

X1-171 (2023/04/19)

## تخمینِ وردایی و نایقینیِ آن

mamwad@mailaps.org

محمد خرمی

با چند بار سنجشِ یک کمیت، میشود تخمینِ آن برای مقدارِ آن کمیت و نایقینیِ آن به دست آورد. اینجا تخمینِ آن برای ورداییِ آن کمیت و نایقینیِ آن وردایی به دست میآید.

### 0 درآمد

این ادامه ی [1] است. قرار است با سنجش، اطلاعاتی در باره ی کمیتِ  $X$  به دست آید. در [1] تخمینِ آن برای مقدارِ کمیت و نایقینیِ آن ارائه شد. اینجا هدف تخمینِ ورداییِ کمیت است. هم ان قراردادهای [1] را به کار میبرم.  $n$  بار سنجش انجام میشود. مقدارها ی  $x^1$  تا  $x^n$  به دست میآید. میانگینِ  $x$  با وزنِ  $\alpha$  را با  $\mu(\alpha; x)$  نشان میدهم:

$$\mu(\alpha; x) = \frac{\alpha x}{\alpha s}. \quad (1)$$

که

$$s^i = 1. \quad (2)$$

$$\gamma v = \gamma_i v^i, \quad (3)$$

و  $\alpha_i$  ها نامنفی یند و همه یشان صفر نیستند. مقدار چشمداشتی یِ کمیت  $\mathfrak{X}$  را با  $E(\mathfrak{X})$ ، و همبستگی یِ  $\mathfrak{X}$  و  $\mathfrak{Y}$  را با  $C(\mathfrak{X}, \mathfrak{Y})$  نشان میدهم:

$$C(\mathfrak{X}, \mathfrak{Y}) = E\{[\mathfrak{X} - E(\mathfrak{X})][\mathfrak{Y} - E(\mathfrak{Y})]\}. \quad (4)$$

تخمین برا یِ  $\mathfrak{X}$  را با  $es(\mathfrak{X})$  نشان میدهم. برا یِ  $x$  خُد میگیرم

$$es(x) = \mu(s C^{-1}; x). \quad (5)$$

که،

$$C^{ij} = C(X^i, X^j). \quad (6)$$

و  $X^i$  متغیر تصادفی یِ متناظر با سنجش  $i$  م<sup>م</sup> کمیت  $X$  است:

$$E(X) = x. \quad (7)$$

$$E(X^i) = x s^i. \quad (8)$$

نایقینی برا یِ  $\mathfrak{X}$  را با  $un(\mathfrak{X})$  نشان میدهم. برا یِ  $x$  خُد میگیرم

$$un(x) = \sqrt{E\{[\mu(s C^{-1}; \mathbf{X}) - x]^2\}}. \quad (9)$$

انحراف  $X^i$  از  $x$  را هم با  $\tilde{X}^i$  نشان میدهم:

$$\tilde{X}^i = X^i - x. \quad (10)$$

بسته،

$$\tilde{\mathbf{X}} = \mathbf{X} - \mathbf{x} \mathbf{s}. \quad (11)$$

پس،

$$E(\tilde{X}^i) = 0. \quad (12)$$

$$E(\tilde{X}^i \tilde{X}^j) = C^{ij}. \quad (13)$$

همچنین،

$$[\text{un}(x)]^2 = E\{[\mu(\mathbf{s} C^{-1}; \tilde{\mathbf{X}})]^2\}. \quad (14)$$

که نتیجه میدهد

$$[\text{un}(x)]^2 = \frac{1}{\mathbf{s} C^{-1} \mathbf{s}}. \quad (15)$$

## 1 وردایی و نایقینی ی آن

وردایی ی  $\mathbf{x}$  با وزن  $M$  را با  $\text{var}(M; \mathbf{x})$  نشان میدهم:

$$\text{var}(M; \mathbf{x}) = \frac{\{\mathbf{x} - [\mu(\mathbf{s} M; \mathbf{x})] \mathbf{s}\} M \{\mathbf{x} - [\mu(\mathbf{s} M; \mathbf{x})] \mathbf{s}\}}{\mathbf{s} M \mathbf{s}}. \quad (16)$$

که  $M$  یک ماتریس متقارن مثبت معین است. از جمله،

$$\text{var}(C^{-1}; \mathbf{x}) = \frac{\mathbf{x} C^{-1} \mathbf{x}}{\mathbf{s} C^{-1} \mathbf{s}} - \left( \frac{\mathbf{s} C^{-1} \mathbf{x}}{\mathbf{s} C^{-1} \mathbf{s}} \right)^2. \quad (17)$$

یا،

$$\text{var}(C^{-1}; \mathbf{x}) = \frac{\tilde{\mathbf{x}} C^{-1} \tilde{\mathbf{x}}}{\mathbf{s} C^{-1} \mathbf{s}} - \left( \frac{\mathbf{s} C^{-1} \tilde{\mathbf{x}}}{\mathbf{s} C^{-1} \mathbf{s}} \right)^2. \quad (18)$$

تخمینِ وردایی و نایقینی یِ آن

که،

$$\tilde{\boldsymbol{x}} = \boldsymbol{x} - \boldsymbol{x} \boldsymbol{s}. \quad (19)$$

