

横浜国立大学工学部 正会員 梶 龍哉
 川崎重工業 正会員 江田 徹
 横浜国立大学工学部 正会員 池田 尚治

1. まえがき

コンクリートの乾燥収縮現象は、環境状態の変動や材料特性のばらつきなど外的および内的要因の影響を受けるため、不確定性を持つ。従来のコンクリートの乾燥収縮ひずみの予測式には、このような種々の要因によって引き起こされる統計的ばらつきを考慮したものはなく、その適合度の上からも満足すべきものは少ない。本研究は以上のような観点から、コンクリートの乾燥収縮ひずみの統計的ばらつきを考慮するために確率論的手法による予測モデルを考え、既存の代表的な決定論的予測式であるACI, BP, CEB-FIPの各予測式への適用を試みたものである。これらの確率論的予測モデルの妥当性を確認するために、文献に報告されている測定データについて解析し、予測値と測定値との比較および考察を行なった。

2. 確率論的予測モデルの定式化

与えられたコンクリートに対して短期間に測定された乾燥収縮ひずみの値の確率分布Lと事前確率密度分布 $f'(u)$ を確率論におけるベイズの定理に従って組み合わせる事により、事後確率密度分布 $f''(u)$ を得ることができる。ここでは、事前および事後の確率分布は正規分布と仮定し、事前情報は多数の文献に存在する乾燥収縮ひずみに関する測定データの統計的解析により決定される変動係数として与えられる。以下において示されるベイズ論的予測法は、この事後確率密度分布 $f''(u)$ から長期にわたるコンクリートの乾燥収縮ひずみの中央値とその信頼限界値を求めるものである(1)。

乾燥収縮ひずみに関する確率論的予測モデルの定式化のために、従来の決定論的予測式を線形の形に表わすと、任意の換算時間 x における事後の中央値 $\bar{S}(x)$ は次式で与えられる。

$$\bar{S}(x) = \int_{-\infty}^{\infty} S(x) f''(u) du \quad ; \quad S(x) = \sum_{i=1}^n u_i x_i \quad (1)$$

ここに、確率変数 $S(x)$ は線形化された乾燥収縮ひずみの予測式、また、確率変数 u は任意の材料パラメータである。次に、任意の換算時間 x における $S(x)$ が任意に与えられた乾燥収縮ひずみの値 \hat{S} よりも小さくなる確率は次式で与えられ、これにより信頼限界値を求めることができる。ここに、 Φ は累積正規分布関数であり、また、 σ は標準偏差を表わす。

$$P[S(x) < \hat{S}] = \int_{-\infty}^{\infty} P[S(x) < \hat{S} | u] f''(u) du = \int_{-\infty}^{\infty} \Phi[y(u)] f''(u) du \quad ;$$

$$\Phi(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^y e^{-z^2/2} dz \quad ; \quad y(u) = (\hat{S} - \sum_{i=1}^n u_i x_i) / \sigma \quad (2)$$

3. ACI, BP, CEB-FIPの各モデルの線形化

上記の確率論的予測モデルにACI, BP, CEB-FIPの各予測式を組み込むために各予測式を次のように2変数を含む形に変形する。各予測式の詳細については、各々の文献を参照されたい(2,3,4)。

ACI 予測式は、式(3)で与えられ、その変形を式(4)に示す。

$$E_{sh}(\hat{t}) = \frac{\hat{t}}{t_c + \hat{t}} E_s \quad ; \quad \hat{t} = t - t_0 \quad (3)$$

$$S(x) = \log E_{sh}(\hat{t}) \quad ; \quad x_1 = 1 + \frac{t_c}{\hat{t}} \quad ; \quad x_2 = 1 \quad ; \quad u_1 = -1 \quad ; \quad u_2 = \log E_s \quad (4)$$

BP 予測式は、式(5)で与えられ、その変形を式(6)に示す。

$$E_{sh}(\hat{t}, t_0) = E_{sh0} \cdot K_h \sqrt{\frac{\hat{t}}{t_h + \hat{t}}} \quad ; \quad \hat{t} = t - t_0 \quad (5)$$

$$S(x) = \log E_{sh}(\hat{t}, t_0) \quad ; \quad x_1 = 1 + \frac{t_h}{\hat{t}} \quad ; \quad x_2 = 1 \quad ; \quad u_1 = -\frac{1}{2} \quad ; \quad u_2 = \log(E_{sh0} \cdot K_h) \quad (6)$$

CEB-FIP 予測式は、式(7)で与えられ、その変形を式(8)に示す。

$$E_{sh}(t) = E_{s0} [\beta_s(t) - \beta_s(t_0)] \quad (7)$$

$$S(x) = E_{sh}(t) \quad ; \quad x_1 = \beta_s(t) \quad ; \quad x_2 = 1 \quad ; \quad u_1 = E_{s0} \quad ; \quad u_2 = -\beta_s(t_0) \quad (8)$$

