基于斯坦规则和误差校正的组合预测模型①

曾 勇[1]，唐小我[1]，郑维敏[2]
(1. 电子科技大学管理学院，成都 610054；2. 清华大学经济管理学院，北京 100084)

摘要：研究了基于斯坦规则估计和误差校正机制的组合预测方法和模型设定. 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. 建议的误差校正形式具有更高的精度和更广的适用性.

关键词：组合预测；斯坦规则估计量；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(2001)06-0039-09

0 引 言

经济预测总是在不确定并且往往是不稳定的环境下进行的. 信息集和处理信息能力的局限性、经济的结构性调整、公众态度和消费倾向的变化、政治局势与新技术的发展以及经济结构中的非线性等不确定和不稳定的因素都会导致预测模型的不确定性和预测的风险. 通常有两条途径减少模型的不确定性从而降低预测风险. 一条途径是通过从理论和实证两方面更深入地分析实际过程的特征，从而建立更准确反映实际演变模式的模型. 然而由于模型不确定性的存在，对模型假设高度敏感的单个精巧的或复杂的模型会相应地面临模型设定错误的风险[1]. 第二条途径是承认构造真实模型的困难，通过考虑基于不同假设和信息来源的多个模型达到信息集成从而降低不确定性的目的. 由 Bates 和 Granger 提出的组合预测思想和方法[2]即是这一途径的一个具体体现. 但从传统的角度看，保留和组合不同模型的预测只是短期内一种权宜之计，却会推迟对真实过程更长期持久的探索. 因此，在条件允许的情况下，应以一定方式结合两种途径.

关于组合预测，虽已提出了一系列的模型和方法[3-17]，但许多经验研究表明，由于被预测过程、单项预测性能及其相互关联特征的不稳定性和不确定性，简单组合预测模型(如简单平均组合、方差倒数加权组合等)往往具有超出复杂组合预测的性能[3,4,16-20]. 采用随机时变参数的组合模型也未必能取得优于简单模型的性能[5,21,22]. 因此，一种实用的组合预测方法是增加基于不同信息来源的单项预测，然后简单平均[4,6,23]. 另一种更为系统的方法是根据各单项预测方法对各种期限和各种不同但有关序列呈现出的系统性能差别，选择两种情况下平均性能最好的单项方法进行简单平均[8]. 然而这两种方法在应用中都可能因为实际条件所限而难以有效实施. 因此，能否利用简单组合的鲁棒性并结合单项预测历史表现的方式取得超出简单组合模型的性能成为一个很值得研究的问题. 这方面，文[24]作了有益的尝试. 通过将简单平均组合作为非样本信息并采用经验贝叶斯方法更新组合权重，文[24]取得了接近但未超出简单平均组合的性能.

在组合预测中，一个不能忽视的实际问题是各单项预测由于信息的相关性而呈现的可能相当严重且很不稳定的多重共线性，这也正是忽略单项预测相关性[7]或增加非负权重约束的最小方

① 收稿日期：1999-05-28；修订日期：2001-05-18.
基金项目：国家杰出青年科学基金资助项目(79725002).
作者简介：曾 勇(1963-)，男，四川人，博士，教授，博士生导师.

差组合[11]取得超出一般性的最小方差组合和回归组合的原因之一,也是文[24]未能取得更好效果的可能原因之一.

在组合预测中,另一个更为实际的问题是即使单项预测误差为白噪声且不相关,组合预测误差也可能呈现序列相关性.文[25]首先指出了组合预测误差的序列相关性问题;文[26]进一步讨论了有关的组合预测模型设定问题,并取得了良好的应用效果.实际上,对于基本平稳的经济序列,只要在预测变量中引入被预测变量的一阶滞后就可能取得明显的效果[27].对于非平稳的经济序列,常常可近似为一阶积分(即单整)过程,相关变量之间往往呈现协积分(协整)特征,因而应采用误差校正模型[7,27,28].文[29]采用直接基于Granger表示定理[28]的误差校正模型,并针对非正态胖尾特征采用调整最小二乘估计(trimmed LS),应用中虽相对于LS估计的误差校正模型性能有明显改善,并取得了超出单项预测的性能,但不及简单平均组合.文[26,29]误差校正模型的前提是单项预测与被预测变量就具有系数为1的协整关系,而且由Granger表示定理直接导出的误差校正模型不利于单项预测信息的充分利用.

本文采用较之经验贝叶斯方法更具一般性的斯坦规则收缩技术来结合非样本信息和处理多重共线性问题,并进一步通过引入被预测变量的一阶滞后和误差校正模型处理组合误差的序列相关问题和利用协整关系.作者分别针对单项预测与被预测变量、组合预测与被预测变量可能的协整关系提出了相应的误差校正模型,该模型便于更好地利用单项预测的最新信息,并且对于单整和协整特征不显著、基本平稳的经济序列也具有适用性.针对序列模式变动较大的两组宏观经济数据的应用分析表明,所述模型和方法能够取得更高的超出简单组合模型的预测性能.

