□ 硏 究 論 文 □

韓 國 國 防 經 營 分 析 學 會 誌

제 27 권, 제 2 호, 2001. 12. 31.

확률화 블록 실험계획 모형에서 검정 통계량들의 검정력 분석

(The Analysis of Power of the Test Statistics for the Randomized Block Design)

배 현 웅, 김 제 영*

Abstract

The purpose of this study is investigate the differences among parametric and nonparametric test statistics for the tree alternative hypothesis in the randomized block design. As the results, it was found that there was no large differences among parametric and nonparametric test statistics in power when the block sizes were larger, and Hollander's statistic had better power than other nonparametric test statistics. It is recommended that Hollander's test statistic is more useful method when we have no information about the distribution of population.

* 육군사관학교

1. 서 론

일반적으로 실험은 여러 가지 요인에 의하여 영향을 받는다. 예를 들어, 자연과학과 관련된 실험을 할 경우 동일한 실험이라 하더라도 주위환경, 즉 온도, 습도, 기압 등에 따라 서로 다른 결과가 나올 수 있다. 여러 기계의 생산성을 비교하기 위하여 실험을 한 결과 어떤 특정한 일부 기계들의 생산성이 다른 기계들에 비하여 높게 관측되었다고 하자. 이때 관측 결과는 기계에 따른 생산성의 차이에 기인할 수도 있지만 그 밖의 다른 요인, 예를 들면, 노동자의 작업 능률, 숙련도 등의 차이 때문에 생겨났을 수도 있다. 이러한 문제점들을 해결하고자 자연과학과 관련된 실험을 할 때에는 관심 있는 요인 이외에는 가능한 일정한 상태가 되도록 유지하여 실험을 반복하게 된다. 그러나 사회과학과 관련된 실험에서는 자연과학과 관련된 실험에서와 같이 관심 있는 특정 요인 이외의 다른 요인들의 영향을 일정하게 유지하면서 실험을 반복하는 것이 불가능하다. 이러한 경우 관심 있는 인자의 효과를 정확하게 파악하기 위해서는 자료값들이 다른 요인들의 영향이 가능한 한 배제된 가운데서 측정되어야 하며, 이러한 실험상의 문제점을 해결하기 위해서는 실험계획(design of experiment)에 따라 실험을 계획한 후 실험을 하게 된다.

확률화블록 계획법이란 실험단위들이 동일한 성질을 갖도록 유사한 것끼리 실험단위를 나눈 다음(이것을 통계용어로 블록(block)이라 함), 각 블록내에서 처리(treatment)를 무작위적으로 할당하는 일종의 제한된 확률화 계획법을 말한다. 실험에서 처리를 한 집단과 그렇지 않은 집단간 차이가 존재하는지를 판정하기 위해서 모수적 또는 비모수적 검정법 등을 사용하게 된다. 모수적 검정법으로는 분산분석법(ANOVA)이 있으며, 비모수적 검정법으로는 실험계획법의 형태에 따라 학자들에 의하여 제안된 여러 방법들이 있다.

여러 형태의 검정법들이 존재할 경우, 어떠한 검정법이 보다 더 우수한 검정법인가를 판단하기 위해서는 대립가설이 사실일 경우 즉, 처리집단과 대조집단간의 차이가 실제로 존재할 경우, 그러한 차이를 올바르게 판단해 낼 수 있는 가를 나타내는 척도인 통계적 검정력을 이용하게 된다. 가설을 검정하기 위한 통계적 검정법의 선택은 검정력이 우수한지의 여부로서 결정하게 된다.

확률화 블록계획법에서 나무대립가설(tree alternative hypothesis)을 검정하기 위한 비모수 검정법들은 여러 학자들에 의하여 제안되었다. Page(1963)는 Friedman(1937)이 제시한 통계량을 처리효과의 순서성을 검정하는 방법으로 확장하여 적용할 수 있는 통계량에 대하여 논의하였으며, Hollander(1966, 1967)는 부호순위 검정통계량을 이용하여 처리효과의 순서성을 다중비교하는 방법을 제시하였다. 그리고 Mehra와 Sarangi(1967)는 확률계산의 복잡성을 개선하고 처리효과의 순서성을 검정하기 위하여 Hodges와 Lehmann(1962)이 제안한 조건부 논리를 이용하여 조정된 순위검정방법을 제시하였다. 최근에는 양완연(1999)이 Mehra와 Sarangi형식의 새로운 부호순위검정법을 제시하였다. 이상에서 언급된 여러 검정방법들간에는 검정통계량을 계산하는데 있어 서로

차이점이 존재하고 있다.

