

# Sample Size Determination for One-Sample Location Tests

In-Kwon Yeo<sup>a,1</sup>

<sup>a</sup>Department of Statistics, Sookmyung Women's University

(Received April 28, 2015; Revised May 21, 2015; Accepted May 21, 2015)

---

## Abstract

We study problems of sample size determination for one-sample location tests. A simulation study shows that sample size calculations based on approximated distribution do not achieve the nominal level of power. We investigate sample size determinations based on exact distribution and with a power that attains the nominal level.

Keywords: power, sign test,  $t$ -test, Wilcoxon signed rank test

---

## 1. 서론

표본조사나 임상시험을 수행함에 있어 통계적으로 우선 고려해야 할 것은 몇 개의 표본을 얻을 것인지를 결정하는 것이다. 표본크기 결정은 조사나 시험의 비용과 결과의 정확도에도 직접적으로 영향을 주기 때문에 현실적으로 매우 중요한 문제이다. 표본크기 결정은 신뢰구간을 바탕으로 하는 정밀도분석(precision analysis)과 가설검정을 바탕으로 하는 검정력분석(power analysis)로 나눌 수 있다. 이 논문에서는 일표본 위치검정에서 검정력분석을 이용하여 표본크기를 결정하는 방법에 대해 알아보고자 한다.

검정력분석에 의한 표본크기는 주로 임상시험에서 연구대상자 수를 결정하는데 사용된다. 모수  $\mu$ 를 모집단의 중심위치를 나타내는 위치모수라고 하자. 일반적으로 임상시험에서 우위성 검정을 하는 경우 가설은 다음과 같이 설정한다.

$$H_0 : \mu = \mu_0 \quad \text{vs} \quad H_1 : \mu \neq \mu_0.$$

우위성 검정이란 단측검정을 실시해야 할 것 같으나 임상시험에서는 보수적인 심사를 요구하는 경향이 있어 양측검정을 실시한다. 그렇기 때문에 임상시험을 위한 표본크기를 결정하는 경우라면, 기각역의 임계값은 유의수준  $\alpha$ 에 해당하는 값이 아니라  $\alpha/2$ 에 해당하는 값을 사용하는데 자세한 내용은 Kang (2013)를 참고하기 바란다. 이 논문에서는 편의상 단측검정을 기반한 표본크기 결정에 대해 알아본다.

---

This Research was supported by the Sookmyung Women's University Research Grants (1-1403-0119).

<sup>1</sup>Department of Statistics, Sookmyung Women's University, Chongpa-dong 2ga, Yongsan-gu, Seoul 140-742, Korea. E-mail: inkwon@sm.ac.kr

검정력을 계산하기 위해서는 대립가설이 정해져야 하는데 위치모수  $\mu$ 가  $\mu_0$ 보다 크면 우위에 있다고 하는 우위성 검정의 경우 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$H_0 : \mu = \mu_0 \quad \text{vs} \quad H_1 : \mu = \mu_1,$$

여기서  $\mu_1$ 는  $\mu_1 > \mu_0$ 이며 임상적으로 유효한 효과가 있다고 판단되는 값이다. 검정력분석에서는 유의수준과 검정력을 기반으로 표본크기를 결정한다. 문제는 어떤 검정법 또는 검정통계량을 사용할 것인지에 따라 유의수준과 검정력의 값이 달라지고 이에 따라 표본크기를 결정하는 공식이 달라진다는 것이다. 이 논문에서는 일표본위치검정에 많이 사용되고 있는  $t$ -검정, 부호검정, Wilcoxon부호순위검정을 이용하여 표본크기 결정할 때의 기존 방법들의 문제와 해결방안을 알아본다.

## 2. $t$ -검정

평균이  $\mu$ 이고 분산이  $\sigma^2$ 인 정규모집단에서 확률표본  $X_1, X_2, \dots, X_n$ 을 얻었을 때, 평균에 대한 검정통계량과 분포는 다음과 같다.

