

# The Study of the Influential Factors of China's Real Estate Price

Lihuang Lu

School of Statistics and Mathematics, Yunnan University of Finance and Economics, Kunming Yunnan  
Email: 727445285@qq.com

Received: Aug. 1<sup>st</sup>, 2017; accepted: Aug. 15<sup>th</sup>, 2017; published: Aug. 21<sup>st</sup>, 2017

---

## Abstract

It is of great significance for us to study the factors that affect the price of real estate in the face of the rapidly increasing housing price in China. This paper collected the cross-section data of 31 provincial level administrative regions in mainland China in 2015. It used multiple variables that influence the real estate price to establish multiple linear regression models. There is a series of testing, such as LM, White, BP, DW and use of the WLS method to eliminate and overcome heteroscedasticity. The paper used Eviews, R and other statistical softwares to gradually return, and introduce the virtual variables to consider the differences between the east, middle and western regions of China.

## Keywords

Housing Price, Cross-Section Data, Virtual Variable

---

# 我国房地产价格影响因素研究

卢丽煌

云南财经大学统计与数学学院, 云南 昆明  
Email: 727445285@qq.com

收稿日期: 2017年8月1日; 录用日期: 2017年8月15日; 发布日期: 2017年8月21日

---

## 摘要

面对我国目前快速增长的房价, 研究影响房地产价格的因素具有重要意义。本文收集我国大陆在2015年的31个省级行政区的横截面数据, 考虑影响房地产价格的多个变量, 建立多元线性回归OLS定量分析, 并进行LM, White, BP, DW等一系列检验以及利用WLS方法来消除克服异方差。利用Eviews, R等统

计软件进行逐步回归，并且引入虚拟变量来考虑我国东、中、西部不同地区之间的房价差异。

## 关键词

房价，截面数据，虚拟变量

Copyright © 2017 by author and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

## 1. 引言

房地产业是国民经济的基础产业和支柱产业，对我国的经济发展有着举足轻重的作用。1998 年对城镇实施住房制度改革后，我国房价保持了一段时间的相对稳定，然而自 2004 年来随着经济的发展，城镇化也逐步完善，我国的房价也在经历着快速的增长，并且还伴随着明显的区域不平衡。房价的增长一方面拉动了 GDP 的增长以及提高了人民的生活水平，另一方面却带来了一系列的问题，对整个社会的安定和谐产生负面影响，并且不利于我国的宏观经济健康持续发展。房地产市场过热，引起了社会各界的极大关注，我国对房地产的深化改革也不断地提上日程，政府逐步加强对我国房地产市场的调控，才能使得我国在 2008 年金融危机中，房地产产业保持相对稳定的增长，大大减弱次贷危机所带来的冲击。房价的变动能够清晰地反映房地产市场的冷暖供需状况，具有“晴雨表”的功能：若市场发展过热，供不应求，房价大幅度上涨；若市场发展萎靡，供过于求，房价大幅度下跌。房价问题不仅是一个关系国计民生的重大问题，而且影响着其他市场的健康发展，关系着我国经济的发展，因此研究房价的波动特征，影响房价的主要因素，分析房价运行规律，成为迫在眉睫的研究重点。

国内学者对影响我国房价的因素从各个方面进行研究，主要集中在以下两个方面：一是经济基本面与房价的关系，二是非经济基本面与房价的关系。对经济基本面与房价的关系研究的文献主要包括国民收入、利率、人口密度、通货膨胀率、失业率、市场供需以及建设成本等经济基本面因素。桑田(2012)基于南京市 1994 年第三季度至 2012 年第二季度的数据，利用向量自回归模型和格兰杰因果检验模型对影响房地产价格的因素进行研究以及实证分析，指出基本面及其预期是影响房价的主要因素，固定资产、居民收入、成本和建设价格对该市的房价影响较小[1]。周艳慧(2015)利用 2002 年至 2014 年我国房地产相关季度数据，并采用灰色关联分析法进行研究，发现居民收入的增加和生活水平的提高并不是导致房地产价格上涨的主要原因，房地产价格主要是受人民币新增贷款、土地价格、GDP 和货币供应量等方面因素的影响，消费性需求对房地产价格上涨的作用是微弱的[2]。然而国内学者沈悦等(2004) [3]、肖磊等(2011) [4]、耿源(2014) [5]以及成睿(2010)等[6]对国内房地产价格与经济基本面的研究均表明，当前我国房地产价格的快速上涨已经偏离了经济基本面，政府政策以及投机等因素开始显著影响着我国房地产价格的走势。

