

정규 모집단의 모평균 차이 검정에서 표본크기와 검정력 계산의 구현

심송용¹ · 최규혁²

¹²한림대학교 금융정보통계학과

접수 2013년 3월 5일, 수정 2013년 4월 1일, 게재확정 2013년 4월 24일

요약

임상시험 등 다양한 분야를 중심으로 제1종 오류확률과 검정력을 함께 고려하여 표본크기를 결정하는 경우가 늘어나고 있다. 이런 경향은 표본을 많이 얻을 수 없는 연구에서 더욱 뚜렷하다. 본 연구에서는 독립인 두 개의 정규모집단에서 두 그룹의 분산과 표본수가 같지 않을 때의 모평균 차이에 대한 검정에서 제1종 오류와 제2종 오류를 모두 고려한 경우 두 그룹의 필요한 표본크기를 결정하는 과정을 살펴보고 이를 웹사이트를 통해 구현하였다. 또한 주어진 표본크기와 유의수준에 의한 검정력 계산도 함께 구현하였다.

주요용어: 검정력, 제1종 오류, 제2종 오류.

1. 서론

표본의 수를 결정하는 방법은 무한 모집단에서 제1종오류 확률 또는 신뢰구간의 신뢰도에 의해서 결정하는 경우가 많다. 신뢰구간의 신뢰도를 이용한 표본수를 구하는 방법은 Johnson (2010) 등 많은 입문서에서 소개하고 있다. 하지만 표본크기 결정에서 제1종오류 확률 뿐만 아니라 제2종오류 확률 또는 검정력을 함께 고려하는 경우가 많으며 유의수준과 검정력을 동시에 고려한 표본크기 결정은 Cohen (1988)을 포함하여 Rosner (2010) 등을 참고할 수 있다. 그러나 표본수의 계산이 필요한 일부 사용자에게는 유의수준과 검정력에 따라 적절한 표본수를 계산하는 것은 통계적인 이론을 요구하므로 결과를 얻기가 쉽지 않다. 따라서 Cohen (1988) 등에서는 특정한 유의수준 (5%, 10%)과 특정한 검정력 (80%)에서 필요한 표본의 수를 표로 제시하고 있다. 하지만 표라는 제약 때문에 일상적이지 않은 유의수준이나 검정력에서의 표본수 계산이 모두 포함될 수 없을 뿐 아니라 두 그룹의 분산이나 표본수가 다른 경우의 표본수는 제공되지 않고 있다. 본 연구에서는 독립인 이표본 문제에서 유의수준과 검정력을 함께 고려하였을 때의 표본크기를 구할 수 있도록 웹사이트에 구현하였다. 웹을 통해 공개되는 연구결과는 컴퓨터 뿐만 아니라 스마트폰 등에서도 사용가능하므로 접근성이 훨씬 높아진다. 연구결과가 제공되는 사이트의 주소는

<http://jupiter.hallym.ac.kr/zsize2/>

¹ 교신저자: (200-702) 강원도 춘천시 옥천동 1번지, 한림대학교 금융정보통계학과, 교수.

E-mail: sysim@hallym.ac.kr

² (200-702) 강원도 춘천시 옥천동 1번지, 한림대학교 대학원 금융정보통계학과, 대학원생.

이며 사용 언어는 PHP이다 (Welling, 2009; Choi, 2002 등). 또한 검정력과 표본수를 구현함에 있어서 World Wide Web Consortium (2013)에서 제시하는 국제표준에 따라 CSS 및 HTML을 구현하여 특정한 운영체제 또는 웹 브라우저를 요구하거나 프로그램을 내려받기를 하지 않도록 설계하였다.

