

## 추가정보검정법 적용의 개선

김명근<sup>1)</sup>

### 요약

두 그룹 판별분석에서 자주 사용되는 Rao의 추가정보검정법의 적용에서 변수들의 모든 조합중에 일부분만을 고려하여 변수를 선택하는 방법을 제시하고, 예를 들어 제시된 방법의 효용성을 살펴본다.

주요용어: Rao의 추가정보검정법, 변수선택, 판별분석

### 1. 서론

판별분석에서의 변수선택에 대한 많은 연구가 있다. 자세한 방법은 McKay와 Campbell (1982a,b)의 연구조사논문에서 찾을 수 있으며, 이 이후에 제시된 방법은 McLachlan (1992)의 책에서 살펴 볼 수 있다. 제시된 변수선택방법 중에서 변수들의 모든 조합의 각각에 Rao(1973)의 추가정보검정(test for additional information)을 적용하여 변수선택을 하는 방법이 있으며, McKay (1978)는 이러한 변수선택을 위한 그래픽방법을 제시하였다. 그러나, 이 방법을 적용하기 위하여 변수들의 모든 조합을 고려해야 하므로, 변수의 수가 조금만 많아도 엄청난 계산을 필요로 할 수 있다.

본 연구에서는 두 그룹 판별분석에서 자주 사용되는 Rao의 추가정보검정법의 적용에서 변수들의 모든 조합중에 일부분만을 고려하여 변수를 선택하는 방법을 제시하고, 예를 들어 살펴본다.

### 2. 변수선택의 절차

같은 공분산행렬을 갖는  $p$ -변량의 정규분포  $N(\mu_1, \Sigma)$ 과  $N(\mu_2, \Sigma)$ 에서 각각 크기가  $n_1$ ,  $n_2$ 인 확률 표본을 추출하여, 각 표본에 입각한  $\mu_i$ 와  $\Sigma$ 의 최우추정량을  $\bar{x}_i$  와  $S_i$  ( $i = 1, 2$ )로 표시한다. 그리고,  $\Sigma$ 의 합동표본공분산행렬을  $S = (n_1 S_1 + n_2 S_2)/(n_1 + n_2 - 2)$ 로 나타낸다. 이 이후에 나오는 모수들의 추정량은  $\mu_i$ 와  $\Sigma$ 를  $\bar{x}_i$ 와  $S$ 로 대치하여 얻으며, ^ 기호로 표시한다.

1) (361-742) 충북 청주시 모충동 231, 서원대학교 정보분석학과, 교수  
E-mail: mgkim@seowon.ac.kr

### 2.1. Rao의 추가정보검정법

먼저 Rao의 추가정보검정법 (Rao, 1973, p. 568)을 살펴 본다. 두 그룹  $N(\mu_1, \Sigma)$ 과  $N(\mu_2, \Sigma)$  사이의 Mahalanobis 거리는

$$\Delta_p^2 = \delta^T \Sigma^{-1} \delta$$

로 정의된다. 여기서,  $\delta = \mu_1 - \mu_2$ 이다.  $\delta$ 와  $\Sigma$ 를 다음과 같이 분할한다:

$$\delta = \begin{bmatrix} \delta_1 \\ \delta_2 \end{bmatrix}, \quad \Sigma = \begin{bmatrix} \Sigma_{11} & \Sigma_{12} \\ \Sigma_{21} & \Sigma_{22} \end{bmatrix}.$$

