

我国房地产价格的影响因素及其未来趋势预测

Influencing Factors of Real Estate Price in China and its Trends Prediction

颜明杰 彭琬清 刘畅 廖文强

Yan Mingjie Peng Wanqing Liu Chang Liao Wenqiang

(南昌大学经济与管理学院,江西 南昌 330031)

(College of Economics and Management, Nanchang University, Jiangxi Nanchang 330031)

摘要 房地产价格过快增长无疑成为了近年来社会普遍关注的热点问题之一。造成我国房地产价格持续走高的原因也是众说纷纭。文章通过比较常见的几项影响国内物价水平的经济因素,通过实证的形式确定了人民币汇率和通货膨胀水平对房地产价格具有显著影响。同时运用模型预测并且结合2014年来人民币不断贬值的现状,经过分析后确定未来房地产价格将会在平稳中下降的结论。最后,文章提出了通过完善汇率政策并控制外汇数量,拓宽房地产市场融资渠道,控制通货膨胀水平等政策性意见来有效控制房地产价格,稳定持续推动国内经济发展。

关键词 汇率 通货膨胀率 房地产价格

中图分类号 :F726.2

文献标识码 :A

文章编号 :1671-4792(2014)03-0236-09

Abstract The rapid growth of real estate price becomes one of the hottest issues of social concern in recent years. And there are many reasons caused the continuous rise of estate price. By comparing with several common economic factors affecting the domestic price level, this paper shows that the RMB exchange rate and inflation have a significant impact on real estate price. After an analysis which compared with the situation of the economy in 2014, we conclude that the estate price will decrease smoothly. Finally, the paper puts forward several policy suggestions, such as improving the exchange rate policy and controlling the amount of foreign exchanges, broadening the financing channels of real estate market, controlling inflation and etc. to control estate price and to sustainably improve the economy development in China.

Keywords RMB Exchange Rate Inflation Rate Real Estate Price

0 引言

近年来,我国的房地产问题广受中外各界的关注。房价的持续走高已经成为了我国经济发展的瓶颈,同时也成为了亟待解决的社会难题。同时,自改

★基金项目 2012年国家级大学生创新训练重点项目“人民币汇率变动与房地产价格拐点联动机制问题探索”阶段性成果(编号 201210403003),指导教师为彭迪云教授。

革开放以来,我国在国际贸易中的地位和作用也不断加强。汇率,作为衡量外汇价格的一项重要指标,在国际贸易中具有举足轻重的地位。自2005年7月的汇率改革以来,人民币对外汇率开始逐步呈现出由市场供求关系决定的相对自由浮动的趋势。且近些年来人民币汇率对国内经济的影响也逐步引起各方关注。

不难发现，“汇改”与房地产价格的大幅上扬间有着一些时间上的巧合。因此，笔者认为，人民币汇率与房地产价格间可能存在某些关联关系。本文将运用计量模型对汇率改革后，人民币汇率与房地产价格的数量关系进行分析，进而确定房地产价格与汇率是否存在显著关联关系，同时对未来房地产价格走势作出预测。

1 相关文献综述

1.1 国外相关研究

Michael A. Sklarz 等(1988)利用最小二乘方法分析了日元对美元汇率与美国檀香山房价的关系，结果发现日元对美元汇率上升，檀香山房价会同时上升^[1]。Richard Baldwin(1989)等人通过分析汇率波动与国内经济状况之间的关系后发现，汇率会影响国内经济水平，并由此反过来对汇率波动产生冲击^[2]。但是，汇率波动对经济的影响通常具有滞后性。

2004 年，诺贝尔经济学奖获得者 Robert A. Mundell 在“中国经济高峰会”上提出了人民币升值的 12 大危害，同时认为人民币应保持币值稳定并维持固定汇率制。

