

我国房地产价格与 GDP 关系实证分析

王西军, 刘传哲

中国矿业大学管理学院, 江苏徐州 221008

[摘要] 近几年来,我国房地产价格的迅猛增长引起了各方的重视。然而,国内有关房地产价格影响因素的研究还仅停留在定性分析上,缺乏定量分析与实证研究。基于我国 1987-2004 年度时间序列数据,应用协整分析、误差修正模型技术以及 Granger 因果分析对我国房地产价格与 GDP 之间的关系进行了实证分析。实证结果表明:我国的房地产价格与 GDP 之间存在长期稳定的动态均衡关系;无论长期还是短期,我国的 GDP 波动都是房地产价格波动的 Granger 原因,GDP 的走势对于房地产价格的涨跌起着决定性的影响,GDP 的波动有助于预测房地产价格的走势;短期内经济的过热容易引起房地产价格的过快增长。

[关键词] 房地产价格;GDP;协整分析;误差修正模型;Granger 因果分析

[中图分类号] F293.35

[文献标识码] A

[文章编号] 1000-7857(2007)08-0061-04

Empirical Analysis of Relationship Between Real Estate Price and GDP in China

WANG Xijun, LIU Chuanzhe

School of Management, China University of Mining and Technology, Xuzhou 221008, Jiangsu Province, China

Abstract: In recent years, the swift growth of China's real estate prices has drawn a wide attention. However, the studies on the factors influencing real estate prices in China are mainly qualitative in nature, with few quantitative and empirical analyses. In this paper, an empirical analysis of relationship between real estate prices and Gross Domestic Product (GDP) is made based on China's time-series statistics from 1987 to 2004 and with methods of co-integration test, Error Correction Model (ECM), Granger causality test. Empirical evidences show that there exists a long-term and steady dynamic equilibrium relationship between China's real estate prices and GDP. From both long-term and short-term points of view, China's GDP is the Granger cause for the variations of real estate prices. The trend of GDP has a decisive effect on both the increase and decrease of real estate prices. Therefore, the data of the fluctuation of GDP can be very useful in predicting the trend of real estate prices. Overheated economy during a short period will lead to a rapid increase of real estate prices.

Key Words: real estate price; GDP; co-integration analysis; Error Correction Model (ECM); Granger causality test

CLC Number: F293.35

Document Code: A

Article ID: 1000-7857(2007)08-0061-04

0 引言

我国自 1998 年取消福利分房以来,房地产业得到了快速发展,房地产价格增长迅猛。对房地产价格的研究引起了各方的重视。房地产价格及其变化是一个非常复杂的问题,它受到许多因素的影响。经济发展水平、市场的完善程度、人口与土地、政府的相关政策等因素都会影响房地产的绝对价格水平。有关房地产价格

与宏观经济基本面的关系,国外学者已做了大量的研究工作,Case 和 Shiller^[1]、Clapp 和 Giaccotto^[2]、Potepan^[3]、Malpezzi^[4]和 Quigley^[5]的研究成果均认为宏观经济的波动可以解释并预测房地产价格的波动。然而,我国有关房地产价格的研究还仅仅停留在宽泛的定性分析上,缺乏定量分析与实证研究。本文将通过建立现代协整及误差修正模型(Error Correction Model,ECM),研究中

收稿日期: 2007-01-04

基金项目: 教育部人文社会科学研究项目(03JD630003)

作者简介: 王西军,男,江苏省徐州市中国矿业大学管理学院,博士研究生,研究方向为房地产风险;E-mail: xjwang69@126.com

刘传哲(通讯作者),男,江苏省徐州市中国矿业大学管理学院,教授,研究方向为房地产风险;E-mail: rdean@cumt.edu.cn

国 1987-2004 年间城镇房地产价格与经济增长之间的长期动态均衡关系, 以及它们之间的 Granger 因果关系。

1 协整分析的模型和方法

协整分析是一种用于动态模型的设定、估计和检验的新技术, 从分析时间序列的非平稳性入手, 建立非平稳变量经济计量模型, 探求非平稳变量间蕴涵的长期均衡关系。在实际分析研究时, 一般首先对时间变量序列及其差分序列的平稳性进行检验; 其次检验变量间的协整关系; 第三建立协整变量与均衡之间的误差修正方程; 最后, 对具有协整关系的时间变量序列的因果关系做进一步检验分析。运用协整理论时使用到的方法主要有平稳性检验、协整检验、误差修正模型及 Granger 因果关系检验。

