s. t.} \quad \frac{cH_{t+1}^2}{2} = \delta \cdot B \quad (5)$$

其最优规划的一阶条件为:

$$(E_t P_{t+i})^S = cH_{t+i}(1+r) \quad (6)$$

式(6)即代表住宅开发商供给函数,加总得到商品住宅市场的总供给函数.

### 1.3 商品住宅市场的供需均衡

图1中, $H_D H_D$ 为住宅需求曲线,表示当价格高低变化时,需求量随之反方向变化. $H_S H_S$ 为住宅供给曲线,表示当价格高低变化时,供给量随之同方向变化.两条曲线的交点即为均衡

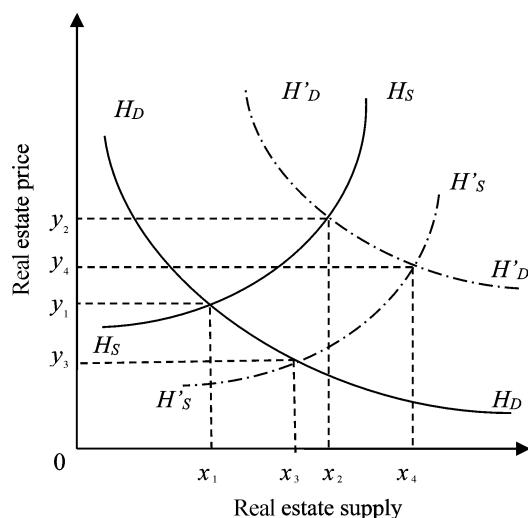


图1 商品住宅供给与需求均衡时的价格确定

Fig.1 Commercial housing supply and demand equilibrium price

价格 $y_1$ ,此时均衡供给量为 $x_1$ .随着人口、家庭收入、生活水平等因素的改变,需求曲线可能向

右移动,假设移动到 $H'_D H'_D$ ,若供给曲线不变,则均衡点移动至 $y_2, x_2$ ,此时住宅交易量增加了 $x_2 - x_1$ ;受城市经济发展水平、住宅投资总量及国家宏观调控政策等的影响,供给曲线 $H_S H_S$ 有可能向右移动至 $H'_S H'_S$ ,此时若 $H_D H_D$ 曲线没有变化,则均衡价格与均衡供给量移动到 $x_3$ 和 $y_3$ ;若 $H_D H_D$ 已移动至 $H'_D H'_D$ ,则交易均衡点相应移动至 $x_4, y_4$ .

表1 各指标的量化

Tab.1 Indicators to be quantified

变量	检验方法			
	IPS	ADF-Fisher	PP-Fisher	LLC
$\Delta \ln P$	-5.125 12	40.423 7	46.797 1	-2.729 02
	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.021 9
$\Delta \ln N$	-4.842 4	37.833 9	42.355 5	-3.523 03
	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 2
$\Delta \ln M$	-3.786 37	31.222 7	48.403 3	-2.007 03
	0.000 1	0.000 5	0.000 0	0.022 4
$\Delta \ln Y$	-3.255 73	27.116 7	25.153 6	-6.965 74
	0.000 6	0.002 5	0.005 1	0.000 0
$\Delta \ln R$	-6.416 53	50.430 9	42.646 2	-3.390 02
	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 3
$\Delta \ln I$	-4.863 24	39.465 8	49.307 7	-7.811 65
	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0
$\Delta \ln J$	-6.914 55	52.766 5	61.083 5	-11.607 9
	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0
$\Delta \ln IV$	-4.818 23	38.151 9	45.917 6	-3.472 80
	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 3
$\Delta \ln CA$	-7.597 22	56.743 4	67.603 3	-35.015 8
	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0
$\Delta \ln SA$	-6.748 98	50.584 0	69.623 3	-7.327 33
	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0
$\Delta \ln DA$	-7.897 71	59.526 7	78.308 8	-7.439 71
	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0

