2.1.4 구간추정과 가설검정

2.1.3절의 성질 ①에 의해

$$Z = \frac{\hat{\beta}_i - \beta_i}{\sigma_{\varepsilon} \sqrt{c_{ii}}} \sim N(0, 1)$$

이고, 성질 ⑤에 의해

$$\chi^2 = \frac{(n-p-1)s^2}{\sigma_{\varepsilon}^2} \sim \chi^2(n-p-1)$$

이다. 또한 두 통계량 Z와 χ^2 는 서로 독립이므로 다음의 통계량

$$T = \frac{Z}{\sqrt{\frac{\chi^2}{(n-p-1)}}} = \frac{\hat{\beta}_i - \beta_i}{s\sqrt{c_{ii}}}$$
 (2-9)

는 자유도 n-p-1을 갖는 t분포를 따른다. 모수 β_i 에 대한 신뢰구간 추정과 가설 검정은 (2-9)의 T통계량에 기초한다.

(1) 신뢰구간 추정

모수 β_i 에 대한 $100(1-\alpha)$ % 신뢰구간은 다음과 같다.

$$\beta_i \pm t \frac{\alpha}{2} (n-p-1) s \sqrt{c_{ii}}$$
 (XX)

단, $t_{\frac{\alpha}{2}}(n-p-1)$ 은 자유도 n-p-1을 갖는 t분포의 $100\left(1-\frac{\alpha}{2}\right)$ 백분위수이며 이 값은 부록 B의 표에 수록되어 있다.

四下出 B 对 公息 对至 阿特利氏

(2) 개별 모수의 유의성검정

귀무가설 " H_0 : $oldsymbol{eta}_i=0$ " 에 대한 대립가설 " H_1 : $oldsymbol{eta}_i
eq 0$ " 의 검정통계량은

$$T = \frac{\hat{\beta}_i}{s \sqrt{c_{ii}}}$$

이다. 표본으로부터 계산된 T통계량의 값이 t라면 유의수준 α 의 검정 규칙은 아래 와 같다. 이때 H_0 를 기각하는 경우는 모수 β 가 통계적으로 유의하여 독립변수 X_1 가 모형에 필요함을 의미한다.

to be to the first of the second to be and

Laboration But British & Later

- (i) $|t| > t_{\frac{\alpha}{2}}(n-p-1)$ 이면 H_0 를 기각한다.
- $(ii) |t| \le t_{\frac{\alpha}{2}}(n-p-1)$ 이면 H_0 를 기각하지 못한다.

대부분의 통계패키지는 유의확률(significant probability) 혹은 p-값(p-value) 을 출력해 준다. 예를 들어 개별 모수의 검정에서 p-값은

$$p$$
-값 = $P(T > |t|)$

으로 계산된다. 따라서 통계패키지에서 출력되는 p-값을 이용한 유의수준 α 에서의 검정 규칙은 다음과 같다.

- (i) p-값 $<\alpha$ 이면 H_0 를 기각한다.
- (ii) p-값 $\geq \alpha$ 이면 H_0 를 기각하지 못한다.

8(1)\$11864-

있을 것이다.

(3) 회귀모형의 유의성검정

귀무가설 " H_0 : $\beta_1 = \beta_2 = \cdots = \beta_p = 0$ "의 의미는 p개의 모든 독립변수들이 종속변수를 설명하는 데 아무런 영향을 주지 못하므로 결국 희귀모형이 유의하지 않음을 의미한다. 이에 대한 대립가설은 " H_1 : 적어도 하나의 $\beta_1 \neq 0$ "이다. 이러한 회귀모형의 유의성검정은 2.1.3절의 성질 ④에서 설명한 분산분석표에 근거하여 수행된다. MSR과 MSE가 서로 독립인 χ^2 -분포를 따르므로 F가 F(p,n-p-1)분포를 따름을 이용하여 검정통계량 $F = \frac{MSR}{MSE}$ 의 관측값이 f라면 유의수준 α 에서의 검정 규칙은 다음과 같다.

- (i) $f > F_{\alpha}(p, n-p-1)$ 이면 H_0 를 기각한다.
- (ii) $f \le F_{\alpha}(p, n-p-1)$ 이면 H_0 를 기각하지 못한다.

단, $F_{\alpha}(p,n-p-1)$ 은 자유도 p와 n-p-1을 갖는 F분포의 $100(1-\alpha)$ 백분위수로 서 이 값은 부록 B의 표에 수록되어 있다.

(4) 모수집합의 유의성검정

모형에 두 개 이상의 설명변수들이 추가될 때 추가된 변수들의 종속변수에 대한 설명력이 통계적으로 유의한지를 검정할 필요가 있다. 다음의 두 모형을 생각해보자.