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0, 1),$$

여기서  $\sigma$ 는 알고 있다고 가정하자.  $\Phi$ 가 표준정규분포함수라고 할 때  $z_\alpha$ 를  $\Phi(z_\alpha) = 1 - \alpha$ 를 만족하는 값이라고 하면, 유의수준  $\alpha$ 는 다음과 같은 관계를 만족한다.

$$P\left(\frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} > z_\alpha \mid H_0\right) = \alpha.$$

이 기각역의 임계값을 기준으로  $H_1$  하에서의 검정력  $1 - \beta$ 는 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$\begin{aligned} 1 - \beta &= P\left(\bar{X} > \mu_0 + z_\alpha \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \mid H_1\right) \\ &= P\left(\frac{\bar{X} - \mu_1}{\sigma/\sqrt{n}} > z_\alpha - \frac{\mu_1 - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} \mid H_1\right) \\ &= 1 - \Phi\left(z_\alpha - \frac{\mu_1 - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}}\right). \end{aligned} \quad (2.1)$$

이 식으로부터  $z_\alpha$ 와  $z_\beta$ 의 관계를 다음과 같이 유도할 수 있으며

$$z_\alpha - \frac{\mu_1 - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} = \Phi^{-1}(\beta) = z_{1-\beta} = -z_\beta.$$

이를 통해 표본크기  $n$ 은

$$n = \frac{\sigma^2(z_\alpha + z_\beta)^2}{(\mu_1 - \mu_0)^2} \quad (2.2)$$

가 된다. 여기서  $\sigma^2$ 은 일반적으로 기존 정보를 이용하여 추정된 값으로 대체된다. 이 방법은  $t$ -검정을 통해 유의성을 평가하는 대부분의 임상시험에서 시험대상자를 결정 할 때 사용되고 있다.

앞에서도 언급한 것과 같이 표본크기는 적용할 분석방법 또는 검정통계량에 따라 결정해야 한다. 일반적으로 모평균에 대한 검정에서는  $t$ -검정을 사용하기 때문에  $t$ -검정통계량을 기반으로 하는 표본크기 결정이 이루어져야 한다. 자유도  $\nu$ 인  $t$ -분포에서의  $1 - \alpha$  분위수를  $t_{\alpha, \nu}$ 라고 하면 검정력은

$$P\left(\frac{\sqrt{n}(\bar{X} - \mu_0)}{S} > t_{\alpha, n-1} \mid H_1\right) = 1 - \beta$$

**Table 2.1.** *t*-test: comparison of sample sizes and estimated powers and at  $\alpha = 0.05$  and  $\beta = 0.2$

$\theta$		0.25	0.5	0.75	1
정규분포	$n$	99	25	11	7
	검정력	0.795	0.785	0.747	0.752
<i>t</i> -분포	$n$	101	27	13	8
	검정력	0.803	0.812	0.815	0.816

가 된다.  $H_1$  하에서 *t*-검정통계량은 다음과 같은 분포를 따른다.

$$\frac{\bar{X} - \mu_0}{S/\sqrt{n}} \sim t_{n-1}(\delta),$$

여기서  $\delta = \sqrt{n}(\mu_1 - \mu_0)/\sigma$ 는 비중심모수(noncentral parameter)를 나타낸다. 확률변수  $X$ 가 자유도  $\nu$ 이고 비중심모수  $\delta$ 인 *t*-분포를 따른다고 할 때,  $P(X > t) = T^*(t, \nu, \delta)$ 라고 표시하면 표본크기  $n$ 은 아래의 부등식 만족하는 최소  $n$ 이 된다.

$$T^*(t_{\alpha, n-1}, n-1, \delta) \geq 1 - \beta.$$

이  $n$ 의 값에 따라 유의수준에 해당하는 임계값이 달라지고 이에 따른  $T^*$ 의 값이 달라지기 때문에 여러  $n$ 에 대해 반복 작업을 하여 유의수준과 검정력을 만족하는  $n$ 을 구해야 한다.

