

熊本大学工学部土木工学科教室

正員 三池亮次

同 上

正員 小林一郎

日本道路公団

神谷鬼三

1. 要旨 さきにアーチダムのクラウンにおけるたわみと、たわみに影響を及ぼす水圧や堤体温度等の要因との間の重回帰モデルの構造変化が、異常であるかどうかを、重回帰における区間推定の手法を用いて検出する手法を提案した。この方法では、安全性の判断が即時可能である半面、安全性を示す指標(たわみ)より、要因 X (水圧、堤体温度等)の効果を差し引いた残差が、必ずしも正規分布に従うとはいえない、理論的展開が厳密ではない。本論文において適用する“重回帰における差の検定”の理論は、即時性において区間推定の手法に劣るが、観測の粗粒が十分に多いとき、回帰推定値が中心極限定理に従って正規分布に漸近する性質を応用し、理論的により精緻な手法を提供するものである。

2. 重回帰における区間推定の手法の適用 アーチダムのたわみとは、アーチダムのクラウンにおける堤体平均温度 t_i 、温度こう配 α_i (断面番号 $i=1, 2, \dots$)、水深 $(h - h_0)$ の関数であって、線形回帰モデル

$$\hat{y} = \beta_0 + \sum_i \beta_{ti} t_i + \sum_i \beta_{\alpha i} \alpha_i + \sum_i \beta_{hi} (h - h_0) + e \quad (1)$$

ここに、 β は係数、 e は偏差である。ダムの変形が非可逆的で経時変化が存在するとき、上式に $\log(1+\theta) / (1+\theta_{0i})$ ($= \eta$ はある時点よりの日数、 θ_{0i} はある基準となる日数で $1+\theta < 1+\theta_{0i}$ のとき $\log(1+\theta) / (1+\theta_{0i}) = 0$ とする) を加えねばならない。顕著な経時変化は通常たん水初期に現われ、その後安定の時期が続くが、やがて劣化現象や、地震による損傷等が進行するであろう。

ある期間を品質管理でいう予備データの区画として、その後のアーチダムの変動が予備データ期間と比べて異常であるかどうかを、区間推定の手法を用いて検出することにつけては先に発表したおりである。すなわち、ある観測変量 y と、 P 回の要素より成る説明変数マトリックス X の間に線形回帰モデル

$$y = X\beta + e \quad (2)$$

が成立するものとする。ここに β は回帰係数、 e は偏差ベクトルである。通常の重回帰分析において、偏差 e の母平均が $E[e] = 0$ 、母分散 $V[e] = \sigma^2$ 、 $\alpha = 1, 2, \dots, n$ (これを分散共分散マトリックス $Cov[e] = \sigma^2 I$ と表す)、偏差 e の要素 e_i は互に独立に正規分布に従うと仮定する。

予備データの期間において式(2)を設定し、回帰係数の推定値 $\hat{\beta} = X^T y$ 、残差平方和 $S_E = y^T y - \hat{\beta}^T X^T y$ が得られたものとする。次に安全性を検定しようとする区画に対しての説明変数を $X_0 = [x_0^{(1)} \ x_0^{(2)} \ \dots \ x_0^{(n)}]$ 、観測変量を y_0 とし、回帰係数は式(2)と同じで

$$y_0 = X_0 \beta + e_0. \quad (3)$$

とする。予備期間の偏差 e と安全性を検定しようとする管理期間の偏差 e_0 とは、独立であるという仮定の下で、残差 $w_0 = y_0 - X_0 \hat{\beta}$ の分散共分散マトリックス $Cov[w_0] = (I + X_0 S_E^{-1} X_0^T) \sigma^2$ である。 e および e_0 が正規分布に従い、 $e \sim N(0, \sigma^2 I)$ であるとき、管理期間のある時点における信頼度 γ の信頼区間は

$$-t(n-p; 0.05) \leq \frac{w_{00}}{\sqrt{(1+D_0^{xx}) \frac{S_E}{n-p}}} \leq t(n-p; 0.05) \quad (4)$$

ここに $D_{\text{obs}}^{\text{obs}} = \mathbf{x}_{\text{obs}}^T \mathbf{S}^{-1} \mathbf{x}_{\text{obs}}$ で $t(n-p; 0.05)$ は、両側 5% の t 値であり、これは、標準化された標準差 $S_{\text{obs}} / \sqrt{(1 + D_{\text{obs}}^{\text{obs}}) S_{\text{obs}}^2 / (n-p)}$ の管理限界を与えることになる。すなわち式(4)は重回帰における区間推定による安全管理の基礎式で、その適用例につけても既に発表されている。式(4)は偏差 ϵ 、 β が正規分布に従わるとき、厳密には成立しない。

4. 重回帰における差の検定理論の適用 管理区間の回帰係数が、予測期間の回帰係数 β とは異なっており、 β_0 が β' であるという仮設を設ける。その線形回帰モデルは

$$y_0 = \mathbf{x}_0 \beta_0 + \epsilon_0. \quad (5)$$

であります。

$$\hat{\beta}_0 = \mathbf{S}_0^{-1} \mathbf{x}_0^T y_0 = \beta_0 + \mathbf{S}_0^{-1} \mathbf{x}_0^T \epsilon_0, \quad \mathbf{S}_0 = \mathbf{x}_0 \mathbf{x}_0^T. \quad (6)$$