여러 집단 사이에 차이가 존재하는지 하지 않는 지를 판단하는 양측 검정에서 모집단의 분포가 어떤 특정한 분포를 따른다는 것을 알고 있을 경우, 모수 검정법은 비모수 검정법에 비하여 검정력이 우수하다고 알려져 있다. 단측검정일 경우, 특히 나무대립가설에 대한 검정을 할 경우에 '모수 검정법이 비모수 검정법 보다 우수하다'는 이론이 그대로 성립한다고 할 수 없다. 여러 집단간에 차이가 존재하는 지 또는 존재하지 않는 지를 검정하는 양측검정시, 순위변환을 이용한 모수와 비모수 검정법들과의 차이점에 관한 연구는 최근 최영훈(1998)에 의하여 이루어졌다. 그러나 나무대립가설에 대한 검정에서 모수와 비모수 검정법들과의 차이점에 관한 연구는 아직 이루어지지 않았다.

본 연구는 공학이나 의학 등 여러 분야에서 논의되고 있는 주요한 관심사항 중의 하나인 나무대립가설 즉, 한 개의 대조집단과 여러 처리집단간에 차이가 존재하는지를 판단하기 위한 검정에서 모수 및 비모수 검정법들간의 차이점을 비교하고, 이러한 방법들의 통계적 검정력을 시뮬레이션 기법을 이용하여 상호 비교, 분석하여 어떠한 검정법이 우수한 검정법인가 하는 것을 판단하는데 그 기본 목적이 있다. 이러한 목적을 위하여 확률화블록 계획법하에서 나무대립가설에 대한 검정을 위한 여러 형태의 비모수 검정법들을 비교할 것이며, 두번째로 나무대립가설에 대한 검정시 모수적 검정인 ANOVA 검정, 순위변환된 자료를 이용한 여러 형태의 비모수 검정법들 간의 검정력을 검정력을 계산하고 그 차이점을 분석한다. 이때 블록의 크기, 처리수의 크기 변화가 각 검정법들의 검정력에 미치는 영향력에 대한 분석도 동시에 이루어질 것이다.

2. 확률모형

확률화블록 실험계획에서 k 개의 처리집단과 한 개의 대조집단을 고려할 경우의 확률모형은 식 (2.1)과 같으며, 여기서 처리는 고정효과(fixed effect)로 가정한다.

$$X_{ij} = \mu + \tau_i + \beta_j + \varepsilon_{ij},$$
$$i=0, 1, \ldots, k;\ j=1, \ldots, n \tag{2.1}$$

식 (2.1)에서 X_{ij} 는 i 번째 처리의 j 번째 관측값을, μ 는 전체 평균, τ_i 는 i 번째 처리효과, β_j 는 j 번째 블록효과를 각각 나타내며, ε_{ij} 는 서로 독립이고 동일한 연속분포

$$F_{ij}(x) = F_{ij}(x - \tau_i - \beta_j)$$

를 따른다고 가정한다.

본 논문에서는 하나의 대조집단에 대해서 실험처리를 한 집단이 k 개일 때 실험처리의 효과가 존재하는지의 여부를 판단하는데 있어서 모수 또는 비모수 검정통계량들 중에서 어떠한 검정통계량의 검정력이 보다 더 우수한 지를 분석하는데 그 주목적이 있다. 따라서 '대조집단과 처리집단들간의 차이는 없다'는 귀무가설 H_0 와 '처리 효과가 존재하여 적어도 부분적으로는 처리집단이 대조집단보다 우수하다'는 나무대립가설 H_1 은 다음과 같이 각각 설정

되어진다.

$$H_0 ; \tau_0 = \tau_1 = \cdots = \tau_k$$

$$H_1 : \tau_0 \leq \{\tau_1, \ldots, \tau_k\}, \text{ 적어도 하나의 부등호는 성립.} \quad (2.2)$$

여기서 τ_0 는 대조집단의 효과, τ_i 은 처리집단의 효과를 각각 나타낸다.