非经济面主要关注政府出台的各种政策，在房地产市场的政策调控方面，周京奎(2005) [7]、安辉(2013) [8]、范莉丽等(2015) [9]分析中国住宅房地产价格持续非理性上涨的原因后，提出政策调控措施主要应从优化市场结构、规范房地产市场、完善住房保障体系、抑制需求过快增长四个方面来考虑。李玉梅等(2012)基于中国 2000~2010 年季度经济数据，对比检验了融入房地产价格的泰勒规则与标准泰勒规则对中国制定货币政策调控宏观经济的适用性[10]。尹磊(2011)研究了我国房地产价格非理性上涨的经济分析[11]。李航(2014)对房地产过度泡沫现象建立理论模型并加以研究[12]。

通过对国内相关文献的综述,近年来国内学者对住宅房地产价格的影响因素虽然进行了广泛的研究,但由于理论研究中的模型和方法还有待完善,在如何构建住宅房地产价格模型来定量分析住宅房地产价格变动的因素、如何确定各影响因素对住宅房地产价格变动的程度、如何有科学依据地制定调控房价的政策等问题上,结论还不一致。

## 2. 理论框架

### 2.1. 横截面数据

所谓横截面数据,就是在给定时点对个人、家庭、企业、城市、州、国家或者一系列其他单位采集样本所构成的数据集。有时,所有单位的数据并非完全对应于同一时间段。

### 2.2. 多元回归模型

多元线性回归模型(multiple linear regression model)在总体中可以写成:

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \cdots + \beta_k x_k + u \quad (1)$$

其中,  $\beta_0$  为截距,  $\beta_1$  是  $x_1$  的相联系参数,  $\beta_2$  是  $x_2$  的相联系参数, 其他参数以此类推。由于有  $k$  个自变量和一个截距, 因此方程(1)有  $k+1$  个总体参数。变量  $u$  表示误差项或者干扰项, 它包括除  $x_1, x_2, x_3, \dots, x_k$  之外仍影响  $y$  的一些因素。

### 2.3. 异方差

#### 2.3.1. 异方差概念

同方差性指的是: 给定任意解释变量值, 误差  $u$  都具有相同的方差, 即

$$\text{Var}(u | x_1, \dots, x_k) = \sigma^2 \quad (2)$$

若(2)式假设不成立, 即对于  $x$  不同的值,  $u$  的方差不同, 那么扰动项就是异方差。OLS 估计在异方差的情况下仍然不影响无偏性和一致性, 不影响  $R^2$  和调整  $R^2$ 。但是不能用  $t$ 、 $F$ 、 $LM$  等统计量来检验推论。

#### 2.3.2. 异方差检验

需要检验  $H_0: \text{Var}(u | x_1, \dots, x_k) = \sigma^2$ , 即  $H_0: E(u^2 | x_1, \dots, x_k) = E(u^2) = \sigma^2$ 。如果假设  $u^2$  和  $x_k$  之间是线性关系, 就把零假设当成一个线性条件来检验。因此对于  $u^2 = \delta_0 + \delta_1 x_1 + \delta_2 x_2 + \cdots + \delta_k x_k + \varepsilon$ , 就是检验  $H_0: \delta_1 = \delta_2 = \cdots = \delta_k = 0$ 。

Breusch-Pagan 检验, 将 OLS 回归得到的残差估计出来, 用残差的平方对所有  $x$  回归之后, 就可以用  $R^2$  构造  $F$ 、 $LM$  统计量进行检验。其中,  $F$  的统计量就是:  $F = (R^2/k) / [(1-R^2)/(n-k-1)]$ , 该统计量呈  $F(k, n-k-1)$  分布。 $LM$  的统计量:  $LM = nR^2$ , 该统计量服从卡方分布。并计算  $p$  值, 若  $p$  值相当小, 低于显著性水平, 则拒绝同方差的原假设。