Table 2.1에서  $n$ 은 유의수준  $\alpha$ 를 0.05, 검정력  $1 - \beta$ 를 0.8로 설정하고  $\theta = (\mu_1 - \mu_0)/\sigma = 0.25, 0.5, 0.75, 1$ 일 때 필요한 표본크기이다. 검정력이라고 표시된 값은 해당 표본크기와  $\theta$  상황에서 정규난수를 발생시켜 *t*-검정을 실시했을 때 추정된 검정력으로 10만 번의 반복실험을 통해 얻어진 값이다. 이 표에서 보는 것과 같이 식 (2.2)에 의한 표본크기는 원하는 수준의 검정력을 만족하지 못하며 특히 표본크기가 크지 않는 경우 명목수준에 상당히 미달하는 것으로 볼 수 있다. 반면 *t*-검정에 의한 표본크기는 모두 검정력을 충족하는 것으로 나타났다.

### 3. 부호검정

일표본 위치검정에 가장 간단한 비모수검정법은 부호검정(sign test)이다. 부호검정통계량은 자료 중  $\mu_0$ 와 동일한 값을 가지는 관측값이 없는 경우 다음과 같이  $\mu_0$  보다 큰 관측값의 개수이다.

$$B = \sum_{i=1}^n I(X_i > \mu_0).$$

$\mu_0$ 와 동일한 값을 가지는 자료가 있으면 분석에서 제외한다. 이 검정통계량은  $H_0$  하에서  $B \sim B(n, 0.5)$ 가 되고 대립가설 하에서  $B \sim B(n, p)$ 가 된다. 여기서

$$p = P(X_i > \mu_0 | H_1) = P(X_i > \mu_1 | H_1) + P(\mu_0 < X_i \leq \mu_1 | H_1) = 0.5 + P(\mu_0 < X_i \leq \mu_1 | H_1)$$

이며 과거의 자료에서  $\mu_0$ 보다 큰 비율로 추정할 수 있다. 일반적으로 부호검정을 사용하는 경우 표본크기 결정은 정규근사를 이용하여 유도하는데  $H_0$  하에서  $\text{Var}(B) = n/4$ ,  $H_1$  하에서  $\text{Var}(B) = np(1 - p)$ 라는 것을 식 (2.1)에 적용하면

$$\begin{aligned} 1 - \beta &\approx P\left(B \geq \frac{n}{2} + z_\alpha \sqrt{\frac{n}{4}} \mid H_1\right) \\ &\approx 1 - \Phi\left(\frac{z_\alpha \sqrt{n/4} - (np - n/2)}{\sqrt{np(1 - p)}}\right) \end{aligned}$$

**Table 3.1.** Sign test: comparison of sample sizes and estimated powers and at  $\alpha = 0.05$  and  $\beta = 0.2$ 

$\theta$		0.25	0.5	0.75	1.0
정규근사 I	$n$	157	40	19	11
	검정력	0.768	0.738	0.755	0.751
정규근사 II	$n$	159	43	21	14
	검정력	0.776	0.772	0.821	0.828
정확검정	$n$	160	42	21	13
	검정력	0.803	0.804	0.820	0.862

이 되고

$$\frac{z_\alpha \sqrt{n/4} - (np - n/2)}{\sqrt{np(1-p)}} \approx -z_\beta$$

의 관계가 성립한다. 이를  $n$ 의 식으로 풀면 다음과 같이 된다.

$$n = \frac{\left(z_\alpha/2 + z_\beta \sqrt{p(1-p)}\right)^2}{(p-0.5)^2}. \quad (3.1)$$

때로는 표본크기 계산에서 분자 식에 있는  $p(1-p)$ 를 1/4로 대체하여 간단하게 다음과 같이 구하기도 한다 (Noether, 1987).

$$n = \frac{(z_\alpha + z_\beta)^2}{4(p-0.5)^2}. \quad (3.2)$$

정규근사에 의한 표본크기결정 방법은 쉽게 적용할 수 있다는 장점이 있지만 원하는 수준의 유의수준과 검정력을 보장하지 못한다. 이를 보장 받기 위해서는 정확검정에 의한 표본크기를 구해야 하는데 이를 위해 먼저 유의수준에 해당되는 기각역의 임계값  $b_{\alpha,n}$ 을 구해야 한다. 이 때  $b_{\alpha,n}$ 은 아래의 부등식을 만족하는 최소  $b$ 값이 된다.

$$P(B \geq b | H_0) \leq \alpha.$$

모수가  $n, p$ 인 이항분포에서  $P(B \geq b) = B^*(b, n, p)$ 라고 하면

$$B^*(b_{\alpha,n}, n, p) \geq 1 - \beta$$

를 만족하는 최소  $n$ 이 표본크기가 된다.  $t$ -검정에 의한 표본크기 결정과 마찬가지로 여기에서도 여러  $n$ 에 대해 반복 작업하여 구한다.

