

基于协整和误差校正理论的中国建造 价格水平预测研究

尚 梅

(西安科技大学 管理学院,陕西 西安 710054)

[摘 要] 基于向量自回归理论,构建了能充分刻画中国建造价格、在建大中型建设项目数、建筑企业数、城镇失业率、广义货币供给量及已完大中型建设项目数 6 个向量间动态关系的 VAR(2) 模型,通过对此 VAR(2) 模型的协整分析和误差校正模型分析,充分考虑 VAR(2) 模型内变量间的长期均衡和短期波动,构建了中国建造价格预测模型,克服了用时间序列技术和多元回归技术在预测中国建造价格时的缺陷。

[关键词] 建造价格水平;向量自回归;协整分析;误差校正

[中图分类号] TU12

[文献标识码] A

[文章编号] 1671-9387(2007)07-0227-08

Chinese construction cost level forecasting based on cointegration and vector error correction model

SHANG Mei

(Management School, Xi'an University of Science and Technology, Xi'an, Shaanxi 710054, China)

Abstract : Based on cointegration and vector error correction model, VAR(2) model with variables of construction cost, number of large & medium construction projects in progress, number of construction companies, unemployment rate of the town and city, amount of M2 supply and number of large & medium construction projects completed is established, based on which, the co-integration relationship among these variables is analyzed, and vector error correction model is established to make full consideration of long-term equilibrium and short-term fluctuation among variables in order to forecast national construction cost. This approach makes up for the shortcomings of time series and multi-regression techniques.

Key words : construction cost level; vector auto-regression; cointegration analysis; vector error correction

正确预测建造价格水平对建筑市场上相关利益主体的投资决策至关重要。目前,理论界对该问题的探讨大致可以分为 3 大类:第一类是时间序列技术^[1],第二类是多元回归技术^[2],第三类是模糊和灰色技术^[3]。其中时间序列技术、模糊和灰色技术无法解释因变量变化的原因,而多元回归技术又忽略了系统的动态性,在因变量和自变量的选择方面存在一定的主观性,从而影响了预测结果的准确性。向量自回归模型充分考虑了自变量和因变量间的互

动性,协整理论及误差校正模型则将变量间的长期均衡和短期波动有机结合起来,这两种方法可一并解决上述问题,但目前可见到其应用于其他研究领域^[4-5],尚未见在建造价格水平预测研究方面的报道。据此,本文首先构建了中国建造价格及其相关变量间的向量自回归模型,分析了建造价格及其相关变量间的动态相关性;然后在协整和误差校正分析的基础上构建了基于协整关系及误差校正理论的中国建造价格预测模型,以期分析中国建造价格

†收稿日期] 2006-05-29

[基金项目] 陕西省教育厅“陕西省住宅价格管理研究”项目(06J K090);陕西省科学技术厅软科学“陕西省住宅价格与宏观经济面互动性研究”项目(2006 KR102)

[作者简介] 尚 梅(1966-),陕西临潼人,副教授,博士,主要从事建筑经济与项目管理研究。

及其相关变量间的相互关系和预测中国建造价格提供参考。

1 理论概述

向量自回归模型 (VAR) 实际上是多向量自回归移动平均模型 (VARMA) 的简化,其一般数学表达式为:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + B_1 x_t + \dots + B_r x_{t+1-r} + \varepsilon_t$$
 (1)

式中: y_t 是 m 维内生变量, x_t 是 d 维外生变量, $A_1 \sim A_p$ 和 $B_1 \sim B_r$ 是待估参数矩阵,内生变量和外生变量分别有 p 和 r 阶滞后; ε_t 是随机扰动项。因内生变量有 p 阶滞后,所以可以称其为一个 VAR (p) 模型,其中滞后阶数 p 一般根据 AIC 和 SC 信息量取值最小的准则确定。基于所构建的 VAR 模型,可用 Johansen 提出的系数矩阵 的协整似然比 (LR) 方法,检验其中存在的协整关系 (Cointegration)。向量误差校正模型 (VECM: Vector Error Correction Model) 实际上是包含协整约束条件的 VAR 模型,仅适用于具有协整关系的非平稳时间序列建模,是避免非平稳时间序列间回归时产生伪回归现象的一种有效方法。

2 数据分析

2.1 数据收集

对我国建造价格指数编制方法的理论探讨,主

表 1 建造价格及其相关的经济变量

Table 1 Construction cost and relating economic variables

经济变量 Economic variables	缩写 Abbreviation	经济变量 Economic variables	缩写 Abbreviation	经济变量 Economic variables	缩写 Abbreviation
已完建设项目总数	NPC	城镇居民消费价格指数	PIUA	建筑企业数	NCC
建筑业职工工资	MWC	建筑业劳动生产率	LPCC	固定资产投资	IFA
国内生产总值	GDP	城镇失业率	RUEMP	建筑安装工程投资	CIFA
人均国民生产总值	PCGDP	城镇失业人数	NUEMP	建筑设备工器具投资	EQP
恩格尔系数	ENG C	建筑业从业人数	ECE	政府支出中的科研费	ESR
在建大中型建设项目投资	IL P	在建小型建设项目投资	ISP	建设项目总投资	ITP
政府支出中的基建投资	ECC	零售商品价格指数	RPI	工业部门产值	IGDP
建筑业产值	CGDP	广义货币供给量	LM2	已完建筑面积	FSC
建筑材料业出厂价格指数	CMPI	已完大中型建设项目总数	NL PC	在建大中型建设项目数	TNLP
在建建筑面积	FSUC	在建建设项目总数	TNP		