1.2 国内相关研究

国内学者对汇率波动与房地产价格的关系也有一定的研究。张家平(2008)使用格兰杰因果检验的方法对房地产价格和人民币实际有效汇率进行实证检验，认为人民币有效汇率与房地产价格间存在正

的相关关系，保持人民币汇率的小幅升值将有利于维持房地产价格稳定^[3]。王先柱(2009)运用多种计量方法实证检验后认为，汇率变化对房地产价格的影响力度大、持久时间长^[4]。因此要保持货币政策独立性，防止国际游资在房地产市场的投机行为。杜敏杰等(2007)从房地产价格的现值理论入手，建立了房地产价格与汇率之间的关联模型。分析认为，汇率小幅变动可以通过久期杠杆使房地产价格大幅度变化^[5]。张琪(2012)通过构建利率政策对区域房地产价格影响的实证模型，进行计量回归分析，提出了利率政策对房地产市场调控的必要性理论及相关建设性的政策建议^[6]。彭相武(2014)从房屋供给和需求两个角度分析影响我国房价的因素，并通过灰色系统理论中的灰色预测法，建立各影响因素的灰色预测模型，以预测房地产价格走势^[7]。

2 实证分析

2.1 相关数据说明

由于房地产价格变动较为频繁，因此本文运用月度数据进行计量分析。关于房地产价格的影响因素，本文在名义汇率的基础上考虑了通货膨胀以及货币发行量等因素。因此，为使文章结论更富有说服力，文章以人民币兑美元名义汇率中间价、通货膨胀以及货币发行量为自变量，全国房地产销售价格指数为因变量。为简便起见，通货膨胀用消费者价格指数(CPI)进行衡量，货币发行量用准货币量(M2)进

行衡量。文章研究汇率改革后影响房地产价格因素，且由于统计标准变动等原因，2012年起全国房地产销售价格指数无法获取。故2012年以后数据以居民居住消费价格指数做处理替代。本文数据区间为2005年8月至2014年2月的月度数据。同时以2005年8月为基期进行定基处理。数据来源于中经网产业数据库。

由于2009年1月、2010年1月和2011年1月这三个月全国房地产销售价格指数数据缺失，故采用插值法进行拟合补充。

2.2 影响房地产价格指数因素的灰色关联分析模型

灰色关联分析是一种统计分析技术，我们可以将其用来分析房地产价格指数因素与其他因素之间的密切程度，从而判断引起房地产价格指数变化的主要因素和次要因素。灰色关联分析是对系统动态发展态势的量化比较分析方法。相对于传统的数理统计分析方法，灰色关联分析方法对样本量的多少和样本有无规律都同样适用，且计算量小，不会出现量化结果与定量分析结果不符的情况。^[8]利用灰色关联分析进行分析影响房地产价格指数的因素的步骤如下^[9]：

首先，对数据进行无量纲化后，确定参考数据列作为理想的比较标准，通常可以以各度量标准的最

优值(最劣值)构成参考数据列，也可根据评价目的选择其他参考值，参考序列记作 $X_0 = (x_0(1), x_0(2), \dots, x_0(t))$ ，在本文中，我们选取房地产价格指数序列 (fd_{c_i}) 作为参考序列，无量纲化的方式选择初值法。

其次，计算每个被评价对象指标序列(比较序列)与参考序列对于元素的绝对差值，即 $\Delta_i(t) = |x_i(t) - x_0(t)|$ ，其中 i 表示被评价对象的序数， $i=1, 2, \dots, n$ ，在这里，被评价对象为人民币汇率(hl_i)、消费者价格指数(cpi_i)和货币发行量($m2_i$)。

第三，确定最大值和最小值， $a = \min_{1 \leq i \leq n} \min_{1 \leq t \leq T} \{\Delta_i(t)\}$ 与 $b = \max_{1 \leq i \leq n} \max_{1 \leq t \leq T} \{\Delta_i(t)\}$ 。

