

组合预测误差校正模型的应用分析

唐小我, 曾 勇

(电子科技大学管理学院, 成都 610054)

摘要:通过仿真和实例应用进一步分析了基于斯坦规则估计和误差校正机制的组合预测模型的适用性,并初步探讨对不同形式的组合预测模型进行再组合的效果。应用结果表明,对于非平稳或模式变动较大的平稳序列,组合预测的误差校正模型相对于非误差校正模型具有明显的性能优势,不同组合预测的再组合可在一定程度上分散组合预测模型形式选择不当的风险。

关键词:组合预测; 斯坦规则估计; 误差校正模型

中图分类号: F272.1

文献标识码: A

文章编号: 1007-9807(2002)06-0053-12

0 引言

在经济预测领域(包括计量经济和时间序列分析等),一个有突出特点的传统就是寻求描述现实的真实模型。探求准确反映实际过程的模型的尝试无疑是很有价值的,已大大加深了人们对实际过程的理解,并提出了一系列针对特定假设的检验方法与建模技术。然而由于模型不确定性(model uncertainty)^[1]的存在,试图通过越来越复杂的模型接近真实的努力常常导致“乐观原理(the optimism principle)”,即模型的样本拟合精度常常乐观估计了模型的预测精度,而将同样本数据段同时用于模型拟合和模型诊断检查的传统做法更加强了预测精度的假象。就具体预测的目的和时效性而言,往往也不容等待真实模型的出现。因此,存在模型不确定性的情况下,应考虑多个模型而非单个的“真实模型”。这也就是组合预测的基本出发点^[2-4]。

同时也应该认识到,组合预测的思想与传统精神并非完全不相容。如果通过组合不同信息来源的单项预测可以取得更高的预测精度,本身就说明存在通过更好利用单项预测包含的信息建立更准确反映真实过程的模型的可能性。而一种模

型若无助于组合预测性能的改善,本身就是对该模型适用性的检验和评价,这也就是基于组合预测的模型评价与包含检验^[5,6]的出发点。因此,组合预测也可以帮助更准确地识别潜在过程,从而建立更“真实”的模型。更为重要的是,根据特定过程呈现的明显特征以及已有的知识和经验选择组合预测方法,设定组合预测模型形式和估计组合预测模型参数可能有效地改善组合预测性能,基于斯坦规则估计和误差校正机制的组合预测模型^[7]即是这一观点的一个具体体现。文[7]考虑到简单组合预测模型在实际预测中所表现出的鲁棒性,采用较之经验贝叶斯方法^[8,9]更具一般性的斯坦规则收缩技术来结合简单组合预测模型的非样本信息和处理多重共线性问题,并针对经济和商业序列所呈现的非平稳和协整特征以及组合预测误差序列呈现的相关特征,提出能更充分利用单项预测信息的组合预测误差校正模型来利用协整关系和处理误差序列相关。文[7]模型的框架如图1所示。两个实例的应用表明,利用斯坦规则结合非样本信息可以改善组合预测性能,采用误差校正形式的组合预测模型较之其它形式的组合预测模型具有更高的外推预测精度,文[7]建议的误差校正形式较之其它误差校正形式^[10,11]具有更

收稿日期:2001-07-31;修订日期:2002-07-15.

基金项目:国家杰出青年科学基金资助项目(79725002).

作者简介:唐小我(1955-),男,四川人,博士,教授,博士生导师.

高的精度和更广的适用性.

本文将通过仿真和实例应用进一步对比其它组合模型形式分析文[7]模型的适用性,并针对不同的误差校正模型形式和参数估计方式在不同序

列下的相对性能差异较大,以及在不同预测期限下的相对性能也有一定程度的不稳定性等情况,探讨对不同形式的组合预测模型进行再组合的效果.

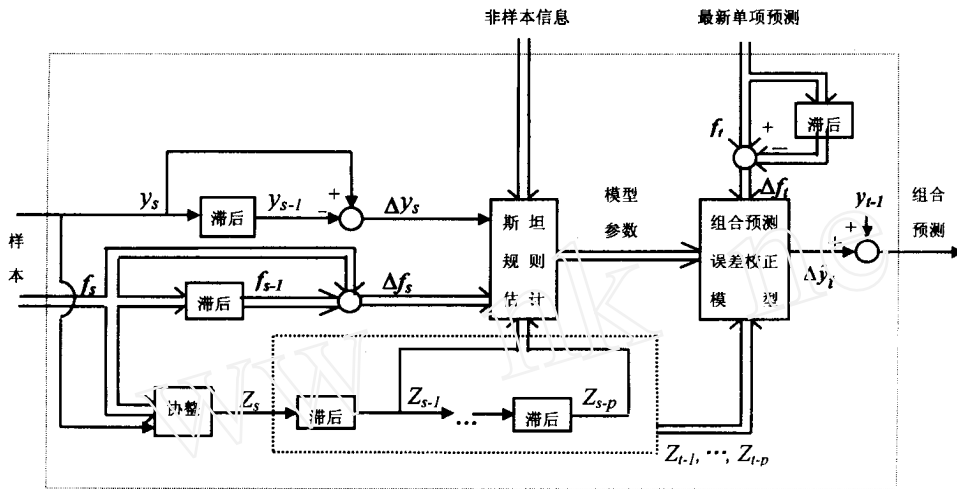


图1 基于斯坦规则估计和误差校正机制的组合预测模型

1 仿真分析

1.1 仿真模型

仿真中被预测变量由如下模型分4种情况产生仿真数据.