White 检验能够通过加入所有解释变量的平方项和交叉项来检验异方差, 通过 OLS 估计得到残差和拟合值, 计算 OLS 残差的平方和拟合值的平方, 同样利用  $F$ 、 $LM$  统计值来检验。

#### 2.3.3. 加权最小二乘估计

加权最小二乘法(WLS)基本思想就是将存在异方差的模型转化成同方差模型。

假定  $\text{Var}(u | x) = \sigma^2 h(x)$ , 其中  $h(x)$  是解释变量的某种函数。先取包含异方差误差项的方程:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \cdots + \beta_k x_{ik} + u_i \quad (3)$$

然后把(3)转化成具有同方差误差的方程, 由于  $h_i$  是  $x_i$  的函数,  $E(u_i/\sqrt{h_i}|x_i)=0$ , 且  $E\left(\frac{u_i}{\sqrt{h_i}}\right)^2 = E(u^2)/h_i = (\sigma^2 h_i)/h_i = \sigma^2$ 。将方程(3)两边同时除以  $\sqrt{h_i}$ , 得到

$$y_i/\sqrt{h_i} = \beta_0/\sqrt{h_i} + \beta_1(x_{i1}/\sqrt{h_i}) + \beta_2(x_{i2}/\sqrt{h_i}) + \dots + \beta_k(x_{ik}/\sqrt{h_i}) + u_i/\sqrt{h_i} \quad (4)$$

## 2.4. 序列相关

回归模型的随机项  $u_i, u_j (i \neq j)$  之间存在相关性, 则称为序列相关, 即

$$\text{Cov}(u_i, u_j) \neq 0, i \neq j \quad (5)$$

随机项序列相关, 虽然所得的估计值仍然无偏, 但估计值方差大小不同于真实的方差, 若根据 OLS 回归模型用于预测, 预测值将会失效。

Durbin-Waston 检验也是以 OLS 残差为基础  $DW = \frac{\sum_{i=2}^n (u_i - u_{i-1})^2}{\sum_{i=1}^n u_i^2}$ ,  $DW$  与  $\rho$  之间的关系可以表示

为  $DW \approx 2(1-\rho)$ 。原假设  $H_0: \rho=0$ , 备择假设  $H_1: \rho>0$ 。将  $DW$  与临界值  $d_l, d_u$  进行比较。

$0 < DW < d_l$ , 拒绝  $H_0$ , 存在正序列相关;

$d_l < DW < d_u$ , 不能确定;

$d_u < DW < 4-d_u$ , 接受  $H_0$ , 非序列相关;

$4-d_u < DW < 4-d_l$ , 不能确定;

$4-d_l < DW < 4$ , 拒绝  $H_0$ , 存在负序列相关。

## 2.5. 虚拟变量

虚拟变量又称为虚设变量、名义变量, 用于反映质的属性的一个人工变量, 是量化的自变量, 通常取值为 0 或 1。引入虚拟变量会使线性回归模型变得更加复杂, 但对问题的描述更加简明。作用是分离异常因素, 检验不同属性类型对因变量的作用, 而且能够提高模型的精确度。

若模型中有截距, 有  $m$  种互斥的属性类型, 在模型中引入  $(m-1)$  个虚拟变量; 若没有截距, 有  $m$  个特征, 就设置  $m$  个虚拟变量。

## 3. 数据来源及处理

本文收集我国大陆在 2015 年(目前最新)的 31 个省级行政区(含自治州、直辖市)的横截面数据, 该数据集来着中国统计年鉴和 EPS 全球数据统计网。本文所应用的数据见表 1。

## 4. 计量经济模型与估计方法

### 4.1. 模型估计与调整

将所有的自变量引入回归模型, 模型如下:

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \beta_4 x_4 + \beta_5 x_5 + \beta_6 x_6 + \beta_7 x_7 + \beta_8 x_8 + \beta_9 x_9 + \beta_{10} x_{10} + \beta_{11} x_{11} + u_i \quad (6)$$

