

基于时间序列方法昆明市地价与房价关系实证分析

李晓琳¹, 王 琛¹, 吕思超¹, 陈爱梅²

(西南林业大学 1. 环境科学与工程学院土地资源管理系; 2. 土木工程学院测绘工程系, 昆明 650224)

摘要:房地产业不仅关系到国民经济的发展,而且也直接影响着人民的自身利益,地价与房价的关系是争议已久的问题。以昆明市为例,对昆明市近 14 年的房地价进行 M-K 非参数检验,Granger 因果检验及建立 VAR 模型,通过实证分析得出结论:(1)通过 Mann-Kendall 非参数检验,昆明市房价时间序列呈持续上升趋势,2003 年以后上升趋势显著;地价时间序列在 2000—2003 年有下降趋势,2003 年以后开始上升,2006 年开始上升显著;(2)就昆明市房地产市场而言,房价是地价上涨的主要原因,而地价上涨不是房价上涨的主要原因;(3)通过建立 VAR 模型,得出上期地价和上期房价对当期地价有正向促进作,影响系数分别为 0.627 1 和 0.450 7。

关键词:房价;Mann-Kendall 非参数检验;Granger 因果检验;向量自回归模型(VAR);时间序列

中图分类号:F301 **文献标志码:**A **文章编号:**1671—1807(2016)03—0005—06

我国房地产业在这十几年里快速发展,为改善居民环境和提高国民经济做出了巨大贡献,然而,我国房屋价格增长幅度过快,远远超过了居民的收入幅度,房价一直居高不下,土地价格同样高位运行,房价和地价成为了社会重点关注的民生问题,也成为政府宏观调控的着重点,为此,我国政府出台了《招标投标挂牌出让国有土地使用权规定》、《招标投标挂牌出让国有建设用地使用权规定》《关于坚决遏制部分城市房价过快上涨的通知》、《不动产登记暂行条例》等一系列的调控措施^[1-4]。

房价日益上涨的今天,国内有关房价、地价的影响关系讨论越来越激烈,主流的观点有以下几种:①地价影响房价:杜江、许多等人^[5]以中国 4 个直辖市和西部大中城市为样本,并以重庆市为例对比分析了地价对房价的影响。结果表明地价对房价的影响具有一致性,但对各个城市而言,存在一定的差异。殷佳伟^[6]认为地价是构成房价的基本部分,土地供给会通过影响商品房的供给来影响房价。政府能够通过土地供给来影响商品房的供给,进而影响到房地产的价格。②房价影响地价:郝寿义、王旺平等人^[7]通过 Granger 因果检验和方差分解的方法得出结论,虽然房价与地价之间存在着长期均衡的关系,短期也相互影响,但是,很显然房价对地价的影响不论是在长期还是在短期都要大于地价对于房价的影响,在我国当

前的状况下,地价的上涨在虽然在一定程度上推高了房价,但是房价在推动地价上涨方面明显大于地价对房价上涨的推动作用。莫海明^[8]通过对南宁市地价与房价的定性和定量分析得出地价与房价存在较强的相关关系,但非线性关系,短期内地价对房价有较大影响,而从长期来看房价将最终决定地价。朱道林、董玛力^[9]用经济学的观点指出,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房价变化的原因,地价随着房价的变化会表现出相同的变化趋势。③房价与地价相互影响:邓俊涛^[10]认为一个地方的房价与地价都离不开当前的价格与政策的影响,人们都想有房住的需求能决定房价高低,从而也影响到地价变化。以拍卖方式进行地价,是由未来开发商预期和当前房价决定的。房价与预期上涨随之带动地价上涨,反之则下降。地价是房价组成的一部分,因而两者的影响显而易见。在市场经济条件下,政府也要采取相应措施加以干预,严厉打击投机需求,利率、税收等可作为辅助手段,维持地价与房价的稳定与发展。宋勃、高波^[11]在考虑通货膨胀的条件下,利用我国 1998—2006 年的房价和地价的季度数据使用 Granger 因果检验方法对我国的房价和地价的关系进行实证检验,结果显示,在短期,房价不是地价的 Granger 原因,而地价是房价的 Granger 因。在长期,房价与地价互为 Granger 原因,也就是