$$\begin{cases} y(t) = y \cdot y(t-1) + x(t) + u(t) \\ x(t) = x \cdot x(t), \quad x(t) \sim N(\mu_x, 0.05) \\ u(t) = u \cdot u(t-1) + u \cdot u(t), \quad u(t) \sim N(0, 0.1) \end{cases} \quad (1)$$

4种仿真情况如下:

仿真1 $y = 0.6$; x, u, μ_x, u 每产生10个数后更新一次,其初始值为 $x^{(0)} = 100, u^{(0)} = 10, \mu_x^{(0)} = -0.01, u^{(0)} = 0.5$. 更新方式是: $x^{(i)}$ 由 $[95, 105]$ 上的均匀分布产生,记为 $\text{unif}(95, 105)$, $u^{(i)}$ 由 $\text{unif}(8, 12)$ 产生, $\mu_x^{(i)} = \mu_x^{(i-1)} + \text{unif}(0.001, 0.002)$, $x^{(i)} = x^{(i-1)} + \text{unif}(-0.01, 0)$.

仿真2 $y = 1$; x, u, μ_x, u 每产生10个数后更新一次,其初始值为 $x^{(0)} = 100, u^{(0)} = 50, \mu_x^{(0)} = -0.01, u^{(0)} = -0.6$. 更新方式是: $x^{(i)}$ 由 $\text{unif}(80, 120)$ 产生, $u^{(i)}$ 由 $\text{unif}(30, 70)$ 产生, $\mu_x^{(i)} = \mu_x^{(i-1)} + \text{unif}(0.005, 0.01)$, $x^{(i)} = x^{(i-1)} + \text{unif}(0.1, 0.2)$.

仿真3 $y = 1, x = 100, u = 50, \mu_x = 0.01, u = 0.5$.

仿真4 $y = 0.6, x = 100, u = 10, \mu_x = 0, u = 1$.

设计仿真1的目的是产生按通常的方法检验基本属于平稳但模式不稳定的时间序列.设计仿真2~4的目的是产生非平稳的时间序列.仿真3和4的模式稳定,差别是序列相关和变异程度不同.仿真2模式不稳定,其序列和模式的变动程度是4个仿真中最高的.

1.2 单项预测

对式(1)模型,构造M1、M2、M3和M4 4个单项预测模型.

M1 仅由 y_t 的一阶滞后建立模型,即

$$f_{1t} = \hat{a}_1 + b_1 \cdot y_{t-1} \quad (2)$$

式中: \hat{a}_1 和 b_1 由样本段 OLS 估计.

M2 由 $x(t)$ 建立回归模型并考虑预测误差的序列相关,即

$$\begin{cases} f_{2t} = \hat{a}_2 + b_2 \cdot x_t + \hat{\epsilon}_t \\ \hat{\epsilon}_t = \hat{\rho} \cdot \hat{\epsilon}_{t-1} \end{cases} \quad (3)$$

式中: $\hat{a}_2, b_2, \hat{\rho}$ 由 Cochrane-Orcutt 方法^[12] 迭代估计.

M3 采用积分自回归模型为

$$f_{3t} = y(t) + \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 \cdot y_{t-1} + \hat{\alpha}_2 \cdot y_{t-2} \quad (4)$$

式中:参数 $\hat{\alpha}_0, \hat{\alpha}_1, \hat{\alpha}_2$ 由样本段 OLS 估计.

M4 采用 Holt 双指数平滑模型为

$$\begin{cases} f_{4t} = S_{t-1} + T_{t-1} \\ S_t = \alpha \cdot y_t + (1 - \alpha) \cdot (S_{t-1} + T_{t-1}) \\ T_t = \beta \cdot (S_t - S_{t-1}) + (1 - \beta) \cdot T_{t-1} \end{cases} \quad (5)$$

式中:对仿真 1, $\alpha = 0.1$;对仿真 2 ~ 4, $\alpha = 0.5$;由样本段非线性 OLS 确定.

1.3 组合预测

针对以上 4 个单项预测,选择代表性的非负权重组合预测模型与组合预测误差校正模型进行对比分析,组合预测模型如下(以下模型中 $n = 4$,均将 y_{t-1} 作为第 $n + 1$ 个单项预测):

M5 简单平均组合.

M6 最小方差组合^[2, 6].

M7 忽略单项预测关联的最小方差组合(即方差倒数加权组合)^[6].

M8 基于 MSE、MAE 和 MAPE 倒数加权组合的简单平均^[13].

M9 非负权重最优组合^[14].

M10 文[7]采用斯坦规则并处理多重共线性的误差校正模型($p = 1$),即

$$f_{ct} - y_{t-1} = w_0 + \sum_{i=1}^n w_i f_{it} + \sum_{j=1}^p \beta_{t-j} z_{t-j} \quad (6)$$

式中:模型参数的估计以 $w_0 = 0, w_i = 1/n$ 和 $\beta_j = 0(1 - j - p)$ 为非样本信息,采用处理多重共线性的斯坦正规估计量.

M11 文[11]采用斯坦规则并处理多重共线性的误差校正模型为

$$f_{ct} - y_{t-1} = w_0 + \sum_{i=1}^n w_i (f_{it} - y_{t-1}) \quad (7)$$

式中:模型参数的估计以 $w_0 = 0, w_i = 1/n$ 为非样本信息,采用处理多重共线性的斯坦正规估计量.

M12 文[10]采用斯坦规则不处理多重共线性的误差校正模型为

$$f_{ct} - y_{t-1} = w_0 + \sum_{i=1}^n w_i (f_{i,t-1} - y_{t-1}) \quad (8)$$

式中:模型参数的估计以 $w_0 = 0, w_i = 1/n$ 为非样本信息,采用不处理多重共线性的斯坦正规估计量.