用普通最小二乘法估计出来的方程为:

$$\begin{aligned} y = & 4110.99 - 0.00059x_1 + 0.0014x_2 + 1.61E-05x_3 + 1.64E-05x_4 \\ & + 3.92E-05x_5 + 0.0011x_6 + 0.0779x_7 - 5.87E-05x_8 \\ & - 0.1312x_9 + 0.0317x_{10} + 0.1627x_{11} \end{aligned} \quad (7)$$

$n = 31, R^2 = 0.9588$

**Table 1. Data declaration**  
**表 1. 数据说明**

地区	area: 北京, 河北, ..... 31 个省级行政区
被解释变量	y: 房地产价格(元/平方米)
解释变量	x <sub>1</sub> : 本年购置土地面积(平方米) x <sub>2</sub> : 本年土地成交价格(万元) x <sub>3</sub> : 计划总投资(万元) x <sub>4</sub> : 房屋竣工面积(平方米) x <sub>5</sub> : 竣工房屋价值(万元) x <sub>6</sub> : 出租屋面积(平方米) x <sub>7</sub> : 固定资产投资额(亿元) x <sub>8</sub> : 商品房销售额(万元) x <sub>9</sub> : 国内生产总值(亿元) x <sub>10</sub> : 人均国内生产总值(元) x <sub>11</sub> : 总人口(万人)

从估计结果可以看出, 有多个解释变量的  $t$  值在 5% 的显著性水平下不显著, 而整体的可决系数较高, 说明变量之间存在多重共线性。进一步验证是否存在多重共线性。

计算各解释变量之间的相关系数, 它一般用字母  $r$  表示, 由两个变量的样本  $x_1, \dots, x_n$  及  $y_1, \dots, y_n$  取值

得到的。公式为:  $r = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \sqrt{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}}$ , 取值在 -1 和 1 之间, 当两个变量有较强的线性相

关, 则  $r$  接近于 1(正相关)或者 -1(负相关)。计算发现各自变量之间的相关系数较大, 接近或者超过 0.8, 因此可以认为各解释变量存在多重共线性。也可以用条件数来判断,  $k = \sqrt{\frac{\lambda_{\max}}{\lambda_{\min}}}$ , 其中  $\lambda$  为  $X^T X$  的特征值( $X$  代表自变量矩阵), 当  $k > 15$  时, 存在共线性;  $k > 30$  时, 共线性问题严重。用 R 软件运行, 可以得到  $k = 829.79$ , 说明共线性问题严重。

为了克服多重共线性, 用逐步回归法, 可以得到表 2、表 3。

逐步回归法剔除一些不相关变量, 剔除  $x_4, x_5, x_8, x_{11}$  之后, 方程为:

$$y = 3976.308 - 0.0005x_1 + 0.0013x_2 + 1.26E - 05x_3 + 00011x_6 + 0.1446x_7 + 0.1742x_9 + 0.0385x_{10}$$

$$n = 31, R^2 = 0.9538, F = 67.84 (P < 0.00), DW = 2.14 \tag{8}$$

修正之后的多元回归模型,  $R^2$  虽然变小一点点, 但是解释变量的  $t$  统计值在 5% 的置信水平下都是显著的。说明模型中各解释变量对房价有显著性影响, 模型的解释能力较强。从表 3 中可以看出, 使用通常  $t$  统计量检验显著的变量, 使用异方差 - 稳健的  $t$  统计量也是统计显著, 两者之间大部分相差不大。但是  $x_6, x_{10}$  它们的通常  $t$  值和稳健  $t$  值就有明显差距, 因此  $x_6, x_{10}$  在使用稳健标准误时候更加显著。

进一步对模型进行 F 检验, 是否整体显著。

H0:  $\beta_i = 0 (i = 0, 1, 2, 3, 6, 7, 9, 10)$ , H1:  $\beta_i (i = 0, 1, 2, 3, 6, 7, 9, 10)$  至少一个不为 0。

通过 Wald-Test 方法检验得到  $F = 92.38 (P < 0.001)$ , 拒绝原假设, 因此认为该模型回归整体显著。进一步对模型进行计量经济学检验, 检验该模型是否有异方差。在 Eviews 软件中得到残差散点图来初步判断随机项是否具有异方差。