본 연구에서는 이표본 모평균 차이에 대한 가설검정에서

- 유의수준 (또는 제1종 오류) 뿐만 아니라 검정력을 함께 고려한 경우의 필요한 표본크기에 대한 계산
- 유의수준과 표본크기가 주어졌을 때 검정력 계산

을 웹에 구현하였다. 통계적 계산을 웹 프로그래밍을 통해 구현하는 것은 Sim과 Lee (1999), Kang과 Sim (2000, 2003) 등의 Java 애플릿 (Applet)을 통한 구현 방법이 연구되었고 Shin 등 (2012)은 웹을 통한 임상자료관리의 구현에 대해 연구하였다. 표본크기에 대한 연구는 Kwak 등 (2010), Ko와 Kim (2010), Choi (2012) 등의 연구가 있다. 또한 Lee 등 (2012)의 연구에서는 단일표본의 평균검정 및 표본의 평균차이 검정에서 등분산 ($\sigma_1^2 = \sigma_2^2$)이고 두 표본의 크기가 같은 경우 ($n_1 = n_2$)에 대하여 유의수준과 검정력을 함께 고려한 표본크기를 구할 수 있도록 웹에 구현하였다.

본 연구에서는 Lee 등 (2012)의 연구를 확장하여 두 정규모집단에서 각 모집단의 분산과 각 표본의 크기가 같지 않을 경우의 표본의 크기 및 검정력 계산을 구현하여 Cohen (1988)등의 문헌에서 표로도 제공되지 않는 분산과 표본크기가 다른 경우의 표본수와 검정력계산의 결과를 얻을 수 있도록 구현하였다. 2.1절에서는 두 표본의 평균차이 검정에서 이분산 ($\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$)이고 두 표본의 크기가 같은 경우 ($n_1 = n_2$)에 대하여 유의수준과 검정력을 고려할 때 필요한 표본크기와 유의수준과 표본크기를 고려할 경우 검정력 계산을 소개하였고, 제2.2절에서는 두 표본의 평균차이 검정에서 분산이 같지 않고 두 표본의 크기가 다른 경우 ($n_1 \neq n_2$)에 대하여 유의수준과 검정력을 고려할 때 필요한 표본크기와 유의수준과 표본크기를 고려할 경우 검정력 계산을 구현하였다.

위의 웹 사이트에는 제1종의 오류와 제2종의 오류 또는 검정력을 고려한 표본크기 계산은 사용자에게 편리하도록 단측 검정과 양측 검정인 경우 모두 구현하였으나 본 논문에서는 단측 검정인 경우 양측 검정과 사용법이 같으므로 양측 검정 기준으로 사용법을 소개하도록 한다.

2. 분산이 다른 독립 이표본 검정에서 표본크기와 검정력

귀무가설 $H_0: \mu_1 = \mu_2$ 이고 대립가설이 양측 또는 단측 가설인 경우 두 그룹의 모평균차이 대한 검정에서 표본크기를 얻고자 할 때는 다음과 같이 두 가지 형태로

- 양측검정인지 단측검정인지 선택한 후
- 각 그룹의 분산, 유의수준, 대립가설에서의 각 그룹의 평균 및 대립가설에서의 특정한 평균값에서 필요한 최소한의 검정력을

매개변수로 입력하였을 때 필요한 최소한의 표본크기를 계산하며, 검정력은

- 양측검정인지 단측검정인지 선택하고
- 각 그룹의 분산, 유의수준, 표본크기 및 대립가설에서의 각 그룹의 평균을

필요한 매개변수로 입력한 경우 설정한 값에서의 검정력이 반환된다.

2.1. 독립 이표본 검정에서 표본크기가 같을 때 ($n_1 = n_2 = n$)

독립인 두 표본의 평균차이 검정에서 사용하는 자료에 대한 가정을 그대로 적용하여 X_1, X_2, \dots, X_n 이 서로 독립인 정규분포 $N(\mu_1, \sigma_1^2)$ 에서의 확률 표본이며, Y_1, Y_2, \dots, Y_n 이 서로 독립인 정규분포

$N(\mu_2, \sigma_2^2)$ 에서 얻어진 확률표본일 때 표본크기에 대하여 알아보자. 귀무가설 $H_0 : \mu_1 - \mu_2 = 0$ 와 대립가설 $H_1 : \mu_1 - \mu_2 \neq 0$ 이고 유의수준 α 인 평균차 검정에서 대립가설하에서 μ_1 과 μ_2 의 실제값이 μ_{1a} 와 μ_{2a} 일 때의 검정력이 최소한 β 가 되기 위해 필요한 표본크기 n 은 적어도

$$n = \frac{(\sigma_1^2 + \sigma_2^2)(z_{\alpha/2} + z_{1-\beta})^2}{(\mu_{1a} - \mu_{2a})^2} \tag{2.1}$$

보다 같거나 크다. 이 식에서 얻은 값은 일반적으로 자연수가 아니므로 식에서 얻은 값보다 큰 자연수 중 가장 작은 자연수를 사용하여 표본수를 얻게된다. 따라서 두 표본의 모평균 μ_{1a} 와 μ_{2a} 에서의 검정력은 β 보다 같거나 크게 된다.