收稿日期:2015—10—28

作者简介:李晓琳(1988—),女,云南大理人,西南林业大学,助教,硕士,研究方向:自然生态脆弱区土地退化及其驱动机制。

说,房价不但是地价变化的原因,地价也会反作用于房价。④房价与地价互不影响:陈延林^[12]运用预期理论、商品供求理论和四象限模型阐述了地价与房价之间的理论关系,采用广州市住宅地价指数和新建商品价格指数进行 Granger 因果检验得出从中长期来说,房价与地价互相独立,各自由自身的供求关系决定,不存在谁推动谁的关系。曾向阳、张安录^[13]基于武汉市房价、地价数据进行了 Granger 因果检验得出,长期来看房价与地价没有显著的因果关系。

虽然关于房价、地价相关性的研究较多,但是研究主要集中在东部快速城镇化地区,例如京津冀、长江三角洲、珠江三角洲三大城市群,对西部那些城镇化速度较低,存在隐形问题的区域重视不够。随着西部大开发战略的实施,西部地区的经济明显发展,而在发展中也具有一定的特色,本研究运用计量经济学方法,充分展示当前快速城镇化的西部城市昆明市房价与地价的主要矛盾和主要原因,为相关部门、企业和个人在房地产市场的博弈中,有一些更科学的思考和选择,同时为政府部门进行宏观调控提供参考,为消费者提供信息支持,为房地产开发企业项目运作和银行信贷管理提供参考。

1 研究区和研究方法

1.1 研究区

昆明市位于云南省中部,东经 $102^{\circ}10'$ 至 $103^{\circ}40'$,北纬 $24^{\circ}23'$ 至 $26^{\circ}22'$ 。南北长 237.5 公里,东西宽 152 公里,总面积约 21 473 平方公里,市区面积约 450 平方公里。昆明市是云南省省会,享有“春城”美誉,是云南省政治、经济、文化、科技、交通中心。昆明市中心坐落在滇池坝子,海拔约 1 891 米。市域地处云贵高原,总体地势北部高,南部低,由北向南呈阶梯状逐渐降低。中部隆起,东西两侧较低。以湖盆熔岩高原地貌形态为主,红色山原地貌次之。大部分地区海拔在 1 500~2 800 米之间。昆明市区位独特,是中国向西南开放的门户城市,经济发展的市场体系覆盖全省,地处“9+2”泛珠三角区域经济合作圈、“10+1”中国—东盟自由贸易区经济圈等经济圈的交汇点。2013 年,昆明市实现地区生产总值 3 415.31 亿元,同比增长 12.8%。第一产业同比增长 6.8%,第二产业同比增长 13.2%,第三产业同比增长 13.1%。人均生产总值达到 52 094 元。

1.2 研究思路与方法

1.2.1 研究思路

本研究从连续的时间尺度出发,通过单时间序列的 Mann-Kendall 非参数检验,解决非正态分布数据

的演化趋势问题,其次通过多时间序列的 Granger 因果检验方法,从时间尺度探讨昆明城市房价与地价之间的因果关系,最后通过建立自回归向量模型,结合 Granger 因果检验结果,探析房价与地价之间的相互作用,为确定切实有效的快速城镇化条件下西南地区房价调控措施提供科学指导和依据。

1.2.2 Mann-Kendall 非参数检验

1) $M-K$ 趋势检验。通过构造统计量 S 来进行检验,设定原假设 H_0 : 时间序列 $(x_1, x_2, \dots, x_n)$ 无明显趋势;则备择假设为 H_1 : 时间序列 $(x_1, x_2, \dots, x_n)$ 有明显趋势。

首先在时间序列基础上构造统计量 S :

$$S = \sum_{k=1}^{n-1} \sum_{j=k+1}^n \text{sgn}(x_j - x_k) \quad (1)$$

其中函数

$$\text{sgn}(x) = \begin{cases} = 1, & X > 0 \\ = 1, & X = 0 \\ = -1, & X < 0 \end{cases} \quad (2)$$

其次,由于 S 均值为 0, 方差 $\text{var}(S) = \frac{n(n-1)(2n+5)}{18}$ 的正态分布,其标准正态统计量计

$$\text{算式为 } Z = \begin{cases} \frac{S-1}{\sqrt{\text{var}(S)}}, & S > 0 \\ 0, & S = 1 \\ \frac{S+1}{\sqrt{\text{var}(S)}}, & S < 0 \end{cases} \quad (3)$$