1 斯坦规则估计与非样本信息和多重共线性

对于满足普通最小二乘条件(OLS)的线性回归模型,OLS估计量为其参数的最佳线性无偏估计.但James和Stein构造了一个非线性估计量[30]使得OLS估计量为不容许(inadmissible)估计量.即斯坦规则估计量占优于OLS估计量.实际上,斯坦规则估计量表示为非样本信息估计量和OLS估计量的加权平均,故使OLS估计量向非样本信息估计量收缩.并且,非样本信息估计量的权重反比于以非样本信息估计量为零假设的似然比检验统计量.因此,斯坦规则估计量也可看作基于统计检验的估计量,但该估计量不同于(且优于)一般的预检估计量.此外,以非样本信息为先验信息的经验贝叶斯估计量等价于特定参数下的斯坦规则估计量,理论上劣于最优参数下的斯坦规则估计量,实际应用中也因参数的固定设置而受到局限.更进一步,有斯坦正规则估计量(Stein positive-rule estimator),即非样本信息估计量和OLS估计量的非负加权平均,使得斯坦规则估计量为不容许估计量.

对于一组似不相关回归方程,Berger和Bock还给出了扩展的斯坦正规则估计量[30].

针对如下回归方程

$$y = Xb + e \tag{1}$$

Judge和Bock导出了满足岭特征(the ridge property)的斯坦类估计量(Stein-like estimators)[30,31]

$$b^{*}(\hat{b},\hat{\sigma}^2) = [I_K - h(u)(X'X)^{-1}]\cdot(\hat{b} - b_0) + b_0 \tag{2a}$$

式中b为K维参数向量,y为$T\times 1$的被解释变量样本向量,X为$T\times K$的解释矩阵,e为T维正态分布误差向量,$\mathrm{E}(e)=0$,$\mathrm{E}(ee')=\sigma^2 I_T$;$\hat{b}$为OLS估计量,$b_0$为非样本信息估计量,$h(u)=a/u$,$u=(\hat{b}-b_0)'(\hat{b}-b_0)/\hat{\sigma}^2$,$0\leqslant a\leqslant 2(K-2)(T-K)/(T-K+2)$,$\hat{\sigma}^2=(y-X\hat{b})'(y-X\hat{b})/(T-K)$.

对$X'X$作变换:$P'(X'X)P=\Lambda=\mathrm{diag}(\lambda_i)$,其中,$\Lambda$为$X'X$的特征值组成的对角阵,$P$为正交特征向量组成的变换阵,则式(2a)重写为

$$b^{*}(\hat{b},\hat{\sigma}^2) = P[I_K - h(u)\Lambda^{-1}]\cdot(\hat{\theta} - \theta_0) + \theta_0 \tag{2b}$$

式中$\theta = P'\hat{b}$,$\theta_0 = P'b_0$

上式表明,$\hat{\theta}$将向θ_0收缩,且越小的特征值收缩量越大.而θ_i的估计方差为σ^2/λ_i.另一方面,$(X'X)^{-1}$的条件数为$(\lambda_{max}/\lambda_{min})^{1/2}$,而$[I_K - h(u)(X'X)^{-1}](X'X)^{-1}$的条件数为

$\left(\frac{\lambda_{max}}{\lambda_{min}} \cdot \frac{1-h/\lambda_{min}}{1-h/\lambda_{max}}\right)^{1/2}$，为 h 的递减函数，即非样本信息越准确，调整后的设计矩阵多重共线性越弱.

对应于式(2b)的正规则估计量为

$$b+(\hat{b},\sigma^2)=[I_K-M(u)](b-b_0)-b_r \quad (3)$$

式中 $M(u)=P\mathrm{diag}\{\eta_i(u)\}P'$，

$$\eta_i(u)=\begin{cases}a\lambda_i^{-1}/u, & u\geqslant a\lambda_i^{-1}\\ 1, & u<a\lambda_i^{-1}\end{cases}$$

2 序列相关、协整与误差校正模型

线性组合预测可一般地表示为

$$y_t=w_0+\sum_{i=1}^{n}w_if_{it}+e_t=f_{ct}+e_t \quad (4)$$

式中 f_{it} 为第 i 个单项预测，其误差为 e_{it}；e_t 为组合预测误差，$E(e_t)=0$. 由上式不难得出，即使 y_t 为平稳序列，单项预测误差不存在序列相关，只要 $\sum_{i=1}^{n}w_i\neq 1$，组合预测误差也存在序列相关. 这也是实际应用中增加单项预测权重和为1约束常常能取得超出无约束回归组合预测性能[13,19,32]的原因之一.

对于平稳经济序列，通常采用 Cochrane-Orcutt 方法处理序列相关问题，但实际中将一阶滞后量 y_{t-1} 纳入组合模型，就可能取得较明显的效果[25-27]. 虽然将 y_t 的样本均值纳入组合效果可能更好[13]，但在非平衡情况下并不合适(y_t 不存在无条件期望值)，而误差校正模型却以限制的形式将 y_{t-1} 纳入组合. 然而，不少经济序列呈现长记忆的特征，近似描述这一特征的方法之一是将其描述为单整过程. 不仅如此，与此相关的序列还可能呈现协整关系[17,28]. 对于组合预测而言，当被预测变量为单整过程时，有理由认为预测变量与单项预测或单项预测整体之间具有协整关系. 协整关系的准确定义为：

若向量序列 y_t 的所有分量为 $I(1)$，且存在 C 使得 $z_t=Cy_t$ 为 $I(0)$，式中 $\mathrm{rank}(C)=r$，则称 y_t 的分量之间具有秩 r 的协整关系.