이 검정에서 두 모집단의 실제 모평균이 각각 $\mu_1 = \mu_{1a}$ 와 $\mu_2 = \mu_{2a}$ 일 때의 검정력 β 는

$$\beta = \Pr \left\{ Z > z_{\alpha/2} - \frac{\mu_{1a} - \mu_{2a}}{\sqrt{\sigma_1^2/n + \sigma_2^2/n}} \text{ 또는 } Z < -z_{\alpha/2} - \frac{\mu_{1a} - \mu_{2a}}{\sqrt{\sigma_1^2/n + \sigma_2^2/n}} \right\} \tag{2.2}$$

가 된다. 만약 분산의 크기에 따른 상대적인 평균차이를 δ 라고 한다면 δ 는

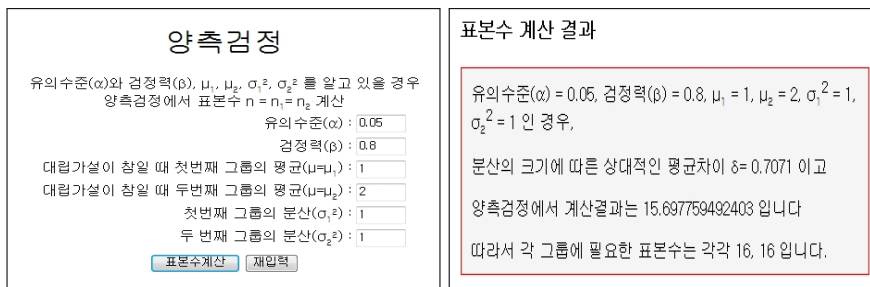
$$\delta = \frac{|\mu_{1a} - \mu_{2a}|}{\sqrt{(\sigma_1^2 + \sigma_2^2)}}$$

가 되고, δ 를 이용하여 표본크기 및 검정력을 구할 수도 있다. 흔히 효과크기 (effect size; Cohen, 1988)라고 부르는 δ 는 일표본 문제에서는 표준편차에 대한 상대적 평균차이의 의미가 있으나 이표본 문제에서는 효과크기라고 하여 위의 δ 를 사용하는 경우가 흔하지 않기 때문에 본 연구에서는 δ 를 직접 매개변수로 받지 않고 각 그룹에서의 분산 및 대립가설하에서의 모평균값 μ_{1a} 와 μ_{2a} 를 매개변수로 받도록 프로그램에서 구현하였다.

위의 식 (2.1) 및 식 (2.2)에서 $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ 인 경우의 표본크기 및 검정력은 특정한 유의수준의 값에 대해서는 Cohen (1988)에서 표로 제시하였으나 분산이 다른 경우는 다루지 않았다. 이 두 식을 사용하여 1절의 웹 사이트 주소에 구현한 결과는 다음과 같다.

먼저 두 표본 평균차이에 대한 귀무가설 $H_0 : \mu_1 - \mu_2 = 0$ 대 대립가설 $H_1 : \mu_1 - \mu_2 \neq 0$ 에 대한 양측검정에서

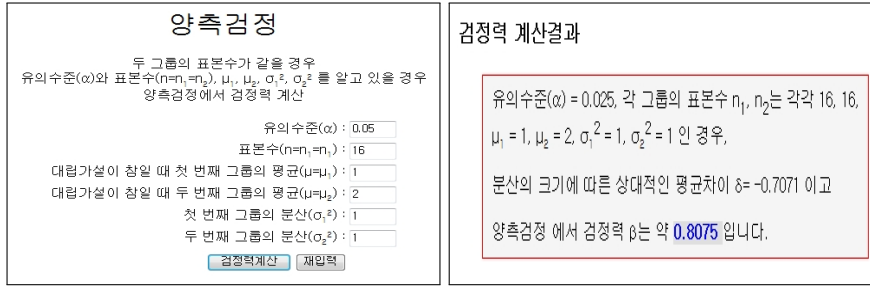
- 대립가설 하에서 두 그룹의 평균 μ_{1a} 와 μ_{2a} 에서의 최소한의 검정력 β 를 얻기 위해서 필요한 표본크기 계산은 각 그룹의 분산, 유의수준, 대립가설에서의 각 그룹의 평균값 및 그 평균값에서 요구되는 최소한의 검정력을 입력하고 (Figure 2.1(a)) 표본수계산 버튼을 클릭하면 δ 와 각 그룹에서 필요한 표본크기가 출력된다 (Figure 2.1(b)).