最后,将构造的标准正态统计量与一定显著水平下的临界值相比较,通过检验,统计量 Z 不满足 $-Z_{1-\alpha/2} \leq Z \leq Z_{1-\alpha/2}$,就拒绝原假设 H_0 ,接受备择假设 H_1 ,表明序列有明显的趋势。 Z 为正值表示该序列有增加趋势,负值表示有减少趋势。反之,则接受原假设 H_0 ,说明原时间序列并无明显的趋势。

2) $M-K$ 突变检验。首先通过已知时间序列 $(x_1, x_2, \dots, x_n)$,在此基础上构造一个秩序列 m_i ,序列中每个值表示 $x_i > x_j$ ($1 \leq j \leq i$) 的样本累计数。定义 d_k 为:

$$d_k = \sum_{i=1}^k m_i \quad (2 \leq k \leq n) \quad (4)$$

通过计算我们可以得到 d_k 的均值以及方差近似为:

$$E(d_k) = \frac{k(k-1)}{4} \quad (5)$$

$$\text{var}(d_k) = \frac{k(k-1)(2k+5)}{72} \quad (2 \leq k \leq n) \quad (6)$$

其次,构造统计量:

$$UF_k = \frac{d_k - E(d_k)}{\sqrt{\text{var}(d_k)}}, (k = 1, 2, \dots, m) \quad (7)$$

在一定的显著水平 α 下,若 $|UF_K| > UF_{\alpha/2}$,则表明序列变化趋势明显。

最后将时间序列逆序排列,同样再按照式(7)计算,得到与统计量 UF 对应的统计量 UBK,同时使:

$$\begin{cases} UB_k = -UF_k, (k = 1, 2, \dots, n) \\ k = n + 1 - k \end{cases} \quad (8)$$

通过分析统计序列 UFK 和 UBK,可以进一步分析原时间序列的变化趋势是否明显,并且找出突变开始的时间和突变发生的区域。若 $UFK > 0$,表明序列具有上升趋势,当统计值大于临界值上限,说明上升趋势明显; $UFK < 0$,则序列具有下降趋势,当统计值小于临界值下限,说明下降趋势明显;其中 UFK 绝对值越大,则说明序列的趋势性变化越显著。此外 Mann-Kendall(M-K)非参数检验法还可以进一步用于检验序列突变,通过计算顺序时间和逆序时间的秩序列,用这两组序列构成两条曲线,如果交叉点位于信度临界值之内,即为满足一定置信度的突变点,从而检测出时间序列的突变区域。^[14]

1.2.3 Granger 因果检验

Granger 因果检验,是指判断自变量 x 是否引起变量 y 的问题,主要看现在的 y 能够在多大程度上被过去的 x 解释,加入 x 的滞后值是否解释程度提高^[15]。如果 x 在 y 的预测中有帮助,或者 x 与 y 的相关系数在统计上显著时,就可以说变量 y 是由自变量 x Granger 引起的。

考虑对 y_t 进行 s 期预测,即预测 $t+s$ 期后的 y_{t+s} 的均方误差(MSE):

$$MSE = \frac{1}{s} \sum_{i=1}^s (y_{t+i} - \hat{y}_{t+i})^2 \quad (9)$$

由此,Granger 因果定义用数学语言描述如下:如果关于所有的 $s > 0$,基于 $(y_t, y_{t-1}, \dots)$ 预测 y_{t+s} 得到的均方误差,与基于 $(y_t, y_{t-1}, \dots)$ 和 $(x_t, x_{t-1}, \dots)$ 两者得到的 y_{t+s} 的均方误差相同,则 y 不是由 x Granger 引起的,对于线性函数,若有:

$$MSE[E(y_{t+s} | y_t, y_{t-1}, L)] = MSE[E(y_{t+s} | y_t, y_{t-1}, Lx_t, x_{t-1})] \quad (10)$$