第四，计算关联系数，分别计算每个月份人民币汇率(hl_i)、消费者价格指数(cpi_i)和货币发行量($m2_i$)与房地产价格指数序列(fd_{c_i})对应月份的关联系数。计算公式为： $y_i(t) = \frac{(a + b\rho)}{(\Delta_i(t) + b\rho)}$ ， $t=1, 2, \dots, T$ 。式中，分辨系数 $\rho \in (0, 1)$ ，若 ρ 越小，关联系数间的差异越大，区分能力越强，通常情况下 ρ 取 0.5。

最后，计算关联度，对各评价对象(人民币汇率、消费者价格指数和货币发行量)分别计算其与参考序列对应月份的关联系数的均值，以反映各评价对象与参考序列的关联关系，并称其为关联度，记为 $r(X_0, X_i) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^T y_i(t)$ 。若 $r(X_0, X_i) > r(X_0, X_j)$ ，则表示 X_i 优于 X_j ，即 X_i 对参考序列的灰色关联度大

于 X_i 对参考序列的灰色关联度，关联度越大，说明该组因素与参考序列因素之间的紧密程度越强。

将原始数据代入上述步骤中，经计算后可知 $r(X_0 X_1)=0.9082$ $r(X_0 X_2)=0.9746$ $r(X_0 X_3)=0.6032$ 。其中 X_0 为房地产价格， X_1 为汇率， X_2 为 CPI， X_3 为准货币发行量 M2。由此可见，影响我国房地产价格的因素中，通货膨胀和人民币对外汇率具有极其显著的作用，而货币发行量对房地产价格影响作用较为不显著。

通货膨胀是影响物价水平一项总体性原因，通货膨胀往往由货币贬值造成。房地产在商品市场上符合通货膨胀引发价格上涨的普遍规律。同时，由于通货膨胀的存在，人们更倾向于购买房地产等固定资产投资，避免引起通货膨胀的损失。需求的增加推动了房地产价格的上涨。因此，通货膨胀对房地产价格的影响是显著的。近些年来，人民币汇率一直呈现出升值的趋势。在此预期作用下，大量国际游资进入中国。其中很大一部分进入房地产市场，导致房价攀升。同时这种投机行为容易产生“羊群效应”，使国内外大量热钱流入房地产市场。因此，人民币汇率的这种升值预期现状也是当前房地产价格居高不下的原因。

2.3 ARIMA 模型对房地产价格的预测模型

2.3.1 建立我国房地产价格指数 ARIMA 模型

我国房地产价格指数序列为非平稳时间序列，

对房地产价格指数的预测不宜直接采用自回归(AR)、移动平均(MA)或自回归移动平均(ARMA)模型分析，ARIMA 模型是由统计学家 Box 和 Jenkins 提出的，可用于非平稳时间序列预测(Fan Jing-qing, 2006; Box G, 1970)^[10-12]。故基于上文中我们对房地产价格指数和人民币汇率等变量之间的紧密关系，接下来采用 ARIMA 模型建立我国房地产价格指数模型。步骤如下：首先，对房地产价格指数时间序列进行平稳性检验，如果房地产价格指数序列不满足平稳性条件，可以通过差分等其他变换，使原始序列满足平稳性条件，由此可以确定 ARIMA(p, d, q) 模型中的 d 值。其次，通过计算能够描述时间序列特征的一些统计量，如自相关(AC)系数和偏自相关(PAC)系数，以确定 ARIMA 模型中的 p 和 q，并在初始估计中选择尽可能少的参数。

ARIMA 模型的形式如下：

$$y_t = \Phi_1 y_{t-1} + \Phi_2 y_{t-2} + L + \Phi_p y_{t-p} + u_t + \theta_1 u_{t-1} + \theta_2 u_{t-2} + L + \theta_q u_{t-q}$$