(축소모형):
$$Z_t = \beta_0 + \beta_1 X_{t1} + \beta_2 X_{t2} + \dots + \beta_q X_{tq} + \varepsilon_t$$

(완전모형): $Z_t = \beta_0 + \beta_1 X_{t1} + \beta_2 X_{t2} + \dots + \beta_q X_{tq} + \beta_{q+1} X_{t,q+1} + \dots + \beta_p X_{tp} + \varepsilon_t$

완전모형은 축소모형을 포함하며, 축소모형에 없는 p-q개의 변수들 X_{q+1} , X_{q+2} , ..., X_p 를 더 포함한다. 이처럼 p-q개의 변수들을 추가함으로써 생기는 희귀 제곱합의 증가분이 통계적으로 유의하다면 축소모형에 이러한 변수들을 추가할 수 있을 것이다.

먼저 축소모형에 대한 모수를 $oldsymbol{eta}(1) = (oldsymbol{eta}_0(1), oldsymbol{eta}_1(1), \cdots, oldsymbol{eta}_g(1))'이라 놓으면 <math>oldsymbol{eta}(1)$ 의 LSE는

$$\hat{\boldsymbol{\beta}}(1) = (\hat{\boldsymbol{\beta}}_0(1), \hat{\boldsymbol{\beta}}_1(1), \dots, \hat{\boldsymbol{\beta}}_q(1))' = (X'_{(1)}X_{(1)})^{-1}X'_{(1)}Z$$

이다. 여기서 $X_{(1)}$ 은 축소모형에 대한 디자인행렬(design matrix)이다. 축소모형의 회귀제곱합은

$$SSR(X_1, X_2, \dots, X_q) = \hat{\boldsymbol{\beta}}(1)' X'_{(1)} Z - n \overline{Z}^2$$

이고, 여분의 변수 $X_{q+1}, X_{q+2}, \cdots, X_{\rho}$ 를 추가함으로써 생기는 추가제곱합(extra sum

1 . . .

of squares)은

$$SSR(X_{q+1}, X_{q+2}, \dots, X_p | X_1, X_2, \dots, X_q)$$

$$= SSR(X_1, X_2, \dots, X_p) - SSR(X_1, X_2, \dots, X_q)$$

$$= \hat{\beta}X'Z - \hat{\beta}(1)X'(1)Z$$

이다. 단, $\hat{\boldsymbol{\beta}}$ 는 완전모형에 대한 모수 $\boldsymbol{\beta}=(eta_0,eta_1,\cdots,eta_p)'$ 의 LSE이다. 이제 귀무가설 " $H_0:eta_{q+1}=eta_{q+2}=\cdots=eta_p=0$ "에 대한 대립가설 " $H_1:$ 적어도 하나의 $eta_i\neq 0$ $(i=q+1,q+2,\cdots,p)$ "의 검정을 위한 검정통계량은

$$F = \frac{\text{SSR}(X_{q+1}, X_{q+2}, \dots, X_p \mid X_1, X_2, \dots, X_q)/(p-q)}{\text{SSE}/(n-p-1)}$$

이고,F통계량의 관측값이 f라면 유의수준 lpha에서의 검정 규칙은 다음과 같다.

- (i) $f > F_{\alpha}(p-q, n-p-1)$ 이면 H_0 를 기각한다.
- (ii) $f \le F_{\alpha}(p-q, n-p-1)$ 이면 H_0 를 기각하지 못한다.

2.1.5 잔차분석

잔치분석(residual analysis)은 잔치들을 분석하여 잠정적으로 설정된 회귀모형이 과연자료를 잘 설명하는지를 판단하는 분석 단계이다. 잔치는 오차의 추정값으로 생각할 수 있으므로 회귀모형 설정 시 오차항에 대한 가정에 잔차가 잘 부합되는 지를 검토한다. 오차항에 대한 가정이 만족되지 않아 회귀모형에 수용되지 못하고 잔차에 남겨둔 정보가 있다면 이를 밝혀 잠정모형을 갱신한다. 반대로 오차항에 대한 가정이 위배되지 않는다면 잠정모형을 최종 예측모형으로 사용할 수 있다.

중회귀모형 $Z=X\beta+\varepsilon$ 에서 오차항 $\varepsilon\in N_n(0,\sigma_\varepsilon^2I)$ 분포를 따르고 각 ε_i 들은 상관관계가 없어 서로 독립이나 잔차벡터 $e=Z-\hat{Z}=(e_1,e_2,\cdots e_n)$ 의 공분산행렬 Cov(e)는 대각행렬이 아니므로 e_i 들 간에는 상관관계가 존재하며, 그것은 단지 디자 인행렬 X에만 의존함을 알 수 있다. 그러나 e_i 들 간의 상관관계는 추정해야 할 모수