3. 비모수 검정통계량에 대한 고찰

비모수 검정법에서 하나의 대조집단과 여러 처리집단간에 차이가 존재하는지를 판단하기 위한 검정통계량의 선택은 실험계획모형과 대립가설에 따라 달라진다. 비모수 통계학 분야에서 집단들간의 차이 존재 여부에 대한 검정시 많이 사용되는 통계량들 중에는 Friedman 통계량, Wilcoxon 통계량, 그리고 Mann-Whitney 통계량 등이 있다. 본 절에서는 이러한 세가지 형태를 이용하여 확률화블록 실험계획 모형하에서 나무대립가설에 대한 검정시 사용되는 검정통계량 즉, 블록내의 순위를 이용한 Friedman의 형식의 통계량에 의한 검정법, 블록간의 순위를 이용한 Wilcoxon 형식의 Hollander 통계량에 의한 검정법, 그리고 *Mann-Whitney* 형식의 *Fligner*와 Wolfe 통계량에 의한 검정법으로 구별하여 검정통계량들에 대해서 비교, 분석해 보고자 한다

3.1. Friedman 형식의 통계량에 의한 검정법

Friedman 검정은 블록내에서 처리효과가 같으면 1부터 k까지의 순위가 각 블록내에서 무작위로 나타나게 되고, 이때 순위값은 모든 처리에 대하여 거의 같은 도수로 나타날 것이라는 개념하에서 각 블록내의 순위값을 사용하여 검정하는 방법이다. 나무 대립가설에 대한 Friedman의 검정법은 바로 이러한 블록내의 순위를 고려한 검정법이다.

R_{0j} 와 R_{ij} 를 j 번째 블록내에서의 대조집단과 i 번째 처리집단의 관측값 X_{ij} 의 오름차순 순위라 할 때 각 블록 내에서 대조집단과 처리집단간의 순위차이를 나타내는 통계량은 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$D_j = \sum_{i=1}^{k} (R_{ij} - R_{0j})$$

따라서 대립가설 (2.2)를 검정하기 위한 통계량으로는

$$T_1 = \sum_{j=1}^{n} D_j$$

이 사용되며, 통계량 T_1 의 값이 크면 클수록 "두 집단간에는 차이가 없다" 즉, "처리효과의 차이는 존재하지 않는다"라는 귀무가설을 기각할 가능성은 커지게 된다.

검정통계량 T_1 은 블록의 수 n 이 클 경우 평균과 분산은 각각 다음과 같으며,

$$E(T_1) = 0$$

$$Var(T_1) = \frac{1}{12} nk(k+1)^2 (k+2)$$

따라서 표준화된 통계량

$$Z = \frac{T_1 - E(T_1)}{\sqrt{Var(T_1)}}$$

은 근사적으로 $N(0, 1)$을 따르게 된다.

3.2. Wilcoxon 형식의 통계량에 의한 검정법

비모수검정법에서 관측된 값의 부호와 크기를 모두 이용하여 두 집단간의 차이를 검정하는 검정법으로 Wilcoxon의 부호순위 검정(signed rank test)법이 있다. Wilcoxon의 부호순위 검정은 짝지어진 두 집단의 관측값에 대한 차이를 크기순으로 나열하여 순위를 부여하고, 이 순위에 부호를 고려하여 두 집단의 차이의 존재여부를 결정하는 검정방법이다. Hollander(1966)는 '처리집단의 효과가 대조집단에 비하여 적어도 부분적으로 존재한다'는 나무대립가성을 검정하기 위하여 이러한 Wilcoxon 형식을 이용한 검정통계량을 정의하였다. 각 블록내에서 대조집단의 관측값 (X_{0j})과 처리집단의 관측값 (X_{ij}) 간의 차에 대한 절대값을 $D_{ij} = | X_{ij} - X_{0j} |$ 라 하고, R_{ij}를 각 처리내에서의 D_{ij}의 오름차순 순위라 할 때 Wilcoxon 부호순위 통계량은 다음과 같이 계산되어지며

$$T_i = \sum_{j=1}^{n} R_{ij}\,\psi_{ij},$$

여기서 $\psi_{ij} = \begin{cases} 1, & X_{0j} < X_{ij} \\ 0, & \text{기타에서} \end{cases}$