2.2 序列平稳性检验

经济时间序列常常为非平稳序列,而 VAR 建模要求各序列都为 一阶单整的 I(1) 非平稳序列。因此有必要在构建 VAR 模型前,用单位根检验法对所收集的 30 个时间序列进行平稳性检验,结果见表 2。

2.3 因果关系分析

一般来讲,因果关系分析应在 VAR 建模及协

要有传统的建造价格指数编制方法、拉斯贝尔指数体系编制方法和派式指数体系编制方法。实际上,在相关刊物上可以查询到的只有反映建筑投入品的人工、材料和机械价格指数^[6],反映工、料、机 3 种成本变动趋势的成本指数^[6],以及反映承包商为业主承建一项工程所收取费用的建造价格指数(造价指数)^[6]的近期数据。鉴于这种状况,本文用以下方法计算建造价格指数(其他相关经济变量指数的计算方法相同)。

收集 1978~2003 年的房屋建造价格(CC)及其他 29 个可能与建造价格有关的经济变量统计数据,对与价格有关的经济变量,先用各年份的商品零售价格指数平减,再用 1978 年的统计数据除以各年份的平减值,就得到中国房屋建造价格及其他与价格有关的变量“指数”(这里的指数之所以打上引号,是因为它不是按上文提到的任何一种指数编制方法编制的);与价格不相关的变量(如建筑企业个数、城镇失业率等)不经过平减,直接计算“指数”。对所有数据序列进行了“指数化”处理后,为克服原数据序列潜在的异方差性,对所有数据都取自然对数。

考虑经济理论及统计资料的可得性和连续性,初步选择了 29 个可能与建造价格相关的经济变量,详见表 1。需要说明的是,表 1 列举的变量中,有些变量对建造价格的影响是重叠的,例如失业率和失业人数等,这样选择的目的是为了不漏较好的解释变量。

整关系分析后进行,其目的是分析具有协整关系的诸变量间是否存在因果关系。本研究将因果关系分析提前进行,主要是因为收集到的数据规模比较大,从偏相关关系上讲,其均与建造价格具有某种相关关系,但其相互之间的关系又是错综复杂的,到底选择哪些变量进入 VAR 模型,是研究的一个难点。所以,不考虑其他约束条件,先对每个变量与建造价

格之间的因果关系进行分析(去掉 L ECC , L ESR、选择 4 年 ,分析结果见表 3。
LNPC 和 L TNP ,因其不是 I(1) 单整序列) ,滞后期