Table 3.1는 앞 절과 같은 조건 하에서 부호검정을 위한 필요한 표본크기와 검정력이다. 정규근사 I과 II는 각각 식 (3.1)과 (3.2)를 이용하여 나온 결과이고 정확검정은 이항분포를 이용하여 나온 결과이다. 정규근사 I은 다른 방법보다 작은 표본크기를 제시하고 있으며 이에 따른 검정력은 모두 0.8보다 낮은 것으로 나타났다. 정규근사 II의 경우  $\theta$ 가 0.75와 1.0일 때 검정력은 명목수준을 넘었으나 0.25와 0.5일 때에는 낮은 것으로 나타났다. 반면 정확검정의 검정력은 명목수준인 0.8보다 높은 것으로 나타났다. 흥미로운 사실은  $\theta = 0.5$ 에서 정규근사 II의 표본크기는 다른 것보다 많은 43이었으나 검정력은 0.8을 넘지 못했는데 이는  $n = 43$ 일 때 기각역에 대한 유의수준은  $P(B \geq 28) = 0.033$ 이고  $n = 42$ 일 때 유의수준은  $P(B \geq 27) = 0.044$ 로 유의수준에서의 차이에 의해 발생한 것이다.

#### 4. Wilcoxon부호순위검정

일표본위치검정에서 가장 많이 사용되는 비모수 방법은 Wilcoxon부호순위검정이다.  $R_i$ 를  $|X_i - \mu_0|$ 의 순위라고 하면 Wilcoxon부호순위검정의 검정통계량은 다음과 같이 정의된다.

$$W^+ = \sum_{i=1}^n R_i I(X_i > \mu_0).$$

$R_i$ 들은 서로 독립이 아니기 때문에  $W^+$ 를 직접 사용하여 통계적 성질을 유도하는 것은 어렵다. 대신 동점이 없다는 가정 하에서  $H_0$  하에서의 통계적 성질을 알아볼 때에는 다음과 같이 바꾸어 사용한다.

$$W^+ = \sum_{i=1}^n R_i I(X_i > \mu_0) = \sum_{i=1}^n i I(X_i^* > \mu_0),$$

여기서  $X_i^*$ 은 순위가  $i$ 에 해당하는 관측값을 나타낸다. 즉,  $Y_i = |X_i - \mu_0|$ 라고 하면 순서통계량  $Y_{(i)}$ 에 대응하는  $X$  값을 의미한다. 주의해 볼 것은  $H_0$  하에서  $I(X_i^* > \mu_0)$  확률이 0.5인 베르누이 확률변수가 되어  $\nu_0 = E(W^+) = n(n+1)/4$ ,  $\sigma_0^2 = \text{Var}(W^+) = n(n+1)(2n+1)/24$ 가 된다.

$H_1$  하에서의  $W^+$ 의 통계적 성질은 Hettmansperger (1984)에 잘 기술되어 있는데 평균과 분산은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \nu_1 &= E(W^+) = np_1 + \frac{n(n-1)}{2}p_2, \\ \sigma_1^2 &= \text{Var}(W^+) = np_1(1-p_1) + \frac{n(n-1)}{2}p_2(1-p_2) \\ &\quad + 2n(n-1)(p_3 - p_1p_2) + n(n-1)(n-2)(p_4 - p_2^2), \end{aligned}$$

여기서  $p_1, p_2, p_3, p_4$ 는 아래와 같은 확률을 의미한다.