M13 文[7]考虑 f_{it} 与 y_t 的协整关系和 f_{it} 位置偏差的误差校正模型为

$$f_{ct} - y_{t-1} = \sum_{i=1}^n w_i (f_{it} + \alpha_1 z_{i,t-1} + \alpha_2 z_{i,t-2}) \quad (9)$$

式中: $y_t = \alpha_0 + f_{it} + z_{it}$; 参数由 $y_t = f_{it} + \alpha_1 z_{i,t-1} + \alpha_2 z_{i,t-2} + e_{it}$ 以非样本信息 $\alpha_1 = \alpha_2 = 0$,采用斯坦正规估计, w_i 由单项预测偏差调整后的相对性能确定.

M14 文[7]考虑 f_{it} 与 y_t 的协整关系和 f_{it} 尺度偏差的误差校正模型为

$$f_{ct} - y_{t-1} = \sum_{i=1}^n w_i (\alpha_0 f_{it} + \alpha_1 z_{i,t-1} + \alpha_2 z_{i,t-2}) \quad (10)$$

式中: $y_t = \alpha_0 + f_{it} + z_{it}$; 参数由 $y_t = \alpha_0 f_{it} + \alpha_1 z_{i,t-1} + \alpha_2 z_{i,t-2} + e_{it}$ 以 $(1, 0, 0)$ 为非样本信息,采用斯坦正规估计; w_i 由单项预测调整偏差后的相对性能确定.

对上述 4 种仿真情况 150 次仿真预测的结果如表 1 所示.表 1 为 4 种仿真情况下各模型性能得分统计.计分原则是每次性能最佳者得 5 分,依次到性能排名第 5 者得 1 分,其余不计分.从表中可以看出,M10 和 M11 表现最佳,在 4 个仿真 3 项性能指标下均具有稳定突出的相对性能,而且 M10 最为突出,其各项性能指标下的最佳表现次数远超过排名第 2 的 M11. M6 和 M9 的表现次之, M9 的性能略高于最突出的单项预测 M2,而且比较适合于有一种单项预测明显超出其它单项预测的情况. M13 和 M14 在仿真 2 中有突出表现,并且在全部仿真中均优于 M12.

以上有限的仿真预测结果表明,组合预测误差校正模型在非平稳和序列模式变动较大的情况下能够取得显著高于单项预测的预测性能,但直接由 Granger 表示定理导出的误差校正形式(式(8))由于未能充分利用单项预测信息而表现不佳.

2 实例应用

本节采用 4 组实际数据分析比较组合预测模型的性能.下面分别叙述 4 组实际数据和相应单项预测的情况.

2.1 国际航运乘客总量

该数据来源于 Box 和 Jenkins^[15],为 1949 年 1 月至 1960 年 12 月的每月国际航运乘客总量,该时间序列具有明显的季节性和非平稳性(增长趋

势),如图 2 所示,简记为 pass. 该序列是组合预测文献中最早涉及的实例之一. 针对该序列(自然对数值) 本文采用下列 4 个单项预测模型.

表 1 仿真预测中模型性能排序

模型	MSE				MAE				MAPE			
	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4
M1	0	17	0	3	0	15	0	4	6	21	5	13
M2	268	64	228	229	244	53	230	208	257	58	242	190
M3	0	53	0	75	0	58	0	99	0	59	0	99
M4	0	69	0	81	0	69	1	114	5	68	0	113
M5	0	14	0	77	0	13	0	85	22	13	2	90
M6	492	100	401	128	508	101	398	128	442	108	390	134
M7	1	16	1	115	1	23	3	92	63	24	19	99
M8	0	27	4	128	6	25	9	102	42	23	9	107
M9	224	62	260	249	244	47	259	221	302	61	260	196
M10	681	542	703	542	651	545	695	519	609	531	654	500
M11	576	429	588	440	585	416	582	448	497	413	570	409
M12	0	102	0	40	0	118	0	52	2	108	3	51
M13	0	306	15	57	0	316	18	86	0	319	35	124
M14	8	449	50	86	11	451	55	92	2	444	61	125

单项预测模型 1 自回归模型为

$$f_{1t} = \hat{a} + \hat{b} \cdot y_{t-1} + \hat{c} \cdot y_{t-12} + \hat{d} \cdot y_{t-13} \quad (11)$$

式中:参数由样本段 OLS 估计,并保持样本数据长度随新数据递推更新.

单项预测模型 2 Box 和 Jenkins 模型^[15].

单项预测模型 3 基于乘法模型的季节性分解方法^[16].

单项预测模型 4 Winters 的季节性线性指数平滑模型为

$$\begin{cases} f_{4t} = (S_{t-1} + T_{t-1}) I_{t-12} \\ S_t = (y_t / I_{t-12}) + (1 - \alpha)(S_{t-1} + T_{t-1}) \\ T_t = (S_t - S_{t-1}) + (1 - \beta) T_{t-1} \\ I_t = (y_t / S_t) + (1 - \gamma) I_{t-12} \end{cases} \quad (12)$$

式中: $\alpha = 0.4$, $\beta = 0.2$, $\gamma = 0.1$; S 和 T 的初值由初始 12 个数据 y_t 关于 t 的线性回归估计;季节指数 I_t 的初值由上述分解方法确定.

预测时单项预测样本长度为 36,组合预测建模样本量为 24,从第 73 个时期开始预测,预测评价段长度为 72.