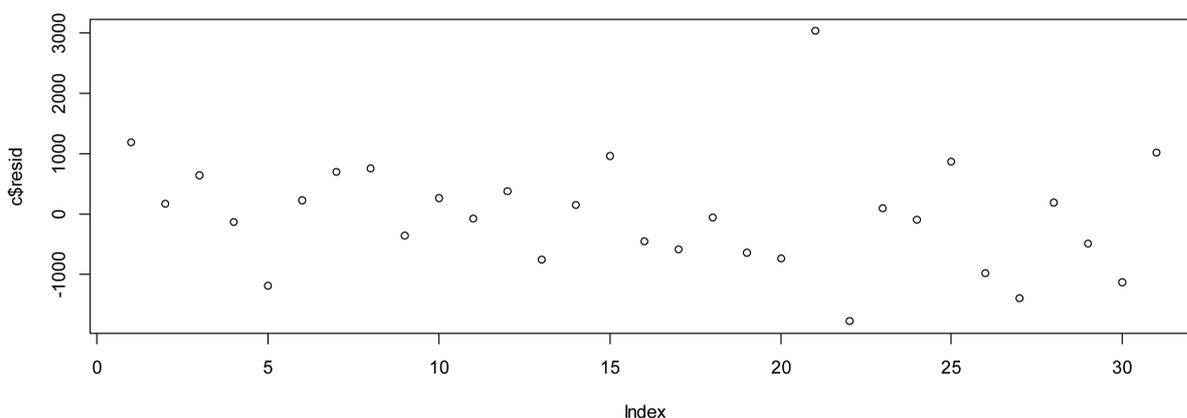
从图 1 中, 不能够清晰看出该模型是否存在异方差。Breusch-Pagan 检验判定是否存在异方差。H0: 不存在异方差; H1: 存在异方差。通过软件运行得到  $F = 0.7806 (P = 0.61) > 0.05$ , 不拒绝原假设, 可以

**Table 2.** Stepwise regression method AIC value  
**表 2.** 逐步回归法 AIC 值

	AIC
所有自变量	443.56
去掉 $x_5$	441.65
去掉 $x_{11}$	440.02
去掉 $x_4$	439.08
去掉 $x_8$	438.74

**Table 3.** The  $t$  statistic of the regression equation  
**表 3.** 回归方程的  $t$  统计量

通常 $t$ 统计量	5.75	-5.75	6.84	2.81	8.58	2.59	-3.38	2.86
稳健 $t$ 统计量	5.75	-5.48	6.49	2.26	11.18	2.92	-3.28	3.88



**Figure 1.** Residual scatter diagram  
**图 1.** 残差散点图

认为不存在异方差。

在式子(8)回归结果中得知  $DW = 2.14$ ，又因为  $DW \approx 2(1 - \rho)$ ，根据 Durbin-Watson 检验，当  $DW \approx 2$  时， $\rho \approx 0$ ，模型的随机项不存在自相关，即非序列相关。

从回归结果可以看出，房地产价格与本年购置土地面积( $x_1$ )负相关，增加每平方米购置的土地面积，房地产价格就降低 0.0005 元/每平方米。房地产价格与其他自变量都是正相关，本年土地成交价格( $x_2$ )每增加 1 万元，房地产价格就增加 12.65 元/每平方米，说明建设成本增加，相应的房价也会随之增长；当计划总投资( $x_3$ )每增加 1 万元，房地产价格就上升 0.126 元/每平方米，意味着投资越大，房地产市场越好；当出租屋面积( $x_6$ )每增加 1 平方米，房地产价格就上升 0.0011 元/每平方米；固定资产投资额( $x_7$ )每增加 1 亿元，房地产价格就上升 0.145 元/每平方米；国内生产总值和人均国内生产总值的增加对房价都是促进作用，人均收入每增加 1 元，房地产价格也随之上升 0.038 元/每平方米，收入水平上升，人们的购房能力变强，房地产市场需求变大，从而促进房价的增加，而购置土地开发面积越多，房地产市场供给变大，降低房价。因此从回归方程的各系数的符号均符合经济含义。