从经济意义看，协整关系描述了动态均衡 $Cy_t=0$ 及偏离均衡的程度. 关于协整关系最重要的结论是 Granger 表示定理，即若 y_t 的分量之间存在协整关系，则有如下误差校正模型表示

$$A(B)(1-B)y_t=-\gamma z_t-d(B)\varepsilon_t \quad (5)$$

式中 B 为移位算子，$A(0)=I$，ε_t 为白噪声向量序列，$d(B)$ 为标量多项式. 上式相对于向量一阶积分自回归－移动平均模型的差别在于变量的滞后水平值进入了模型.

对于协整关系的检验，文[28]建议两步法. 考查单整序列 y_t 与 $f_{1t},\cdots,f_{nt}$ 的秩1协整关系，首先作 OLS 的协整回归(co-integration regression)

$$y_t=c_0+\sum_{i=1}^{n}c_if_{it}+z_t \quad (6)$$

其次采用 Durbin-Watson 检验或扩展的 Dicky-Fuller 检验. 前者的零假设是式(6)回归方程的 DW＝0，后者是进一步作如下回归

$$\Delta\hat{z}_t=-\varphi_0\hat{z}_{t-1}+\sum_{k=1}^{p}\varphi_k\Delta\hat{z}_{t-k}+\eta_t \quad (7)$$

而零假设为 $\varphi_0=0$，式中 $\hat{z}_t$ 为 z_t 的估计值. 虽然式(6)的 OLS 回归在非协整情况下可能出现"伪"回归问题[17]，但对于存在协整关系的情况，只有参数符合协整关系时，回归残差才存在有限方差，因此，OLS 估计就具有良好的性能[28].

3 组合预测的模型设定与参数估计

3.1 非误差校正形式

考虑对组合预测误差序列自相关的处理，有如下组合预测的一般形式

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

下面是本文涉及的上式几种具体形式.

1) 不考虑样本信息的简单形式，即简单平均组合、考虑一阶滞后的简单平均组合和简单随机游动模型

$$f_{ct}^{(1)}=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}f_{it} \quad (9)$$

$$f_{ct}^{(2)}=\frac{1}{n+1}\left(\sum_{i=1}^{n}f_{it}+y_{t-1}\right) \quad (10)$$

$$f_{ct}^{(3)}=y_{t-1} \quad (11)$$

2) 仅考虑单项预测样本相对性能的简单组合形式

$$f_{ct}^{(4)}=\left(\sum_{i=1}^{n}f_{it}/e_i^2\right)\Big/\left(\sum_{i=1}^{n}1/e_i^2\right) \quad (12)$$

$$f_{ct}^{(5)}=\left(\sum_{i=1}^{n}f_{it}/e_i^2+y_{t-1}/e_{n+1}^2\right)\Big/\left(\sum_{i=1}^{n+1}1/e_i^2\right) \quad (13)$$

式中 e_{it} 为 f_{it} 的均方预测误差.

3）考虑式(8)和不带滞后项的如下形式

$$f_{ct}^{(6)} = w_0 + \sum_{i=1}^{n} w_i f_{it} \quad (14)$$

式中 组合权重估计采用OLS以及分别以式(9)、(10)和(11)为非样本信息采用处理和不处理多重共线性的斯坦正规则估计.

4）考虑单项预测位置偏差[13]的组合形式

$$f_{ct}^{(7)} = \sum_{i=1}^{n} w_i(\theta_i + f_{it}) + w_{n+1}(\theta_{n+1} - y_{t-1}) \quad (15)$$

式中 参数和权重估计时忽略单项预测的相关性；θ_i 的估计以 $\theta_i = 0(1 \leqslant i \leqslant n+1)$ 为非样本信息，采用似不相关回归的斯坦正规则估计量；w_i 的确定仅依据调整偏差后单项预测的相对性能.

考虑位置和尺度偏差[13]的组合形式

$$f_{ct}^{(8)} = \sum_{i=1}^{n} w_i(\alpha_i + \beta_i f_{it} + \gamma_i y_{t-1}) \quad (16)$$

式中 $(\alpha_i, \beta_i, \gamma_i)$ 的估计以(0,1,0)为非样本信息，采用似不相关回归的斯坦正规则估计量；w_i 的确定仅考虑调整偏差后单项预测相对性能.

3.2 误差校正形式

若被预测变量 y_t 与单项预测 $f_{1t},\cdots,f_{nt}$ 均为单整过程，且存在秩1的协整关系

$$y_t = \sum_{i=1}^{n} c_i f_{it} + z_t \quad (17)$$

则由Granger表示定理导出的误差校正模型为

$$\Delta y_t = \sum_{i=1}^{n} A_i(B)\Delta f_{i,t-1} - \gamma z_{t-1} + d(B)\varepsilon_t \quad (18)$$

式中 仅有单项预测的滞后值进入组合，这在实际应用中将造成单项预测信息的不充分利用. 因此，Granger表示定理导出的误差校正模型更适合于相关序列变量基本上都是内生变量的情况. 由此，直接从式(17)导出包括当期单项预测的误差校正模型. 从式(17)的差分形式并考虑到 z_t 为平稳序列，组合预测的误差校正模型设定为

$$f_{ct}^{(9)} - y_{t-1} = w_0 + \sum_{i=1}^{n} w_i \Delta f_{it} + \sum_{j=1}^{p} \gamma_j z_{t-j} \quad (19)$$

式中 模型参数的估计以 $w_0 = 0$，$w_i = 1/n$ 或 $w_i = 0(1 \leqslant i \leqslant n)$ 和 $\gamma_j = 0(1 \leqslant j \leqslant p)$ 为非样本信息，采用处理和不处理多重共线性的斯坦正规则估计量.