表 2 建造价格及其他时间序列单位根的检验结果

Table 2 Result of unit root tests of construction cost and other time series

变量 Variables	检验形式 Type of test	显著水平 Level	赤池信息准则 ACI	结论 Conclusion	变量 Variables	检验形式 Type of test	显著水平 Level	赤池信息准则 ACI	结论 Conclusion
LCC	(C,T,1)	N	- 2.110 6	N	LITP	(C,T,1)	N	- 1.241 6	N
DLCC	(C,N,0)	1 %	- 1.985	Y	DLITP	(C,N,2)	5 %	- 0.910 3	Y
LCGDP	(C,N,1)	N	- 2.114 2	N	LLPCC	(C,T,3)	N	- 2.330	N
DLGDP	(C,N,3)	1 %	- 1.691 3	Y	DLLPCC	(C,N,3)	5 %	- 2.354 9	Y
LCIFA	(C,T,2)	N	- 0.541 38	N	LM2	(C,T,1)	N	- 2.746 9	N
DLCIFA	(N,N,2)	5 %	- 0.427 8	Y	DLM2	(C,N,1)	5 %	- 2.452 9	Y
LCMPI	(C,T,1)	N	- 1.935 7	N	LMWC	(C,T,1)	N	- 3.224 6	N
DLCPMI	(C,N,2)	5 %	- 2.015	Y	DLMWC	(C,N,2)	5 %	- 3.165 5	Y
LECC	(C,T,1)	N	- 0.756 7	N	LNCC	(C,T,2)	N	- 2.629 0	N
DLECC	(C,N,1)	N	- 0.725 8	N	DLNCC	(C,N,3)	5 %	- 2.564 0	Y
LENGC	(C,T,1)	N	- 4.021 6	N	LNCE	(C,T,2)	N	- 1.950	N
DLENGC	(N,N,1)	5 %	- 3.793 2	Y	DLNCE	(N,N,1)	1 %	- 1.857	Y
LEQP	(C,T,2)	N	- 1.250 3	N	LNLPC	(C,T,4)	N	- 0.838 0	N
DLEQP	(C,N,1)	1 %	- 0.768 6	Y	DLNLPC	(C,N,0)	1 %	- 0.556 9	Y
LESR	(C,T,1)	N	- 1.957	N	LNPC	(C,T,1)	1 %	- 0.957 5	Y
DLESR	(C,N,1)	N	- 1.881 6	N	DLNPC	(C,N,4)	5 %	- 0.990 9	Y
LFSC	(C,T,1)	N	- 1.625 0	N	LNUEMP	(C,T,4)	N	- 1.192 9	N
DLFSC	(C,N,0)	1 %	- 1.584	Y	DLNUEMP	(N,N,4)	5 %	- 0.968 6	Y
LFsuc	(C,T,1)	N	- 1.414 3	N	LPCGDP	(C,T,1)	N	- 3.434 9	N
DLFSUC	(C,N,1)	1 %	- 1.247 3	Y	DLPCGDP	(C,N,1)	5 %	- 3.493 1	Y
LGDP	(C,T,2)	N	- 3.562 5	N	LPIUA	(C,T,1)	N	- 3.010	N
DLGDP	(C,N,1)	5 %	- 3.759	Y	DLPIUA	(C,N,1)	5 %	- 2.962 8	Y
LIFA	(C,T,2)	N	- 1.828	N	LRPI	(C,T,1)	N	- 3.169 7	N
DLIFA	(C,N,3)	5 %	- 1.532 7	Y	DLRPI	(C,N,1)	5 %	- 3.185 9	Y
LIGDP	(C,T,2)	N	- 3.510 5	N	LRUEMP	(C,T,2)	N	- 2.233	N
DLIGDP	(C,N,1)	5 %	- 3.334 3	Y	DLRUEMP	(N,N,4)	1 %	- 1.659	Y
LILP	(C,T,3)	N	- 1.415 8	N	LTNLP	(C,T,2)	N	- 1.515 3	N
DLILP	(C,N,2)	1 %	- 1.282 4	Y	DLTNLP	(N,N,1)	5 %	- 1.53	Y
LISP	(C,T,1)	N	- 0.806 6	N	LTNP	(C,T,1)	5 %	- 1.89	Y
DLISP	(C,N,2)	5 %	- 0.659 14	Y	DLTNP	(N,N,1)	1 %	- 1.56	Y

注:(1) 检验形式列中 3 项参数,第 1 项表示原序列是否具有截距项,C 表示有截距项,N 表示无截距项;第 2 项表示原序列是否具有趋势项,T 表示有趋势项,N 表示无趋势项;第 3 项表示滞后期所含的最大阶数。(2) 显著性水平列中,N 表示待检验序列的 ADF 值分别大于 1 %、5 %和 10 %的 3 个麦金农临界值,即不能通过检验,原序列不平稳。(3) 序列前加 L 表示对原序列进行对数变换,序列前加 D 表示取对数后的一阶差分变换。(4) 结论列中 N 表示待检验序列不平稳,Y 表示待检验序列平稳。

Note:(1) There are 3 items in the test form,the first means whether or not the original serial has the intercept ,C for Yes and N for No ;the second means if there is a trend in the original serials ,T for Yes and N for No ;the third stands for the maximum laggings. (2) In column “Level”,N stands for ADF value of serials tested over than 1 % ,5 % and 10 % Mckinnon Critical Values ,namely ,the original serials is unstable. (3) “L” in front of serials stands for logarithm transformation and D for difference transformation. (4) In conclusion column ,N stands for unstable serials and Y for stable one.

表 3 格兰杰因果关系分析结果

Table 3 Result of Granger cause analysis

项目 Items	总分 Total score	量化分 Score	滞后 4 期拒绝原假设犯第一类错误的概率 Propobility of making 1st kind of mistake				项目 Items	总分 Total score	量化分 Score	滞后 4 期拒绝零原假设犯第一类错误的概率 Propobility of making 1st kind of mistake			
			1	2	3	4				1	2	3	4
lcgdp lcc lcc lcgdp	10	0 10	0.231 0.008	0.938 0.024	0.530 0.041	0.590 0.231	llpc lcc lcc llpc	14 10	4 10	0.071 0.003	0.350 0.018	0.148 0.032	0.192 0.526
lcifa lcc lcc lcifa	8	0 8	0.343 0.063	0.872 0.063	0.963 0.040	0.991 0.175	lm2 lcc lcc lm2	4 0	4 0	0.063 0.997	0.559 0.326	0.202 0.582	0.063 0.570