4. 数値計算例と考察

以上のように求められたACI, BP, CEB-FIPの各予測式に基づく確率論的予測モデルについて、既往の測定データをもとに、それらの予測精度を比較検討する。ここでは、文献(5)の測定データについての結果を図-1(a) - (c)に示す。予測に用いた変動係数は、 $\omega_{ACI} = 0.035$ 、 $\omega_{BP} = 0.016$ 、 $\omega_{CEB} = 0.717$ である。各測定データについて、最初の何点かの測定値を既知の測定データとして用いて予測値を計算し、残りの測定値との比較を行なった。ACI, BPの各予測モデルの事後の中央値は、既知の測定データ数が増加するにつれ、予測の精度が良くなることがわかる。また、CEB-FIP予測モデルは、精度の良い予測ではないが、事前の中央値よりは測定値に近い予測になっていることがわかる。以上より、ベイズの定理に基づく確率論的予測法を用いると、短期間の測定データと事前の統計的データを組み合わせることにより、一般的に精度の良い予測が得られることが確認された。

5. あとがき

本研究で示した確率論的予測モデルは、コンクリートの乾燥収縮に伴う統計的ばらつきの影響を考慮するために有効な予測法であることが示された。今後、さらにより多くの要因を考慮する場合、多変数モデルによる予測法が有効になるとと思われる。

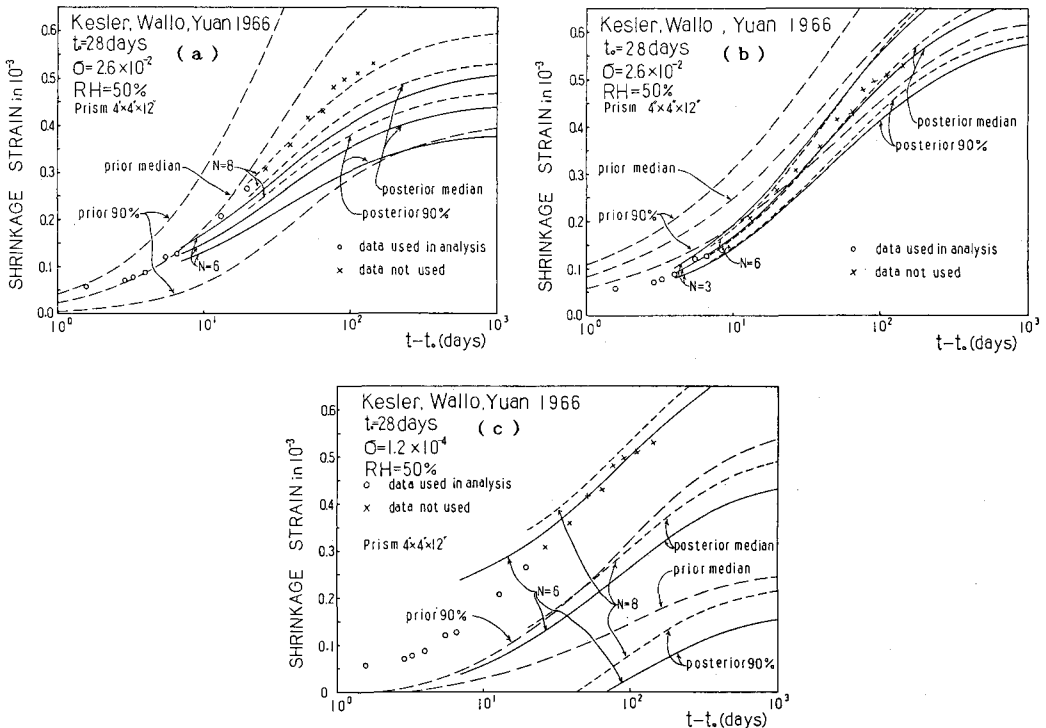


図-1 予測値と測定値の比較

【参考文献】

- (1) Bazant, Z.P., and Chern, J.-C., "Bayesian Statistical Prediction of Concrete Creep and Shrinkage," ACI Journal, Vol.81, No.4, 1984.
- (2) ACI Committee 209/II, "Prediction of Creep, Shrinkage and Temperature Effect in Concrete Structure," Designing for Effects of Creep, Shrinkage and Temperature, American Concrete Institute, 1971.
- (3) Bazant, Z.P., and Panula, L., "Practical Prediction of Time-Dependent Deformation of Concrete," Materials and Structures, Vol.11, No.65, 1978.
- (4) CEB-FIP, "Model Code for Concrete Structures," CEB Bulletin, No.124/125-E, Paris, 1978.
- (5) Kesler, C.E., Wallo, E.M., Yuan, R.L., "Free Shrinkage of Concrete and Mortar," T. and A.M. Report No.664, Univ. of Illinois, July, 1966.