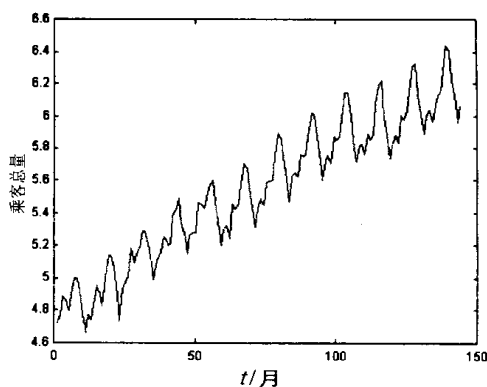


图 2 国际航运乘客总量

2.2 某商品销售量

该数据源于 Box 和 Jenkins^[13],共 150 个数据. 该序列的特点是有一指示性较强的领先指标,领先 4 个时期,如图 3 所示,简记为 sale. 该序列也具有明显的非平稳性. 针对该序列采用如下 5 个单项预测模型.

单项预测模型 1 仅依据领先指标历史值的回归模型为

$$f_{it} = \hat{a} + \hat{b}x_{t-3} + \hat{c}x_{t-4} + \hat{d}x_{t-5} \quad (13)$$

式中: \hat{a} 、 \hat{b} 、 \hat{c} 、 \hat{d} 由样本段 OLS 估计,并递推更新.

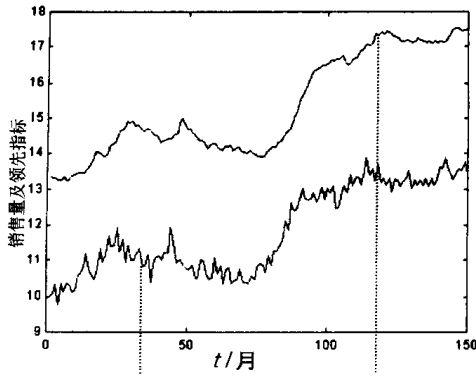


图 3 销售量及其领先指标

单项预测模型 2 自回归模型为

$$f_{2t} = \hat{a} + b y_{t-1} + c y_{t-2} + d y_{t-3} \quad (14)$$

式中: \hat{a}, b, c, d 由样本段 OLS 估计,并递推更新.

单项预测模型 3 采用等价于 Cochrane-Orcutt 误差序列相关处理方法的回归为

$$f_{1t} = \hat{a} + b x_{t-3} + c x_{t-4} + d y_{t-5} \quad (15)$$

式中: \hat{a}, b, c, d 由样本段 OLS 估计,并递推更新.

单项预测模型 4 采用 Box 和 Jenkins 建立的随机时间序列模型^[15].

单项预测模型 5 采用 Holt 的双指数平滑模型.

预测时单项预测样本长度取为 36,组合预测建模样本量为 24,从第 73 个时期开始预测,预测评价段长度为 78.

2.3 通胀率、增长率数据

该两组数据来源于 Holden 和 Peel^[17],为英国 1977 年 1 季度至 1985 年 2 季度的季度通胀率和增长率,以及分别由伦敦商学院(LBS)、英国国家经济与社会研究所(NI)、Henley 预测中心(HCF)、经济合作与发展组织(OECD)和 Phillips & Drew(PD)5 家机构作出的单项预测.其中通胀率数据为非平稳序列,两组数据的序列模式变动大,如图 4 和图 5 所示,简记为 infl 和 grow.由于数据量少(仅 34 个),组合预测建模样本长度取为 12,从

第 13 个时期开始预测,预测评价长度为 22.

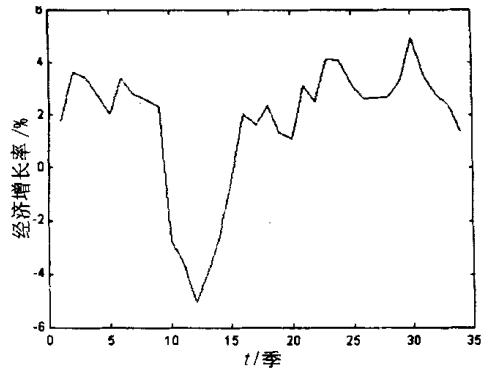


图 4 英国 1977 年 1 季度到 1985 年 2 季度
经济增长率

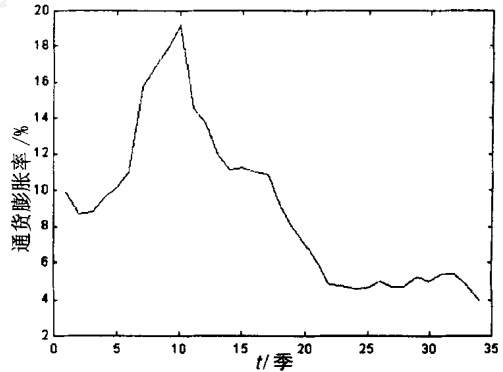


图 5 英国 1977 年 1 季度到 1985 年 2 季度
通货膨胀率

综合比较包括单项预测的 31 个模型的一步和多步外推预测性能,结果总结在表 2 至表 4.表 2、表 3 和表 4 分别为一步、四步外推预测的结果.其中,表 3 为预测起点递推的从预测起点到预测段末期的预测性能,而表 4 为预测起点固定(即为预测段初期)的从第 t 期至预测段末期的阶段预测性能.对于一步外推预测,二者是相同的.各序列单项预测和组合预测建模样本长度以及预测段的初期和末期如上所述.