(a) Parameter input for sample size (b) Sample sizes based on hypotheses

Figure 2.1 Sample size calculation for two-sided two sample test ($n_1 = n_2 = n$)

- 모평균차에 대한 양측 검정에서 각 그룹의 평균이 특정한 값일 때의 검정력 계산은 각 그룹의 분산, 유의수준 및 각 그룹의 평균 및 표본크기를 입력하고 (Figure 2.2(a)) 계산하기 버튼을 클릭하면 Figure 2.2(b)와 같이 δ 와 검정력의 출력이 얻어진다.



(a) Parameter input for power (b) Result of power calculation
Figure 2.2 Power calculation for two-sided two sample test ($n_1 = n_2 = n$)

두 표본 평균차이에 대한 단측검정인 경우 표본수는 대립가설의 방향에 상관없이 얻으나 검정력은 모양이 달라진다. 즉, 단측검정인 경우 대립가설이 $H_1 : \mu_1 - \mu_2 > 0$ 인 경우와 $H_1 : \mu_1 - \mu_2 < 0$ 인 경우 모두 표본수 계산은 식 (2.1)에서 $z_{\alpha/2}$ 대신에 z_α 를 사용하면 단측검정에서 필요한 표본 수이다.

대립가설이 $H_1 : \mu_1 - \mu_2 > 0$ 인 경우 두 모집단의 실제 평균이 각각 $\mu_1 = \mu_{1a}$ 및 $\mu_2 = \mu_{2a}$ 일 때의 검정력은

$$\beta = \Pr \left\{ Z > z_\alpha - \frac{\mu_{1a} - \mu_{2a}}{\sqrt{\sigma_1^2/n + \sigma_2^2/n}} \right\} \tag{2.3}$$

이고 $H_1 : \mu_1 - \mu_2 < 0$ 인 경우 실제 모평균 $\mu_1 = \mu_{1a}$, $\mu_2 = \mu_{2a}$ 에서의 검정력은

$$\beta = \Pr \left\{ Z < -z_\alpha - \frac{\mu_{1a} - \mu_{2a}}{\sqrt{\sigma_1^2/n + \sigma_2^2/n}} \right\} \tag{2.4}$$

이다. 단측검정에서의 표본수 계산 및 검정력 계산도 위의 웹사이트에서 제공한다. 표본크기 계산 사용법은 Figure 2.1(a) 및 Figure 2.1(b)와 같은 방법으로 양측검정에서 사용하는 매개변수를 입력하면 표본크기를 얻을 수 있다. 단측검정의 검정력 계산은 대립가설의 방향에 따라 달라지므로 대립가설의 방향을 먼저 선택하고 필요한 매개변수를 입력한다. Figure 2.3(a)와 Figure 2.3(b)는 각각 대립가설이 $H_1 : \mu_1 - \mu_2 > 0$ 인 경우의 매개변수 입력 및 검정력계산 출력결과를 보여준다. 대립가설이 $H_1 : \mu_1 - \mu_1 > 0$ 인 경우도 사용법은 Figure 2.3(a)와 Figure 2.3(b)와 같다.

2.2. 독립 이표본 검정에서 표본크기 n_1 과 n_2 가 다를 때

독립인 이표본의 평균차이 검정에서 일반적으로 사용하는 표본에 대한 가정을 적용하여 X_1, X_2, \dots, X_{n_1} 이 서로 독립인 정규분포 $N(\mu_1, \sigma_1^2)$ 에서의 확률표본이며, Y_1, Y_2, \dots, Y_{n_2} 가 서로 독립인 정규분포 $N(\mu_2, \sigma_2^2)$ 에서 얻어진 확률표본이라고 하자. 그리고 두 확률표본도 독립이라고 하자.