需要指出的是，对于基本平稳的序列，将 z_t 的序列相关简单设定为 $z_t = \rho z_{t-1} + \xi_t$，则根据Cochrane-Orcutt方法设定的组合预测模型等价为

$$f_{ct} - y_{t-1} = \sum_{i=1}^{n} w_i \Delta f_{it} - (1-\rho) z_{t-1}$$

因此，式(19)同样适合于处理平稳序列预测误差的序列相关问题.

文[26]建议如下误差校正模型

$$f_{ct}^{(10)} - y_{t-1} = w_0 + \sum_{i=1}^{n} w_i(f_{it} - y_{t-1}) \quad (20)$$

实际上，式(17)可重写为

$$\Delta y_t = \sum_{i=1}^{n} c_i(f_{it} - y_{t-1}) + \left(1 - \sum_{i=1}^{n} c_i\right) y_{t-1} + z_t$$

可见，当 y_t 与 f_{it} 之间存在系数为1的协整关系时，即 $y_t - f_{it} \sim I(0)$，也即 $y_{t-1} - f_{it} \sim I(0)$，从而理论上 $\left(1 - \sum_{i=1}^{n} c_i\right) = 0$，式(17)是合适的. 即使 y_t 与 f_{it} 不存在系数为1的协整关系，至少也应

$$\sum_{i=1}^{n} c_i(f_{it} - y_{t-1}) \sim I(0)$$

文[29]同样假定 $y_t - f_{it} \sim I(0)$，即 $z_{it} = y_t - f_{it}$，由式(5)并忽略高阶滞后得到如下组合预测误差校正模型

$$f_{ct}^{(11)} - y_{t-1} = w_0 + \sum_{i=1}^{n} w_i(f_{i,t-1} - y_{t-1}) \quad (21)$$

针对 f_{it} 与 y_t 存在协整关系的情况，本文采用了考虑位置和尺度偏差的两个组合预测误差校正形式

$$f_{ct}^{(12)} - y_{t-1} = \sum_{i=1}^{n} w_i(\Delta f_{it} + \gamma_{i1} z_{i,t-1} + \gamma_{i2} z_{i,t-2}) \quad (22)$$

式中 $y_t = \theta_i + f_{it} + z_{it}$，$\gamma$ 参数由 $\Delta y_t = \Delta f_{it} + \gamma_{i1} z_{i,t-1} + \gamma_{i2} z_{i,t-2} + e_{it}$ 以非样本信息 $\gamma_{i1} = \gamma_{i2} = 0$、采用斯坦正规则估计，$w_i$ 由单项预测偏差调整后的相对性能确定.

$$f_{ct}^{(13)} - y_{t-1} = \sum_{i=1}^{n} w_i(\eta_{i0}\Delta f_{it} + \eta_{i1} z_{i,t-1} + \eta_{i2} z_{i,t-2}) \quad (23)$$

式中 $y_t = \alpha_i + \beta_i f_{it} + z_{it}$，$\eta$ 参数由 $\Delta y_t = \eta_{i0}\Delta f_{it} + \eta_{i1} z_{i,t-1} + \eta_{i2} z_{i,t-2} + e_{it}$ 以(1,0,0)为非样本信息、采用斯坦正规则估计，w_i 由单项预测调整偏差后的相对性能确定.

此外，按式(20)和式(21)的设定，不考虑单项预测的相关性，得到如下误差校正模型

$$f_{ct}^{(14)} - y_{t-1} = \sum_{i=1}^{n} w_i[\varphi_{i0}(f_{it} - y_{t-1}) +$$

$$\varphi_{i1}z_{i,t-1}+\varphi_{i2}z_{i,t-2}] \tag{24}$$

$$f_{ct}^{(15)}-y_{t-1}=\sum_{i=1}^{n}w_i[\varphi_{i0}+\varphi_{i1}(f_{i,t-1}-y_{t-1})] \tag{25}$$

式中 z_{it} 的确定同式(23).

本文还在尺度偏差模型中考虑 Hendry 和 Richard 的误差校正机制[4]得到如下模型

$$f_{ct}^{(16)}-y_{t-1}=\sum_{i=1}^{n}w_i[\eta_{i1}\Delta f_{it}+\eta_{i2}(f_{i,t-1}-y_{t-1})] \tag{26}$$

4　应用分析

4.1　数据

本文数据来源于文[19]英国1977年第1季度至1985年第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.

对通胀率数据的单整检验表明,通胀率及5个单项预测序列均符合 $I(1)$ 过程.通胀率与单项预测整体的协整检验结果是:式(6)的 $\hat{DW}=0.622\,8$、式(7)的 $\hat{\varphi}_1=3.052\,5$.根据文[28]的仿真临界值,DW 检验和 DF 检验分别在1%和10%的水平上是显著的(临界值分别为 $DW(0.01)=0.455$, $\varphi(0.10)=2.91$).若单项预测仅包括 NI、HCF 和 PD,DF 检验的显著性还可提高,水平达到5%($\hat{\varphi}_1=3.264\,1$, $\varphi(0.05)=3.17$).因此,可以认为单项预测整体与通胀率具有协整关系.各单项预测与通胀率协整关系的 DW 和 DF 检验显著性水平接近10%,各单项预测的误差呈现明显的平稳性,说明各单项预测与通胀率也具有一定程度的协整.

