

# Econometric Model Analysis of Influencing Factors of House Prices

Yuzhen Wang

School of Statistics and Mathematics, Yunnan University of Finance and Economics, Kunming Yunnan  
Email: 304710380@qq.com

Received: Oct. 9<sup>th</sup>, 2017; accepted: Oct. 19<sup>th</sup>, 2017; published: Oct. 27<sup>th</sup>, 2017

---

## Abstract

Based on housing prices as the research object, this paper will divide factors of house prices starting from the two fold properties of consumer goods and investment goods into the demand factor, supply factor and macroeconomic variables. In order to investigate the market factors that influence the price of the house, the cross-sectional data of 35 large and medium cities are used to quantitatively analyze the factors that influence house prices. In the process of quantitative analysis, the regression model between variables is established by using EVIEW software, and the regression model is revised by stepwise regression. Finally, the regression equation that affects the price of the house is established.

## Keywords

House Price, Section Data, Stepwise Regression, EVIEW Software

---

# 房价影响因素的计量经济模型分析

王玉珍

云南财经大学统计与数学学院，云南 昆明  
Email: 304710380@qq.com

收稿日期：2017年10月9日；录用日期：2017年10月19日；发布日期：2017年10月27日

---

## 摘要

本文以住房价格作为研究对象，将影响房价的因素从房产的消费品与投资品两重属性着手，分为需求因素、供给因素以及宏观经济变量三个方面。为考察影响房价的市场本身因素，采用了35个大中城市的截面数据对影响房价的因素进行定量分析。在定量分析过程中，借助EVIEW软件，建立变量间的回归模型，

并通过逐步回归修正回归模型，从而成立最终影响房价因素的回归方程。

## 关键词

房价，截面数据，逐步回归，EVIEW软件

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. 选题背景及意义

1998年城镇实施住房制度改革后，我国停止了对住房的实物分配，住房商品化的制度得到了逐步确立。在这之后一段时间内，房价一直保持稳定。然而，2004年开始，我国主要城市出现房地产投资一度过热现象，房价不断上涨，增速过快。从2005年到2009年，全国房价平均涨幅分别为4.8%，9.7%，7.6%，5.5%，以2010年11月为例，全国70个大中城市房屋价格同比上涨7.7%，商品房销售面积和销售额分别环比增长7.4%和12.8%，房地产开发投资为42,697亿元，增长63.5%。也正因房价过热，近两年频频出现“炒房热”现象，来自四面八方的投机者更是要死死抓住这发财致富的大好时机，所以就出现了各种富豪榜上，房地产富豪连年占据半壁江山。房地产业稳居“中国十大暴利行业”榜首。那么针对房地产问题，在开发商、政府和购房者这三者来看，无疑是一场完完全全的博弈，而博弈的重心必是房价问题。由此来看，房价的稳定与否直接关系着人民生活水平、关系着社会稳定、更关系着国家经济发展。因此，有必要研究影响房价的相关因素，以此为政府制定政策、进行房地产调控提供合理建议。

## 2. 文献综述

国外的房地产市场化进程进行的比较早，同时市场化程度也比较高。从国外研究文献来看，对房地产价格的实证研究主要集中在形成均衡房地产价格的需求因素和供需因素对房地产价格影响的实证分析方面。

对于房价影响因素的需求方面，早期的研究主要认为，房地产价格的波动影响因素有两大方面：一是经济水平的提高；二是城市人口的增长。Gabriel, Mattey 和 Wascher (1999) [1]运用经济学理论，来解释加利福尼亚州最大的两个城市近些年来住宅价格的变化模式。研究结果表明巨大净人口迁移是近几十年来加利福尼亚州住宅价格变化的主要因素；反过来，经济机会的变化又驱使净人口迁移的变动，这和州水平的失业率差异是一致的。Geoffrey Meen (2002) [1]通过对英国、美国住宅价格的时间序列分析发现，无论是暂时性收入还是长久性收入，对房价的弹性都很大，尤其是在美国对于供给弹性欠佳的市场上，长期收入的弹性更高。对于房价影响因素的供给方面，经 Wheaton (1999) [1]的扩展形成了著名的“存量-流量”模型。该模型说明提供住宅服务的房地产业务市场与提供住宅存量的房地产资产市场，通过租金、价格、新建数量以及住宅存量的变动是如何向均衡调整的。