1.1 平稳性检验

许多经济指标的时间序列数据不具有稳定过程的特征。对于由非稳定过程生成的时间序列数据, 传统的数理统计和计量经济学方法显得无能为力。现代计量经济学对于时间序列平稳性的判断, 除了利用序列的自相关分析图之外, 更为正式的方法是进行统计检验。单位根检验是统计检验中普遍应用的检验方法。该方法通过判断某时间序列是否有单位根来判断其平稳性。单位根过程的假设检验主要有两种检验方法: DF (Dickey-Fuller) 法和 PP (Phillips-Perron) 法。本文采用 ADF 检验法对时间序列进行平稳性检验。

ADF 检验是 Dickey 和 Fuller 为了保证检验中随机干扰项的白噪声特性, 对 DF 检验进行改进而得来的。ADF 检验的模型表达式^[6]为

$$\text{模型 1: } \Delta X_t = \delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\text{模型 2: } \Delta X_t = \alpha + \delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\text{模型 3: } \Delta X_t = \alpha + \beta t + \delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t$$

其中, t 是时间变量, 代表了时间序列随时间变化的某种趋势。零假设 $H_0: \delta=0$, 备择假设 $H_1: \delta<0$ 。

检验从模型 3 开始, 然后是模型 2, 最后是模型 1。何时检验拒绝零假设, 即原序列不存在单位根、为平稳序列, 何时停止检验; 否则继续检验, 直到检验完模型 1 为止。当 3 个模型的检验结果都不能拒绝零假设时, 则认为时间序列是非平稳的。

1.2 协整检验

尽管单个时间序列是非平稳的, 但是两个或两个以上时间序列具有相同的单整阶数, 且某种线性组合是平稳的, 则称这些时间序列之间存在协整关系。协整揭示

了一种长期稳定的均衡关系。目前, 协整检验方法主要有 Engle-Granger 二阶段协整检验法和 Johansen 协整检验法。Engle-Granger 检验法是由 Engle 和 Granger 提出的, 仅考虑了双变量过程, 这个过程只可能具有零个或一个协整向量。而 Johansen 协整检验法是由 Johansen 和 Juselius 提出的一种在 VAR 系统下用极大似然估计检验多变量之间协整关系的方法。

本文采用 Engle-Granger 二阶段协整检验法对时间序列进行协整检验。Engle-Granger 两步法一般步骤如下^[6]。

1) 用普通最小二乘法 (OLS) 估计长期静态回归方程并计算非均衡误差。

2) 用 ADF 统计量检验估计残差序列的平稳性。如果估计残差序列为稳定序列, 则表明变量之间存在协整关系。

1.3 误差修正模型

误差修正模型 (ECM) 最早由 Sargan 使用, 以后由 Herdrey, Anderson 和 Davidson 等人推广应用。误差修正模型的最初使用主要是为了建立短期的动态模型以弥补长期静态模型的不足, 它既能反映不同时间序列间的长期均衡关系, 又能反映短期偏离向长期均衡修正的机制。近年来, 误差修正模型方法已成为应用经济计量时序模型中的主流分析方法之一。采用误差修正模型方法, 可通过其长期均衡项集中体现被解释变量在经济理论所设定的长期均衡规律驱使下对非均衡的修正机制, 同时由于短期动态扰动项与长期均衡项通常无显著的统计相关性, 使我们可对其分别做出经济上的解释。由于只要解释变量与被解释变量间的协整关系存在, 就必然存在唯一的 Granger 因果关系。因此, 采用误差修正模型方法建立模型, 不会产生传统经济计量建模中常常存在的“伪回归”, 从而真切地揭示出经济变量间存在的作用机制。