则 x 不能 Granger 引起 y ,又称 x 对于 y 是外生的^[16]。

1.2.4 向量自回归模型

向量自回归(VAR)是基于时间序列建立的模型,单变量自回归模型是把系统中某一个内生变量由系统中其他内生变量的滞后值通过回归等方式得到,

当多个单变量自回归模型相结合就得到了由多元时间序列变量组成的“向量”自回归模型(VAR)。

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + Bx_t + \epsilon_t \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (11)$$

式(11)中 y_t 和 x_t 分别表示 k 维内生变量向量、 d 维外生变量向量, p, T, ϵ_t 分别是滞后阶数、样本个数和是 k 维扰动向量。矩阵 $A_1, \dots, A_p$ 和矩阵 B 是要待估计的系数矩阵,模型建立的基础是变量之间可以同期相关,但与自己的滞后值及等式右边的变量不相关。

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ \vdots \\ y_{kt} \end{bmatrix} = A_1 \begin{bmatrix} y_{1t-1} \\ \vdots \\ y_{kt-1} \end{bmatrix} + A_2 \begin{bmatrix} y_{1t-2} \\ \vdots \\ y_{kt-2} \end{bmatrix} + \dots + B \begin{bmatrix} x_{1t} \\ \vdots \\ x_{dt} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{1t} \\ \vdots \\ \epsilon_{kt} \end{bmatrix}, t = 1, 2, \dots, T \quad (12)$$

式(12)可以理解为含有 k 个时间序列变量的 VAR(p)模型是由 k 个方程组成。特别当对式子进行变换后,用 ν_t 来表示具有外生变量回归的残差,式(12)可以简化为以下形式:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \nu_t \quad (13)$$

其中 ν_t 是 y_t 关于外生变量 x_t 回归的残差,我们还可以将内生变量放到等式的同一边,从而进一步简化公式:

$$A(L)y_t = \nu_t \quad (14)$$

其中 $A(L) = I_k - A_1 L - A_2 L^2 - \dots - A_p L^p$,我们一般把矩阵 A 称为滞后算子 L 的参数矩阵,把上式称为非限制性向量自回归模型(unrestricted VAR)。

VAR 模型是研究不同变量之间的互动关系,描述的是在同一样本期间内的 n 个变量可以作为它们过去值的线性函数,在房价与地价的研究中,VAR 模型可以表示出相互之间是否影响及影响程度^[17]。

2 结果与分析

2.1 数据来源与分析

本论文采用年度数据来分析昆明市房地产市场的运行状况。2000—2013 年昆明市商品房均价数据均来自中国国家统计局及云南政府网。2000—2013 年昆明市地价数据来自昆明市国土资源局及中国城市地价动态监测网。其中 2012 年地价数据由于查询结果差异较大,故采用的数据为 2011 和 2013 年的地价加权平均值。

2.2 Mann-Kendall 非参数检验结果

图 1 是地价的 M-K 非参数检验检验图。从图 1 中可以看出,从 2000—2003 年, $UF < 0$,表明时间

序列呈下降趋势;从2003年开始至2013年, $UF > 0$,表示时间序列呈上升趋势;从2006年开始, UF 曲线超过了上临界值,说明从2006年开始,上升趋势显著。在2007年的时候, UF 和 UB 两条曲线出现交点,但交点超出了临界区,这个交点不显著。2000—2003年,时间序列呈下降趋势,2000—2003年,地价的价格没有上涨,同比后来地价的上涨幅度,在M—K时间序列上是处于下降的,2006年左右,M—K时间序列有明显的上涨,一方面城市化的发展,对土地的需求量日益增加,但是短时间内供给无法满足需求的上涨,供不应求的现象导致地价在这个时期内明显上涨;另一方面高房价预期,使得大量的企业为了获取高额利润,涌入房地产市场,大量收购土地,激烈的竞争带动地价的上涨。从2011年开始,地价增长幅度放缓,甚至出现了负增长,原因在于2011年的土地和房地产宏观调控政策主要针对住宅市场,从限购政策等多方面入手打压了投机投资性需求,部分房地产企业则面临着银行贷款到期、资金链断裂、库存增大等一系列问题,拿地的积极性在很大程度上减弱,使得土地需求进一步减小,地价得以缓和。