表 2 实例一步外推预测中模型性能排序

模型	MSE				MAE				MAPE			
	pass	sale	infl	grow	pass	sale	infl	grow	pass	sale	infl	grow
M1	—	0	0	0	—	0	0	0	—	0	0	0
M2	22	0	0	3	17	0	0	0	17	0	0	0
M3	45	6	0	6	46	1	0	12	46	1	0	21
M4	0	220	0	0	0	160	0	0	0	164	0	0

续表 2

模型	MSE				MAE				MAPE			
	pass	sale	infl	grow	pass	sale	infl	grow	pass	sale	infl	grow
M5	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
M6	4	0	0	0	4	0	0	0	4	0	0	0
M7	0	0	13	0	0	0	24	0	0	0	22	0
M8	8	16	2	6	0	18	1	3	0	18	1	0
M9	20	0	0	0	3	0	0	0	3	0	0	0
M10	5	0	0	0	1	0	0	0	1	0	0	0
M11	19	12	0	0	7	10	0	0	8	10	0	0
M12	3	305	0	22	0	289	2	25	0	289	1	29
M13	0	0	0	0	0	0	0	4	0	0	0	7
M14	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
M15	0	16	0	2	0	16	0	0	0	16	0	0
M16	0	12	0	0	0	2	0	0	0	2	0	0
M17	47	83	19	39	222	50	13	49	221	49	20	37
M18	35	109	3	50	66	173	3	51	72	171	3	46
M19	108	7	28	39	14	5	17	45	15	5	18	47
M20	0	82	0	0	0	95	0	0	0	95	1	0
M21	0	100	0	0	0	163	0	0	0	160	0	0
M22	8	3	31	4	7	2	36	4	7	2	38	4
M23	0	0	8	0	0	0	16	0	0	0	10	0
M24	0	0	2	0	0	0	4	0	0	0	2	0
M25	0	0	8	0	0	0	4	0	0	0	4	0
M26	266	16	20	0	165	35	14	0	163	37	13	0
M27	1	0	44	3	1	0	46	2	1	0	46	2
M28	266	110	12	0	91	68	12	0	91	68	12	0
M29	41	0	7	33	223	0	3	15	226	0	5	16
M30	181	0	13	3	213	0	15	0	205	0	14	1
M31	0	73	—	—	0	83	—	—	0	83	—	—

表 3 实例四步外推预测中模型性能排序

模型	MSE				MAE				MAPE			
	pass	sale	infl	grow	pass	sale	infl	grow	pass	sale	infl	grow
M1	—	0	0	0	—	0	0	0	—	0	0	0
M2	26	0	0	4	17	0	0	0	23	0	0	0
M3	42	48	0	5	37	12	0	8	48	28	0	23
M4	0	224	0	0	0	127	0	0	0	179	0	0
M5	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
M6	4	0	0	0	3	0	0	0	4	0	0	0
M7	0	0	16	3	0	0	23	0	0	0	21	2
M8	13	82	11	14	1	48	9	7	4	92	10	6
M9	30	0	0	0	1	0	0	0	2	0	0	0
M10	9	3	0	0	360	390	0	70	0	16	0	0

续表 3

模型	MSE				MAE				MAPE			
	pass	sale	infl	grow	pass	sale	infl	grow	pass	sale	infl	grow
M11	26	10	0	0	10	5	0	0	18	9	0	0
M12	11	328	6	41	1	230	6	38	4	301	6	44
M13	0	0	0	0	0	0	0	8	0	0	0	13
M14	12	0	10	0	10	0	6	0	13	0	5	0
M15	0	24	3	1	0	13	5	0	0	22	5	0
M16	0	16	4	0	0	10	3	0	0	16	2	0
M17	37	22	24	38	43	1	24	30	74	2	25	34
M18	78	6	21	22	28	3	23	11	56	5	25	20
M19	73	10	7	24	3	8	3	20	5	10	2	36
M20	2	162	13	0	0	119	2	0	0	177	6	0
M21	0	155	4	0	2	140	0	0	1	193	2	0
M22	4	47	8	0	4	32	10	0	8	67	8	0
M23	0	0	11	0	0	0	19	0	0	0	18	0
M24	0	0	3	0	0	0	11	0	0	0	7	0
M25	0	0	8	0	0	0	9	0	0	0	8	0
M26	205	14	5	4	163	11	3	3	229	17	3	8
M27	19	0	22	20	40	0	24	6	86	0	23	11
M28	90	7	13	0	27	18	13	1	55	24	13	0
M29	130	0	11	28	196	0	6	4	257	0	10	8
M30	246	0	10	6	124	0	11	4	175	0	11	5
M31	23	12	—	—	10	3	—	—	18	12	—	—

表 4 实例四步外推预测中模型性能排序(预测起点固定)

模型	MSE				MAE				MAPE			
	pass	sale	infl	grow	pass	sale	infl	grow	pass	sale	infl	grow
M1	—	0	0	0	—	0	0	0	—	0	0	0
M2	25	0	0	4	24	0	0	0	24	0	0	0
M3	45	65	0	7	48	33	0	12	48	38	0	18
M4	0	231	0	0	0	176	2	0	0	176	0	0
M5	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
M6	4	0	0	0	4	0	0	0	4	0	0	0
M7	0	0	17	2	0	0	25	1	0	0	25	1
M8	12	41	3	0	2	65	3	0	3	64	3	0
M9	39	0	0	0	12	0	0	0	10	0	0	0
M10	14	4	0	0	1	29	0	0	1	34	0	0
M11	30	1	0	1	25	5	0	1	27	5	0	0
M12	18	353	0	23	9	348	4	33	10	348	4	27
M13	0	0	0	0	0	0	0	10	0	0	0	9
M14	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
M15	0	23	0	0	0	25	0	0	0	25	0	0
M16	0	56	0	0	0	47	0	0	0	46	0	0
M17	3	34	49	54	152	0	56	59	149	0	58	53