式中 y_t 是经过 d 阶差分后的平稳序列，即 $y_t \sim I(d)$ ， $\Phi_1, \Phi_2, L, \Phi_p$ 为自回归系数， $\theta_1, \theta_2, L, \theta_q$ 为移动平均系数， p 为自回归模型的阶数， q 为移动平均模型的阶数， u_t 是一个白噪声过程。

ARIMA 模型的基本思路是将预测对象随时间推移而形成的数据序列视为一个随机序列，用一定的数学模型来近似描述这个序列，这个数学模型一

旦被识别后就可以从时间序列的过去值和现在值来预测未来值。

2.3.2 房地产价格指数的平稳性检验

建立 ARIMA 模型的基础是时间序列必须是平稳的,非平稳的时间序列可以通过差分的方式使其达到平稳状态,因此我们首先考虑房地产价格指数

的平稳性。检验序列平稳的方式有很多,包括图示法、Daniel 检验法、Kendallr 检验法、Q 检验法等等(肖曼君,2008)^[12]。这里,我们采用最常见的 ADF(扩展的迪克—福勒检验)检验统计量来进行检验。使用 Stata 或 Eviews 软件可以很快地得出房地产价格指数的单位根检验结果,如表一所示。

表一 对房地产价格指数进行 ADF 检验

| Dickey-Fuller test for unit root | | Number of obs = 101 | | |
|-------------------------------------------------|----------------|----------------------------|-------------------|--------------------|
| | | Interpolated Dickey-Fuller | | |
| | Test Statistic | 1% Critical Value | 5% Critical Value | 10% Critical Value |
| Z(t) | -1.620 | -3.510 | -2.890 | -2.580 |
| MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.4727 | | | | |

由表一的 ADF 检验结果可以看到,T 统计量为 -1.620,位于临界值的右方,P 值为 0.4727,因此认为房地产价格指数的原始序列是一组非平稳的时间序

列。因此接下来,我们要对房地产价格指数序列进行一次差分得到新的变量 DFDC,同样利用单位根检验方法,检验的结果如表二所示。

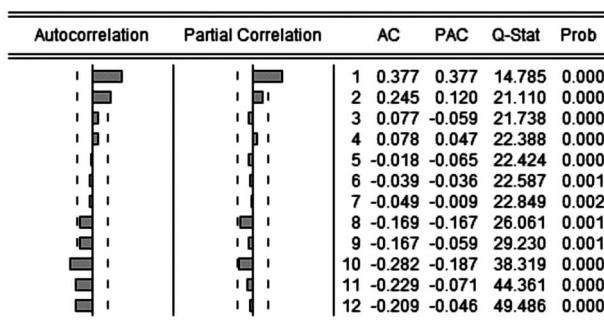
表二 对房地产价格指数一次差分后进行 ADF 检验

| Dickey-Fuller test for unit root | | Number of obs = 101 | | |
|-------------------------------------------------|----------------|----------------------------|-------------------|--------------------|
| | | Interpolated Dickey-Fuller | | |
| | Test Statistic | 1% Critical Value | 5% Critical Value | 10% Critical Value |
| Z(t) | -6.659 | -3.510 | -2.890 | -2.580 |
| MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000 | | | | |

由表二的 ADF 检验结果可以看到,经过一次差分后,T 统计量为 -6.659,位于临界值的左方,P 值为 0.0000,由此可以认定房地产价格指数的一阶差分后序列是一组平稳时间序列,可以对 DFDC 建立 ARMA(p, q)模型,也即对房地产价格指数(DFC)建立 ARIMA(p, d, q)模型,其中 d=1。

2.3.3 房地产价格指数 ARIMA 模型 p、q 的确定

由上文中对房地产价格指数的平稳性检验可以知道 FDC 是一阶单整的,记 I(1),即 d=1。接下来还需要找到 ARIMA (p, d, q) 模型中适当的 p 值和 q 值,为了找到这两个值,我们对房地产价格指数的一阶差分变量 DFDC 进行自相关分析和偏自相关分析。图一给出了 DFDC 的自相关(ACF)图和偏自相关(PACF)图。