Hollander는 대립가설 (2.2)를 검정하기 위하여 다음과 같이 통계량을 정의하였다.

$$T_2 = \sum_{i=1}^{k} T_i$$

이때 검정통계량 T_2의 평균과 분산은 블록의 크기 n이 클 경우 근사적으로 다음과 같은 평균과 분산을 가지게 된다.

$$E(T_2) = \frac{kn(n+1)}{4}$$

$$V(T_2) = \sum_{i=1}^{k} Var(T_i) + 2\sum_{i=1}^{k}\sum_{i<j}^{k} Cov(T_i,\ T_j)$$

따라서 표준화된 통계량

$$\frac{T_2 - E(T_2)}{\sqrt{Var(T_2)}}$$

이 근사적으로 $N(0, 1)$을 따른다는 사실을 이용하면 통계량 T_2를 이용한 검정이 가능하게 된다.

3.3. Mann-Whitney 형식의 통계량에 의한 검정법

두 집단간의 차이를 비교하기 위한 다른 비모수적 검정방법으로는 하나의 고정된 관측된 값에 대하여 상대적으로 그 값보다 큰 관측값의 개수를 계산하여 검정하는 Mann-Whitney(1947) 검정법이 있다. 두 집단으로부터 표본이 독립적으로 추출되었을 때, 두 집단의 관측값을 크기순으로 나열하여, 관측값 X_i보다 큰 관측값 Y의 개수를 모두 더한 것으로 D_{ij}를 정의한다. 즉,

$$D_{ij} = \begin{cases} 1, & X_i > Y_j \qquad i = 1, \ldots, m \\ 0, & X_i < Y_j \qquad j = 1, \ldots, n \end{cases}$$

일 때 Mann-Whitney U 통계량은 다음과 같이 계산된다.

$$U = \sum_{i=1}^{m}\sum_{j=1}^{n} D_{ij}.$$

확률화블록 실험계획모형에서 j 번째 블록에서의 대조집단 관측값을 X_{0j}, i 번째 처리집단의 관측값을 X_{ij} 라 할 때 Mann-Whitney 통계량 U_i 는 다음과 같이 계산되어진다.

$$U_i = \sum_{j=1}^{n} \phi_{ij},$$ 여기서

$$\phi_{ij} = \begin{cases} 1, & X_{0j} < X_{ij} \\ 1/2, & X_{0j} = X_{ij} \\ 0, & \text{기타에서} \end{cases}$$

이때 Fligner와 Wolfe는 대립가설 (2.2)를 검정하기 위한 검정통계량으로

$$T_3 = \sum_{i=1}^{k} U_i$$

를 정의하였다. 통계량 T_3 가 $\min(n, k) \to \infty$ 일 때 표준화된 통계량

$$\frac{T_3 - E(T_3)}{\sqrt{Var(T_3)}}$$

는 근사적으로 $N(0, 1)$ 을 따르게 된다고 증명하였다.

4. 시뮬레이션 및 결과

이 절에서는 대조집단이 하나이고 처리집단이 k 개인 확률화블록 실험계획 모형에서 모수적 검정방법인 ANOVA 검정과 그리고 앞에서 논의된 세가지 형태의 비모수 검정법 즉, Friedman 형식의 통계량에 의한 검정법, Wilcoxon의 부호순위를 이용한 검정통계량과 유사한 형태의 Hollander에 의해서 제안된 검정법, 그리고 Fligner와 Wolfe에 의해서 제안된 Mann-Whitney 형식의 통계량에 의한 검정법들의 검정력을 시뮬레이션 기법을 이용하여 계산, 비교 분석하고자 한다.

'처리집단이 대조집단보다 적어도 부분적으로는 우수하다'는 대립가설을 설정하기 위하여 본 연구에서 가정된 대립가설은 다음과 같이 크게 3가지 형태로 구분하였다. 즉, 대립가설 H_{11}, H_{12}, H_{13} 는 처리집단의 수 k 에 따라 아래와 같이 달리 설정하였으나 각 대립가설의 기본 구조는 k 값에 상관없이 유사한 형태를 취하도록 하였다.