$$\begin{aligned} p_1 &= P(X_1 > \mu_0), \\ p_2 &= P(X_1 + X_2 > 2\mu_0), \\ p_3 &= P(X_1 + X_2 > 2\mu_0, X_1 > \mu_0) = \frac{p_1^2 + p_2}{2}, \\ p_4 &= P(X_1 + X_2 > 2\mu_0, X_1 + X_3 > 2\mu_0). \end{aligned}$$

이 결과를 이용하여 정규근사를 통한 표본크기를 결정한다면 검정력은 다음과 같은 식으로 표시된다.

$$\begin{aligned} 1 - \beta &\approx P(W^+ > z_\alpha \sigma_0 + \nu_0 | H_1) \\ &\approx 1 - \Phi\left(\frac{z_\alpha \sigma_0 - (\nu_1 - \nu_0)}{\sigma_1}\right). \end{aligned}$$

즉, 표준정규분포함수의 인수가  $-z_\beta$ 이므로 다음과 같은 관계가 성립한다.

$$z_\alpha \sigma_0 + z_\beta \sigma_1 \approx \nu_1 - \nu_0.$$

위 식에서  $\nu_0, \nu_1, \sigma_0, \sigma_1$  모두  $n$ 을 포함하고 있으며  $\nu_1$ 와  $\sigma_1$ 은  $p_1, p_2, p_4$ 를 계산해야 하기 때문에 단순히 유도할 수 없다. Shieh 등 (2007)는 이에 대한 여러 방법론을 정리하였다. Lehmann (1998, p167)과 Hettmansperger (1984, p60)이 제안한 근사검정력을 이용하면 다음과 같은 근사식을 얻을 수 있는데

$$z_\alpha + \sigma_0 z_\beta \approx n(\mu_1 - \mu_0)f(\mu_0) + n(n-1)(\mu_1 - \mu_0)f^*,$$

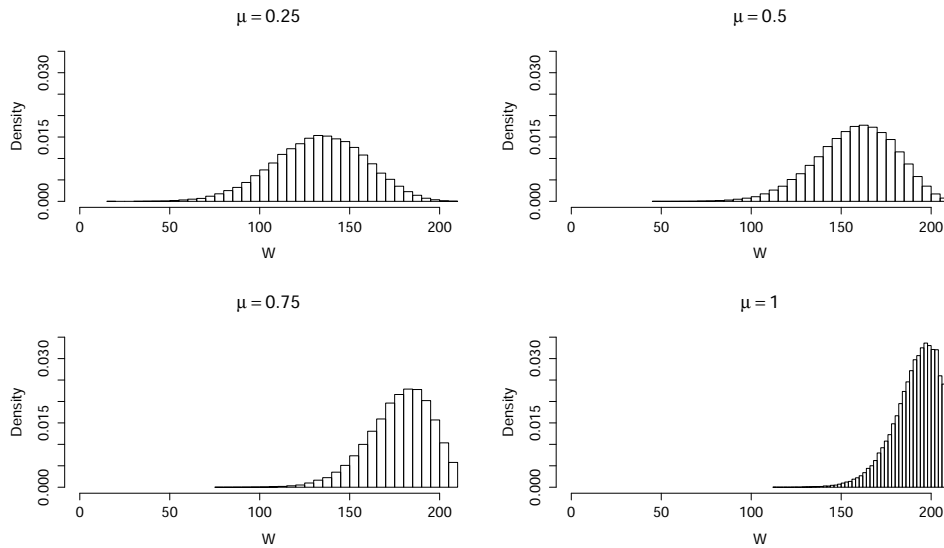


Figure 4.1. Distribution of Wilcoxon signed rank statistic under the null hypothesis.