图一 DFDC 的自相关(ACF)图和偏自相关(PACF)图

在图一中，虚线之间的区域为自相关或偏自相关中，正、负 2 倍于估计标准差所夹成的，如果相关值在这个区域内，则在显著水平为 5% 的情形下与 0 无显著区别。由图一可以看出，序列的 1 和 10 阶偏自相关系数超出 2 倍估计标准差，在显著水平为

5% 的情形下显著不为零，其他偏自相关系数在 2 倍估计标准差以内。同理，序列的 1、2、10 和 11 阶自相关系数超出 2 倍估计标准差，在显著水平为 5% 的情形下显著不为零，其余阶数的自相关系数在 2 倍标准差以内。结合自相关图和偏自相关图可初步确定 $p=1, 2$ 或 $10, q=2, 3$ 或 10 。我们可以通过计算不同 p 与 q 组合所对应的 AIC 值（如表三所示），以最小 AIC 为标准，确定 p 和 q 值。从表三可以看到，当 $p=1, q=2$ 时，AIC 值最小，故最终可确定 $p=1, q=2$ 。由此，ARIMA 模型被确定为 ARIMA(1, 1, 2)。

表三 不同 p, q 取值对应的 AIC 值

| (p,q) | AIC 值 | (p,q) | AIC 值 |
|--------|----------|---------|----------|
| (1,2) | 349.8589 | (2,10) | 352.4685 |
| (1,3) | 351.7269 | (10,2) | 353.7686 |
| (1,10) | 350.4742 | (10,3) | 351.6526 |
| (2,2) | 351.3409 | (10,10) | 352.8046 |
| (2,3) | 353.2181 | | |

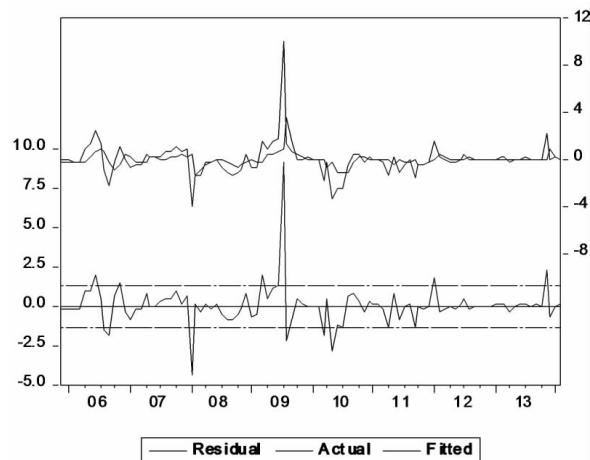
由此可知，ARIMA(1, 1, 2) 模型为较为理想的模型，模型的估计结果如下：

$$DfDC_t = 0.3603 DfDC_{t-1} - 0.0185 u_{t-1} + 0.115 u_{t-2} - 0.0205$$

2.3.4 未来 2 年房地产价格指数的预测

房地产价格指数最佳预测模型的拟合情况如图二所示。

图二下方说明框内的曲线从左到右依次代表残差、实际值和拟合值。横轴表示时间，纵轴表示时间序列数据，其中实际值表示对房地产价格指数的一阶差分。从图中可以看出模型拟合结果较为理想。



图二 房地产价格指数的拟合情况

在运用我国房地产价格指数 ARIMA 模型进行预测之前，必须进行模型的参数估计与检验。对模型进行诊断分析，以证实所得模型确实与所观察到的

数据特征相符。检验方法主要是对模型的残差序列进行白噪声序列检验,若残差序列不是白噪声序列,意味着残差序列还存在有用的信息没有被提取,需

要进一步改进模型(池启水 2007)^[13]。对模型残差序列的 ADF 检验 如表四所示。

表四 模型残差单位根检验结果

| Dickey-Fuller test for unit root | | | Number of obs = 99 | | |
|-------------------------------------------------|----------------|-------------------|----------------------------------|--------------------|--|
| | | | Interpolated Dickey-Fuller ----- | | |
| | Test Statistic | 1% Critical Value | 5% Critical Value | 10% Critical Value | |
| Z(t) | -9.874 | -3.511 | -2.891 | -2.580 | |
| MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000 | | | | | |