续表 3 Continued of table 3

项目 Items	总分 Total score	量化分 Score	滞后 4 期拒绝原假设犯第一类错误的概率 Propobility of making 1st kind of mistake				项目 Items	总分 Total score	量化分 Score	滞后 4 期拒绝零原假设犯第一类错误的概率 Propobility of making 1st kind of mistake			
			1	2	3	4				1	2	3	4
lcmpi lcc	4	4	0.078	0.279	0.122	0.173	lmwc lcc	0	0	0.697	0.607	0.651	0.773
lcc lcmpi		0	0.476	0.249	0.319	0.438	lcc lmwc		0	0.395	0.309	0.669	0.666
lengc lcc	10	0	0.991	0.320	0.582	0.259	lncc lcc	7	0	0.615	0.883	0.757	0.804
lcc lengc		10	0.018	0.020	0.039	0.101	lcc lncc		7	0.202	0.134	0.042	0.041
leqp lcc	12	0	0.744	0.894	0.771	0.793	lnce lcc	5	0	0.924	0.894	0.884	0.796
lcc leqp		12	0.016	0.013	0.021	0.013	lcc lnce		5	0.143	0.095	0.196	0.137
lfsc lcc	9	0	0.969	0.834	0.799	0.385	lnlpc lcc	17	9	0.514	0.036	0.037	0.011
lcc lfsc		9	0.124	0.019	0.012	0.095	lcc lnlpc		8	0.008	0.015	0.170	0.367
lfsuc lcc	11	0	0.799	0.961	0.791	0.443	lnuemp lcc	13	0	0.664	0.703	0.690	0.922
lcc lfsuc		11	0.073	0.013	0.026	0.020	lcc lnuemp		13	0.011	0.015	0.005	0.019
lgdp lcc	5	2	0.137	0.745	0.408	0.167	lpcgdp lcc	4	1	0.190	0.809	0.575	0.539
lcc lgdp		3	0.090	0.130	0.452	0.308	lcc lpcgdp		3	0.107	0.094	0.222	0.378
lifa lcc	12	0	0.312	0.999	0.890	0.770	lpiua lcc	12	2	0.075	0.309	0.229	0.487
lcc lifa		12	0.022	0.011	0.040	0.013	lcc lpiua		10	0.250	0.035	0.006	0.016
ligdp lcc	8	0	0.253	0.857	0.703	0.891	lrpi lcc	9	2	0.070	0.251	0.247	0.523
lcc ligdp		8	0.067	0.030	0.041	0.175	lcc lrpi		7	0.690	0.051	0.012	0.051
lilp lcc	12	0	0.687	0.804	0.927	0.602	lruemp lcc	11	0	0.644	0.832	0.528	0.621
lcc lilp		12	0.001	0.007	0.021	0.315	lcc lruemp		11	0.006	0.053	0.015	0.079
lisp lcc	8	0	0.830	0.944	0.999	0.654	ltlnp lcc	8	0	0.889	0.936	0.581	0.312
lcc lisp		8	0.110	0.016	0.072	0.051	lcc ltlnp		8	0.002	0.004	0.272	0.359
litp lcc	10	0	0.736	0.958	0.997	0.641	ltntp lcc	14	0	0.575	0.917	0.591	0.318
lcc litp		10	0.029	0.019	0.071	0.074	lcc ltntp		14	0.004	0.011	0.011	0.008

注:A|B表示变量A不是变量B的格兰杰因(A,B代表任意两个变量);原假设H₀:变量A不是变量B的格兰杰因;因果关系量化得分方法:P<0.001, Value=5;P=0.001~0.01时, Value=4;P=0.01~0.05时, Value=3;P=0.05~0.1时, Value=2;P=0.1~0.2时, Value=1.

Note :A|B stand for B does not Granger Cause A (A ,B stands for any variables) ;original hypothesis H₀ :B does not Granger Cause A ;score method is as follows: if P < 0.001 , Value = 5 ; P = 0.001 - 0.01 , Value = 4 ; P = 0.01 - 0.05 , Value = 3 ; P = 0.05 - 0.1 , Value = 2 ; P = 0.1 - 0.2 , Value = 1 .

3 中国建造价格向量自回归模型VAR的构建

建造价格和其他相关经济变量构成相互影响、相互作用的一个动态系统,其中一个变量的变动会影响其他变量的变动,最终也可能通过各变量间的传递机制对该变量的变动产生一些影响。能够恰当描述这种动态关系的模型之一就是向量自回归模型。既然向量自回归模型刻画的对象是相互作用的动态系统,那么具有较强因果关系的变量应该是构建VAR模型的首选变量。基于表3因果关系分析的结果,同时考虑从理论上应该对建造价格有较大

影响的变量,经过反复尝试,确定引入VAR模型中的变量有建造价格(LCC)、在建大中型建设项目数(LTNLP)、建筑企业数(LNCC)、城镇失业率(LRUEMP)、广义货币供给量(LM2)及已完大中型建设项目数(LNLPC);同时根据AIC和SC信息量(表4)取最小值的准则,确定模型的最佳阶数滞后为二阶,即VAR(2)模型,其矩阵表达式见式(2),检验结果见表5。

表4 VAR(1)和VAR(2)模型的对比分析结果
Table 4 Comparison between VAR(1) and VAR(2)