对于增长率数据,增长率与各单项预测序列单整检验均不显著,基本上属于平稳序列.

4.2　单项预测性能

表1为各单项预测在第1～15期、第10～24期和第20～34期的预测误差均值、协方差阵及协方差阵的条件数和特征根.表2为单项预测第21～34期、第25～34期和第30～34期的根均方预测误差(RMSE).可以看出,单项预测的性能及关联特征很不稳定,最小特征根的位置也变动频繁,这些都会给通过样本信息确定组合权重和处理多重共线性带来较严重的问题.

表1　单项预测误差均值、协方差阵和协方差阵的条件数与特征根

1通胀率

Period	HCF	LBS	NI	OECD	PD	Cond-Eig
1-15	0.610	0.464	1.451	1.674	−0.460	12.188
HCF	25.892	22.442	19.474	23.596	32.229	1.619
LBS	22.442	22.769	17.467	21.972	28.805	0.855
NI	19.474	17.467	17.676	19.806	24.677	2.522
OECD	23.596	19.806	19.806	25.393	30.885	3.339
PD	32.229	24.677	24.677	30.885	43.604	126.999
10-24	−2.501	−0.727	−0.674	−1.212	−2.956	17.874
HCF	13.605	12.327	12.382	12.489	13.926	0.952
LBS	12.327	11.723	11.381	11.458	12.320	0.198
NI	12.382	11.381	12.816	11.575	12.749	1.593
OECD	12.489	11.458	11.575	14.315	12.670	2.537
PD	13.926	12.320	12.749	12.670	15.955	63.136
20-34	−2.109	−1.475	−2.175	−1.355	−1.567	11.911
HCF	3.185	1.945	1.116	2.307	3.260	0.273
LBS	1.945	1.557	0.905	1.348	1.897	0.071
NI	1.116	0.905	1.274	0.720	1.305	0.537
OECD	2.307	1.348	0.720	1.906	2.290	0.893
PD	3.260	1.897	1.305	2.290	3.881	10.059

2增长率

Period	HCF	LBS	NI	OECD	PD	Cond-Eig
1-15	−1.303	−1.224	−1.548	−1.042	−0.144	10.995
HCF	3.277	3.634	4.085	4.484	4.341	0.885
LBS	3.634	4.770	5.114	5.174	4.903	1.022
NI	4.085	5.114	7.196	6.728	6.111	0.230
OECD	4.484	5.174	6.728	8.079	5.903	4.083
PD	4.341	4.903	6.111	5.903	10.703	27.804
10-24	−0.089	−1.317	−0.647	−0.358	1.390	10.041
HCF	8.254	5.464	8.667	8.669	9.630	0.857
LBS	5.464	4.576	6.177	5.775	6.963	0.473
NI	8.667	6.177	11.220	10.477	12.113	1.367
OECD	8.669	5.775	10.477	11.457	12.433	3.379
PD	9.630	6.963	12.113	12.433	18.269	47.681
20-34	1.049	0.285	1.316	0.950	0.886	5.616
HCF	2.129	0.824	0.983	1.517	1.291	0.183
LBS	0.824	0.950	0.360	0.956	0.834	0.334
NI	0.983	0.360	1.016	0.837	0.876	0.650
OECD	1.517	0.956	0.837	1.648	1.379	0.784
PD	1.291	0.834	0.876	1.379	1.984	5.778

表2 单项预测的阶段根均方预测误差(RMSE)

1通涨率

Period	HCF	LBS	NI	OECD	PD
21～34	2.613	1.745	2.374	1.917	2.312
25～34	1.146	1.183	2.067	0.700	0.754
30～34	0.998	0.866	1.381	0.474	0.822

2增长率

Period	HCF	LBS	NI	OECD	PD
21～34	1.816	0.951	1.688	1.615	1.626
25～34	1.185	0.856	1.213	1.417	1.015
30～34	1.455	1.026	0.964	1.737	0.867

4.3 简单模型的预测性能

表3列出了式(9)-(13)模型第21～34期、第25～34期和第30～34期一步外推预测的RMSE.可以看出,忽略单项预测相关特征的最小方差组合能取得略高于相应的简单平均的性能.简单随机游动模型对于通胀率数据表现出相当良好的性能,这是因为通胀率序列为单整序列,而对于基本平稳的增长率数据,其表现并不突出.

表3 简单组合预测的阶段根均方预测误差(RMSE)

1通涨率

Period	avrg	avrg_y	naive	mvar	mvar_y
21～34	2.076	1.791	0.543	2.041	1.078
25～34	1.055	0.901	0.418	1.117	0.560
30～34	0.741	0.696	0.504	0.708	0.557

2增长率

Period	avrg	avrg_y	naive	mvar	mvar_y
21～34	1.399	1.263	1.035	1.324	1.083
25～34	0.988	0.871	0.894	0.924	0.718
30～34	1.062	0.995	1.136	1.000	0.886

注:avrg—简单平均组合预测模型;avrg_y—包含滞后量的简单平均组合预测模型;naive—简单随机游动模型;mvar—仅考虑单项预测相对性能的最小方差组合预测模型;mvar_y—包含滞后量的方差倒数组合预测模型.