## 2 住宅价格影响因素模型

### 2.1 需求影响下的住宅价格影响因素模型

根据需求理论,人们对住宅的需求量  $Q_d$  取决于住宅价格  $P$ 、人们购买力  $L$  以及市场中的其他因素  $O_d$ ,函数表示为<sup>[5]</sup>:

$$H_D = f(P, L, O_d) \quad (7)$$

而人们对住宅的购买力又取决于人口数量  $M$ 、家庭户规模  $N$ 、居民收入  $Y$  以及贷款水平  $R$ ,即:

$$L = f(M, N, Y, R) \quad (8)$$

式(7)又可表示为

$$H_D = f(P, M, N, Y, R, O_d) \quad (9)$$

### 2.2 供给影响下的住宅价格影响因素模型

人们对住宅的需求量  $H_S$  取决于开发商开发能力  $E$ 、盈利水平  $W$  和市场中的其他因素  $O_S$ ,函数表示为<sup>[5]</sup>:

$$H_S = f(E, W, O_d) \quad (10)$$

而开发商开发能力  $E$  主要取决于开发商投资额  $IV$ 、盈利水平  $W$  主要取决于住宅价格  $P$ 、土地出让金  $P_g$ 、以及建安成本  $P_b$ . 所以(10)式又可表示为:

$$H_S = f(IV, P_g, P_b, O_S) \quad (11)$$

### 2.3 供需因素共同影响下的住宅价格影响因素模型

市场出清条件下,商品住宅市场达到均衡: $H_D = H_S$ . 求解得到均衡住宅价格的表达式:

$$P = f(M, N, R, Y, O_d, IV, P_g, P_b, O_S) \quad (12)$$

再进一步,我们假定土地出让金  $P_g$ 、建安成本  $P_b$ 、供给量  $H_S$  的估计量为土地成本  $I$ 、建材成本  $J$ 、住宅竣工面积  $CA$ 、住宅销售面积  $SA$ 、住宅施工面积  $DA$ . 市场中其他因素用  $O_t$  表示,则式(12)可进一步表示为:

$$P = f(M, N, Y, R, IV, I, J, CA, SA, DA, O_t) \quad (13)$$

本文利用 Panel Data 模型来构建住宅价格影响因素模型,模型的一般表达式为:

$$P_{it} = \alpha_i + \beta_1 M_{it} + \beta_2 N_{it} + \beta_3 Y_{it} + \beta_4 R_{it} + \beta_5 IV_{it} + \beta_6 I_{it} + \beta_7 J_{it} + \beta_8 CA_{it} + \beta_9 SA_{it} + \beta_{10} DA_{it} + \mu_{it} \quad (i = 1, 2, \dots, 5; \quad t = 1, 2, \dots, 13) \quad (14)$$

式中:  $P_{it}$  表示城市  $i$  在时间  $t$  内的住宅销售价格;  $M$ 、 $N$ 、…… $DA$  为商品住宅价格的解释变量;  $\mu_{it}$  为误差项,  $\alpha_i$  表示随机变量,表明  $i$  个因素有  $i$  个截距项,随机变量的变化与解释变量有关.

### 2.4 变量选择和数据说明

本文以陕西省关中城市群:西安、铜川、咸阳、宝鸡和渭南五个城市为研究单元,在借鉴相关文献研究成果的基础上,考虑到各变量数据的可获得性和变量的可量化性,在分析时我们选取了如下十个影响商品住宅价格波动的变量来分析关中城市群住宅价格波动机理:①住宅价格( $P$ ):采用关中五个城市商品住宅实际销售价格;②城市人口( $N$ ):代表各地区人口,采用城市人口总数表示;③家庭户规模( $M$ ):家庭户数的增加将推动住宅需求的扩大,本文采用城市家庭户总数表示;④收入( $Y$ ):代表各地区城镇居民人均年收入,直接体现居民购买能力的指标,本文采用城镇居民人均可支配收入表示;⑤贷款利率( $R$ ):采用5年期以上金融机构贷款利率,并根据持续的时间长短进行了加权平均的处理;⑥土地获取成本( $I$ ):采用土地交易价格指数表示<sup>[6]</sup>;⑦建材成本( $J$ ):采用原材料燃料动力价格指数(建材类)表示;⑧开发投资( $IV$ ):这是由住宅开发规模产生的因素,住宅开发投资额越大,对住宅的供给就会增加.采用商品住宅开发投资额表示;⑨竣工面积( $CA$ ):住宅竣工面积的变化直接影响住宅供给,本文采用商品住宅竣工面积表示;⑩销售面积( $SA$ ):住宅销售面积反映城市实际住宅成交量,是衡量住宅活跃程度的一个指标,采用商品住宅销售面积表示;⑪施工面积( $DA$ ):采用商品住宅施工面积表示;本文采用1998—2010年的年度数据,数据来源主要为陕西省统计年鉴及关中各城市统计年鉴,贷款利率数据来源于中国人民银行统计数据.在数据处理方面,由于经过对数变换的模型能直接反映解释变量对被解释变量的弹性,且在一定程度上可消除异方差的影响和数据波动的剧烈性,故本文将解释变量与被解释变量原始数据取自然对数值进行计算.