VAR	ACI	SC	Log likelihood(I)
VAR(1)	- 14.392	- 12.34	221.900 2(I ₁)
VAR(2)	- 15.883 75	- 12.06	268.605 0(I ₂)

$$LY_t = \begin{bmatrix} 0.78 & -0.18 & -0.37 & -0.28 & 0.12 & 0.15 \\ -0.19 & 0.75 & 0.06 & 0.16 & -0.13 & -0.06 \\ -0.01 & 0.03 & 0.47 & -0.15 & -0.22 & 0.23 \\ -1.52 & 0.87 & 0.53 & 0.16 & 0.48 & -0.24 \\ 0.93 & 0.05 & -0.86 & 0.17 & -0.02 & 0.38 \\ 0.94 & 0.20 & -0.46 & -0.12 & 0.83 & -0.10 \end{bmatrix} \times LY_{t-1} + \begin{bmatrix} 0.45 & -0.28 & 0.25 & -0.17 & -0.29 & 0.36 \\ -0.84 & -0.22 & -0.24 & -0.24 & -0.13 & 0.06 \\ 0.07 & -0.23 & 0.06 & 0.09 & -0.22 & 0.23 \\ -0.37 & 0.18 & -0.10 & 0.38 & 0.49 & -0.24 \\ -0.21 & -0.47 & 0.33 & -0.06 & 0.02 & 0.38 \\ -1.99 & 0.20 & -0.75 & -0.26 & 0.83 & -0.10 \end{bmatrix} \times LY_{t-2} + \begin{bmatrix} -0.41 \\ 5.38 \\ 1.25 \\ 3.63 \\ -0.51 \\ 10.34 \end{bmatrix} \quad (2)$$

式中: $LY = [lcc, ltnlp, lncc, lruemp, lm2, ln lpc]'$ 。

表 5 VAR(2)模型的检验结果

检验项目 Tested items	LCC	L TNLP	LNCC	LRUEMP	LM2	LNLPC
拟合度 R-squared	0.994	0.917	0.989	0.961	0.999	0.926
调整后的拟合度 Adj. R-squared	0.987	0.826	0.977	0.919	0.998	0.846
残差平方和 Sum sq. resides	0.018	0.089	0.031	0.064	0.029	0.277
回归标准误差 S. E. equation	0.041	0.090	0.053	0.077	0.051	0.159
F 检验的统计量 F-statistic	144.083	10.080	82.697	22.837	871.965	11.541
对数似然比 Log likelihood	52.016	33.046	45.708	36.983	46.719	19.468
赤池信息量 Akaike AIC	- 3.251	- 1.670	- 2.726	- 1.999	- 2.810	- 0.539
施瓦兹信息量 Schwarz SC	- 2.613	- 1.032	- 2.088	- 1.360	- 2.172	0.099
因变量的均值 Mean dependent	5.342	4.172	5.416	3.961	6.796	5.042
因变量的标准差 S. D. dependent	0.356	0.216	0.352	0.269	1.089	0.405
决定性残差协方差 Determinant Residual Covariance	7.66E - 18					
对数似然比 Log likelihood	268.605					
赤池信息量 Akaike AIC	- 15.884					
施瓦兹信息量 Schwarz SC	- 12.055					

从表 5 可以看出,模型对 6 个变量的拟合度都较高,且其整体 AIC 和 SC 信息值较低,经检验,各变量的残差序列都为平稳序列,据此可以认为,VAR(2)模型的构建是成功的。

4 协整分析及误差校正模型的构建

构建 VAR 模型的重要用途之一就是可以据此进行协整分析。一般来讲,一个 VAR 模型会对应不止一种协整关系,根据反复尝试并考虑各变量的

经济意义,筛选出经标准化后的协整关系式如式(3),并令其等于 VECM(Vector correction model)。经检验,该协整关系的残差在 1%显著水平上是平稳的,并且取值在零附近波动,验证了协整关系式(3)的正确性。基于式(3),可以构建 VAR(2)模型中 6 个向量间的误差校正模型如式(4),其检验结果见表 6。从模型的检验结果(表 6)及整个模型的 ACI 和 SC 信息值来看,误差校正模型的构建是成功的。

$VECM = LCC - 1.198 LTNLP - 0.116 LNCC + 0.316 LRUEMP - 0.759 LM2 + 1.670 LNLPC - 4.244 \quad (3)$

$DL Y = \begin{bmatrix} 0.27 \\ -0.35 \\ 0.20 \\ -0.27 \\ 0.23 \\ -0.96 \end{bmatrix} \times VECM_{t-1} + \begin{bmatrix} -0.52 & 0.24 & -0.26 & 0.08 & 0.30 & -0.34 \\ -0.01 & 0.40 & 0.65 & -0.01 & 0.23 & 0.11 \\ -0.35 & 0.31 & -0.14 & -0.16 & 0.49 & -0.20 \\ -0.54 & 0.44 & 0.62 & 0.22 & -0.21 & 0.15 \\ 0.29 & 0.35 & -0.62 & -0.07 & 0.21 & -0.32 \\ 1.22 & -0.22 & 0.55 & -0.30 & -0.25 & 0.30 \end{bmatrix} \times DL Y_{t-1} + \begin{bmatrix} 0.06 \\ -0.06 \\ 0.01 \\ 0.16 \\ -0.02 \end{bmatrix} \quad (4)$