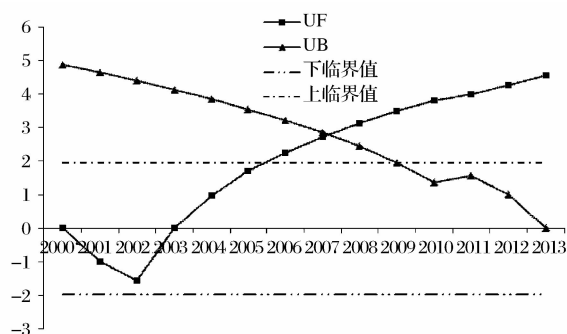


图1 昆明市2000—2013年地价M—K非参数检验图

图2是房价的M—K检验图,从图2可看出,自2000—2013年, $UF > 0$,表明自2000—2013年,昆明市房价时间序列呈上升趋势,2003—2013年, UF 曲线大于了临界值,说明时间序列上升显著, UF 和 UB 曲线在2007年左右出现了交点,但交点不在临界区内,这个突变点是不显著。从2000年至2013年间,房价始终处于上涨的趋势,究其原因主要由于2000年中国加入世界贸易组织后,消费升级进入到一个新阶段,大量的资金涌入中国,大量的投资找寻机遇,而房地产的保值和增值的特性,为企业投资提供了可能,促使大量资金涌入房地产市场,不断助推房价的上涨。2003年后,上涨趋势尤为显著,主要是由于

2002年7月开始,昆明市全面放开土地招拍挂程序,调动了投资者的积极性,大量房地产的开发,推动房价的显著上涨。2008年房价上升放缓,主要是受全球金融危机的影响。2012年—2013年房价迎来了一个小低谷,国家提高存贷款利率及保障性住房增加,抑制了房价的增长过快。

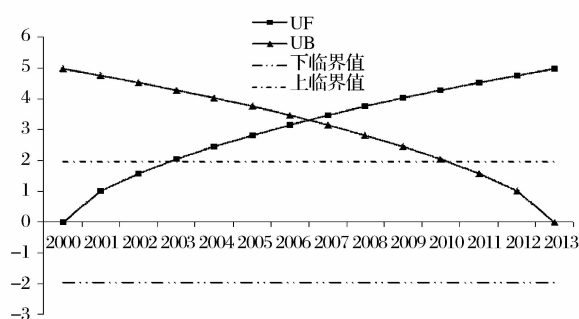


图2 昆明市2000—2013年房价M—K非参数检验图

2.3 确定最大滞后阶数

运用时间序列进行Granger因果检验,以及VAR建模的过程中,最重要的就是关于时间序列滞后期的确定。传统的回归模型属于静态模型,即认为解释变量的变化只是与解释变量当期变化有关,没有考虑变量之间的前后关系,事实上在现实生活中,事物的变化实际上是一个过程,加上自然限制、制度、技术条件的干预,使得变量的变化往往存在时滞现象。这就要求我们在建立模型研究变量时,不仅要考虑它们当期之间的情况,还要考虑在最佳滞后期条件下的相互影响和相互作用情况。但是滞后期的选择要遵循适中原则,滞后阶数大虽然一方面能完整全面的反映所构造模型的动态特征,但是另外一方面过大的滞后阶数意味着需要估计的参数也就越多,这样会造成模型的自由度减少,不利于模型的构建。^[18]所以通常进行选择时,需要充分考虑这两方面的因素,选择最适宜滞后期,现在滞后期选择方法主要有LR检验、最终预测误差FPE、AIC、SC、HQ信息准则。

最佳滞后期的确定与Granger因果检验是密切相关的。在VAR模型中,Eviews提供了LR检验统计量、FPE最终预测误差,AIC信息准则、SC信息准则、HQ信息准则的结果。在表1中给出了0—2阶VAR模型的信息准则结果,并以“*”标记出依据相应准则选择出来的最佳滞后期。可以看出,超过一半的准则选出来的滞后期为1阶,因此,将VAR模型的最佳滞后期定义为1。

表 1 最佳滞后期检验结果

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-203.97	NA	2.78e+12	34.33	34.41	34.29
1	-180.57	35.09*	1.12e+11*	31.09	31.34*	31.01
2	-176.21	5.09	1.15e+11	31.04*	31.44	30.89*