续表 4

模型	MSE				MAE				MAPE			
	pass	sale	infl	grow	pass	sale	infl	grow	pass	sale	infl	grow
M18	173	1	32	19	58	1	38	19	59	1	41	27
M19	75	2	33	50	3	2	11	47	3	2	13	52
M20	3	142	3	0	0	170	1	0	0	160	1	0
M21	0	173	0	0	0	222	0	0	0	222	0	0
M22	15	26	5	0	19	36	3	0	19	38	3	0
M23	0	0	13	0	0	0	18	0	0	0	14	0
M24	0	0	0	0	0	0	4	0	0	0	0	0
M25	0	0	6	0	0	0	6	0	0	0	4	0
M26	161	0	0	8	216	0	0	14	221	0	0	10
M27	2	0	20	15	9	0	22	11	9	0	21	6
M28	104	0	4	0	157	0	4	0	161	0	4	0
M29	141	0	19	22	220	0	7	0	216	0	14	3
M30	216	0	6	5	121	0	6	3	116	0	5	4
M31	0	18	—	—	0	11	—	—	0	11	—	—

表中：

- M1 ~ 5 —— 单项预测；
- M6 —— 简单平均组合；
- M7 —— 简单随机游动模型,即 $f_{ct} = y_{t-1}$ ；
- M8 —— 允许负权重的最小方差组合；
- M9 —— 忽略单项预测相关性的最小方差组合；
- M10 —— 基于 MSE、MAE 和 MAPE 倒数加权组合的简单平均；
- M11 —— 基于单指数误差结构的最小方差组合^[18]；
- M12 —— 非负权重最优组合；
- M13 —— 超出表现方法 (the outper-formance method),即以单项预测样本段内的最佳表现 (预测误差绝对值最小) 次数加权的方法^[19]；
- M14 —— OLS 估计的回归组合；
- M15 —— 采用斯坦规则但不处理多重共线性的回归组合；
- M16 —— 采用斯坦规则并处理多重共线性的回归组合；
- M17 —— OLS 估计的式(6) 误差校正模型 ($p = 1$)；
- M18 —— 采用斯坦规则但不处理多重共线性的式(6) 误差校正模型 ($p = 1$)；
- M19 —— 采用斯坦规则并处理多重共线性

的式(6) 误差校正模型 ($p = 1$)；

- M20 —— OLS 估计的式(7) 误差校正模型；
- M21 —— 采用斯坦规则但不处理多重共线性的式(7) 误差校正模型；
- M22 —— 采用斯坦规则并处理多重共线性的式(7) 误差校正模型；
- M23 —— OLS 估计的式(8) 误差校正模型；
- M24 —— 采用斯坦规则但不处理多重共线性的式(8) 误差校正模型；
- M25 —— 采用斯坦规则并处理多重共线性的式(8) 误差校正模型；
- M26 —— OLS 估计的式(10) 误差校正模型；
- M27 —— 采用斯坦规则的式(10) 误差校正模型；
- M28 —— OLS 估计的式(9) 误差校正模型；
- M29 —— 采用斯坦规则的式(9) 误差校正模型；
- M30 —— 考虑尺度偏差及 Hendry 和 Richard 误差校正机制^[12] 的组合模型为

$$f_{ct} - y_{t-1} = \sum_{i=1}^n w_i [\beta_1 f_{it} + \beta_2 (f_{i,t-1} - y_{t-1})] \quad (16)$$

参数由 $y_t = \beta_1 f_{it} + \beta_2 (f_{i,t-1} - y_{t-1}) + e_{it}$ 以 (1,1) 为非样本信息,采用斯坦正规估计; w_i 由单项预测调整偏差后的相对性能确定.

- M31 —— 开关回归组合^[20],其中,对航运乘

客总量和销售量数据,采用 Box-Jenkins 模型的预测误差预报值为开关信号;对通胀率和增长率数据,由于样本数据量小,无法建立开关回归模型。

2.4 各序列的预测结果分析

1) 对于航空乘客总量数据,式(9)模型(包括 M29 和 M28)、式(10)模型(M26)、式(16)模型(M30)和式(6)模型(包括 M17 ~ 19)总体上表现突出,其中 M26、M29 和 M30 最为突出,且在多步外推情况下能够继续保持相对优势。总体上误差校正模型在多步外推情况下相对性能有所下降,而非负权重组合和最小方差组合的性能有所上升,如式(6)模型相对性能下降较大,M9 相对性能稳定上升,特别是 M10 在起点递推的多步 MAE 指标下具有特别突出的性能。但是,误差校正模型的相对性能优势并未发生本质性的改变,M26 在 MAE 和 MAPE 下的性能在多步情况下反而明显上升。并且,误差校正模型在固定起点的多步预测中相对优势保持得更好,而固定起点更符合实际情况。

2) 对于销售量数据,M12 明显优于其它模型,且随步长加大,其相对优势稳步提高。正如前面的仿真所表明的,非负权重组合更适用于单项预测性能差异明显的情况,且能取得高出最佳单项预测的精度。除 M12 之外的其它模型中,M21 最为突出且相对优势也最为稳定,其它误差校正模型(如 M18)也能在一步外推中取得与 M21 相当的性能,但相对性能在多步预测中都明显下降或较不稳定。M10 在起点递推的多步外推 MAE 指标下明显超出其它模型。

3) 对于通胀率数据,M27 和式(6)模型(包括 M17~19)具有相对最好的表现,M27 和 M17 相对更好。但 M27 在多步情况下相对优势减弱,如在固定起点四步(或十二步)外推中明显不及 M17(或