### 3 实证检验

#### 3.1 单位根检验

我们对各面板序列的平稳性进行了检验,以此来确保估计结果的有效性,从而避免伪回归.用 Eviews6.0 对各变量进行 IPS 检验、ADF-Fisher 检验、PP-Fisher 检验和 LLC 检验,以确定变量的平稳性.

通过检验发现,各个变量都含有单位根,对各变量进行一阶差分处理,再进行单位根检验后发现,变量都不含有单位根,即为平稳变量,表明十一个变量均为一阶单整序列.具体检验结果如表 1 所示.

#### 3.2 变量筛选

相关分析包括简单相关、等级相关和自相关.通常所说的相关性分析是指对具备相关性两个或多个变量进行分析,衡量变量之间的相关密切程度.本文采用简单相关和自相关进行相关性分析.通过计算各解释变量与商品住宅价格的 Pearson 相关系数,去掉 Pearson 相关系数较小且没有通过双尾(0.05)(0.01)检验的变量,以此来剔除掉相关性小的影响不明显的因素.在进行变量筛选时,将自相关系数作为一项参考指标,用其中代表性强的指标代替自相关系数很大的指标.

相关分析结果显示:商品住宅销售价格( $P$ )与家庭户规模( $M$ )、城镇居民人均可支配收入( $Y$ )、土地价格( $I$ )和住宅开发投资额( $IV$ )4个指标呈高度相关;而城市人口( $N$ )、贷款利率( $R$ )、建材成本( $J$ )、竣工面积( $CA$ )、销售面积( $SA$ )、施工面积( $DA$ )则相关性较弱.因此选择  $M$ 、 $Y$ 、 $I$ 、 $J$  为自变量进行模型检验.

#### 3.3 回归模型

运用 Eviews6.0 先建立商品住宅价格影响因素的混合模型,再建立影响因素的个体固定效应模型,通过  $F$  统计量检验建立哪个模型更合适:

$H_0: \alpha_i = \alpha$ . 模型中不同个体的截距相同(应当建立影响因素的混合回归模型)

$H_1$ : 模型中不同个体的截距项  $\alpha_i$  不同(应当建立影响因素的个体固定效应回归模型)

$$F = \frac{(SSE_r - SSE_u) / [(NT - k - 1) - (NT - N - k)]}{SSE_u / (NT - N - k)} = \frac{(SSE_r - SSE_u) / (N - 1)}{SSE_u / (NT - N - k)}$$

$F$  统计量中,  $SSE_r$  为估计的混合模型的残差平方和,表示约束模型,  $SSE_u$  为估计的个体固定效应回归模型的残差平方,表示非约束模型.约束模型比非约束模型少  $N - 1$  个被估参数:

$$F = \frac{(0.054\ 892 - 0.000\ 19) / (5 - 1)}{0.000\ 19 / (65 - 5 - 4)} = 3\ 886.72 > F_{0.05}(4, 54) = 2.5$$

所以推翻原假设,应建立商品住宅价格影响因素的个体固定效应回归模型.

再通过 Hausman 统计量检验来确定建立商品住宅价格影响因素的个体固定效应回归模型合适,还是建立影响因素的个体随机效应回归模型合适.

$H_0$ : 个体效应与回归变量( $IP_{it}$ )无关(应当建立个体随机效应回归模型)

$H_1$ : 个体效应与回归变量( $IP_{it}$ )相关(应当建立个体固定效应回归模型)

Hausman 统计量的值是 4,对应概率为 0.000 0,所以应拒绝原假设,本文应当建立商品住宅价格影响因素的个体固定效应模型.  $M$ (家庭户规模)的随机效应模型检验出的参数的估计值为 -0.165 598,个体固定效应模型检验出的参数估计值为 1.568 275.两个参数的估计量的分布方差的差为 0.000 358,各自对应概率为 0.000 0.而随机效应模型对参数的估计值为负,与经济意义相悖,也说明了本文建立个体固定效应模型是合理的.