#### 4.2. 引入虚拟变量

为了研究我国东、中、西部的地域性差异是否会引起房地产价格的差异，引入虚拟变量，由于地域

有 3 种属性特征, 因此引入两个虚拟变量。目前, 东部省区包括 11 个省级行政区, 分别是北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南; 中部省区包括 8 个省级行政区, 分别是黑龙江、吉林、山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南; 西部省区包括 12 个省级行政区, 分别是四川、重庆、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、广西、内蒙古。

设立引入虚拟变量的回归模型:

$$y = \alpha_0 + \alpha_1 x_1 + \alpha_2 x_2 + \alpha_3 x_3 + \alpha_4 x_6 + \alpha_5 x_7 + \alpha_6 x_9 + \alpha_7 x_{10} + \alpha_8 D_1 + \alpha_9 D_2 + u \quad (9)$$

其中,  $D_1 \begin{cases} 1, & \text{东部省区} \\ 0, & \text{其他省区} \end{cases}$ ,  $D_2 \begin{cases} 1, & \text{西部省区} \\ 0, & \text{其他省区} \end{cases}$

对模型进行回归, 得到结果如下:

$$\begin{aligned} y = & 5245.942 - 0.00048x_1 + 0.0012x_2 + 9.16E-05x_3 + 0.0011x_6 \\ & + 0.131x_7 + 0.1718x_9 + 0.021x_{10} + 1392.34D_1 - 748.40D_2 \end{aligned} \quad (10)$$

$n = 31, R^2 = 0.9728, F = 83.23 (P < 0.00), DW = 2.08$

式(10)比式(8)的  $R^2$  提高了, 可以认为该模型拟合得更好, 由表 4 可以看出除了  $x_{10}$  外, 各个解释变量的  $t$  值均大于 5% 置信水平的临界值,  $D_2$  在异方差 - 稳健标准误情况下也是显著性的, 模型中的各解释变量对房价的影响都是显著性的。同样如上面所进行的步骤一致, 继续对该模型进一步的计量经济学检验。有式子(10)可以得知  $DW = 2.08 \approx 2$  时,  $\rho \approx 0$ , 模型的随机项不存在自相关, 即非序列相关。检验是否存在异方差, 运用 Breusch-Pagan 检验分析,  $F = 2.431 (P = 0.045) < 0.05$ , 拒绝原假设, 存在异方差。

利用加权最小二乘法(WLS)来消除异方差, 设置权重  $w = 1/\text{resid}$ , 得到回归方程如下:

$$\begin{aligned} y = & 5181.679 - 0.0004x_1 + 0.0011x_2 + 8.87E-06x_3 + 0.001x_6 \\ & + 0.1132x_7 + 0.1663x_9 + 0.0205x_{10} + 1635.148D_1 - 767.711D_2 \end{aligned} \quad (11)$$

$n = 31, R^2 = 0.9989, F = 2222.54 (P < 0.00), DW = 2.003$

从回归结果可以看出各系数的  $t$  值均大于 5% 显著性水平, 并且  $R^2$  趋近于 1, 说明该模型拟合相当好,  $DW$  也趋近于 2, 无序列相关。进一步通过 Breusch-Pagan 检验分析, 分析  $F$ 、 $LM$  统计值所对应的  $P = 0.0671 > 0.05$ , 可以认为 WLS 方法消除异方差。

从回归结果看, 非虚拟变量的系数符合经济意义。如上述解释大概一致, 现在解释虚拟变量的系数含义。 $D_1$  前的系数为正, 表示处在东部省区的房价比处在中部或者西部省区的房价平均贵 1635.148 元/每平方米。 $D_2$  前的系数为负, 表示处于西部省区的房价平均比东部或者中部的房价平均便宜 767.711 元/每平方米。虚拟变量的系数含义也符合现实经济意义。

## 5. 结论

本文在查阅了国内外的相关文献之后, 通过 2015 年 31 个省(自治区)的横截面数据做了定量分析, 建立多元线性回归, 并逐步剔除自变量, 通过一系列的异方差检验、序列相关检验等, 得出最终的回归模型。从最后的模型结果来看, 影响房价的因素是多方面的, 其中土地开发面积对房价的影响是负向的, 即供给越大, 房价越低。固定资产投资额和计划总投资额越大, 房地产市场的发展前景越好, 从而进一