μ_1 과 μ_2 가 특정한 값일 때 최소 검정력 β 가 보장되기 위해 각 그룹에서 필요한 표본크기 n_1, n_2 를 얻는 방법에 대해서 알아보자. 표본크기 n_1 과 n_2 사이에 $n_2 = rn_1$ 인 관계가 성립하고 두 표본크기의 비율 r 은 알려져 있다고 가정한다 ($r > 0$). 이런 경우는 임상시험에서 희귀질병의 경우 질병을 가진 치료군의 표본수는 크게 하기 어려우나, 질병이 없는 대조군의 표본수를 쉽게 늘릴 수 있는 경우 대조군의

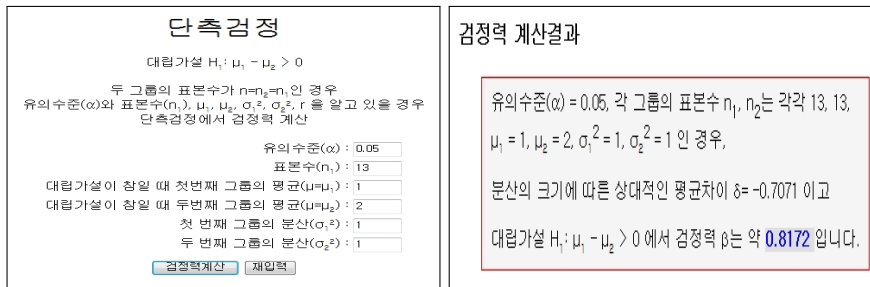


Figure 2.3 Parameter input and power calculation based on the direction of alternative hypothesis ($H_1 : \mu_1 - \mu_2 > 0$)

표본수는 처리군의 표본수의 2배 ($r = 2$ 또는 0.5)로 하기로 실험을 설계하는 것과 같이 실제 연구에서 종종 발생하는 상황이다.

먼저 양측검정인 경우 귀무가설 $H_0 : \mu_1 - \mu_2 = 0$ 과 대립가설 $H_1 : \mu_1 - \mu_2 \neq 0$ 에 대한 가설검정에서 유의수준 α , 대립가설하에서 두 그룹의 모평균이 각각 μ_{1a}, μ_{2a} 인 경우 이 검정이 최소한 β 만큼의 검정력이 있으려면 필요한 첫번째 표본의 표본크기 n_1 은

$$n_1 = \frac{(\sigma_1^2 + \sigma_2^2/r)(z_{\alpha/2} + z_{1-\beta})^2}{(\mu_{1a} - \mu_{2a})^2} \tag{2.5}$$

이고, 두 번째 그룹의 표본크기 n_2 는

$$n_2 = \frac{(r\sigma_1^2 + \sigma_2^2)(z_{\alpha/2} + z_{1-\beta})^2}{(\mu_{1a} - \mu_{2a})^2} = rn_1 \tag{2.6}$$

이다.

각 표본의 표본크기가 n_1, n_2 이고 대립가설에서의 모평균의 값이 각각 μ_{1a} 및 μ_{2a} 일 때 이 양측검정의 검정력 β 는

$$\beta = \Pr \left\{ Z > z_{\alpha/2} - \frac{\sqrt{n_1}(\mu_{1a} - \mu_{2a})}{\sqrt{\sigma_1^2 + \sigma_2^2/r}} \text{ 또는 } Z < -z_{\alpha/2} - \frac{\sqrt{n_1}(\mu_{1a} - \mu_{2a})}{\sqrt{\sigma_1^2 + \sigma_2^2/r}} \right\} \tag{2.7}$$

이다. 표본크기 n_2 기준으로 이 값은

$$\beta = \Pr \left\{ Z > z_{\alpha/2} - \frac{\sqrt{n_2}(\mu_{1a} - \mu_{2a})}{\sqrt{r\sigma_1^2 + \sigma_2^2}} \text{ 또는 } Z < -z_{\alpha/2} - \frac{\sqrt{n_2}(\mu_{1a} - \mu_{2a})}{\sqrt{r\sigma_1^2 + \sigma_2^2}} \right\} \tag{2.8}$$