表 6 误差校正模型的检验结果

检验项目 Tested items	DLCC	DL TNLP	DLNCC	DLRUEMP	DL M2	DLNLPC
拟合度 R-squared	0.634	0.352	0.523	0.637	0.450	0.513
调整后的拟合度 Adj. R-squared	0.473	0.069	0.314	0.478	0.210	0.299
残差平方和 Sum sq. resides	0.023	0.286	0.047	0.143	0.050	0.529
回归标准误差 S. E. equation	0.038	0.134	0.054	0.095	0.056	0.182
F 检验的统计量 F-statistic	3.952	2.289	2.505	4.005	3.871	2.403
对数似然比 Log likelihood	49.362	19.102	40.884	27.403	39.956	11.721
赤池信息量 Akaike AIC	- 3.447	- 0.925	- 2.740	- 1.617	- 2.663	- 0.310
施瓦兹信息量 Schwarz SC	- 3.054	- 0.533	- 2.348	- 1.224	- 2.270	0.083
因变量的均值 Mean dependent	0.050	0.009	0.052	- 0.007	0.159	0.043
因变量的标准差 S. D. dependent	0.052	0.139	0.065	0.131	0.063	0.217
决定性残差协方差 Determinant residual covariance	2.58E - 16					
对数似然比 Log likelihood	226.391 4					
赤池信息量 Akaike AIC	- 14.365 95					
施瓦兹信息量 Schwarz SC	- 11.715 33					

由于本文以建造价格为研究对象,所以更关心以建造价格为因变量的误差校正模型,其表述式如式(5),其模拟结果见图1。

$DLCC=0.27 \times vecm(-1) - 0.52 \times D(LCC(-1)) +$

$0.24 \times D(LTNLP(-1)) - 0.26 \times D(LNCC(-1)) +$
 $0.081 \times D(LRUEMP(-1)) + 0.30 \times D(LM2(-1)) -$
 $0.34 \times D(LNLPC(-1)) + 0.0575。$ (5)

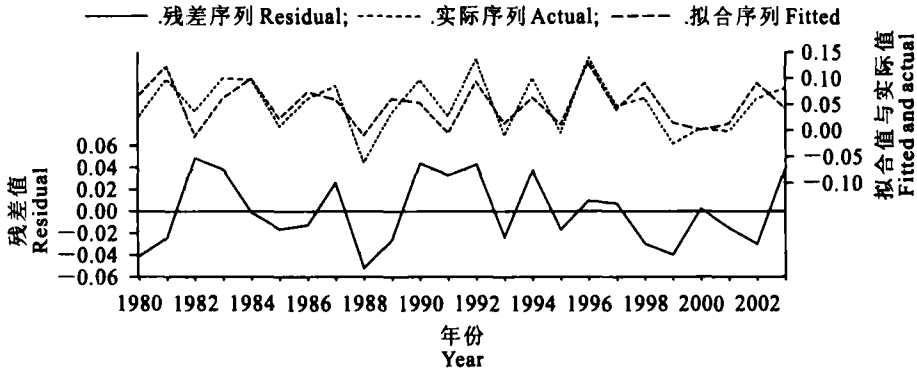


图 1 误差校正模型模拟结果

Fig. 1 Fitted result of VECM

5 建造价格的预测

从式(3)和式(5)可以看出,协整关系和误差校正模型可以将向量间的长期均衡和短期波动有机地结合在一起,可以预言,基于协整分析和误差校正理论的预测模型应该具有较高的预测精度。下文对这个观点进行实证分析。

将 $DLCC = LCC - LCC(-1)$ 和式(3)代入式(5),可得到将协整关系和误差校正模型有机结合在一起的建造价格预测模型。若给定建造价格和其他变量滞后一期的值,就可对下一期的建造价格进行预测。这样,对建造价格的多步预测可以通过下式迭代完成。

$LCC = LCC(-1) + (0.27) \times VECM(-1) -$
 $(0.52) \times DLCC(-1) + (0.24) \times DLTNLP(-1) -$
 $(0.26) \times DLNCC(-1) + (0.08) \times DLRUEMP(-1) +$

$(0.30) \times DLM2(-1) - (0.33) \times DNLPC(-1) +$
 $0.057。$ (6)

为了对 VAR(2)模型与基于协整关系和误差校正理论模型的预测效果进行对比,选取3个时间段,即1978~2000年,1978~2001年及1978~2002年作为样本,对模型分别进行估计,然后用所建模型分别对2001~2003年的建造价格进行样本内预测,并对2004年的建造价格进行预测。预测方法如下:假设预测区间是 $t = s, s + 1, \dots, s + h$,并记第 t 时期的实际值和拟合值分别为 y_t 和 $\hat{y}_t$,那么平均绝对百分误差(MAPE)可按如下公式计算:

$MAPE = \frac{1}{h+1} \sum_{t=s}^{s+h} \left| \frac{y_t - \hat{y}_t}{y_t} \right| \times 100\%。$

计算结果如表7及图2和图3所示。

表 7 VAR(2)模型与基于协整和误差校正理论的建造价格预测模型的比较

元/m²

Table 7 Forecast comparison between VAR(2) and model based on cointegration and VECM