Engle 和 Granger (1987)^[7]提出的 Granger 表述定理认为: 如果两个变量 X 与 Y 是协整的, 则它们之间的短期非均衡关系总能有一个误差修正模型 (ECM) 来表述。即

$$\Delta Y_t = \beta_1 \Delta X_t - \lambda \cdot ecm_{t-1} + e_t \quad 0 < \lambda < 1$$

式中, ecm_{t-1} 是非均衡误差项 (长期均衡偏差项), λ 是短期调整参数。

误差修正模型是短期的动态模型, 不可能在短期内达到均衡状态, 因而在误差修正模型中加入误差修正项, 使 Y 和 X 逐步向长期均衡状态逼近。 ecm_{t-1} 对 Y_t 具有控制修正作用, 若 $t-1$ 时刻 Y 大于其长期均衡解, ecm_{t-1} 为正, 则 $-\lambda \cdot ecm_{t-1}$ 为负, 使得 ΔY_t 减小; 若 $t-1$ 时刻 Y 小于其长期均衡解, ecm_{t-1} 为负, 则 $-\lambda \cdot ecm_{t-1}$ 为正, 使得 ΔY_t 增大。

1.4 Granger 因果关系检验

在 ECM 模型的基础之上,运用 Granger 因果关系检验法可检验时间序列之间的长期因果关系和短期因果关系。Granger 因果关系检验是由 Granger (1969)和 Sims (1972)提出来的,其基本思想是:若在包含了变量 X, Y 的过去信息的条件下,对变量 Y 的预测效果优于只单独由 Y 的过去信息对 Y 进行的预测效果,即变量 X 有助于解释变量 Y 的将来变化,则称 X 是 Y 的 Granger 原因,否则称为非 Granger 原因。

2 实证分析

2.1 数据与变量

论文分析所选用的样本取自 1987–2004 年度数据。1987–1990 年的房地产价格 P 指标数据为笔者根据中国国家统计局编制的《中国统计年鉴 1996》中的相关数据算出;1991–2004 年的房地产价格指标数据来自中国国家统计局编制的《中国统计年鉴 2005》中“固定资产投资”项下的“按用途分的商品房屋平均销售价格”;GDP 指标数据来自《中国统计年鉴 2005》中“国民经济核算”项下的“国内生产总值”。使用 CPI 指数对数据进行了修正,数据处理均使用 EViews 4.1 软件。

由于对变量进行自然对数变换后不改变原序列的协整关系,并能消除时间序列中存在的异方差现象,所以对实际 GDP 和实际 P 进行自然对数变换,自然对数形式表示为 $\ln GDP, \ln P$ 。

图 1 显示了变量 $\ln GDP$ 和 $\ln P$ 的趋势图。由图中可以看出,变量 $\ln GDP$ 和 $\ln P$ 呈现出不断增长的趋势,且变动的方向和步调较为一致,这说明它们之间存在着较强的相关关系。

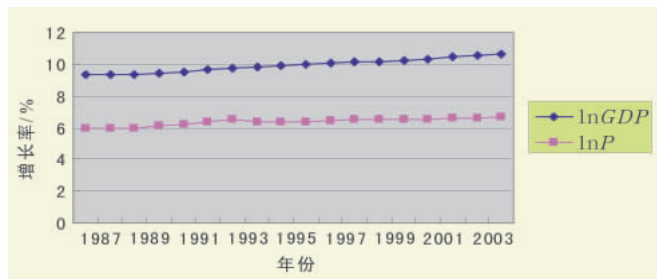


图 1 变量 $\ln GDP$ 和 $\ln P$ 的趋势

Fig. 1 Tendency chart of $\ln GDP$ and $\ln P$

2.2 平稳性检验

运用 ADF 检验法对原序列 $\ln GDP, \ln P$ 及其差分序列进行平稳性检验,检验结果如表 1 所示。

由表 1 可知,我国 GDP 的对数序列 $\ln GDP$ 与 P 的对数序列 $\ln P$ 均是非平稳的,一阶差分后是平稳的,可见这两组序列均为一阶单整序列。由于这些数据本身均为非平稳时间序列,所以不能使用传统的经济计量