注：* 表示滞后阶数选择的标准。

2.4 Granger 因果检验结果

由表 2 可知,原假设为房价不是地价的 Granger 原因的概率是 0.064 9,在置信度为 0.1 的情况下,0.064 9 小于 0.1,拒绝原假设,接受备择假设,即房价是地价的 Granger 原因。原假设地价不是房价的 Granger 原因的的概率为 0.407 1,在置信度 0.1 的情况下,0.407 1 大于 0.1,原假设成立,地价不是房价的 Granger 原因。最终,由 Granger 因果检验得出的结论是房价影响地价,而地价不影响房价。

表 2 Granger 因果检验结果

原假设	样本量	F 统计值	P 值
房价不是地价的 Granger 原因	13	4.297 90	0.064 9
地价不是房价的 Granger 原因		0.748 92	0.407 1

2.5 向量自回归模型建立

以下是通过 evIEWS 软件建立 VAR 模型的结果：

$$X = 0.6276X(-1) + 0.4507Y(-1) - 531.3535$$

$[2.73861]$ $[2.07314]$

(15)

注：[]中值代表 F 检验值。

X 表示当期地价；

X(-1)表示上一期地价；

Y(-1)表示上一期房价。

本文上文已经通过 Granger 因果检验说明就昆明市而言,房价影响地价,即地价受房价的影响。所以本模型分析的是房价对地价的影响是否为正向影响及房价对地价的影响程度,不考虑地价对房价的影响情况。式(15)中,X(-1)前系数为 0.627 6,表示上一期地价对当期地价有正向的促进作用,昆明市地价在整体水平上一直在上涨,同比上一期地价,上涨幅度很大。上一期地价变动 1%,当期地价变动 0.6276%。Y(-1)前系数为 0.450 7,表明上一期房价对当期地价也有正向的促进作用,昆明市地价受房价的影响比较大,上一期房价变动 1%,当期地价变动 0.4507%。昆明市是著名的旅游城市及宜居城

市,随着昆明城市化的快速发展及商人们的投资,昆明市的商品房供不应求,与此同时刺激开发更多的商品房,购买更多的土地,土地是有限的,造成房价对地价的正向大幅促进。

3 结论与讨论

昆明市作为西南地区快速城镇化的典型,其地价与房价之间的关系反映着城镇化的进程。本研究基于计量经济学的方法,分析 2000—2013 年 14 年时间序列昆明房价与地价在城镇化条件下的变化趋势与相互作用关系,得到以下主要结论：

1)由于城市化的发展,对土地的需求量日益增加,供不应求的现象导致地价在 2006 年至 2011 年之间出现明显上涨;此外,大量房产企业对高房价预期,激烈的竞争带动地价的上涨。但是,2011 年国家开始对土地和房地产市场采取多种宏观调控手段,从限购政策等多方面入手打压了投机投资性需求,部分房地产企业则面临着银行贷款到期、资金链断裂、库存增大等一系列问题,拿地的积极性在很大程度上减弱,使得土地需求进一步减小,地价得以缓和。

2)由于 2000 年中国加入世界贸易组织后,消费升级进入到一个新阶段,大量的资金涌入中国,房地产的保值和增值的特性,促使大量资金涌入房地产市场,不断助推房价的上涨。2003 年后,昆明市全面放开土地招拍挂程序,调动了投资者的积极性,大量房地产的开发,推动房价的显著上涨。2008 年受全球金融危机的影响,房价有小幅下降。2012 年至 2013 年国家提高存贷款利率及保障性住房增加等宏观调控政策的实施,有效抑制了房价的增长过快。这与西部其他城市的研究结果相吻合。^[18-20]

3)通过 Granger 因果检验的结果,发现昆明市房价影响地价,而地价不影响房价。这与郝寿义、莫海明、朱道林等人的研究不谋而合^[7-9]。进一步根据 VAR 模型量化两者之间的关系,结果表明得出上期地价和上期房价对当期地价有正向促进作,影响系数分别为 0.627 1 和 0.450 7。因此,为了合理调控昆明市地价的增值,实现土地市场的繁荣与健康持续发展,除了制定针对于土地市场的政策外,还要加强对房产市场的管理与调控。