4.4 回归组合模型的预测性能

表4为式(14)和式(8)模型第21～34期、第25～34期和第30～34期一步外推预测的RMSE.可以看出:

1)不考虑序列相关由OLS估计的回归组合模型性能不及简单平均组合的性能;

2)引入滞后量后组合预测性能得到改善,其中通胀率预测更为明显,取得了超过相应简单平均的效果,但不及简单随机游动模型的效果,而增长率预测未能取得超过简单平均的效果;

3)采用斯坦规则结合非样本信息可使性能进一步改善,其中增长率预测的改善更为显著,从第25期开始,取得了超过所有5个简单模型的性能;

4)处理多重共线性的斯坦规则未能取得明显的效果.

表4 回归组合预测的阶段根均方预测误差(RMSE)

1通涨率

Period	LS	LS_STN1	LS_STN2	LSY	LSY_STN1	LSY_STN2
21～34	2.893	2.012	2.776	0.695	0.779	0.641
25～34	1.615	0.864	1.671	0.586	0.569	0.569
30～34	1.065	0.782	1.023	0.577	0.577	0.597

2增长率

Period	LS	LS_STN1	LS_STN2	LSY	LSY_STN1	LSY_STN2
21～34	2.227	1.640	2.306	1.679	1.382	1.651
25～34	1.484	0.764	1.463	1.195	0.647	1.354
30～34	1.657	0.653	1.469	1.598	0.727	1.447

注:1)LS—普通最小二乘估计的回归组合模型;LS_STN1—斯坦规则估计的回归组合模型;LS_STN2—处理多重共线性的斯坦规则估计的回归组合模型;LSY—普通最小二乘估计的包含滞后量的回归组合模型;LSY_STN1—斯坦规则估计的包含滞后量的回归组合模型;LSY_STN2—处理多重共线性的斯坦规则估计的包含滞后量的回归组合模型.

2)本文权重和其它参数估计时考虑到组合权重至少5个,为保证一定自由度,样本数均选为15,递推更新样本.

3)斯坦规则估计量中参数a的确定采用截段评价(cross validation),以最近4个季度(1年)为预测的预评价段,之前15个数据为模型拟合段.由于多重共线性特征的不稳定性,模型拟合段与外推预测时的多重共线性特征可能有显著差别(这可从表1协方差阵特征根分布看出),这大大影响了处理多重共线性的斯坦规则对性能的改善.

4)本文列出的结果中,采用斯坦规则时的非样本信息均为不考虑滞后量的简单平均,以此为非样本信息的效果在绝大多数情况下好于其它简单模型为非样本信息的效果.即使对于I(1)过程的通胀率,以简单随机游动为非样本信息的结果也不及以简单平均为非样本信息的结果.

4.5 考虑单项预测偏差的组合模型的预测性能

表5列出了式(15)和式(16)模型第21～34期、第25～34期和第30～34期一步外推预测的RMSE.可以看出,采用斯坦规则可改善模型的预测性能.对于通胀率预测,采用斯坦规则后取得了明显超出引入滞后量的简单平均的结果,而在增长率预测中,采用斯坦规则后相对于引入滞后量

的简单平均无明显优势.

表5　考虑单项预测偏差的组合预测的阶段根均方预测误差(RMSE)

1通涨率

Period	LBY	LBY_STN	SBY	SBY_STN
21～34	1.232	1.120	0.798	0.814
25～34	0.872	0.575	0.527	0.561
30～34	0.783	0.469	0.516	0.430

2增长率

Period	LBY	LBY_STN	SBY	SBY_STN
21～34	1.408	1.163	1.120	1.254
25～34	0.921	0.835	0.819	0.751
30～34	1.229	1.104	1.118	0.876

注:LBY—考虑单项预测位置偏差的组合预测模型(OLS估计);LBY_STN—考虑单项预测位置偏差的组合预测模型(斯坦规则估计);SBY—考虑单项预测位置和尺度偏差的组合预测模型(OLS估计);SBY_STN—考虑单项预测位置和尺度偏差的组合预测模型(斯坦规则估计).

4.6　考虑单项预测关联的误差校正组合模型的预测性能

表6列出了式(19)-(21)模型第21～34期、第25～34期和第30～34期一步外推预测的RMSE.可以看出:

1)除式(21)模型对增长率预测的情况外,误差校正组合预测模型相对于非误差校正组合预测模型具有显著的性能优势,并且取得了明显超出包含滞后量简单平均的效果;

2)采用斯坦规则可使性能进一步改善,总体上不处理多重共线性的模型性能更好且更稳定,但处理多重共线性的模型有时能取得相当准确的结果,这在通胀率预测中体现得更充分;

3)对于通胀率预测,采用斯坦规则后的式(19)-(21)模型性能差别不明显,总体上式(21)模型性能最为稳定,式(19)和(20)模型有时却能取得相当准确的结果.而对于增长率预测,式(21)模型性能明显劣于式(19)和式(20)模型,式(19)模型性能最好.

4.7　不考虑单项预测关联的误差校正组合模型的预测性能

表7列出了式(22)-(26)模型第21～34期、第25～34期和第30～34期一步外推预测的RMSE.可以看出:

1)式(22)和式(23)模型性能最好,采用斯坦规则可改善预测性能.对于通胀率预测,采用斯坦规则的式(23)模型在各预测期限中均明显超出包括简单随机游动模型的所有简单模型;对于增长率预测,采用斯坦规则估计的式(22)模型也明显超出了所有简单模型;

2)式(24)和式(26)模型性能相当,式(25)模型效果最差.