年份 Year	VAR(2)		基于协整和误差校正模型 Model based on cointegration and VECM		实际值 Actual value
	动态预测 Dynamic forecast	静态预测 Static forecast	动态预测 Dynamic forecast	静态预测 Static forecast	
2001	5.954 291	5.957 041	5.744 225	5.746 755	5.731 714
2002	5.968 656	5.916 242	5.835 653	5.823 141	5.793 279
2003	5.839 962	5.805 469	5.877 809	5.835 435	5.874 788
2004	5.895 373	5.875 884	5.889 975	5.886 955	
MAPE/ %	2.501 102 3	2.411 228	0.333 711	0.482 6	

从表7可以看出,基于协整关系和误差校正理论模型的预测效果明显优于VAR(2)模型,这与理论分析相符。同时,与多元回归预测相比,基于协整关系的误差校正模型具有以下优势:首先,当期预测

值以因变量和其他自变量的滞后一期值为解释变量,对预测工作来说,这不能不说是一个改进;其次,预测精确度提高91%((3.71 - 0.33)/3.71^[7]),多元回归预测的平均绝对百分误差为3.71,而基于协整

关系和误差校正理论模型的平均绝对百分误差预测 仅为 0.33)。

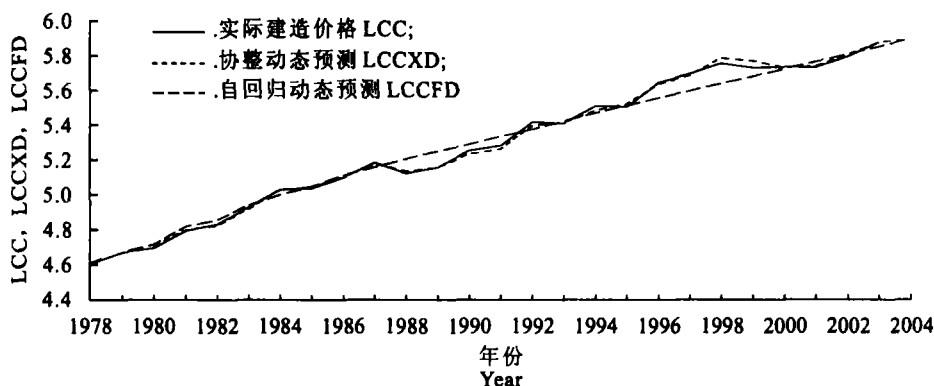


图2 基于 VAR(2)及协整理论的建造价格动态预测

Fig.2 LCC based on dynamic forecast of VAR(2) and co-integration theory

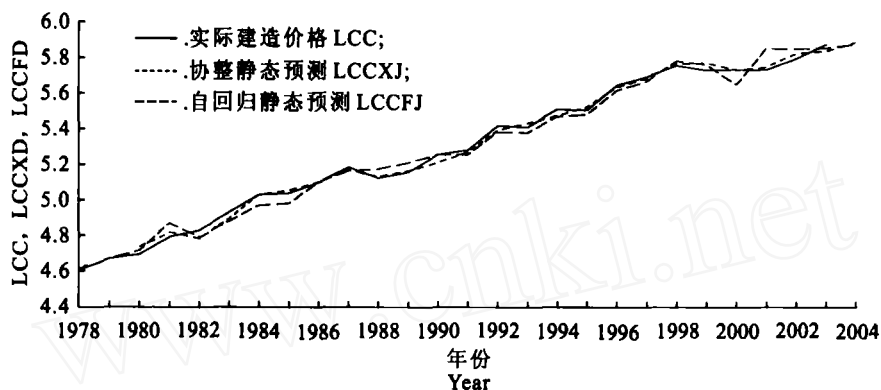


图3 基于 VAR(2)及协整理论的建造价格静态预测

Fig.3 LCC based on static forecast of VAR(2) and co-integration theory

6 结 论

1) 以中国建造价格(LCC)、在建大中型建设项目个数(LTNLP)、建筑企业数(LNCC)、城镇失业率(LRUEMP)、广义货币供给量(LM2)及已完大中型建设项目数(LNLPC)6个向量构建的VAR(2)模型的整体模拟效果、AIC及SC信息值都较理想。

2) 所构建VAR(2)模型中6个时间序列间存在某种长期的均衡关系。即长期看来,在建大中型建设项目数、建筑企业数、广义货币供给量、城镇失业率及已完大中型建设项目数分别增加1%,能引起建造价格分别上升约1.2%,0.12%,0.76%, -0.32%及-1.67%。其中,在建大中型建设项目数、广义货币供给量对建造价格有正的贡献,已完大中型建设项目数及城镇失业率对建造价格有负的贡献,均与建筑经济理论及他人的研究成果相符^[8-11]。与经济理论及他人研究成果相悖的是建筑企业数与建造价格正相关^[12],这可能是由于建筑企业数的增加会导致建筑市场竞争的加剧,剧烈的竞争可能会

使得招投标阶段的中标价格降低^[13],但承包商往往采取“低价中标、高价索赔”的市场战略来缓解自身的困境,使得竣工结算价往往与工程中标价相去甚远,结算价往往超过合同价,增幅少则10%~20%,多则50%~60%,有的甚至高达100%以上^[14]。这样,剧烈的竞争最终还使得建造产品的结算价格有所提高,而我国的房屋建造价格是以竣工价格统计的,这样,就可能呈现出建筑市场的剧烈竞争导致建造价格上升的怪现象。