综上分析,建立商品住宅价格影响因素的个体固定效应回归模型,相应的表达式是:

$$\hat{P}_{it} = -2.02 + 1.57M_{it} + 0.44Y_{it} + 0.32I_{it} + 0.17IV_{it} + 1.02D_1 - 0.42D_2 \cdots - 0.36D_5$$

$$s = (0.025) \quad (0.019) \quad (0.005) \quad (0.016) \quad (0.001)$$

$$t = (-80.64) \quad (82.76) \quad (89.36) \quad (76.93) \quad (69.76)$$

$$R^2 = 0.999\ 931 \quad \bar{R}^2 = 0.999\ 921$$

$$F = 101\ 616.0 \quad D.W = 0.789\ 002 \quad SE = 0.001\ 842$$

虚拟变量  $D_1, D_2 \cdots D_5$  的含义为:  $D_i = \begin{cases} \text{如果属于第 } i \text{ 个个体}, i = 1, 2, \cdots, 5 \\ 0, \text{其他} \end{cases}$

F 检验的相伴概率接近于 0,反映变量间呈高度线性关系;而家庭户规模、城镇居民人均可支配收入、土地价格和住宅开发投资额四个变量对应的 P 值分别为 0.000、0.000、0.008、0.000,均小于 0.05,因此通过 t 检验;根据模型的回归结果可知  $D.W=0.789\ 002$ ,不存在序列相关性;从整体上来看,在基本消除异方差和自相关后,调整后的拟合优度  $\bar{R}^2=0.999\ 921$ ,说明模型的自变量对因变量具有非常好的解释能力;模型可决系数  $R^2=0.99$ ,在显著性水平 0.05 下,  $\chi_{0.05}^2(4)=9.49 > nR^2=4.9$ ,表明模型不存在异方差<sup>[7-8]</sup>.

### 3.4 模型计量结果分析

(1)家庭户规模( $M$ )对关中城市群商品住宅价格的影响显著,影响系数为 1.57,这表示家庭户规模每增长 1%,商品住宅价格将上升 1.57%。随着宏观经济的发展变化,以前的计划管理逐步被市场化运作所替代,第二代居民身份证的出现与落实为户籍的管理工作带来了极大的便利,城镇化进程的加快及居民生活质量水平的提高促使越来越多的农村户口人群涌入城市,便捷的交通条件及完善的生活配套设施使得这些人群多数成为了城市商品住宅的需求者。此外,人们生活理念的改变使得以前的四合院式、五口之家、祖孙三代的居住理念开始慢慢向新婚两口之家、三口之家以及单身居住的方向发展,家庭呈现小型化发展趋势,人口的相对不变带来家庭户规模的扩大,从而促使住宅需求的增加,成为近年来住宅价格的波动的主要原因。

(2)城镇居民人均可支配收入( $Y$ )与住宅价格正相关,城镇居民人均可支配收入每增长 1%,商品住宅价格将上升 0.44%。从西部大开发到西咸一体化,再到西部金三角(西安、成都、重庆)以及关中—天水经济带,一系列利好政策的实施都给关中城市群经济发展带来积极的促进作用,经济的持续增长直接带动居民收入水平的大幅提升。数据显示,关中城市群城镇居民人均可支配收入平均每年以 14% 的速度增长,以西安及宝鸡为例,2003—2010 年西安城镇居民人均可支配收入从 7 749 元上升到 22 243 元,上升了 160.33%,宝鸡则从 7 811 元上升到 11 978 元,上升了 142.97%。经济的稳健增长刺激了对住宅的需求,从而推动关中城市群商品住宅价格的持续上涨。

(3)土地价格( $I$ )的系数估计为 0.32,表明土地价格对商品住宅价格也呈现出较大影响。关中城市群土地交易价格指数持续上升,以西安市为例,近几年西安土地交易价格指数都维持在 105 左右,这其中地方政府出于自身经济利益的考虑自觉或不自觉的充当了商品住宅价格上涨的推动者;此外,在土地价格只升不降的心理预期下,相当一部分房地产商热衷于囤积土地,进一步加剧了土地供应紧张的局面,造成土地价格迅速上涨,土地价格的上涨推高了住宅开发的成本,对房地产价格的高启产生一定的推波助澜作用。

(4)住宅开发投资额( $IV$ )与住宅价格正相关,住宅开发投资额每增长 1%,商品住宅价格将上升 0.17%,住宅开发属于资金密集型产业,住宅市场对资金变动的反应也很及时和敏感。从供给角度看,开发商投资额越大,规模效益越大,将越有可能降低房价。而本文实证研究显示住宅开发投资额与住宅价格存在着正向变动效应,这主要是因为在我国目前间接融资占绝对比重的融资格局下,银行贷款是资金来源的主要途径,大量借贷资金利息自然成了开发成本中重要组成部分。房地产开发投资额越大,其资金成本也越高,也会从成本角度推动住宅价格的上涨。