除此之外，也有学者就房地产价格波动与宏观经济因素进行了研究。这一类研究大多采用新古典经济学的均衡分析框架，基于理性预期或完全预测假设，认为房地产价格波动的原因是由于受到外生因素的冲击，使得房价和房地产供应数量从一个均衡状态“调整”到新的均衡点。例如，Poterba (1984) [1]建立房地产资产模型(asset-market model of the housing market)，研究房屋持有成本(user cost)对房地产市场价格和均衡数量的影响。Mankiw 和 Weil (1989) [1]用类似的方法，研究人口数量变动对房地产续期的影

响。他们认为美国自上世纪 70 年代的房价持续上升与婴儿潮一代增长人口成年后带来房地产需求有密切关系。如果人口因素与房价的因果关系不变，随着婴儿潮一代人的住房需求逐年下降，那么 90 年代以后 20 年内房价将会明显下降。此外，Glaeser 和 Gyourko (2007) [2] 建立理性预期动态模型，研究需求端冲击和建筑成本的影响。

国内的房地产市场虽起步较晚，仍有学者对我国房地产价格影响方面的供给和需求房做出实证分析。

对于房价影响因素的需求方面，国内学者在房地产价格决定因素方面争议颇少，普遍认为房地产短期内缺乏弹性，所以市场需求是决定住房价格的主要因素。姚先国和黄炜华(2001) [3] 进行了“地价与房价的关系”研究，他们认为地价与房价有关联，但并非线性关系，即使地价上涨，房价也并不一定随之上涨。现有房价取决于居民有支付能力的需求，房价上涨主要是由于需求推动而非成本推动。赵海成(2004) [4] 研究城市化与房地产价格的关系，论证了开发商囤积土地、各地炒房族借机投资房地产、地方政府经营城市土地，谋求额外财政收入，都是人为的扩大了刚性需求，以此推高房价。

对于房价影响因素的供给方面，大致有三种观点。第一种是地价推动房价，例如，徐艳(2002) [5] 对北京的房价具体构成因素进行了分析，发现土地费用过高是造成房价过高的主要原因。包宗华(2004) [6] 也提出，房价的迅速上涨是由地价的大幅上涨引起的，降低地价才能抑制房价。第二种则是房价推动地价，朱道林、董玛力(2005) [7] 首先以“玉米法律悖论”解释了低价和房价的关系，认为土地价格的变化只是一种结果而非原因，同时通过经济学假设得出了地价梯度和房价梯度的关系，认为土地需求是住房需求的引致需求。因此地价是房价变化的结果而不是原因。同年，刘润秋、蒋勇穆(2005) [8] 也认为地价不能决定房价，并且在房事过热条件下地价对房价无约束力，决定房价的因素是市场行情而非成本。第三种是相互影响型。高晓慧(2001) [9] 从地租理论角度出发，认为地价是房价的基础，房价是地价的体现，房价与地价呈现正相关。刘琪(2006) [10] 分别从需求和供应角度分析了二者之间的相互关系，地价与房价分别是土地市场和房地产市场的供给和需求来决定的。不能笼统地说房价决定地价或者地价决定房价。地价和房价的上涨最终是由于社会经济的发展和对房屋土地需求的增加引起的。

当然在国内也不排除学者研究金融对房地产价格波动的影响。柴强(2005) [11] 认为，利率上升对房价有着很大的影响。从成本的角度来看，利率上升会增加房地产开发的投资利息，从而使房价上涨；从需求的角度来看，由于现在购买住房普遍采用按揭付款，利率上升减少房地产有效需求，从而房价下降。同样，王家庭、张换兆(2006) [12] 通过回顾近年来的利率调整变动状况，分析利率变动对房地产供给市场、需求市场以及土地市场的影响，得出利率的变动对房价的调控有明显的效果。另外还有段忠东、曾令华、黄泽先(2007) [13] 对我国房地产价格和银行信贷之间的因果关系进行研究，结果表明两者互为因果关系，直接反映了信贷对房价的间接影响。除了利率、信贷，货币汇率也被关注。杨宇飞(2008) [1] 跟踪研究了我国货币汇率与房地产关系，认为：人民币升值预期，国际游资涌入房地产市；外汇储备大量增加，使得人民币投放量大量增长，通货膨胀压力增大，投资于房地产的资金增多；人民币升值，进口商品价格降低，带动国内商品价格降低，国内多余的资金进入房地产市场，导致房价暴涨。