**Table 4.** The regression model  $t$  value of virtual variables was introduced

**表 4.** 引入虚拟变量的回归模型  $t$  值

通常 $t$ 统计量	7.65	-6.43	8.26	2.55	10.56	2.81	-4.27	1.99	2.42	-1.75
稳健 $t$ 统计量	7.17	-5.97	5.59	2.56	14.71	2.84	-4.51	1.97	2.11	-2.14

步促进房价的上涨。GDP 和人均 GDP 的变大, 意味着人民生活水平提高, 对物质生活的要求也加强, 进而对房子的需求加大。高昂的房价让越来越多的年轻人望而却步, 转向租房, 随着对租房面积的扩大, 间接也推动了房价的上涨。后面引入虚拟变量研究我国东、中、西部房价的差异, 发现由于我国地域的不同, 各个区域的经济水平也相差甚多。对于东部沿海城市比较发达, 经济发展迅速这一情况, 中、西部的年轻人就会往发展好的地方去工作、定居, 加剧了住房紧张, 土地资源短缺, 房价蹭蹭上涨的形势。而中部特别是西部相对落后地区, 由于交通闭塞, 经济发展缓慢, 生活节奏慢, 所以房价也相对增长的比较缓慢。本文模型在逐步回归的时候将总人口数剔除, 有点不合适, 通常人口密度越大对房子的需求就越大, 同样也会推动房价的变动, 除此, 回归模型的拟合度将近 1, 说明拟合比较成功。

本文主要对影响房价的因素做定量分析, 而像货币政策和财政政策作为我国宏观调控的主要经济手段, 对房地产市场的调控起到了至关重要的作用, 有助于为我国房地产市场创造良好的经济环境。

### 参考文献 (References)

- [1] 桑田. 住宅房地产价格影响因素研究[D]: [硕士学位论文]. 南京: 南京工业大学, 2012.
- [2] 周艳慧. 我国房地产价格影响因素研究[D]: [硕士学位论文]. 郑州: 郑州大学, 2015.
- [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.
- [4] 肖磊, 肖佳文, 辜佳新, 李丽. 房价影响因素与地区房价差异分析——基于 30 个省会城市的截面数据[J]. 经济研究导刊, 2011(35): 103-105.
- [5] 耿源. 北京市房地产价格变动影响因素的实证分析——基于格兰杰因果检验测算经济基本面与房价的关系[J]. 中国市场, 2014(26): 16-19.
- [6] 成睿, 李明. 中国城市房地产价格影响因素分析[J]. 经营管理者, 2010(8): 53.
- [7] 周京奎. 房地产价格波动与投机行为——对中国 14 城市的实证研究[J]. 当代经济科学, 2005, 27(4): 19-24.
- [8] 安辉, 王瑞东. 我国房地产价格影响因素的实证分析——兼论当前房地产调控政策[J]. 财经科学, 2013(3): 115-124.
- [9] 范莉丽. 基于区域差异的中国房地产价格变动影响因素研究[D]: [博士学位论文]. 北京: 中国农业大学, 2015.
- [10] 李玉梅. 我国房地产价格变动特征及其影响因素的实证研究[D]: [博士学位论文]. 长春: 吉林大学, 2012.
- [11] 尹磊. 中国房地产价格非理性上涨的经济分析[J]. 特区经济, 2011(5): 279-280.
- [12] 李航. 城市房地产泡沫检测及其形成机理: 理论模型与经验研究[D]: [博士学位论文]. 杭州: 浙江大学, 2014.

#### 期刊投稿者将享受如下服务:

1. 投稿前咨询服务 (QQ、微信、邮箱皆可)
2. 为您匹配最合适的期刊
3. 24 小时以内解答您的所有疑问
4. 友好的在线投稿界面
5. 专业的同行评审
6. 知网检索
7. 全网络覆盖式推广您的研究

投稿请点击: <http://www.hanspub.org/Submission.aspx>

期刊邮箱: [ass@hanspub.org](mailto:ass@hanspub.org)