◎ $k=3$ 일 때의 대립가설

H_{11}: $\tau_0=\tau_1=0$, $\tau_2=\tau_3=0.5$

H_{12}: $\tau_0=0$, $\tau_1=0.5$, $\tau_2=\tau_3=1$

H_{13}: $\tau_0=0$, $\tau_1=1$, $\tau_2=2$, $\tau_3=3$

◎ $k=5$ 일 때의 대립가설

H_{11}: $\tau_0=\tau_1=\tau_2=0$, $\tau_3=\tau_4=\tau_5=0.5$

H_{12}: $\tau_0=0$, $\tau_1=\tau_2=0.5$, $\tau_3=\tau_4=\tau_5=1$

H_{13}: $\tau_0=0$, $\tau_1=1$, $\tau_2=1.5$, $\tau_3=2$, $\tau_4=2.5$, $\tau_5=3$

◎ $k=10$ 일 때의 대립가설

H_{11}: $\tau_0=\tau_1=\ldots=\tau_4=0$, $\tau_5=\ldots=\tau_{10}=0.5$

H_{12}: $\tau_0=0$, $\tau_1=\ldots=\tau_4=0.5$, $\tau_5=\ldots=\tau_{10}=1$

H_{13}: $\tau_0=0$, $\tau_1=1$, $\tau_2=1.5$, $\tau_3=2$, $\tau_4=2.5$, $\tau_5=3$, $\tau_6=3.5$, $\tau_7=4$, $\tau_8=4.5$, $\tau_9=5$, $\tau_{10}=5.5$

모수 및 비모수 검정법들 간의 검정력을 계산하고, 블록의 크기, 처리수의 크기 변화가 각 검정통계

량들의 검정력에 미치는 영향력에 대한 분석을 하기 위해서 표준정규분포, 지수분포 및 균등분포로부터 자료값을 생성하였다. 이때 블록 및 처리집단수의 크기가 검정력에 미치는 영향력을 분석하기 위하여 블록의 크기를 $n=5$, 10, 20, 처리집단의 수를 $k=3$, 5, 10인 경우로 나누어서 각각의 자료값을 생성하였다. 그리고 블록마다 0.05씩 증가하는 블록효과의 차이가 존재하도록 하였다.

이러한 시뮬레이션 결과로부터 계산된 검정통계량들의 검정력은 <표 1>부터 <표 9>까지 주어져 있으며, 그리고 여기에 제시된 검정력은 1,000번의 반복을 통해서 추정된 평균추정값을 나타내고 있다.

[모집단이 정규분포일 경우]

<표 1> 대립가설이 H_{11}일 때 k과 n에 따른 검정통계량들의 검정력

		ANOVA	T_1	T_2	T_3
k=3	n=5	0.137	0.138	0.347	0.138
	n=10	0.482	0.235	0.667	0.236
	n=20	0.713	0.428	0.949	0.436
k=5	n=5	0.313	0.245	0.639	0.245
	n=10	0.490	0.273	0.857	0.273
	n=20	0.877	0.280	0.930	0.318
k=10	n=5	0.411	0.060	0.686	0.054
	n=10	0.680	0.175	0.914	0.207
	n=20	1.0	0.518	0.999	0.533

<표 2> 대립가설이 H_{12}일 때 k과 n에 따른 검정통계량들의 검정력

		ANOVA	T_1	T_2	T_3
k=3	n=5	0.640	0.253	0.528	0.253
	n=10	0.933	0.562	0.836	0.583
	n=20	1.0	0.674	0.969	0.689
k=5	n=5	0.875	0.376	0.682	0.382
	n=10	0.998	0.736	0.998	0.721
	n=20	1.0	0.817	0.999	0.817
k=10	n=5	0.972	0.285	0.882	0.285
	n=10	0.999	0.631	0.999	0.631
	n=20	1.0	0.926	1.0	0.927

<표 3> 대립가설이 H_{13}일 때 k과 n에 따른 검정통계량들의 검정력

		ANOVA	T_1	T_2	T_3
k=3	n=5	0.999	0.661	0.676	0.684
	n=10	1.0	0.838	0.914	0.852
	n=20	1.0	0.998	0.998	0.998
k=5	n=5	0.999	0.779	0.940	0.780
	n=10	0.999	0.945	0.999	0.911
	n=20	1.0	0.999	0.999	0.999
k=10	n=5	1.0	0.912	1.0	0.911
	n=10	1.0	0.999	1.0	0.998
	n=20	1.0	1.0	1.0	1.0