模型残差序列的 ADF 检验结果表明 ,残差序列模型为 ARIMA(0 ,0 ,0) ,残差接近白噪声序列 ,意味着选择的模型较为合理 ,可以进行预测。根据房地产价格指数 ARIMA(1 ,1 ,2)模型 ,可以推导出房地产价格指数序列的预测公式为 :

$$Dfd_{t-1}=fd_{t-1}+0.3603Dfd_{t-1}-0.0185u_{t-1}+0.115u_{t-2}-0.0205$$

借助预测公式对未来两年的房地产价格指数进行预测 ,预测结果如表五所示。

表五 对未来 2 年的房地产价格指数进行预测

| 时间 | 预测值 | 时间 | 预测值 |
|---------|-------|---------|-------|
| 2014.03 | 98.03 | 2015.03 | 97.78 |
| 2014.04 | 98.01 | 2015.04 | 97.76 |
| 2014.05 | 97.99 | 2015.05 | 97.74 |
| 2014.06 | 97.97 | 2015.06 | 97.72 |
| 2014.07 | 97.95 | 2015.07 | 97.70 |
| 2014.08 | 97.93 | 2015.08 | 97.68 |
| 2014.09 | 97.91 | 2015.09 | 97.66 |
| 2014.10 | 97.89 | 2015.10 | 97.64 |
| 2014.11 | 97.87 | 2015.11 | 97.62 |
| 2014.12 | 97.85 | 2015.12 | 97.60 |
| 2015.01 | 97.82 | 2016.01 | 97.58 |
| 2015.02 | 97.80 | 2016.02 | 97.56 |

通过模型预测结果可以看到 ,未来房地产价格将在稳定中趋于下降。今年以来 ,政府出台了一系列抑制房价的措施。在此大背景下 ,今年的房地产价格

开始趋于平缓。同时 ,十八届三中全会更是出台了一系列经济市场化的举措。而汇率改革已有 8 年多 ,人民币汇率升值速度放缓。从 2014 年以来 ,人民币开

始呈现出激烈的贬值趋势，但是在我国大多数城市间，房地产市场依然呈现出供过于求的局面，因此房地产企业对资金的需求量依旧较高，这也使人民币贬值的影响初步显现。人民币贬值将加速房地产市场泡沫的挤出，并导致区域房价下跌。同时，由于人民币的贬值趋势，可能会影响外资介入国内房地产的热情。一旦人民币升值预期减弱，开始形成贬值趋势，可能导致外资撤出，从而对房地产价格产生影响。总的来说，前几年的房地产市场的快速增长不可避免产生了一定泡沫，在人民币未来贬值的环境下，可能会加速资金链断裂，从而导致房价下跌。因此，根据模型所作的预测既符合当前趋势，也符合政策预期。

3 结论及政策建议

随着中国经济持续十年的高速发展，房地产市场成为人们投资的一个重要领域，同时，人民币汇率制度越来越灵活，波动越来越大，我国房地产业亦成为投机资金关注的目标。实证结果表明，人民币汇率会对我国房地产价格产生显著影响。因此，通过调节符合政策预期的市场需求来调控房地产价格，将是我国未来控制房价的一项重要举措。为此，笔者提出以下几点建议：

