

Statistical Estimation of Optimal Portfolios depending on Higher Order Cumulants

白石 博 (早稲田大学 基幹理工学部)
谷口 正信 (早稲田大学 基幹理工学部)

時間 t における p 個の資産のランダムなリターンを $X(t) = (X_1(t), \dots, X_p(t))'$ とし、定常性を仮定して、その 1 次および 2 次キュムラントをそれぞれ

$$\begin{aligned} c^{a_1} &= \{cum(X_{a_1}(t))\}_{a_1=1, \dots, p} \\ c^{a_2 a_3} &= \{cum(X_{a_2}(t), X_{a_3}(t))\}_{a_2, a_3=1, \dots, p, a_2 \leq a_3} \end{aligned}$$

とする。また、portfolio weight を α_0 および $\alpha = (\alpha_1, \dots, \alpha_p)'$ で表す。このとき、今までの報告者達の論文では、代表的な utility 関数に対する optimal portfolio weight は、統一的に

$$g(c^{a_1}, c^{a_2 a_3})$$

で表されるとしてきた。ここに、 $g: \mathbf{R}^{p+q} \rightarrow \mathbf{R}^p$ ($q = p(p+1)/2$) なる関数。しかし、経験データを見ると非正規であり、portfolio は 2 次までのモーメントだけではなく、3 次以上のモーメントの影響も受けることが知られている。したがって、本報告では 3 次キュムラントを

$$c^{a_4 a_5 a_6} = \{cum(X_{a_4}(t), X_{a_5}(t), X_{a_6}(t))\}_{a_4, a_5, a_6=1, \dots, p, a_4 \leq a_5 \leq a_6}$$

とおき、optimal portfolio weight が

$$g(c^{a_1}, c^{a_2 a_3}, c^{a_4 a_5 a_6})$$

で表されると仮定する。ここに、 $g: \mathbf{R}^{p+q+r} \rightarrow \mathbf{R}^p$ ($r = p(p+1)(p+2)/6$) なる関数。この設定の下で、 $g(c^{a_1}, c^{a_2 a_3}, c^{a_4 a_5 a_6})$ の推定量を提案し、その漸近的性質を報告した。

以下、 $\{X(t) = (X_1(t), \dots, X_p(t))'; t \in \mathbf{Z}\}$ は p -vector non-Gaussian linear process で、次の表現を持つとする。

$$X(t) = \sum_{j=0}^{\infty} G(j)\epsilon(t-j) + \mu, \quad t \in \mathbf{Z}$$

ここで、 $\{G(j)\}$ は l^1 -summable とし、 $\{\epsilon(t)\}$ は無相関過程で全てのオーダーのキュムラントを持つとする。

今、 $X(1), \dots, X(n)$ が観察されているとして、 $\theta = (c^{a_1}, c^{a_2 a_3}, c^{a_4 a_5 a_6})'$ の推定量として次のものを用いる。

$$\begin{aligned}\hat{c}^{a_1} &= \left\{ \frac{1}{n} \sum_{s=1}^n X_{a_1}(s) \right\}_{a_1=1, \dots, p} \\ \hat{c}^{a_2 a_3} &= \left\{ \frac{1}{n} \sum_{s=1}^n (X_{a_2}(s) - \hat{c}_{a_2})(X_{a_3}(s) - \hat{c}_{a_3}) \right\}_{a_2, a_3=1, \dots, p, a_2 \leq a_3} \\ \hat{c}^{a_4 a_5 a_6} &= \left\{ \frac{1}{n} \sum_{s=1}^n (X_{a_4}(s) - \hat{c}_{a_4})(X_{a_5}(s) - \hat{c}_{a_5})(X_{a_6}(s) - \hat{c}_{a_6}) \right\}_{a_4, a_5, a_6=1, \dots, p, a_4 \leq a_5 \leq a_6} \\ \hat{\theta} &= (\hat{c}^{a_1}, \hat{c}^{a_2 a_3}, \hat{c}^{a_4 a_5 a_6})'\end{aligned}$$

この $\hat{\theta}$ に対して $g(\theta)$ の推定量を $g(\hat{\theta})$ とする。関数 $g(\cdot)$ に対する滑らかさの仮定と $\{X(t)\}$ に対する自然な正則条件の下で、optimal portfolio 推定量 $g(\hat{\theta})$ に対する漸近分布を導くことができる。

Theorem 1.

$$\sqrt{n}(g(\hat{\theta}) - g(\theta)) \xrightarrow{\mathcal{D}} N \left(\mathbf{0}, \left(\frac{\partial g}{\partial \theta'} \right) \Omega_{NG} \left(\frac{\partial g}{\partial \theta} \right) \right)$$

ここで、 Ω_{NG} は、 $(p + q + r) \times (p + q + r)$ -行列であり、6 次までのキウムラントスペクトルで表現できる。

次に、 $\{X(t)\}$ が p-dimensional non-Gaussian stationary process であるが、Gaussian process に近接しているとする。特に 3 次キウムラントが

$$\hat{c}^{a_4 a_5 a_6} = \frac{1}{\sqrt{n}} h^{a_4 a_5 a_6}$$

の型の近接性を持っているとき、従来の 3 次キウムラントを考慮しない推定量 $\check{g} = g(\hat{c}^{a_1}, \hat{c}^{a_2 a_3})$ と、ここでの推定量 $\hat{g} = g(\hat{c}^{a_1}, \hat{c}^{a_2 a_3}, \hat{c}^{a_4 a_5 a_6})$ の漸近平均二乗誤差を評価した。また、それらの差異の数値比較を行った結果、3 次キウムラントの大きさにより、有効な推定量が異なることが解った。最後に、実際の株価データを使って今回提案する推定量が有効であることを報告した。