여기서  $\delta_1$ 은  $k$  개의 원소를 가지는 것으로 가정하고,  $\Sigma$ 는  $\delta$ 의 분할에 맞추어서 분할한다. 처음  $k$  개의 확률변수에 입각한 두 그룹사이의 Mahalanobis 거리는

$$\Delta_k^2 = \delta_1^T \Sigma_{11}^{-1} \delta_1$$

와 같이 표현할 수 있다. 두 그룹의 판별분석이  $p$  개의 확률변수 중에서 처음  $k$  개의 확률변수로 충분하다는 가설은

$$H_k : \Delta_p^2 = \Delta_k^2$$

로 나타낸다. 이 가설이 성립하면, 나머지  $p - k$  개의 확률변수는 두 그룹의 판별분석에 필요한 추가정보를 주지 못하며, 따라서, 이 판별분석에 기여하는 바가 없다. 이러한 가설  $H_k$ 의 검정을 Rao의 추가정보검정이라 부르며, 필요한 검정통계량은

$$F = \frac{n_1 + n_2 - p - 1}{p - k} \left( \frac{\hat{\Delta}_p^2 - \hat{\Delta}_k^2}{m + \hat{\Delta}_k^2} \right)$$

로 주어진다. 여기서,  $m = (n_1 + n_2)(n_1 + n_2 - 2)/n_1 n_2$ 이다. 좀 더 상세한 내용은 Mardia et al. (1979)의 책에서 찾을 수 있다.  $H_k$ 가 성립할 때, 검정통계량  $F$ 는 분자, 분모의 자유도가 각각  $p - k$ ,  $n_1 + n_2 - p - 1$ 인 F-분포를 따른다.  $F$ 의 값이 유의하게 클 때  $H_k$ 를 기각한다.

최적의 변수선택을 하기 위해서  $k = 1$ 인 경우부터  $k = p - 1$ 인 경우를 고려해야 하므로, Rao의 검정을  $2^p - 2$ 번 실시해야 한다. 패턴인식과 같은 분야에서 사용되는 변수의 수는 매우 많다. 따라서, 이러한 분야에서 변수들의 모든 조합을 고려하여 변수선택을 하는 것은 거의 불가능하다.

### 2.2. 추가정보검정의 적용을 위한 개선된 절차

먼저  $k = 1$ , 즉 Rao의 추가정보검정의 대상이 되는 첫 번째 변수를 선택하는 경우를 살펴 본다.  $\hat{\delta}$ 의 원소를 대각원소로 갖는 대각행렬을  $D(\hat{\delta})$ 로 하고,  $p \times p$  행렬  $C$ 를

$$C = D(\hat{\delta}) \hat{\Sigma}^{-1} D(\hat{\delta}) \quad (2.1)$$

로 정의한다.  $p$  차원 단위벡터  $v$ 의 함수인 이차형태  $v^T Cv$ 의 최대값은  $C$ 의 제일 큰 특성치 ( $\lambda_1$ 이라 한다)로 주어지며, 이때 단위벡터  $v$ 는  $C$ 의 제일 큰 특성치에 해당하는 특성벡터가 된다 (Schott, 1997, p.105). 즉, 임의의 단위벡터  $v$ 에 대하여

$$v^T Cv \leq \lambda_1$$

이 성립한다. 이 부등식에 의해, 모든 원소가  $1/\sqrt{p}$ 인  $p$  차원의 단위벡터를  $\mathbf{1}_p$ 로 나타내면, 두 그룹사이의 Mahalanobis 거리는

$$\hat{\Delta}_p^2 = p\mathbf{1}_p^T C \mathbf{1}_p \leq p\lambda_1$$

를 만족한다. 여기서 단위벡터  $\mathbf{1}_p$ 의 의미는  $p$  개의 확률변수가 같은 정도로  $\Delta_p^2$ 의 값에 기여함을 뜻한다. 즉, 모든 변수가 같은 정도로 변수선택에 대한 정보를 제공할 때, 이차형태  $v^T Cv$ 는  $\hat{\Delta}_p^2$ 의 값을 결정한다. 이에 비추어서, 두 그룹사이의 Mahalanobis 거리  $\hat{\Delta}_p^2$ 에 가장 큰 기여를 하는 변수는  $C$ 의 제일 큰 특성치에 해당하는 특성벡터의 성분의 절대치가 가장 큰 것에 해당하는 변수로 택한다. 이러한 변수를  $k = 1$ 인 경우에 Rao의 추가정보검정의 대상이 되는 변수로 선택한다.