여기서  $f(\mu_0)$ 는  $H_1$  하에서  $\mu_0$ 에서의 확률밀도함값수 값이고  $f^* = \int f^2(x)dx$ 이다. 하지만 여전히 계산이 복잡하여 사용하는데 어려움이 있다. Chow 등 (2008)에는  $n$ 에 대한 직접적인 공식이 다음과 같이 제시되어 있다.

$$n = \frac{\left( z_\alpha / \sqrt{12} + z_\beta \sqrt{p_3^* + 4p_4^* - 4p_2^{*2}} \right)^2}{(1/4 - p_2^*)^2}, \quad (4.1)$$

여기서

$$\begin{aligned} p_2^* &= P(Y_1 \geq Y_2, X_1 > \mu_0), \\ p_3^* &= P(Y_1 \geq Y_2, Y_1 \geq Y_3, X_1 > \mu_0), \\ p_4^* &= P(Y_1 \geq Y_2 \geq Y_3, X_1 > \mu_0, X_2 > \mu_0) \end{aligned}$$

로 기존 자료분석을 통해 추정하여 사용한다. Noether (1987)은 보다 단순하게 만든 공식을 다음과 같이 제안하였다.

$$n = \frac{(z_\alpha + z_\beta)^2}{3(p' - 0.5)^2}, \quad (4.2)$$

여기서  $p' = P(X_1 + X_2 > 2\mu_0)$ 를 의미하며 과거 자료를 이용하여 추정한다.

정규근사에 의한 방법에서 검정력을 계산하기 위해  $H_1$  하에서의 Wilcoxon부호순위 검정통계량의 분포도 정규분포를 따른다고 가정하였다. 그러므로, 정규근사에 의한 표본크기는 실제분포가 정규분포에 얼마나 근사하는지에 따라 정확도에 영향을 받는다. 이를 알아보기 위해 간단한 모의실험을 실시하였으며 그 결과는 Figure 4.1에 표시되어 있다. 이 그림은 분산이 1인 정규모집단을 가정하고  $H_1$  하에서의 표본크기가  $n = 20$ 인 확률표본에 대한  $W^+$ 의 히스토그램을 그린 것으로  $\mu$ 가  $\mu_0 = 0$ 으로부터 멀어질수록 심한 왜도를 가지는 것을 볼 수 있으며  $\mu = 1$ 인 경우  $W^+$ 의 최대값인 210에서 3% 이상의 값이 관측되

**Table 4.1.** The values of  $p_1, p_2^*, p_3^*, p_4^*$  and  $p'$  for normal distribution

$\theta$	$p_1$	$p_2^*$	$p_3^*$	$p_4^*$	$p'$
0.25	0.599	0.319	0.220	0.066	0.638
0.5	0.691	0.380	0.266	0.092	0.760
0.75	0.773	0.428	0.298	0.117	0.856
1.0	0.841	0.461	0.317	0.137	0.921

**Table 4.2.** Wilcoxon signed rank test: comparison of sample sizes and estimated powers and at  $\alpha = 0.05$  and  $\beta = 0.2$

$\theta$		0.25	0.5	0.75	1
정규근사 I	$n$	109	31	17	12
	검정력	0.812	0.841	0.892	0.929
정규근사 II	$n$	106	27	13	8
	검정력	0.802	0.789	0.794	0.756
정규근사 II+1	$n$	107	28	14	9
	검정력	0.809	0.808	0.815	0.844

어 일봉형태가 아닌 것으로 나타났다. 이는 유효크기가 큰 경우 정규근사를 통한 표본크기 산출은 문제가 될 수 있다는 것을 의미한다.

앞에서 언급한 것과 같이  $H_0$  하에서  $I(X_i^* > \mu_0)$ 는 확률이 0.5인 베르누이 확률변수가 되지만  $H_1$  하에서  $I(X_i^* > \mu_0)$ 의 기댓값은

$$p_i = P(X_i^* > \mu_0 | H_1) = 0.5 + P(\mu_0 < X_i^* \leq \mu_1 | H_1)$$

이 되는데  $X_i^*$ 는 순서통계량  $Y_{(i)}$ 에 대응하는 확률변수로  $I(X_i^* > \mu_0)$ 는  $i$ 에 따라 다른 분포를 따른다. 즉,  $H_1$  하에서의  $W^+$ 의 분포는 모집단의 분포에 따라 달라지기 때문에  $t$ -검정이나 부호검정과 같이 정확한 검정력분석을 통한 표본크기 결정이 매우 어렵다. 이 논문에서는 기존 정규근사 방법에 의한 표본크기를 적용했을 때 실제 검정력을 추정하고 모의실험을 통해 명목수준을 만족하도록 표본크기를 보정하도록 한다.