## 4 结论及建议

本文通过对 1998—2010 年关中地区 5 个城市商品住宅价格的影响分析认为,影响关中城市群商品住宅价格的主要因素可以概括为城市家庭户规模、城镇居民人均可支配收入、土地价格、住宅开发投资额。模型回归分析结果显示,城市家庭户规模是城市商品住宅价格的最主要影响因素,城市人口的增加及家庭呈小型化、分散化的趋势,直接影响对住宅需求的增加,由此可以看出关中城市群住宅市场是以刚需为主。

模型结果显示关中城市群城镇居民人均可支配收入及土地价格的相关系数介于 0.3~0.6 之间,表示影响力较大,本文实证研究表明城镇居民人均可支配收入及土地价格在关中城市群商品住宅价格上涨中起到影响力较大。住宅开发投资额也是影响关中城市群商品住宅价格的一个不可忽视的方面。

城市住宅市场发展一方面应与整个国民经济的发展相适应,另一方面必须与城市经济发展状况及居民购买力水平相协调,唯有如此,住宅市场才能健康平稳发展.建议政府应合理控制土地供应策略,科学制定土地供应计划,采取有效措施控制土地价格,加大对保障性住房的供给.同时,购房者应树立理性消费观念,避免消极等待和盲目跟风.投资者应该更加关注住宅价格恢复到均衡水平所需要的时间,以及住宅销售价格在均值回复过程中所处的阶段,做出理性的投资决策.

## 参考文献 References

- [1] STUART A Gabriel, JOE P Matthey, WILLIAM L Wascher. House Price Differentials and Dynamics: Evidence from the Los Angeles and San Francisco Metropolitan Areas[J]. *Economic review*, 1999(1):372-396.
- [2] MIN Hwang, JOHN M. Quigley. Economic fundamentals in local housing markets: evidence from U. S. metropolitan regions [J]. *Journal of Regional Science*, 2006(3):425-453.
- [3] 张红,翁少群.基于均衡价格形成机制的住宅价格变化特征研究[J]. *土木工程学报*, 2007(8):100-105.  
ZHANG Hong. WENG Shao-qun. Based on the equilibrium price formation mechanism of the housing price fluctuations [J]. *Civil Engineering Journal*, 2007(8):100-105.
- [4] 姜春海.中国房地产市场投机泡沫实证分析[J]. *管理世界*, 2005(12):71-84.  
JIANG Chun-hai. Chinese real estate market is a speculative bubble empirical analysis of management of the world [J]. 2005 (12):71-84.
- [5] 刘在军.国内重点城市商品住宅价格影响因素实证研究[J]. *统计决策*, 2010(14):112-114.  
LIU Zai-jun. The domestic focus of city housing prices of goods Empirical Study [J]. *Statistical Decision*, 2010 (14):112-114.
- [6] 兰峰.基于carey模型的商品住宅价格波动机理及实证研究[J]. *统计与决策*, 2010(8):70-73.  
LAN Feng. Carey model of commercial housing price fluctuations mechanism-based and empirical research [J]. *Statistics and Decision*, 2010(8):70-73.
- [7] 李国柱,刘德智.计量经济学实验教程[M].北京:中国经济出版社,2010.  
LI Guo-zhu, LIU De-zhi. *Econometrics Experimental Course* [M]. Beijing:China Economic Publishing House, 2010.
- [8] 史玉芳,李慧民.西安市城市轨道交通对沿线住宅价格的影响研究[J]. *西安建筑科技大学学报:自然科学版*, 2010, 42(4):231-235.  
SHI Yu-fang, LI Hui-min. Xi'an urban rail transit on residential property prices along the [J]. *J. Xi'an University of Architecture and Technology: Natural Science*, 2010, 42(4):231-235.

## Research on fluctuant mechanism of real estate price based on the fixed effects model

——The Empirical data from cities in central Shaanxi Province

LAN Feng, HE Ya-qing

(School of Mana., Xi'an Univ. of Arch. & Tech., Xi'an 710055, China)

**Abstract:** The real estate price of in central Shaanxi is fluctuating greatly in recent years. This article investigates the fluctuant mechanism of real estate price from the demand, supply and equilibrium price of commercial housing market, empirically, testing the data of 5 cities from 1998—2010 by setting up a fixed effects model. The number of city households, income of urban residents, land price and development of real estate proved to be the main factors influencing the real estate price of cities in this region.

**Key words:** real estate price; fluctuant mechanism; Guanzhong cities