表 1 单位根检验
Table 1 Unit root test

原序列	ADF 检验值	临界值	一阶差分序列	ADF 检验值	临界值
$\ln GDP$	-0.158 486	-3.420 030*	$\Delta(\ln GDP)$	-5.665 517	-3.959 148***
$\ln P$	1.663 407	-3.420 030*	$\Delta(\ln P)$	-3.243 649	-3.065 585**

注:① * 表示显著水平为 10% 的临界值, ** 表示 5% 的临界值,

*** 表示 1% 的临界值。

② 检验临界值来自 EViews 4.1。

学理论构建模型。为此,我们使用现代经济计量学中的协整理论、向量误差修正模型 (ECM) 及 Granger 因果关系检验研究我国 1987–2004 年 GDP 与房地产价格的动态均衡关系。

2.3 协整检验

虽然时间序列 $\ln GDP$ 和 $\ln P$ 都是非平稳的一阶单整序列,但其可能存在某种平稳的线性组合。这个线性组合反映了变量之间长期稳定的比例关系,即协整关系。本文采用 EG 法对变量进行协整分析^[8],得到的协整方程为

$$\ln P_t = 1.229290 + 0.516926 \ln GDP_t \quad (1)$$

(2.665 027) (11.137 74)

$$R^2 = 0.885755 \quad Adj-R^2 = 0.878614$$

$$DW = 0.669933 \quad F = 124.0493$$

其中,括号内的数为相应参数的 t 检验值。

若变量序列 $\ln GDP, \ln P$ 存在协整关系,则模型估计式 (1) 的残差序列 e 应具有平稳性。对 e 进行单位根检验,ADF 检验结果如表 2 所示。

表 2 残差序列 e 的 ADF 检验结果
Table 2 ADF test results of residual error series e

	显著水平	t 统计量
ADF 检验值		-33.988 49
临界值	1%	-4.297 073
	5%	-3.212 696
	10%	-2.747 676

由表 2 可以知道,残差序列 e 的 ADF 检验统计量为 -33.988 49, 小于 1% 显著水平的临界值 -4.297 073, 因此可以认为至少在 99% 的置信度下估计残差序列 e 为平稳序列,这表明变量 $\ln P$ 与 $\ln GDP$ 之间存在协整关系,说明我国的实际 GDP 与房地产价格之间存在长期均衡关系。协整关系所对应的长期方程式 (1) 表明,从长期来看,我国的 GDP 每增长 1%, 房地产价格将增长 0.516 926%。

2.4 误差修正模型

协整检验结果证明,我国房地产价格与经济增长之间存在长期稳定的均衡关系,但是这种均衡关系是否构成因果关系,还需要进一步验证。本文利用 Engle 和

Granger^[7]提出的误差修正模型对房地产价格和经济增长进行长期和短期的 Granger 因果关系检验。

Granger 定理认为,一组具有协整关系的变量一定具有误差修正模型的表达形式存在。由于变量 $\ln GDP$ 与 $\ln P$ 之间存在唯一的协整关系,所以可以建立误差修正模型^[8]。误差修正模型为

$$\ln P_t = 1.365882 + 0.352660 \ln P_{t-1} + 1.636427 \ln GDP_t - (3.872\ 212) (2.237\ 381) (5.038\ 657) \\ 1.367664 \ln GDP_{t-1} + e_t \quad (2) \\ (-4.520\ 930)$$

$$R^2 = 0.964732 \quad Adj-R^2 = 0.956593 \\ DW = 1.909614 \quad F = 118.5350$$

对(2)式变形得

$$\Delta \ln P_t = 1.365882 + 1.636427 \Delta \ln GDP_t - 0.647340 (\ln P - 0.163150 \ln GDP)_{t-1} + e_t \quad (3)$$

模型(3)可以写成

$$\Delta \ln P_t = 1.365882 + 1.636427 \ln GDP_t - 0.647340 ecm_{t-1} + e_t \quad (4)$$

其中, ecm 为误差修正项。误差修正系数为负值,符合反向修正机制。 ecm 前面的系数是 $-0.647\ 340$,表明对于偏离长期均衡的调整力度较大。

模型(4)反映了 $\ln P$ 受 $\ln GDP$ 影响的短期波动规律。 $\Delta \ln GDP$ 前面的系数可以看作是 P 对 GDP 的弹性系数,因此可以根据方程的系数对它们进行弹性分析。 $\Delta \ln GDP$ 前面的系数为 $1.636\ 427$,这说明房地产价格对国内生产总值的短期弹性系数为 $1.636\ 427$ 。当国内生产总值增长 1% 时,房地产价格增长 $1.636\ 427\%$ 。