Table 4.1는 앞 절과 같은 조건 하에서 정규근사를 위해 필요한 확률  $p_1, p_2^*, p_3^*, p_4^*, p'$ 를 구한 값이다. Table 4.2의  $n$ 은 이 확률들을 대입하여 계산한 표본크기로 정규근사 I은 식 (4.2), 정규근사 II는 식 (4.1)에 의해 유도된 값이다.  $\theta = 0.25$ 에서의 검정력은 두 방법 모두 명목수준 0.8을 넘어가고 있으나  $\theta$ 가 0.5 이상인 경우 정규근사 I의 표본크기가 상대적으로 커 검정력은 0.8을 넘어가고 있으나 필요 이상으로 큰 반면 정규근사 II는 0.8을 넘지 못하고 있다. 이 문제를 해결하기 위해 모의실험을 실시한 결과 정규근사 II의 표본크기보다 하나 큰 값을 적용했을 때 표에서 정규근사 II+1에서 보는 것과 같이 적절한 크기의 검정력을 가지는 것으로 나타났다.

### 5. 결론

이 논문에서는 일표본 위치검정에서의 표본크기 결정에 대한 방법들에 대해 알아보았다.  $t$ -검정과 부호검정에서 검정통계량에 대한 근사분포를 사용하여 표본크기를 정한 경우 검정력이 명목수준에 미치지 못할 수 있으며 정확분포를 사용한 경우 명목수준을 만족하는 것으로 나타났다. Wilcoxon부호순위검정의 경우 대립가설 하에서의 정확분포를 유도하기 어렵기 때문에 정규근사를 사용할 수 밖에 없는데 이 경우 정규근사 II방법으로 유도된 표본크기에 1을 더한 표본크기를 사용하면 검정력이 원하는 명목수준

을 만족하는 것으로 나타났다.

## References

- Chow, S. C., Shao, J. and Wang, H. (2008). *Sample Size Calculations in Clinical Research*, 2nd Ed., Chapman & Hall/CRC, New York.
- Hettmansperger, T. P. (1984). *Statistical Inference Based on Ranks*, Wiley, New-York.
- Kang, S. H. (2013). *Statistical Methodology in New Drug Development (2nd Ed)*, Freeacademy, Paju.
- Lehmann, E. L. (1998). *Nonparametrics: Statistical Methods Based on Ranks*, Prentice-Hall, Upper Saddle River, NJ.
- Noether, G. E. (1987). Sample Size determination for some common nonparametric tests. *Journal of the American Statistical Association*, **82**, 645–647.
- Shieh, G., Jan, S. L. and Randles, R. H. (2007). Power and sample size determinations for the Wilcoxon signed-rank test, *Journal of Statistical Computation and Simulation*, **77**, 717–724.



# 일표본 위치검정에서의 표본크기 결정

여인권<sup>a,1</sup>

<sup>a</sup>숙명여대 통계학과

(2015년 4월 28일 접수, 2015년 5월 21일 수정, 2015년 5월 21일 채택)

---

## 요약

이 논문에서는 일표본 위치검정에서 표본크기를 결정하는데 일반적으로 사용되고 있는 근사분포방법의 문제점에 대해 알아본다. 모의실험 결과 이들 근사분포방법은 검정력의 명목수준에 도달하지 않는 것으로 나타났으며 이에 대한 개선이 필요한 것으로 나타났다. 이 논문에서는 검정통계량의 정확분포를 이용한 표본크기 결정에 대해 알아보고 이를 통한 표본크기의 검정력이 명목수준을 충족하는 것을 보인다.

주요용어: 검정력, 부호검정,  $t$ -검정, Wilcoxon부호순위검정

---

본 연구는 숙명여자대학교 교내연구비 지원에 의해 수행되었음 (1-1403-0119).

<sup>1</sup>(140-742) 서울시 용산구 청파로47길 100, 숙명여대 통계학과. E-mail: inkwon@sm.ac.kr