M28),而 M17、M18 和 M19 三者之间的相对性能较不稳定。

4) 对于增长率数据,式(6)模型表现最好,其中 M17 在多步情况下相对 M18 和 M19 表现更好。此外,M29、M12 和 M27 性能也比较突出,但 M29 在多步情况下相对优势减弱,而 M12 和 M27 在多步情况下相对性能稳步提高。

从本节组合预测模型的实例比较分析可以看出,组合预测的误差校正形式相对于非误差校正形式总体上具有明显的性能优势,其中文[7]建议的误差校正模型表现更为突出。但是,不同的误差校正模型(如式(6)、(9)和(10))以及不同参数估计形式(如 M17、M18 和 M19)在不同序列下的相对性能差异较大,在不同步长下的相对性能也有一定程度的不稳定性。而在单项预测性能差异明显情况下,非负权重最优组合预测模型具有优良的性能。因此,具体选用何种组合预测误差校正形式有赖于对具体序列的历史特征分析和历史数据的预测分析,以及根据新的信息进行跟踪分析和适应性的调整。

另一方面,还可对不同形式的组合预测误差校正形式进行再组合,以便在一定程度上分散组合预测模型形式选择不当的风险。表5和表6是一种简单再组合的结果比较。再组合时将组合预测模型分为误差校正组(M17 ~ M30)和非误差校正组(M6 ~ M16, M31),选出各组模型在 MSE、MAE 和 MAPE 指标下历史表现最好的5个模型分别简单平均后再简单平均,结果为表中的 M32 和 M33。其中,一步外推时的历史段从预测初期开始,四步外推的历史段为最近4个时期。初期无历史数据,取组内所有模型的简单平均。从表中可以看出,简单再组合就能取得一定的分散效果,特别是在各步外推的乘客量预测,一步外推的销售量预测,四步外推的增长率预测中误差校正模型再组合的效果比较突出。

表5 实例一步外推预测中模型性能排序(再组合的比较)

模型	MSE				MAE				MAPE			
	pass	sale	infl	grow	pass	sale	infl	grow	pass	sale	infl	grow
M1	—	0	0	0	—	0	0	0	—	0	0	0
M2	21	0	0	2	15	0	0	0	15	0	0	0

续表 5

模型	MSE				MAE				MAPE			
	pass	sale	infl	grow	pass	sale	infl	grow	pass	sale	infl	grow
M3	45	0	0	5	45	0	0	12	45	0	0	21
M4	0	171	0	0	0	110	0	0	0	113	0	0
M5	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
M6	4	0	0	0	4	0	0	0	4	0	0	0
M7	0	0	9	0	0	0	23	0	0	0	21	0
M8	5	14	1	5	0	15	1	3	0	15	1	0
M9	15	0	0	0	3	0	0	0	3	0	0	0
M10	0	0	0	0	1	0	0	0	1	0	0	0
M11	16	8	0	0	7	7	0	0	7	7	0	0
M12	3	299	0	19	0	237	2	25	0	238	1	28
M13	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	4
M14	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
M15	0	15	0	2	0	11	0	0	0	11	0	0
M16	0	6	0	0	0	1	0	0	0	1	0	0
M17	22	18	17	36	176	3	11	48	175	3	19	36
M18	15	53	3	49	42	109	3	50	47	107	3	43
M19	68	4	27	39	13	1	16	45	13	1	16	47
M20	0	24	0	0	0	30	0	0	0	30	0	0
M21	0	53	0	0	0	99	0	0	0	98	0	0
M22	7	1	31	4	6	0	36	3	6	0	38	3
M23	0	0	6	0	0	0	12	0	0	0	7	0
M24	0	0	2	0	0	0	3	0	0	0	1	0
M25	0	0	7	0	0	0	3	0	0	0	3	0
M26	233	6	12	0	107	6	11	0	107	6	11	0
M27	0	0	43	3	0	0	45	2	0	0	44	2
M28	244	42	12	0	37	22	12	0	37	22	12	0
M29	16	0	5	31	174	0	2	15	178	0	3	15
M30	131	0	10	1	160	0	14	0	152	0	13	0
M31	0	66	—	—	0	70	—	—	0	69	—	—
M32	288	230	21	11	290	253	12	2	290	252	14	6
M33	6	160	4	3	0	196	4	4	0	197	3	5

表 6 实例四步外推预测中模型性能排序(再组合的比较)

模型	MSE				MAE				MAPE			
	pass	sale	infl	grow	pass	sale	infl	grow	pass	sale	infl	grow
M1	—	0	0	0	—	0	0	0	—	0	0	0
M2	24	0	0	3	21	0	0	0	21	0	0	0
M3	45	35	0	7	48	15	0	12	48	17	0	17
M4	0	222	0	0	0	167	1	0	0	167	0	0
M5	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
M6	4	0	0	0	4	0	0	0	4	0	0	0
M7	0	0	13	0	0	0	24	0	0	0	24	0
M8	12	22	3	0	2	41	3	0	2	43	3	0
M9	35	0	0	0	11	0	0	0	9	0	0	0
M10	13	1	0	0	1	2	0	0	1	3	0	0
M11	30	0	0	0	22	5	0	1	23	5	0	0