2.5 Granger 因果关系检验

在具有稳定性的向量误差修正模型的基础上,笔者进一步进行 Granger 因果关系检验。

取滞后阶数为 3,对各变量的 Granger 因果关系检验^[8]如表 3 所示。

表 3 $\ln P$ 与 $\ln GDP$ 的 Granger 因果关系检验
Table 3 Granger causality test of $\ln P$ and $\ln GDP$

零假设	样本数	F 统计量	接受零假设的概率
$\ln P$ 不是 $\ln GDP$ 的 Granger 原因	15	4.068 53	0.049 93
$\ln GDP$ 不是 $\ln P$ 的 Granger 原因	15	12.323 3	0.002 28

由相伴概率可知,在 5% 显著性水平下,既拒绝“ $\ln GDP$ 不是 $\ln P$ 的 Granger 原因”的假设,也拒绝“ $\ln P$ 不是 $\ln GDP$ 的 Granger 原因”的假设,即 $\ln GDP$ 与 $\ln P$ 构成双向显著的 Granger 因果关系。因此,从 3 阶滞后的情况看, GDP 的增长是房地产价格增长的原因,而房地产价格的增长对 GDP 的增长也具有促进作用。

3 结论

基于我国 1987—2004 年度时间序列数据,应用协整分析、向量误差修正模型以及 Granger 因果分析,揭示了我国房地产价格与 GDP 之间的互动关系,得出如下结论。

1) 我国的房地产价格和 GDP 之间存在唯一长期稳定的动态均衡关系。

2) 基于向量误差修正模型的两变量间的 Granger 因果关系分析显示,取滞后阶数为 3 时, GDP 与房地产价格之间存在显著的双向 Granger 因果关系,表明研究 GDP 有助于预测房地产价格的走势,由房地产价格的走势也可以预测 GDP 的发展方向。

3) 实证结果进一步表明,从长期来看, GDP 对房地产价格的影响显著。在短期内, GDP 的快速增长容易引起房地产价格的过快增长。

总之,我国的房地产价格与 GDP 之间存在着互动关系。 GDP 的走势对于房地产价格的涨跌起着决定性影响, GDP 的波动性有助于预测房地产价格的走势;同时,房地产价格的走势也反映出了经济的走势。为了进一步促进我国房地产市场的健康发展,应把我国经济发展的速度控制在一个适度的范围之内,并根据 GDP 的波动做好房地产价格的预警、调控工作。

参考文献(References)

- [1] CASE K E, SHILLER R J. Forecasting prices and excess returns in the housing market[J]. *American Economic Review*, 1990, 18 (3): 253-273.
- [2] CLAPP J M, GIACCOTTO C. The influence of economic variables on local house price dynamics [J]. *Journal of Urban Economics*, 1994, 36(2): 161-183.
- [3] POTEPAK M J. Explaining intermetropolitan variation in housing prices, rents and land prices[J]. *Real Estate Economics*, 1996, 24(2): 219-245.
- [4] MALPEZZI S. A simple error correction model of housing prices[J]. *Journal of Housing Economics*, 1999, 8(1): 27-62.
- [5] QUIGLEY J M. Real estate prices and economic cycles [J]. *International Real Estate Review*, 1999, 2(1): 1-20.
- [6] 李子奈, 潘文卿. 计量经济学 [M]. 北京: 高等教育出版社, 2005.
LI Zinai, PAN Wenqing. *Econometrics* [M]. Beijing: Higher Education Press, 2005.
- [7] ENGLE R F, GRANGER C W J. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing[J]. *Econometrica*, 1987, 55 (2): 251-276.
- [8] 易丹辉. 数据分析与 EViews 应用 [M]. 北京: 中国统计出版社, 2002.
YI Danhui. *Data analysis and application of EViews* [M]. Beijing: China Statistics Press, 2002.

(责任编辑 王士泉)