表6　考虑单项预测关联的误差校正组合预测的阶段根均方预测误差(RMSE)

1通涨率

Period	COI	COI_S	COI_M	COI1	COI1_S	COI1_M	COI2	COI2_S	COI2_M
21～34	0.945	0.620	0.976	0.597	0.637	0.657	0.527	0.671	0.527
25～34	0.567	0.432	0.491	0.517	0.522	0.627	0.450	0.462	0.478
30～34	0.323	0.456	0.306	0.510	0.516	0.345	0.426	0.431	0.456

2增长率

Period	COI	COI_S	COI_M	COI1	COI1_S	COI1_M	COI2	COI2_S	COI2_M
21～34	1.462	1.012	1.229	1.347	1.262	0.895	1.398	1.314	1.515
25～34	0.530	0.536	0.770	0.906	0.780	0.821	1.229	1.083	1.292
30～34	0.439	0.374	0.295	0.857	0.859	1.065	1.625	1.452	1.719

注:COI—OLS估计的式(19)模型($p=1$);COI_S—斯坦规则估计的式(19)模型($p=1$);COI_M—处理多重共线性的斯坦规则估计的式(19)模型($p=1$);COI1_OLS估计的式(20)模型;COI1_S—斯坦规则估计的式(20)模型;COI1_M—处理多重共线性的斯坦规则估计的式(20)模型;COI2_OLS估计的式(21)模型;COI2_S—斯坦规则估计的式(21)模型;COI2_M—处理多重共线性的斯坦规则估计的式(21)模型;

表7 不考虑单项预测关联的误差校正组合预测的阶段根均方预测误差(RMSE)

1通涨率

Period	SBC	SBC_S	LBC	LBC_S	SBC1	SBC1_S	SBC2	SBC2_S	SBC3_S
21—34	0.722	0.419	0.876	0.610	0.702	0.770	0.730	0.718	0.632
25—34	0.414	0.346	0.823	0.415	0.709	0.497	0.735	0.717	0.403
30—34	0.373	0.356	0.607	0.431	0.504	0.443	0.494	0.489	0.481

2增长率

Period	SBC	SBC_S	LBC	LBC_S	SBC1	SBC1_S	SBC2	SBC2_S	SBC3_S
21—34	1.113	1.230	1.228	1.106	1.084	1.125	1.156	1.180	1.011
25—34	0.773	0.764	0.857	0.554	0.875	0.845	1.043	1.079	0.830
30—34	0.980	0.832	1.105	0.535	1.133	1.060	1.358	1.404	1.060

注:SBC—OLS 估计的式(22)模型;SBC_S—斯坦规则估计的式(22)模型;LBC—OLS 估计的式(23)模型;LBC_S—斯坦规则估计的式(23)模型;SBC1—OLS 估计的式(24)模型;SBC1_S—斯坦规则估计的式(24)模型;SBC2—OLS 估计的式(25)模型;SBC2_S—斯坦规则估计的式(25)模型;SBC3_S—斯坦规则估计的式(26)模型.

4.8 按 MAPE 评价和多步外推预测下的性能

以上应用按平均百分比绝对值预测误差(MAPE)评价结论不变,并且组合预测的误差校正模型在多步外推预测情况下的性能和相对性能均保持了一致性.

5 结束语

本文探讨了结合非样本信息、处理预测误差序列相关及利用协整特征的组合预测方法,讨论了有关的模型设定并进行了应用分析.结果表明:

(1)采用误差校正形式的组合预测模型能够取得较其它形式的组合预测模型更高的外推预测精度,说明在组合预测模型设定时充分利用对被预测变量和单项预测序列特征的认识很有助于提高预测精度;

(2)利用斯坦规则结合非样本信息可改善组合预测性能,且单项预测简单平均作为非样本信息较其它简单模型作为非样本信息效果更好,说明简单平均组合无论在组合预测还是在组合预测非样本信息设定方面都具有较强的鲁棒性;

(3)本文建议的误差校正形式对协整和平稳的序列都取得了高的预测精度,因而具有较其它误差校正形式更广的适用性.

以上结论还有待进一步大量的应用研究判明其适用程度.此外,经济预测的误差分布往往呈现非线性的胖尾特征,如何将本文的思路与针对非正态分布的估计方法相结合也有待进一步研究.

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] Clemen R T. Combining forecasts: A review and annotated bibliography[J]. International Journal of Forecasting, 1989, 5: 559-583

[4] Bunn D W. Forecasting with more than one model[J]. Journal of Forecasting, 1989, 8: 161-166

[5] Min C K, Arnold Z. Bayesian and non-Bayesian methods for combining models and forecasts with applications to forecasting international growth rate[J]. Journal of Econometrics, 1993, 56: 89-118

[6] Donaldson R G, Kamstra M. Forecast combining with neural networks[J]. Journal of Forecasting, 1996, 15(1): 46-61

[7] Fan D K, Lau K J, Leung P L. Combining ordinal forecasts with an application in a financial markets[J]. Journal of Forecasting, 1996, 15(1): 37-48