[모집단이 지수분포일 경우]

<표 4> 대립가설이 H_{11}일 때 k과 n에 따른 검정통계량들의 검정력

		ANOVA	T_1	T_2	T_3
k=3	n=5	0.431	0.416	0.646	0.415
	n=10	0.428	0.486	0.751	0.452
	n=20	0.759	0.588	0.959	0.588
k=5	n=5	0.278	0.398	0.784	0.398
	n=10	0.633	0.309	0.816	0.311
	n=20	0.832	0.545	1.0	0.544
k=10	n=5	0.456	0.353	0.887	0.371
	n=10	0.720	0.233	0.962	0.252
	n=20	0.952	0.688	1.0	0.702

<표 5> 대립가설이 H_{12}일 때 k과 n에 따른 검정통계량들의 검정력

		ANOVA	T_1	T_2	T_3
k=3	n=5	0.871	0.699	0.746	0.670
	n=10	0.984	0.744	0.898	0.787
	n=20	1.0	0.769	0.979	0.752
k=5	n=5	0.905	0.780	0.952	0.755
	n=10	0.967	0.756	0.990	0.756
	n=20	1.0	0.946	1.0	0.945
k=10	n=5	0.881	0.773	0.998	0.765
	n=10	1.0	0.468	1.0	0.472
	n=20	1.0	0.874	1.0	0.893

<표 6> 대립가설이 H_{13}일 때 k과 n에 따른 검정통계량들의 검정력

		ANOVA	T_1	T_2	T_3
k=3	n=5	1.0	0.732	0.784	0.735
	n=10	1.0	0.964	0.955	0.970
	n=20	1.0	0.999	0.998	0.999
k=5	n=5	1.0	0.821	0.958	0.834
	n=10	1.0	0.967	0.998	0.998
	n=20	1.0	0.999	1.0	0.999
k=10	n=5	1.0	0.933	1.0	0.998
	n=10	1.0	0.988	1.0	0.999
	n=20	1.0	1.0	1.0	1.0

[모집단이 균등분포일 경우]

<표 7> 대립가설이 H_{11}일 때 k과 n에 따른 검정통계량들의 검정력

		ANOVA	T_1	T_2	T_3
k=3	n=5	0.999	0.440	0.550	0.452
	n=10	1.0	0.753	0.874	0.755
	n=20	1.0	0.982	0.993	0.985
k=5	n=5	1.0	0.725	0.916	0.725
	n=10	1.0	0.786	0.982	0.785
	n=20	1.0	0.911	1.0	0.911
k=10	n=5	1.0	0.654	0.987	0.655
	n=10	1.0	0.726	1.0	0.725
	n=20	1.0	0.948	1.0	0.955

<표 8> 대립가설이 H_{12}일 때 k과 n에 따른 검정통계량들의 검정력

		ANOVA	T_1	T_2	T_3
k=3	n=5	0.999	0.863	0.798	0.862
	n=10	1.0	0.989	0.963	0.980
	n=20	1.0	0.999	0.999	0.999
k=5	n=5	1.0	0.918	0.971	0.931
	n=10	1.0	0.994	0.994	0.995
	n=20	1.0	0.999	1.0	0.999
k=10	n=5	1.0	0.932	0.999	0.943
	n=10	1.0	0.997	1.0	0.998
	n=20	1.0	1.0	1.0	1.0

<표 9> 대립가설이 H_{13}일 때 k과 n에 따른 검정통계량들의 검정력

		ANOVA	T_1	T_2	T_3
k=3	n=5	0.999	0.912	0.817	0.914
	n=10	1.0	0.995	0.967	0.994
	n=20	1.0	0.999	0.999	0.999
k=5	n=5	1.0	0.948	0.977	0.959
	n=10	1.0	0.998	0.999	0.999
	n=20	1.0	1.0	1.0	1.0
k=10	n=5	1.0	0.970	0.999	0.998
	n=10	1.0	1.0	1.0	1.0
	n=20	1.0	1.0	1.0	1.0

5. 결 론

본 연구에서는 확률화블록 실험계획하에서 처리효과의 우수성 여부 즉, 실험처리를 한 집단이 실험처리를 하지 않은 집단보다 그 효과가 우수한지의 여부를 검정하는 문제에서 모수 및 비모수 검정법간의 차이에 대한 분석을 시뮬레이션을 이용하여 상호비교, 분석하였다. 모수적 검정으로는 ANOVA 검정법과 비모수 검정법으로는 블록내의 순위를 이용한 Friedman의 형식의 검정통계량, 블록간의 순위를 이용한 Wilcoxon 형식의 Hollander의 검정통계량, 그리고 Mann-Whitney 형식의 Fligner와 Wolfe 검정통계량에 의한 검정법을 사용하였다.