3) 虽然所构建VAR(2)模型中的6个时间序列之间存在着某种长期的均衡关系,但短期内可能偏离这种长期趋势。从实证分析的结果可以看出,建造价格的短期波动可分解为3个组成部分:相对于长期均衡的非均衡偏离部分(VECM),也称非均衡扰动部分,反映长期内系统不断向均衡位置调整的幅度,调整系数为0.27。各变量滞后一期波动值部分,也称短期扰动部分,反映短期内建造价格波动对所有6个变量(包括建造价格自身)滞后一期值波动的瞬时响应程度:建造价格调整系数为-0.52,

在建大中型建设项目数为 0.24, 建筑企业数为 -0.26, 城镇失业率为 0.081, 广义货币供给量为 0.30, 已完大中型建设项目数为 -0.34。随机扰动部分。从式(5)可以看到, 该 VAR(2) 动态系统具有从非均衡状态向均衡状态不断调整的内在机制, 而且建造价格向长期均衡状态调整的速度较快(大约 3.7 年(1/0.27))。

4) 将协整分析理论和误差校正技术引入预测模型, 构建了基于协整关系和误差校正理论的中国建造价格预测模型, 该模型中因变量的当期预测值以因变量和其他自变量的滞后一期值为解释变量, 且样本内预测精度有显著提高(较多元回归预测模型提高 91%)。

5) 本文以中国建造价格为研究对象, 所得结论带有一定的普遍性。但考虑到地区差别, 各地区的建造价格模型不可直接套用, 这将是今后研究的主要内容。

[参考文献]

- [1] Taylor R G, Bowen P A. Building price level forecasting: an examination of techniques and applications[J]. Construction Management and Economics, 1987, 5: 21-44.
- [2] 路世昌, 王松波. 投资估算模型分析与工程造价预测研究[J]. 技术经济, 1999, 141(9): 58-60.
- [3] 钱永峰. 城镇建筑造价预测模型的研究[J]. 云南工业大学学报, 1995, 11(1): 62-67.
- [4] 赵松山, 白雪梅. 对协整的检验及协整系统的估计研究[J]. 烟台大学学报: 自然科学与工程版, 2002, 15(4): 247-252.
- [5] 溪君羊, 谭文. 影响人民币汇率若干宏观因素的实证检验[J]. 上海财经大学学报, 2004, 6(3): 26-31.
- [6] 中华人民共和国国家统计局. 中国统计年鉴[M]. 北京: 中国统计出版社, 1991-2004.
- [7] 尚梅. 中国建造价格水平预测研究[D]. 西安: 西安建筑科技大学, 2004: 113-114.
- [8] Kilian W F, Snyman G J. Revised forecast of the CPAP(Haylett Formula) and the BER building Cost Index 1983 to 1987[J]. Medium Term Forecasting Associates, 1984, 6: 12-17.
- [9] Fellows R F. Escalation management[D]. UK: University of Reading, 1988: 29-31.
- [10] Runeson G. Method and methodology for price level forecasting in the building industry[J]. Construction Management and Economics, 1988, 6: 49-55.
- [11] Akintola A, Paul B, Cliff H. Macro-economic leading in dictators of construction contract prices[J]. Construction Management and Economics, 1998, 16: 159-175.
- [12] Skitmore R M. Construction market[C]. Royal Institution of Chartered Surveyors, Education Trust, Department of Civil Engineering. The market effect. Salford: The University of Salford, 1987: 16-21.
- [13] 徐红. 建筑工程最低价中标法的分析[J]. 南通职业大学学报, 2003, 17(1): 17-19.
- [14] 徐贤. 控制工程结算价超合同价应从何入手[J]. 当代建设, 2003(3): 22-23.

欢迎订阅 2008 年《果树学报》

《果树学报》是中国农业科学院郑州果树研究所主办的国家级学术期刊、中文园艺学核心期刊、中国科技核心期刊, 已被美国化学文摘、俄罗斯文摘杂志、英国 CAB 等 20 余种国内外重要检索系统与数据库收录。据《中国科技期刊引证报告》(2006 年版) 统计结果, 《果树学报》的影响因子达 0.723, 已成为国内外有影响的学术期刊之一。《果树学报》着重选发密切结合我国果树科研、教学、生产实际, 反映学科学术水平和发展动向的优秀稿件, 及时报道重大科研成果、阶段性成果和科研进展情况。栏目设置有研究论文、专论与综述、研究报告、技术与方法、新品种选育快报及信息快递等; 内容包括生物技术、品种与种质资源、生理与栽培、土壤与肥料、植物保护、贮藏加工等。读者对象为果树学科的科研人员、高等农业院校师生及基层果树管理技术人员。

本刊为双月刊, 2008 年每期 128 页码, 定价 15 元, 全年 6 期共 90 元。邮发代号: 36-93, 国际代号: BM/1107。欢迎投稿, 欢迎订阅。

编辑部地址: 中国农业科学院郑州果树研究所; 邮编: 450009

电话: 0371-65330927/28; 传真: 0371-65330982; E-mail: chinagsxb@163.com