로 쓸 수도 있다. 분산의 크기에 따른 상대적인 평균차이를 δ 라고 한다면 δ 는

$$\delta_1 = \frac{|\mu_{1a} - \mu_{2a}|}{\sqrt{(\sigma_1^2 + \sigma_2^2/r)}}$$

또는

$$\delta_2 = \frac{|\mu_{1a} - \mu_{2a}|}{\sqrt{(r\sigma_1^2 + \sigma_2^2)}}$$

로 쓸 수 있다. 제2.1절에서와 같은 이유로 δ_1 이나 δ_2 를 매개변수로 받는 경우의 표본크기 및 검정력 계산은 구현하지 않았다.

두 모집단의 분산 및 두 표본의 표본크기가 모두 같지 않은 두 표본의 평균차 검정에 대한 양측 검정에서 각 표본의 표본크기 및 검정력은 제1절의 인터넷 주소에 함께 구현되어 있으며 사용보기는 다음과 같다.

- 모평균 차이 $\mu_1 - \mu_2$ 에 대한 양측 검정에서 각 표본의 표본크기 계산은 각 그룹의 분산, 유의수준, 두 그룹의 표본크기 비율, 대립가설에서의 각 그룹의 평균 및 대립가설에서의 특정한 평균값 및 그 값에서 요구되는 최소한 검정력을 입력하고 (Figure 2.4(a)) 표본수계산 버튼을 클릭하면 Figure 2.4(b)과 같이 각 표본에서 필요한 최소 표본크기 n_1, n_2 가 출력된다.

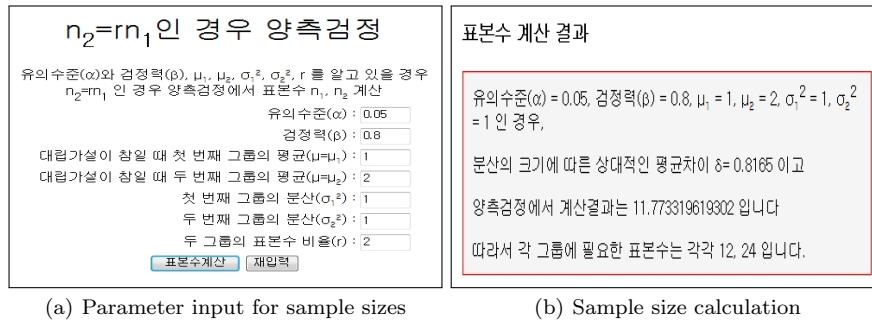


Figure 2.4 Sample size calculations for two-sided test (n_1, n_2)

- 모평균 차이 $\mu_1 - \mu_2$ 에 대한 양측 검정에서 검정력 계산은 각 그룹의 분산, 유의수준, 두 그룹의 표본크기 비율, 대립가설에서의 각 그룹의 평균 및 첫 번째 그룹의 표본크기를 입력하고 (Figure 2.5(a)) 검정력계산 버튼을 클릭하면 Figure 2.5(b)과 같이 δ 와 검정력이 출력된다. 표본크기의 계산이 주어진 검정력을 만족하게 하는, 즉, 적어도 β 만큼의 검정력을 보장하는 표본크기이므로 앞의 Figure 2.4 등의 계산에서 얻은 표본수를 재사용하여 검정력을 계산하면 앞에서 사용한 검정력보다 조금 큰 값이 얻어질 것이다.

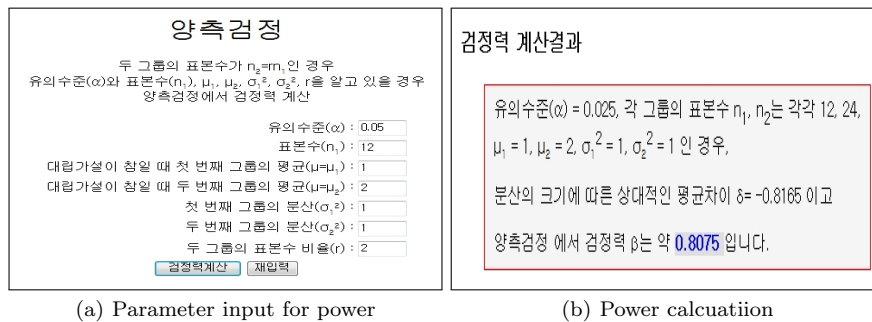


Figure 2.5 Power calculation for two sample test with different sample sizes (two-sided test)