この $\hat{\beta}_0$ を用いた回帰関数 $\mu_0 = \mathbf{x}_0 \beta_0$ の推定値 $\hat{\mu}_0 = \mathbf{x}_0 \hat{\beta}_0$ であります。

式(5)の ϵ_0 が、必ずしも正規分布に従わなくとも、観測の組数 $n \rightarrow \infty$ のときに、回帰係数の推定値 $\hat{\beta}_0$ は、重回帰における中心極限定理によって、正規分布に漸近する。すなわち $n \rightarrow \infty$ のときに $\hat{\beta}_0 - \beta_0 \sim n(\mathbf{0}, \mathbf{S}_0^{-1})$ であることが証明される。偏差 ϵ_0 についても同様である。

もし、 β_0 は、実はや偏データの回帰係数 β と差がないと仮定すると、管理区间における回帰関数の推定値は $\hat{\mu}'_0 = \mathbf{x}_0 \hat{\beta}'$ であります。 $\hat{\beta}_0$ と $\hat{\beta}'$ の差が顕著のとき、 $\hat{\mu}_0$ と $\hat{\mu}'_0$ の差が顯著となるであろう。

さて

$$E[\hat{\mu}_0] = \mathbf{x}_0 E[\hat{\beta}_0] = \mu_0$$

$$\text{Cov}[\hat{\mu}_0] = E[(\hat{\mu}_0 - \mu_0)(\hat{\mu}_0 - \mu_0)^T] = \mathbf{x}_0 \mathbf{S}_0^{-1} \mathbf{x}_0^T \sigma_0^2, \quad \because \text{Cov}[\hat{\beta}_0] = \mathbf{S}_0^{-1} \mathbf{x}_0^T \text{Cov}[\epsilon_0] \mathbf{x}_0 \mathbf{S}_0^{-1} = \mathbf{S}_0^{-1} \sigma_0^2 \quad (7)$$

偏差 ϵ_0 が正規分布に従わなくとも、中心極限定理によつて $\hat{\beta}_0$ したかつて正規分布の再生性によつて $\hat{\mu}_0 = \mathbf{x}_0 \hat{\beta}_0$ は正規分布に従う。これより

$$\hat{\mu}'_0 \sim n(\mu'_0, \mathbf{x}_0 \mathbf{S}_0^{-1} \mathbf{x}_0^T \sigma_0^2), \quad \mathbf{x}_0 \mathbf{S}_0^{-1} \mathbf{x}_0^T \text{の対角要素を } D^{\text{obs}} \text{ とする。} \quad (8)$$

同様に

$$\hat{\mu}'_0 \sim n(\mu'_0, \mathbf{x}_0 \mathbf{S}^{-1} \mathbf{x}_0^T \sigma^2), \quad \mathbf{x}_0 \mathbf{S}^{-1} \mathbf{x}_0^T \text{の対角要素を } D^{\text{pred}} \text{ とする。} \quad (9)$$

したがつて、正規分布の再生性によつて

$$N = \frac{(\hat{\mu}'_0 - \hat{\mu}_0) - (\mu'_0 - \mu_0)}{\sqrt{(D_0^{\text{obs}} \sigma_0^2 + D_0^{\text{pred}} \sigma^2)}} \sim n(0, 1^2) \quad (10)$$

また、 $S_{\epsilon}/\sigma^2 \sim \chi^2(n-p)$ 、 $S_{\text{obs}}/\sigma_0^2 \sim \chi^2(n_0-p)$ である。したがつて $S_{\epsilon}/\sigma^2 + S_{\text{obs}}/\sigma_0^2 \sim \chi^2(n+n_0-2p)$ である。偏データの期間と管理期間における回帰係数 $\hat{\beta}_0$ と $\hat{\beta}'$ の間に差がある $\beta_0 = \beta'$ の帰無仮説と較べると、 $\mu'_0 = \mu_0$ 、 $\mu'_0 = \mu_0$ また $\sigma_0^2 = \sigma^2$ であります。

$$T = \frac{\hat{\mu}'_0 - \hat{\mu}_0}{\sqrt{(D_0^{\text{obs}} + D_0^{\text{pred}}) V}} \sim t(n+n_0-2p), \quad V = \frac{S_{\epsilon}^2 + S_{\text{obs}}^2}{n+n_0-2p} \quad (11)$$

したがつて、信頼係数が 95% の T の信頼区間は

$$|T| \leq t(n+n_0-2p; 0.05) \quad (12)$$

上式の右辺は、左辺の T の管理限界を与えることになる。

5. 適用例 A アーティムや H アーティムのためみによる安全管理に適用した。3. もよび 4. もよみ方法を併用することを好まない。また、アーティムにも構造や環境指標による環境保全の問題にも適用することをできる。参考文献(1)、(2)地図：“重回帰モデルによる水の安全管理”工学会第 26 回年次学術講演会・昭和 56 年 10 月