以上是对国内外关于房价影响因素分析的研究，国内外学者通过将影响因素分为供给和需求方，并分别就二者进行了大量的理论研究和实证分析。当然，也有关于宏观方面的研究。虽然以上研究给出了影响房价的创新性因素，但却未能综合考虑这些因素对房价的影响。所以本文在以上研究基础上综合性考虑房价的影响因素并作出实证分析，但本文所选取的变量和文献中研究结果仍有部分不同。

### 3. 住房价格影响因素的实证分析

#### 3.1. 变量选取与模型构建

本文将影响房价的因素大致分为供给因素、需求因素和宏观经济因素。采用了 2015 年 35 个大中城

市的截面数据对影响房价的因素进行定量分析，本文数据来源于中经网统计数据库。

本文选取的主要变量如(表 1)。

首先建立房价和所有变量的回归模型，模型如下：

$$price = c + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 Y_1 + \beta_5 Y_2 + \beta_6 Y_3 + \beta_7 Z + \mu_i$$

### 3.2. 模型的估计与调整

使用 EVIEW 软件计算，结果见表 2。

从回归的估计结果可以看出除了  $X_3$  和  $Z$  这两个解释变量在 5% 的水平上显著外，其他解释变量均不显著，而整体可决系数  $R^2 = 0.691232$ ，可见拟合优度值较高。同时，整体的 F 统计量检验也显著，这说明变量之间可能存在多重共线性。

多重共线性的解决一般可以从数据处理和统计方法这两方面入手。数据处理方面可以通过增加样本量来解决，但是相关统计数据有限。所以本文采取逐步回归的方法来对回归模型进行修正。

下面先通过观察相关系数来找出相关性较强的解释变量(表 3)。

从表中数据可以看出， $X_2$ 、 $X_3$  之间相关性较强，其相关系数接近 0.8，可以认为变量之间存在多重共线性。接下来采用逐步回归法对模型进行修正。

在逐步回归中，由于  $X_2$  和  $X_3$  之间存在较强的相关性，且在检验过程中  $X_3$  表现出显著性，故剔除  $X_2$  变量。而且  $X_1$ 、 $Y_1$  和  $Y_3$  在逐步检验中，表现出 T 统计量和 F 统计量均不显著，应将这三个变量剔除。将剩下  $Z$  和  $Y_2$  放入回归模型中，T 统计量在 5% 的水平上均显著，模型的整体性检验 F 统计量也显著，回归效果明显，且拟合优度值为 0.581819，解释了房价波动的 58%。在该模型基础上加入  $X_3$  解释变量，虽然拟合优度值提高到 0.7，整体性检验也明显显著，但  $Y_2$  的 T 统计量却不在显著，去掉  $Y_2$  再次回归，模型效果非常显著，且拟合优度值为 0.674670，相比含有  $Y_2$  的模型，解释力度并没有下降很多，影响不大，回归结果见表 4。

#### 3.2.1. 异方差检验

下面对拟合模型进行异方差检验，先进行的是布罗施-帕甘异方差检验，简记(BP test)，然后又进行了怀特异方差检验。这两个检验都具有渐进有效性，不同的是怀特检验包含了自变量的平方项和交叉乘积项，下面是检验的结果(表 5、表 6)。

由 BP 检验结果看出，在 5% 的水平上，F 统计量和卡方检验均显著，所以能够拒绝原假设，即模型存在异方差。同样的在怀特的检验结果中依然在在 5% 的水平上均显著，拒绝原假设，模型存在异方差。