독립 이표본 단측검정인 경우 표본의 수는 대립가설의 방향에 상관없이 식 (2.5) 또는 식 (2.6)에서 $z_{\alpha/2}$ 대신에 z_α 를 사용하여 표본수를 얻을 수 있다. 검정력의 경우 대립가설이 $H_1 : \mu_1 - \mu_2 > 0$ 인 경우는

식 (2.7) 및 식 (2.8)에서 왼쪽 부분에 $z_{\alpha/2}$ 대신에 z_{α} 를 사용한

$$\beta = \Pr \left\{ Z > z_{\alpha} - \frac{\sqrt{n_1}(\mu_{1a} - \mu_{2a})}{\sqrt{\sigma_1^2 + \sigma_2^2/r}} \right\} \quad (2.9)$$

이고, 표본크기 n_2 기준으로 이 검정의 검정력 β 는

$$\beta = \Pr \left\{ Z > z_{\alpha} - \frac{\sqrt{n_2}(\mu_{1a} - \mu_{2a})}{\sqrt{r\sigma_1^2 + \sigma_2^2}} \right\} \quad (2.10)$$

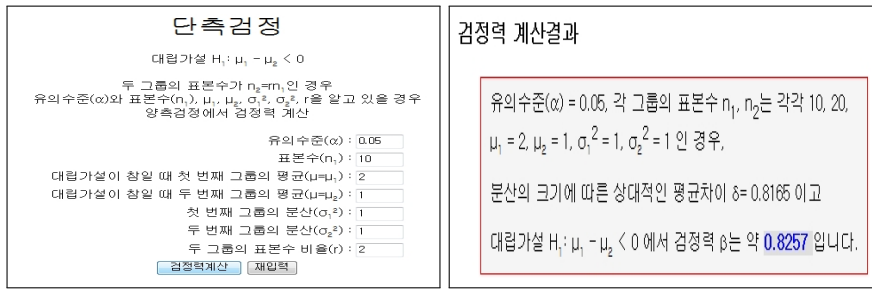
이다. 마찬가지로 방법으로 대립가설이 $H_1 : \mu_1 - \mu_2 > 0$ 인 경우의 검정력은

$$\beta = \Pr \left\{ Z < -z_{\alpha} - \frac{\sqrt{n_1}(\mu_{1a} - \mu_{2a})}{\sqrt{\sigma_1^2 + \sigma_2^2/r}} \right\} \quad (2.11)$$

이고, 표본크기 n_2 기준으로 이 검정의 검정력 β 는

$$\beta = \Pr \left\{ Z < -z_{\alpha} - \frac{\sqrt{n_2}(\mu_{1a} - \mu_{2a})}{\sqrt{r\sigma_1^2 + \sigma_2^2}} \right\} \quad (2.12)$$

이다.



(a) Parameter input ($n_2 = rn_1$) (b) Power calculation
Figure 2.6 Power calculation for two sample test with different sample sizes ($H_1 : \mu_1 - \mu_2 < 0$)

단측검정의 표본수 계산 및 대립가설의 방향이 다른 두 가지 경우 모두에 대한 검정력의 구현 결과는 위와 같은 사이트에서 제공된다. 표본수 계산은 Figure 2.4(a)와 Figure 2.4(b)의 양측검정의 경우와 사용법이 동일하다.

검정력 계산은 대립가설의 방향에 따라 달라지나 2.1절에서 설명한 Figure 2.3(a) 및 Figure 2.3(b)와 유사하다. 여기서는 대립가설이 $H_1 : \mu_1 - \mu_2 < 0$ 인 경우의 검정력 계산을 위한 매개변수 입력과 그 출력결과를 각각 Figure 2.6(a)와 2.6(b)에 담았다.