4)本研究对西南地区城镇化进程中的房地产市场研究是从房价与地价相互关系角度出发,找寻两者间的因果关系规律,而实际上房价与地价的变化是综合因素作用的结果,随着人口的增加、科技发展、金融政策的推行、管理水平的提高对整个房地产市场的演化也会有直接或间接的影响,因此在今后的研究中有必要补充其他因素的作用分析,使得 VAR 模型更加完善。

参考文献

[1] 郑娟尔,吴次芳. 地价与房价的因果关系——全国和城市层面的计量研究[J]. 中国土地科学, 2006(6):31—37.
[2] 况伟大. 房产税、地价与房价[J]. 中国软科学,2012(4):25—37.
[3] 曲波. 房价、地价与土地供应的前因后果[J]. 中国土地, 2005(5):7—9.
[4] 刘融. 房价解析与调控[J]. 中国外资,2012(8):235—236.
[5] 杜江,许多,李恒. 中国大中城市地价对房价影响的实证研究[J]. 重庆大学学报:社会科学版,2011(1):30—34.
[6] 殷佳伟. 地价与房价关系分析[J]. 管理观察,2009(22):22—23.
[7] 郝寿义,王旺平. 我国房价与地价关系的动态研究[J]. 经济问题,2012(9):52—56.
[8] 莫海明. 地价与房价关系探讨——以南宁市为例[J]. 首都师范大学学报:自然科学版,2010(2):92—96.

[9] 朱道林,董玛力. 地价和房价的经济学分析[J]. 中国土地, 2005(7):20—21.
[10] 邓俊涛. 刍议地价与房价二者的关系[J]. 商,2014(13):172.
[11] 宋勃,高波. 房价与地价关系的因果检验:1998—2006[J]. 当代经济科学,2007(1):72—77.
[12] 陈延林. 基于误差修正模型的地价与房价关系理论与实证分析[J]. 广东社会科学,2015(1):35—42.
[13] 曾向阳. 地价与房价关系的经济学分析[J]. 商,2014(13):95—96.
[14] 高铁梅. 计量经济学分析方法与建模[M]. 北京:清华大学出版社,2006.
[15] 叶浩,濮励杰. 江苏省耕地面积变化与经济增长的协整性与因果关系分析[J]. 自然资源学报,2007,22(5):766—774.
[16] 李子奈. 高级应用计量经济学[M]. 北京:清华大学出版社,2012.
[17] 徐群,韩雯,程毅. 上海农业发展的实证检验 1978—2009[J]. 统计与决策,2011(7):118—121.
[18] 李猛,介俊. 2008 年昆明市住宅商品房市场分析[J]. 昆明理工大学学报:社会科学版,2008(4):82—88.
[19] 杨红梅. 浅析影响昆明房价上涨的因素[J]. 中国经贸, 2010(8):36—37.
[20] 韦玲霞. 基于 Granger 模型兰州市地价与房价关系的研究[J]. 甘肃科学学报,2013(1):140—143.

Empirical Research on Relationship of Time Series of Kunming’s Urban Land Price and Housing Price

LI Xiao-lin¹, WANG Chen¹, LV Si-chao¹, CHEN Ai-mei²

(1. Department of Environmental Sciences and Engineering; 2. Department of Surveying and Mapping, Faculty of Civil Engineering, Southwest Forestry University, Kunming 650224, China)

Abstract: Real estate is not only related to the development of national economy, but also directly affects the wellbeing of the people, but the relationship between urban land price and housing price is a long-disputed issue. This article aims to perform a theoretical analysis on urban housing land price of Kunming in recent 14 years using M—K test, Granger causality test, and to establish VAR model, the empirical analysis indicates: (1) In the M—K test, Kunming’s housing price showed an upward trend as time lapse, and the significant increase was observed after 2003; While the urban land price exhibited a downward trend in 2000—2003, then began to rise after 2003, and a significant increase was observed in 2006; (2) As for the real estate market in Kunming, the housing price is the essential factor that promotes urban land price, but the latter does not affect the former likewise; (3) The VAR model suggests that the housing price and urban land price of last cycle positively promote the urban land price of current cycle, with influence coefficients being 0. 6271 and 0. 4507, respectively.

Key words: housing price; M—K test; Granger causality test; VAR model; time series