다음은 처음  $k$  개의 변수가 판별분석에 사용되는 변수로 이미 선택되었고, 나머지  $p - k$  개의 변수 중에서 어떤 하나의 변수가 판별분석에 사용되는 변수로 추가 선택될 수 있는지를 살펴 본다.  $k = 1$ 인 경우와 같은 맥락으로 전개된다.  $\hat{\delta}_{2.1} = \hat{\delta}_2 - \hat{\Sigma}_{21}\hat{\Sigma}_{11}^{-1}\hat{\delta}_1$ 로 하고,  $(p - k) \times (p - k)$  행렬  $C_{2.1}$ 를

$$C_{2.1} = D(\hat{\delta}_{2.1})(\hat{\Sigma}_{22} - \hat{\Sigma}_{21}\hat{\Sigma}_{11}^{-1}\hat{\Sigma}_{12})^{-1}D(\hat{\delta}_{2.1}) \quad (2.2)$$

로 정의한다.  $\hat{\Delta}_p^2$ 와  $\hat{\Delta}_k^2$ 의 차이는

$$\hat{\Delta}_p^2 - \hat{\Delta}_k^2 = (p - k)\mathbf{1}_{p-k}^T C_{2.1} \mathbf{1}_{p-k} \leq (p - k)\nu_1$$

를 만족한다. 여기서,  $\nu_1$ 은  $C_{2.1}$ 의 제일 큰 특성치이다.  $\hat{\Delta}_p^2 - \hat{\Delta}_k^2$ 는 나머지  $p - k$  개의 변수가 주는 변수선택에 대한 추가정보가 된다. 해당되는 가설  $H_k$ 가 기각되지 않으면,  $\hat{\Delta}_k^2$ 는  $\hat{\Delta}_p^2$ 를 근사화하므로,  $C_{2.1}$ 은 변수선택에 대한 추가정보를 주지 않는다. 그러므로, 나머지  $p - k$  개의 변수 중에서 어떠한 것도 판별분석에 추가로 사용되지 않는 것으로 결론 내린다. 그러나, 가설  $H_k$ 가 기각되면, 나머지  $p - k$  개의 변수 중에서  $\hat{\Delta}_p^2 - \hat{\Delta}_k^2$ 에 가장 큰 기여를 하는 변수는  $C_{2.1}$ 의 제일 큰 특성치에 해당하는 특성벡터의 성분의 절대치가 가장 큰 것에 해당하는 변수로 택하고, 이 변수를 판별분석에 추가로 사용될 하나의 변수로 결정한다.

위의 내용을 정리하면, 변수선택을 위한 다음의 반복적인 절차를 얻는다.  $I$ 를 선택되는 변수들의 지수집합으로 나타낸다. 지수집합  $I$ 에 해당되는 변수들이  $\delta_1$ 에 대응한다. 물론 제일 처음 단계에서 지수집합  $I$ 는 공집합이다.

단계 1 : 식 (2.2)에서 정의된 행렬  $C_{2.1}$ 의 제일 큰 특성치에 해당하는 특성벡터의 성분의 절대치가 가장 큰 것에 해당하는 변수를 지수집합  $I$ 에 추가한다. 첫 변수를 선택하는 단계에서만  $C_{2.1}$  대신에 식 (2.1)에서 정의된 행렬  $C$ 를 사용한다.

단계 2: 단계 1의 지수집합  $I$ 에 대응되는  $\delta_1$ 을 택하여, 이에 해당되는 가설  $H_k$ 를 설정하고, Rao의 추가정보검정을 실시한다. 가설  $H_k$ 가 성립하면 변수선택 절차를 종료한다. 만약 가설  $H_k$ 가 기각되면, 단계 1을 반복하여 지수집합  $I$ 를 갱신하고, 단계 2를 실시하여, 해당되는 가설  $H_k$ 가 성립할 때까지 반복한다.

