

דף נוסחאות מבוא לאקונומטריקה

מאת ניר דגן 15 <<http://he.nirdagan.com/bio>> בינואר 2009

חשבונות עם סכומים וממוצע של סדרת מספרים

$$\sum_{i=1}^n aX_i = a \sum_{i=1}^n X_i, \quad \sum_{i=1}^n a = na, \quad \sum_{i=1}^n (X_i + Y_i) = \sum_{i=1}^n X_i + \sum_{i=1}^n Y_i, \quad \bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i, \quad \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}) = 0$$

$$\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y}) = \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})Y_i = \sum_{i=1}^n X_i Y_i - n\bar{X}\bar{Y}$$

$$\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 = \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})X_i = \sum_{i=1}^n X_i^2 - n\bar{X}^2$$

מושגי יסוד בהסתברות

יהיו a, b קבועים ו- X, Y משתנים מקריים.

$$E(a) = a, \quad E(aX) = aE(X), \quad E(X + Y) = E(X) + E(Y)$$

$$Var(X) = E(X - E(X))^2, \quad Cov(X, Y) = E(X - E(X))(Y - E(Y))$$

$$Var(aX + b) = a^2 Var(X)$$

גרסיה עם משתנה מסביר יחיד

$$Y_i = \alpha + \beta X_i + u_i$$

הנחות הקלסיות:

0. X_i אינם משתנים מקריים.1. לכל $i: E(u_i) = 0$ 2. לכל $i: E(u_i^2) = \sigma_u^2$ 3. לכל $i \neq j: E(u_i u_j) = 0$ 4. לכל $i \neq j: u_i, u_j$ בלתי תלויים, ומתפלגים לפי ההתפלגות הנורמלית.

אומדי ריבועים פחותים

הגדרת e_i ומינימיזציה של הנזק

$$e_i = Y_i - \hat{\alpha} - \hat{\beta}X_i, \quad \min_{\hat{\alpha}, \hat{\beta}} \sum_{i=1}^n e_i^2$$

פיתרון

$$\sum_{i=1}^n e_i = 0, \quad \sum_{i=1}^n e_i X_i = 0$$

$$\hat{\beta} = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}, \quad \hat{\alpha} = \bar{Y} - \hat{\beta}\bar{X}$$

$$Var(\hat{\beta}) = \sigma_{\hat{\beta}}^2 = \frac{\sigma_u^2}{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}, \quad Var(\hat{\alpha}) = \sigma_{\hat{\alpha}}^2 = \frac{\sigma_u^2 \sum_{i=1}^n X_i^2}{n \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}$$

תחזית ספציפית ותחזית לתוחלת

$$\hat{Y}|_{X=X_0} = E(\hat{Y})|_{X=X_0} = \hat{\alpha} + \hat{\beta}X_0$$

$$\text{Var}\left(\hat{Y}\bigg|_{X=X_0}\right) = \sigma_u^2 \left(1 + \frac{1}{n} + \frac{(X_0 - \bar{X})^2}{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}\right), \text{Var}\left(E(\hat{Y})\bigg|_{X=X_0}\right) = \sigma_u^2 \left(\frac{1}{n} + \frac{(X_0 - \bar{X})^2}{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}\right)$$

מקדם ההסבר R^2 ומקדם המתאם: r_{xy}

$$R^2 = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n e_i^2}{\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2}$$

יהי $\hat{Y}_i = \hat{\alpha} + \hat{\beta}X_i$. מתקבל:

$$\bar{\hat{Y}} = \bar{Y}, \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2 = \sum_{i=1}^n (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2 + \sum_{i=1}^n e_i^2$$

$$r_{xy} = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2}}, R^2 = r_{xy}^2$$

אומד לשונות של u_i

$$\hat{\sigma}_u^2 = \frac{\sum_{i=1}^n e_i^2}{n-2}$$

רווחי סמך ובדיקת השערות
רווח סמך לפרמטר q

$$\hat{q} - c\sigma \leq q \leq \hat{q} + c\sigma$$

כאשר:

- \hat{q} הוא האומד ל- q .
- σ היא סטיית התקן או האומד לסטיית התקן של q .
- אם סטיית התקן ידועה, c הוא הערך הקריטי מטבלת ההתפלגות הנורמלית.
- אם סטיית התקן איננה ידועה, אלא נאמדת, c הוא הערך הקריטי מטבלת התפלגות t .

$$\frac{\hat{\beta} - \beta_0}{\hat{\sigma}_{\hat{\beta}}} \sim t(n-2), \frac{\hat{\alpha} - \alpha_0}{\hat{\sigma}_{\hat{\alpha}}} \sim t(n-2)$$

בדיקת השערות ברגרסיה רבת משתנים: מבחן wald

$$F = \frac{(\sum_{i=1}^n e_i^2(\mathfrak{N}) - \sum_{i=1}^n e_i^2(\mathfrak{N}^*)) / p}{\sum_{i=1}^n e_i^2(\mathfrak{N}) / (n-k-1)} \sim F(p, n-k-1)$$

כאשר המשתנה המוסבר זהה בשני המודלים והלא מוגבל, ניתן לקבל נוסחא פשוטה יותר:

$$F = \frac{(R^2(\mathfrak{N}) - R^2(\mathfrak{N}^*)) / p}{(1 - R^2(\mathfrak{N})) / (n-k-1)} \sim F(p, n-k-1)$$

כאשר בודקים את ההשערה:

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$$

מקבלים נוסחא פשוטה עוד יותר:

$$F = \frac{R^2 / k}{(1 - R^2) / (n-k-1)} \sim F(k, n-k-1)$$