표에서 제시된 바와 같이 연구 결과, 검정력의 시뮬레이션 결과는 다음과 같다.

첫째, 모집단의 분포 모형이 정규분포, 지수분포, 그리고 균등분포인 가정 아래서 처리집단 간에 차이가 실제로 존재할수록 모수 검정인 ANOVA 검정이 비모수 검정통계량에 의한 검정보다는 검정력이 우수하였다.

둘째, 비모수 검정통계량들 중, Hollander의 검정통계량 T_2가 다른 두 비모수 T_1, T_3 검정통계량보다 검정력이 우수하였다.

셋째, 처리집단수 k와 블록의 크기 n이 증가할수록 모수 및 비모수 검정통계량들의 검정력은 증가하였으며, 처리집단들간에 실제 차이가 존재할수록 비모수 검정통계량들의 검정력은 모수적 검정의 검정력에 접근하였다.

본 연구 결과는 제한된 확률모형과 대립가설을

각각 가정하여 얻어진 결과이지만 나무대립가설 즉, 우측검정에서의 검정력은 블록의 크기가 어느 정도 클 경우에는 모수적 검정과 비모수 검정법 간에는 커다란 차이가 없음을 확인할 수 있었으며, 또한 비모수 검정 중 통계량 T_2는 확률화블록 실험계획하에서 나무대립가설을 검정하는데 있어 좋은 비모수 검정 절차임을 알 수가 있었다. 따라서 모집단의 분포모형에 대한 확실한 정보가 없을 경우에는 그 사용의 간편성과 적용하기 쉬운 장점을 고려할 때 Hollander의 검정통계량 T_2에 의한 검정법을 사용하는 것이 바람직하다고 할 수 있다.

참고 문헌

[1] Conover, W.J.(1980). Practical Nonparametric Statistics, John Wiley & Sons Inc. New York.

[2] Einot, I. & Gabriel, K. R.(1975). A study of the powers of several methods of multiple comparisons. Journal of America Statistics Association 70.

[3] Fidler, V. & Nagelkerke, N. J. D.(1986). Statistica Neerlandica 40.

[4] Fligner, M. A. & Wolfe, D. A.(1982). Distribution-free tests for comparing several treatments with a control. Statistica Neerlandica 36.

[5] Gibbons, J. D.(1971). Nonparametric statistical inferences. Mcgraw-Hill Kogakusha, LTD.

[6] Hollander, M.(1967). Rank tests for randomized blocks when the alternative have a prior ordering. Annals of Mathematical Statistics 38.

[7] Lehmann, E. L.(1975). Nonparametrics: Statistical methods based on ranks. Holden-Day, Inc. San Francisco.

[8] Mehra, K.L. & Sarangi, J.(1967). Asymptotic efficiency of certain rank tests for comparative experiments. Annals of Mathematical Statistics 38.

[9] Page, E.B.(1963). Ordered hypotheses for multiple treatment: a significance test for linear ranks. Journal of America Statistics Association 58.

[10] Park, S., Kim, J. & Lee, E.(1991). Rank tests for comparing several treatments with a control in a randomized block experiment. Journal of the Korean Society for Quality Management, 19.

[11] Puri, M. L.(1965). Some distribution-free k-sample rank tests of homogeneity against ordered alternatives. Communications Pure Applied Mathematics, 18.

[12] Skillings, J. H. & Wolfe, D. A.(1977). Testing for ordered alternatives by combining independent distribution-free block statistics. Communications in Statistics.

[13] 양완연(1999). Conditional Signed-Rank test for the Tree Alternatives in the Randomized Block Design, 한국 통계학회지, vol. 6

[14] 최영훈(1998). 완전확률화모형 및 랜던화 블록 모형하에서 순위변환을 이용한 시뮬레이션 분석, 한국 통계학회지, vol. 5.