#### 3.2.2. 异方差修正

异方差修正方法又很多，加权最小二乘估计量，即(WLS)估计量，最小化了残差平方的加权和，其中每个残差平方的权数都为  $1/h_i$ 。其思想是，对误差方差越大的观测值赋予越小的权数。不同的是 OLS 则是对每个观测值都赋予相同的权数，因为在总体的每部分的误差方差都相同时，这样做是最好的。加权最小二乘估计量是可以对任何一组正的权数加以定义，而 OLS 正是对所有观测都赋予相等权数的特殊情形。在大多数情况下，异在 GLS 方差的确切形式并不明显，换句话说，很难找到 WLS 估计量中的函数  $h_i$ 。在 GLS 变换中，模型化函数  $h_i$ ，并利用数据来估计这个模型中的未知参数，即用  $\hat{h}_i$  取代  $h_i$  就得到一个估计量，被称为可行的 GLS(FGLS)估计量。本文中采用可行的 GLS 估计量对模型异方差进行处理。并对处理后的模型在进行怀特异方差检验，检验结果下(表 7)。

由表中结果可以看出，在 5% 的水平上，F 统计量和卡方检验均不显著，所以没有足够理由够拒绝原假设，即模型不存在异方差，可见处理完后已经消除了异方差。

**Table 1.** The main variables selected in this article  
**表 1. 本文选取的主要变量**

变量	名称	符号	单位
被解释变量	房价	price	元/平方米
	房地产开发企业购置土地面积	X1	万/平方米
供给方变量	房地产开发企业投资完成额	X2	亿元
	固定资产投资完成额	X3	万元
	人均地区生产总值_市辖区	Y1	元
需求方变量	年末人口数_市辖区	Y2	万人
	人口密度_市辖区	Y3	人/平方公里
宏观经济变量	地区生产总值_市辖区	Z	万元

**Table 2.** Model regression results  
**表 2. 模型回归结果**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6197.962	3545.545	1.748098	0.0927
X1	1.149182	3.630974	0.316494	0.7543
X2	-1.489225	2.779488	-0.535791	0.5968
X3	-0.000131	4.64E-05	-2.833397	0.0090
Y1	0.009649	0.037237	0.259116	0.7977
Y2	-1.220073	1.948017	-0.626315	0.5368
Y3	0.561689	1.203955	0.466536	0.6449
Z	0.000130	2.59E-05	5.010418	0.0000
R-squared	0.691232	Adjusted R-squared		0.604777
F-statistic	7.995280	Prob (F-statistic)		0.000041

**Table 3.** Correlation coefficient between variables  
**表 3. 变量间相关系数**

	X1	X2	X3	Y1	Y2	Y3	Z
X1	1.000000	0.604986	0.604875	-0.164113	0.510902	0.001495	0.304641
X2	0.604986	1.000000	0.787605	0.257468	0.471760	0.358570	0.720947
X3	0.604875	0.787605	1.000000	0.204726	0.525780	0.114188	0.743567
Y1	-0.164113	0.257468	0.204726	1.000000	-0.199656	0.277012	0.560565
Y2	0.510902	0.471760	0.525780	-0.199656	1.000000	0.318568	0.377071
Y3	-0.001495	0.358570	0.114188	0.277012	-0.318568	1.000000	0.132869
Z	0.304641	0.720947	0.743567	0.560565	0.377071	0.132869	1.000000

**Table 4.** Regression results  
**表 4. 回归结果**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7154.267	1038.229	6.890835	0.0000
Z	0.000112	1.42E-05	7.900839	0.0000
X3	-0.000135	3.17E-05	-4.258890	0.0002
R-squared	0.674670	F-statistic		33.18085
Adjusted R-squared	0.654337	Prob(F-statistic)		0.000000

**Table 5.** The result of BP-test  
**表 5.** BP 异方差检验结果

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey			
F-statistic	5.472384	Prob. F(2,32)	0.0090
Obs*R-squared	8.919990	Prob. Chi-Square(2)	0.0116
Scaled explained SS	19.92077	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

**Table 6.** The result of White test  
**表 6.** 怀特异方差检验结果

Heteroskedasticity Test: White			
F-statistic	8.005883	Prob. F(5,29)	0.0001
Obs*R-squared	20.29612	Prob. Chi-Square(5)	0.0011
Scaled explained SS	45.32678	Prob. Chi-Square(5)	0.0000

**Table 7.** The White test results after heteroscedasticity  
**表 7.** 异方差处理后的 white 检验结果

Heteroskedasticity Test: White			
F-statistic	0.482520	Prob. F(6,28)	0.8156
Obs*R-squared	3.279777	Prob. Chi-Square(6)	0.7730
Scaled explained SS	2.911082	Prob. Chi-Square(6)	0.8199