### 3. 예제

SPLUS에 내장된 함수 *rnorm*을 이용하여, 4 변량 정규분포에서 크기가 30인 두 개의 모의표본을 추출한다. 이렇게 하기 위하여, 먼저 단변량 정규분포에서 240개의 모의자료를 추출하여, 크기가 120인 두 개의 표본으로 나누어, 각기  $30 \times 4$ 인 자료행렬이 되도록 한다. 이 두개의 자료행렬을 다음의 평균과 공분산행렬을 갖도록 변환한다.

$$\mu_1 = \begin{bmatrix} 4.0 \\ 4.0 \\ 2.5 \\ 2.5 \end{bmatrix}, \quad \mu_2 = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \quad \Sigma = \begin{bmatrix} 1.0 & 0.6 & 0.8 & 0.7 \\ 0.6 & 1.0 & 0.2 & 0.3 \\ 0.8 & 0.2 & 1.0 & 0.6 \\ 0.7 & 0.3 & 0.6 & 1.0 \end{bmatrix}.$$

이 변환된 자료의 처음 두 개의 변수가 정확히 가설  $H_2$ 를 만족한다.

앞에서 제시한 반복적인 방법을 사용하여 처음 두 개의 변수가 선택되는지 살펴 본다. 표 3.1은 각 변수선택 단계에서의 지수집합  $I$ , Rao의 추가정보검정통계량  $F$ 와 해당되는  $p$ -값을 보여준다.

표 3.1: 반복적인 추가정보 검정

단계	I	F	p-값
1	1	4.56	0.006
2	1, 2	0	1.0

표 3.1에 의하면, 단계 2에서 처음 두 개의 변수가 선택되고, 변수선택과정은 종료된다. 처음 두 개의 변수에 입각해서 Fisher의 선형관별함수를 사용하면 위의 모의자료를 정확하게 판별한다. 위에서 기술한 바와 같이 모의자료를 30회 반복하여 얻어서, 매회 앞에서 제시한 반복적인 방법을 사용하여 변수선택을 실시해도, 표 3.1의 결과와 마찬가지로 2단계에서 처음 두 개의 변수가 선택되었다.

### 참고문헌

Mardia, K. V., Kent, J. T. and Bibby, J. M. (1979). *Multivariate Analysis*, Academic Press, New York.

- McKay, R. J. (1978). A graphical aid to selection of variables in two-group discriminant analysis, *Applied Statistics*, **27**, 259–263.
- McKay, R.J. and Campbell, N.A. (1982a). Variable selection techniques in discriminant analysis I, Description, *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, **35**, 1–29.
- McKay, R.J. and Campbell, N.A. (1982b). Variable selection techniques in discriminant analysis II, Allocation, *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, **35**, 30–41.
- McLachlan, G.J. (1992). *Discriminant Analysis and Statistical Pattern Recognition*, Wiley, New York.
- Rao, C. R. (1973). *Linear Statistical Inference and Its Applications*, 2nd ed. Wiley, New York.
- Schott, J.R. (1997). *Matrix Analysis for Statistics*. Wiley, New York.

[ 2005년 3월 접수, 2005년 8월 채택 ]

## Improvement in Performing a Test for Additional Information

Myung Geun Kim<sup>1)</sup>

### ABSTRACT

An iterative method that greatly reduces a burden of computation in performing Rao's test for additional information in two-group discriminant analysis is suggested. A numerical example is provided for illustration.

*Keywords:* Discriminant analysis, Rao's test for additional information, Selection of variables

---

1) Professor, Dept. of Applied Statistics, Seowon University, 231 Mochung-Dong, Cheongju, Chung-Buk  
361-742, Korea  
E-mail: mgkim@seowon.ac.kr