续表6

模型	MSE				MAE				MAPE			
	pass	sale	infl	grow	pass	sale	infl	grow	pass	sale	infl	grow
M12	18	351	0	19	7	347	2	31	8	347	2	20
M13	0	0	0	0	0	0	0	4	0	0	0	3
M14	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
M15	0	23	0	0	0	25	0	0	0	25	0	0
M16	0	56	0	0	0	47	0	0	0	46	0	0
M17	2	5	48	54	111	0	54	57	108	0	56	53
M18	143	0	30	12	31	0	37	14	34	0	41	21
M19	58	1	30	50	3	1	7	47	3	1	10	52
M20	3	62	3	0	0	122	1	0	0	116	1	0
M21	0	160	0	0	0	220	0	0	0	220	0	0
M22	15	6	4	0	19	26	3	0	19	28	3	0
M23	0	0	8	0	0	0	16	0	0	0	12	0
M24	0	0	0	0	0	0	3	0	0	0	0	0
M25	0	0	6	0	0	0	6	0	0	0	4	0
M26	117	0	0	4	179	0	0	8	185	0	0	4
M27	0	0	17	8	0	0	18	8	0	0	16	4
M28	67	0	4	0	115	0	4	0	121	0	4	0
M29	99	0	13	13	181	0	7	0	180	0	12	0
M30	188	0	3	1	95	0	2	0	90	0	1	0
M31	0	17	—	—	0	10	—	—	0	10	—	—
M32	206	95	27	33	229	55	21	22	223	55	21	28
M33	1	114	1	6	1	87	1	6	1	87	0	8

3 结束语

本文的仿真和实例应用进一步说明,对于非平稳或模式变动较大的平稳序列,组合预测的误差校正模型相对于非误差校正模型具有明显的性能优势,将样本信息与非样本信息、序列特征分析与组合预测相结合可以更有效地提高预测精度。样本信息提供了序列模式及其变动的基本信息,而非样本信息可以防止过度拟合;序列特征分析有助于单项和组合预测模型的设定,而组合预测

有助于分散特征的不确定性。

需要指出的是,非样本信息的范围并不仅仅局限于简单组合模型的结构。当人们对实际专门领域及相关预测的知识和经验越丰富、认识越深入时,所总结提炼的非样本信息对组合预测性能改善的帮助也越大。实际上,简单平均组合等作为非样本信息,也是大量经验对比研究的结果。同时,专门领域知识和经验的丰富与认识的深入将能更恰当地设定组合预测的模型形式,从而更有效地改进预测性能,组合预测的误差校正模型仅是这一观点的一个例证而已。

参考文献:

- [1] Chatfield C. Model uncertainty and forecast accuracy[J]. Journal of Forecasting, 1996, 15(7): 495—508
- [2] Bates J M, Granger C W J. The combination of forecasts[J]. Operational Research Quarterly, 1969, 20(4): 451—468
- [3] Winkler R L. Combining forecasts: A philosophical basis and some current issues[J]. Int J Forecasting, 1989, 5: 605—609
- [4] Makridakis S. Why combining works? [J]. Int J Forecasting, 1989, 5: 601—603

- [5] Chong Y Y, Hendry D F. Econometric evaluation of linear macroeconomic models[J]. *Review of Economic Studies*, 1986, 53: 671—690
- [6] Granger C W J, Newbold P. *Forecasting Economic Time Series*[M]. 2nd ed. Orlando: Academic Press, 1986
- [7] 曾 勇, 唐小我, 郑维敏. 基于斯坦规则和误差校正的组合预测模型[J]. *管理科学学报*, 2001, 4(6): 39—47
- [8] Diebold F X, Pauly P. The use of prior information in forecasting combination[J]. *International Journal of Forecasting*, 1990, 6: 503—508
- [9] 曾 勇, 唐小我, 郑维敏. 组合预测贝叶斯模型研究[J]. *管理科学学报*, 1999, 2(3): 14—21
- [10] Hallman J, Kamstra M. Combining algorithms based on robust estimation techniques and cointegrating restrictions[J]. *Journal of Forecasting*, 1989, 8(3): 189—198
- [11] Coulson N E, Robins R P. Forecast combination in a dynamic setting[J]. *Journal of Forecasting*, 1993, 12(1): 63—67
- [12] Judge G G, Giffiths W E, Hill R C, *et al.* *The Theory and Practice of Econometrics*[M]. New York: John Wiley & Sons, 1985
- [13] Russell T D, Adam E E. An empirical evaluation of alternative forecasting combination[J]. *Management Science*, 1987, 33(10): 1267—1276
- [14] 曾 勇, 唐小我, 曹长修. 非负权重最优组合预测方法研究[J]. *管理工程学报*, 1995, 9(3): 153—161
- [15] Box G E P, Jenkins G M. *Time Series Analysis Forecasting and Control*[M]. San Francisco: Holden-Day, 1976
- [16] Makridakis S, Wheelwright S C. *Forecasting for Management*[M]. 5th ed. New York: John Wiley & Sons, 1987
- [17] Holden K, Peel D A. Unbiasedness, efficiency and the combination of economic forecasts[J]. *Journal of Forecasting*, 1989, 8: 175—188
- [18] Figlewski S. Optimal price forecasting using survey data[J]. *Review of Economics and Statistics*, 1983, 65: 13—21
- [19] Bunn D W. A Bayesian approach to the linear combination of forecasts[J]. *Operational Research Quarterly*, 1975, 26: 325—329
- [20] Deutsch M, Granger C W J, Terasvirta T. The combination of forecasts using changing weights[J]. *Int J Forecasting*, 1994, 10: 47—57

Application of error correction models of combination forecasting

TANG Xiao-wo, ZENG Yong

Management College, University of Electronic Science and Technology of China, Chengdu 610054, China

Abstract: The applicability of error correction models of combining forecasts based on Stein-rule estimation and error correction models is further studied in this paper through numerical simulation and practical application, and the preliminary test on the effects of recombining of various combining forecasts is carried out. The results show that the ECMs of combining forecasts have significant advantage over non-ECMs of combining forecasts, and recombining of various combining forecasts can diversify model selection risk.

Key words: combination forecasting; Stein-rule estimation; error correction models