第一，汇率及汇率政策深刻影响了房地产价格波动，因此继续完善汇率制度，形成稳健的人民币汇率机制，以稳定的市场供求连同浮动汇率影响房地

产价格是中国汇率改革的长期任务。只有通过采取经济市场化手段，才能更有效地改善汇率水平持续错位而引发的价格体系扭曲的现状。

第二，外汇是影响我国房地产价格的重要因素之一，房地产市场上的低买高卖的套价行为与外汇市场上的套汇行为互相助推，从长期来看，人民币的升值压力和升值预期依旧存在，从而造成国内房价居高不下的现状。因此要加强对外汇的管理力度，完善对国际资本的监管，尤其是海外资金的流入。必要时可以通过出台一系列相关政策，给予外资一定的优惠，来鼓励资金进入生产流通领域。

第三，房地产的需求者对未来的预期将直接影响对房地产的需求，同时对房地产价格的影响也具有举足轻重的作用。因此要加大对房地产市场的监管力度，完善国内住房结构，提高经济适用房和廉租房的占有率，缓解住房的刚性需求，同时拓宽房地产市场融资渠道，分流过剩资金。规避房地产市场的金融风险是引导房地产市场理性繁荣的重要举措。

第四，房地产价格调控的关键在于，强化货币政策的独立性，弱化以货币供给为通道的人民币汇率对房地产价格的传导。

总的来说，影响房地产价格的因素是多种多样的，这些因素除了本身会直接影响房地产价格以外，各种因素也会相互影响，如利率因素会直接影响到房地产价格、消费者预期等方面。房地产价格与这些

因素的相互影响使得房地产价格的变化变得互相联动、错综复杂。所以，国家对房地产价格的调控需要尽快从政策化向市场化转型。

参考文献

[1]Miller N G ,Sklarz M A ,Ordway N.Japanese Purchases, Exchange Rates, and Speculation in Residential Real Estate Markets [J].Journal of Real Estate Research ,1988 ,3(03) :39-49.

[2]Baldwin R ,Krugm P.Persistent Trade Effects of Large Exchange Rate Shocks [J].The Quarterly Journal of Economics ,1989(104) :635-654.

[3]张家平.人民币汇率变动与房地产价格关系的实证研究[J].南方金融 ,2008 ,(04) :14-16.

[4]王先柱.汇率与房价变动的关系——基于汇改后数据的实证研究 [J]. 山西财经大学学报 ,2009 ,21 (06) :46-51.

[5]杜敏杰 ,刘霞辉.人民币升值预期与房地产价格变动[J].世界经济 ,2007 ,30(01) :81-88.

[6]张琪.利率政策对我国房地产价格影响的区域差异性研究[D].湘潭 湘潭大学 ,2012.

[7]彭相武 ,苏理云 ,赵彦勇.基于 PCA 和灰色系统的住房价格建模[J].金融 ,2014 ,(01).

[8]李懿洋.甘肃省产业结构与经济增长的灰色关联分析[J].企业经济 ,2011 ,(05) :20-23.
[9]西北工业大学数学建模课题组.美国大学生数学建模竞赛题解析与研究[M].北京 :高等教育出版社 ,2012.

[10]Fan Jing-qing ,Yao Qi-wei.Nonlinear Time Series Nonparametric and Parametric Methods [M].Beijing Science Press ,2006.

[11]Box ,G.& Jenkins ,G.Time Series Analysis, Forecasting and Control [M].San Francisco :Holden Day Press ,1970.

[12]肖曼君 夏荣尧.中国的通货膨胀预测 :基于 ARIMA 模型的实证分析[J].上海金融 ,2008 ,(08) :38-42.

[13]池启水.中国石油消费量增长趋势分析——基于 ARIMA 模型的预测与分析 [J]. 资源科学 ,2007 ,29(05) :69-73.

作者简介

颜明杰(1993—)男 江西南昌人 本科；

彭琬清(1995—)女 江西南昌人 本科；

刘畅(1992—)男 陕西汉中人 本科生；

廖文强(1992—)男 江西赣州人 本科生。