[8] West C T. System-based weights versus series-specific weights in the combination of forecasts[J]. Journal of Fore-

casting, 1996, 15(6): 369-383

[9] 唐小我. 经济预测与决策新方法及其应用研究[M]. 成都：电子科技大学出版社，1997. 9-57

[10] 王应明，傅国伟. 基于不同误差准则和范数的组合预测方法研究[J]. 控制与决策，1994, 9(1): 20-28

[11] 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

[12] 高仁祥，张世英，刘　豹. 组合预测贝叶斯方法研究[J]. 系统工程学报，1996, 11(1): 28-35

[13] 曾　勇，唐小我. 几种无偏组合预测模型的分析[J]. 数量经济技术经济研究，1996, (11): 41-45

[14] 程乾生，王守章，武连文. 基于遗传算法的多级马氏链组合预测方法[J]. 管理科学学报，1998, 1(4): 26-33

[15] 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

[16] Makridakis S, Andersen A, Carbone R, et al. The forecasting accuracy of major time series methods[M]. New York: John Wiley & Sons, 1984. 103-165, 289-295

[17] Granger C W J, Newbold P. Forecasting economic time series[M]. 2nd ed. Orlando: Academic Press, 1986. 265-294, 224-226

[18] Kang H. Unstable weights in the combination of forecasts[J]. Management Science, 1986, 32(6): 683-695

[19] Holden K, Peel D A. Unbiasedness, efficiency and the combination of economic forecasts[J]. Journal of Forecasting, 1989, 8: 175-188

[20] 曾　勇，李玉东，唐小我. 简单平均组合预测有效性的应用分析[J]. 电子科技大学报，1999, 28(1): 84-88

[21] Engle R F, Granger C W J, Kraft D F. Combining competing forecasts of inflation using bivariate ARCH model [J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 1984, 8: 151-165

[22] Sessions D N, Chatterjee S. The combining of forecasts using recursive techniques with non-stationary weights[J]. Journal of Forecasting, 1989, 8(3): 239-251

[23] Winkler R L. Combining forecasts: A philosophical basis and some current issues[J]. International Journal of Forecasting, 1989, 5: 605-609

[24] Diebold F X, Pauly P. The use of prior information in forecasting combination[J]. Internatinal Journal of Forecasting, 1990, 6: 503-508

[25] Diebold F X. Serial correlation and the combination of forecasts[J]. Journal of Business and Economic Statistics, 1988, 6: 105-111

[26] Coulson N E, Robins R P. Forecast combination in a dynamic setting[J]. Journal of Forecasting, 1993, 12(1): 63-67

[27] [美]克里夫·格兰杰著. 商业与经济预测[M]. 何军等译. 上海：上海远东出版社，1992. 127-139

[28] Engle R F, Granger C W J. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing[J]. Econometrica, 1987, 55(2): 251-276

[29] Hallman J, Kamstra M. Combining algorithms based on robust estimation techniques and co-integrating restrictions [J]. Journal of Forecasting, 1989, 8(3): 189-198

[30] Judge G G, Bock M E. The statistical implications of pretest and Stein-rule estimators in econometrics[M]. Amsterdam: North-Holland, 1978, 166-330

[31] Judge G G, Griffiths W E, Hill R C, et al. The theory and practice of econometrics[M]. New York: John Wiley & Sons, 1985, 896-930

[32] Clemen R T. Linear constraints and the efficiency of combined forecasts[J]. Journal of Forecasting, 1986, 5(1): 31-38

[33] Granger C W J. Combining forecasts-twenty years later[J]. Journal of Forecasting, 1989, 8(3): 167-173

(下转第54页)

Optimal consumption and investment strategy based on worst-case

LIU Hai-long, *WU Chong-feng*

Aetna School of Management, Shanghai Jiaotong University, Shanghai 200052, China

Abstract: Under the hypothesis that security returns have bounded uncertainty, considering transaction costs, based on the theory of differential game, a optimal consumption and investment decision problem in financial market is studied. First, the differential game model for optimal consumption and investment decision problem was established. Secondly, the differential game proved to have a unique value function, and a partial differential equation is obtained for the value function. Third, The worst-case optimal consumption and investment strategies are given. Finally, the solution of IB partial differential equation in financial investment is made to explore the properties of the solution roughly.

Key words: optimal consumption and investment; differential game; bounded uncertainty; Isaacs-Bellman equation

(上接第47页)

Combination forecasting based on Stein-rule estimation and error correction

ZENG Yong[1], *TANG Xiao-wo*[1], *ZHENG Wei-min*[2]

1. Management College, University of Electronic Science and Technology of China, Chengdu 610054, China;
2. School of Economics and Management, Tsinghua University, Beijing 100084, China

Abstract: Combination forecasting pioneered by Granger is an efficient way to diversify forecasting risk and thus to deal with model uncertainty. However, the empirical evidences have shown that the simple combining forecasts usually outperform the complex models due to the uncertainty and instability of the relationship between single forecasts. In this paper, the combination forecasting methods and model specification based on Stein-rule shrinkage estimation and error correction mechanism are studied. The empirical results show that the performance of combining forecasts can be improved by adopting Stein-rule estimators to combine non-sample information and sample information. Furthermore, the error correction models of combining forecasts are more accurate than other model forms. The error correction models proposed in this paper are more efficiency than previous models in utilizing the co-integration relationship between non-stationary series and their forecasts, and therefore even better and more applicable.

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