وردایی یِ  $\boldsymbol{X}$  با وزن  $C^{-1}$  را با  $V$  نشان میدهم:

$$V = \text{var}(C^{-1}, \boldsymbol{X}). \quad (20)$$

یعنی،

$$V = \frac{\tilde{\boldsymbol{X}} C^{-1} \tilde{\boldsymbol{X}}}{\boldsymbol{s} C^{-1} \boldsymbol{s}} - \left( \frac{\boldsymbol{s} C^{-1} \tilde{\boldsymbol{X}}}{\boldsymbol{s} C^{-1} \boldsymbol{s}} \right)^2. \quad (21)$$

مقدارِ چشمداشتی یِ  $V$  را با  $v$  نشان میدهم:

$$v = E(V). \quad (22)$$

دیده میشود

$$v = \frac{n-1}{\boldsymbol{s} C^{-1} \boldsymbol{s}}. \quad (23)$$

دیده میشود

$$v = (n-1) [\text{un}(x)]^2. \quad (24)$$

به این ترتیب یک تخمین برا یِ  $\text{un}(x)$  به دست میآید:

$$\text{es}\{[\text{un}(x)]^2\} = \frac{\text{var}(C^{-1}; \boldsymbol{x})}{n-1}. \quad (25)$$

یا،

$$\text{es}(v) = \text{var}(C^{-1}; \boldsymbol{x}). \quad (26)$$

نایقینی  $v$  را چنین میگیریم.

$$\text{un}(v) = \sqrt{C(V, V)}. \quad (27)$$

البته،

$$C(V, V) = E(V^2) - v^2. \quad (28)$$

که نتیجه میدهد

$$C(V, V) = E \left\{ \left[ \frac{\tilde{X} C^{-1} \tilde{X}}{\mathbf{s} C^{-1} \mathbf{s}} - \left( \frac{\mathbf{s} C^{-1} \tilde{X}}{\mathbf{s} C^{-1} \mathbf{s}} \right)^2 \right]^2 \right\} - \left( \frac{n-1}{\mathbf{s} C^{-1} \mathbf{s}} \right)^2. \quad (29)$$

به این ترتیب،

$$C(V, V) = A_{ijkl} Q^{ijkl} - \left( \frac{n-1}{\mathbf{s} C^{-1} \mathbf{s}} \right)^2. \quad (30)$$

که،

$$A_{ijkl} = \frac{(C^{-1})_{ij} (C^{-1})_{kl}}{(\mathbf{s} C^{-1} \mathbf{s})^2} - 2 \frac{(C^{-1})_{ij} (\mathbf{s} C^{-1})_k (\mathbf{s} C^{-1})_l}{(\mathbf{s} C^{-1} \mathbf{s})^3} + \frac{(\mathbf{s} C^{-1})_i (\mathbf{s} C^{-1})_j (\mathbf{s} C^{-1})_k (\mathbf{s} C^{-1})_l}{(\mathbf{s} C^{-1} \mathbf{s})^4}. \quad (31)$$

$$Q^{ijkl} = E(\tilde{X}^i \tilde{X}^j \tilde{X}^k \tilde{X}^l). \quad (32)$$

اگر چگالی-ی-احتمال  $X$  گاوسی باشد،  $Q$  (تابع چهار-نقطی) را میشود بر حسب  $C$  (تابع د-نقطی) نوشت. این را با  $Q_2$  نشان میدهم:

$$(Q_2)^{ijkl} = C^{ij} C^{kl} + C^{ik} C^{jl} + C^{il} C^{jk}. \quad (33)$$

انحراف  $Q$  از  $Q_2$  را با  $W_4$  نشان میدهم:

$$Q = Q_2 + W_4. \quad (34)$$

دیده میشود

$$A_{ijkl}(Q_2)^{ijkl} = \frac{n^2 - 1}{(s C^{-1} s)^2}. \quad (35)$$

پس،

$$C(V, V) = C_2(V, V) + A_{ijkl}(W_4)^{ijkl}. \quad (36)$$

که،

$$C_2(V, V) = \frac{2(n-1)}{(s C^{-1} s)^2}. \quad (37)$$

$C_2$  چیزی است که با چگالی-ی-احتمالِ گاوسی به دست میآید.

(26) و (27)، به ترتیب، تخمین  $v$  و نایقینی  $v$  را میدهند. (36) و (37) هم طرف-راستِ (27) را میدهند. در این روابط  $(s C^{-1} s)$  ظاهر میشود، که (23) آن را به  $v$  مربوط میکند. (26) هم تخمین  $v$  برای  $v$  میدهد:

$$C_2(V, V) = \frac{2v^2}{(n-1)}. \quad (38)$$

پس،

$$es[C_2(V, V)] = \frac{2[\text{var}(C^{-1}; \mathbf{x})]^2}{n-1}. \quad (39)$$

برای محاسبه  $v$  تخمین  $v$  از نایقینی  $v$ ، باید  $W_4$  هم معلوم باشد. ولی اگر چگالی-ی-احتمالِ گاوسی باشد  $W_4$  صفر است و، با استفاده از (27) و (39)، چنین-تخمین  $v$  برای نایقینی  $v$  به دست میآید.

$$W_4 = 0 \Rightarrow$$

$$es\{[un(v)]^2\} = \frac{2[\text{var}(C^{-1}; \mathbf{x})]^2}{n-1}. \quad (40)$$

## 2 پانوشتها