**Table 8.** Modified model regression results  
**表 8.** 修正后模型回归结果

Variable	Coefficient	Std.Error	t-Statistic	Prob.
C	6213.884	639.3657	9.718826	0.0000
Z	0.000178	8.30E-06	21.42347	0.0000
X3	-0.000198	1.09E-05	-18.22098	0.0000
R-squared	0.935038	F-statistic		230.2991
Adjusted R-squared	0.930978	Prob(F-statistic)		0.000000

最后在对修正后的变量进行回归，回归结果如下表 8。

建立回归模型：

$$\begin{aligned} \hat{\text{price}} &= 6213.884 + 0.000178Z - 0.000198X3 \\ &\quad (639.3657)(8.30E-06) (1.09E-05) \\ n &= 35 \quad R^2 = 0.935038 \end{aligned}$$

从回归结果可以看出，房价与本年的地区 GDP 呈正相关，与固定资产投资总额呈负相关。本年地区 GDP 每增加 1 万元，每平方米住房价格上升约 1.98 元。当固定资产投资额每增加 1 万元，每平方米住房价格下降约 1.78 元。可见，当收入增加时，人们购买住房的能力上升，对住房的需求上升，拉动房价的上升。然而固定资产投资增加反拉低了房价。

#### 4. 结论

从最终模型中已经得到，房价与本年的地区 GDP 呈正相关，与固定资产投资总额呈负相关。而且变量对房价的影响程度也在回归结果中给出了具体说明。所以，收入对房价有正效应，正是由于购买能力

的上升导致了需求的上升，而拉动房价。然而固定资产投资增加反拉低了房价。对本文的研究，仍存在不足，在选取变量上，由于数据收集上的困难，没能将对房价有直接影响的成本因素纳入模型。同时，表现显著的变量的影响程度在模型给出时，似乎影响系数并不是很明显，和预期假设有所出入，还有些假设认为有相关关系的变量却呈现出不显著性，这其中的内在原因还需要做深入分析。

## 参考文献 (References)

- [1] 齐淑兰. 房地产价格波动影响因素文献综述[J]. 合作经济与科技, 2008(13): 24-25.
- [2] Kenny, G. (1999) Modeling the Demand and Supply Sides of the Housing Market: Evidence from Ireland. *Economic Modeling*, No. 16, 389- 409.
- [3] 姚先国, 黄炜华. 地价与房价的关系[J]. 中国土地, 2001(9): 33-35.
- [4] 赵海成. 我国货币汇率与房地产关系跟踪研究[J]. 东岳丛论, 2004, 25(6): 59-63.
- [5] 徐艳. 北京市房价过高的原因和房价控制[J]. 城市问题, 2002(1): 42-44.
- [6] 包宗华. 再探房价收入比[J]. 中国建设报, 2004(1): 18-19.
- [7] 朱道林, 董马力. 地价和房价的经济学分析[J]. 中国土地, 2005(7): 20-21.
- [8] 刘润秋, 蒋勇穆. 论房价决定地价——兼论当前房地产宏观调控政策[J]. 社会科学研究, 2005(6): 44-48.
- [9] 高晓慧. 地价和房价的基本关系[J]. 中外房地产导报, 2001(6): 11.
- [10] 刘琪. 浅析地价和地、房价与房租之间的关系[J]. 价格理论与实践, 2006(8): 41-42.
- [11] 柴强. 影响房价的几个理论问题[J]. 城市开发, 2005(4): 31-32.
- [12] 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.
- [13] 段忠东, 曾令华, 黄泽先. 房地产价格波动与银行信贷增长的实证研究[J]. 金融论坛, 2007, 12(2): 40-45.



知网检索的两种方式：

1. 打开知网首页 <http://kns.cnki.net/kns/brief/result.aspx?dbPrefix=WWJD>  
下拉列表框选择：[ISSN]，输入期刊 ISSN: 2169-2556，即可查询
2. 打开知网首页 <http://cnki.net/>  
左侧“国际文献总库”进入，输入文章标题，即可查询

投稿请点击：<http://www.hanspub.org/Submission.aspx>  
期刊邮箱：[ass@hanspub.org](mailto:ass@hanspub.org)