3. 결론

통계연구에서 어떠한 결론을 얻기까지의 과정에서 표본은 반드시 필요한 요소이다. 표본이 가지고 있는 특징이나 정보들을 바탕으로 연구대상인 모집단에 관한 추론을 하게 된다. 표본의 크기는 클수록 좋지만 이에 비용과 시간을 수반하는 문제이기 때문에 비용과 시간의 제약과 제1종 오류 및 제2종 오류 확률 사이에 적절한 타협점이 필요하다. 본 연구에서는 연구나 조사에서 표본수를 어떻게 결정하는지에 대해서 알아보았다.

또한 이표본 평균검정 문제에서 특별한 사정이 없으면 처리군과 대조군의 표본크기를 같게 유지하고자 하지만 희귀질병에 대한 연구에서와 같이 처리군의 표본수가 아주 작게 제한되는 경우처럼 두 그룹의 표본수를 다르게 하고자 하는 경우도 있다. 이에 두 표본의 표본수가 같지 않은 경우에 대해서 단측검정과 양측검정의 표본수와 검정력을 계산할 수 있도록 웹에 PHP를 이용하여 구현하였다.

본 연구에서는 두 가지 경우 모두 모분산 (σ_1^2, σ_2^2)을 알고 있는 경우에 대해서만 구현하였으며 실제 표본수 계산에서는 대개 이전의 조사나 예비조사 등으로 분산의 값을 얻어서 그 값을 표본수 계산에 사용한다. 하지만 항상 분산을 얻는데 문제가 있을 수 있으므로 향후에는 모분산을 모를 때 표본수를 계산할 수 있도록 구현하는 것도 연구해야할 필요가 있다. 또한 스마트기기에서 사용가능한 안드로이드나 애플의 iOS에서 직접 동작할 수 있는 버전에 대한 연구도 필요하다.

References

- Choi, K. (2012). A note on the sample size determination of sequential and multistage procedures. *Journal of the Korean Data & Information Science Society*, **23**, 1271–1277.
- Choi, W. (2002). *Professional PHP4*, Information Publishing Group, Seoul.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences*, 2nd edition, Lawrence Erlbaum Associates, Publishers, Hillsdale, NJ.
- Johnson, R. A. (2010). *Miller & Freund's probability and statistics for engineers*, 8th edition, Prentice Hall, Englewood Cliffs, NJ.
- Kang, H. and Sim, S. (2000). Implementation of estimation and inference on the web. *Communications of the Korean Statistical Society*, **7**, 913–926.
- Kang, H. and Sim, S. (2003). Regression and correlation analysis via dynamic graphs. *Communications of the Korean Statistical Society*, **10**, 695–705.
- Ko, H. and Kim, D. (2010). Sample size comparison for two independent populations. *Journal of the Korean Data & Information Science Society*, **21**, 1243–1251.
- Kwak, S. G., Kim, D. H., Shin, I. H., Kim, H. G. and Kim, S. G. (2010). Two Bayesian methods for sample size determination in clinical trials. *Journal of the Korean Data & Information Science Society*, **21**, 1343–1351.
- Lee, C, Kang H. and Sim, S. (2012). An implementation of the sample size and the power for testing mean and proportion. *Journal of the Korean Data & Information Science Society*, **23**, 1–9.
- Rosner, B. (2010). *Fundamentals of biostatistics*, 7th edition, Brooks/Cole Cengage Learning, Boston, MA.
- Shin, I., Kim, D. Kim, S., Sohn, K., Park, C. and Kwak, S. (2012). Web-based program development for clinical data management system establishment. *Journal of the Korean Data & Information Science Society*, **23**, 171–177.
- Sim, S. and Lee, K. W. (1999). Approximation of binomial distribution via dynamic graphics. *Communications of the Korean Statistical Society*, **6**, 821–829.
- Welling, L. (2009). *PHP & MySQL: The missing manual*, Information Publishing Group, Seoul.
- World Wide Web Consortium (2013). <http://www.w3.org/> 및 <http://www.w3c.or.kr/>.

An implementation of sample size and power calculations in testing differences of normal means

Songyong Sim¹ · Kyuhyeok Choi²

¹²Department of Finance & Information Statistics, Hallym University

Received 5 March 2013, revised 1 April 2013, accepted 24 April 2013

Abstract

In this paper, we consider the sample sizes required for each group in independent two sample test of normal populations when both the type I error and type II error probabilities are specified with sample sizes and variances being possibly different. We derived the sample sizes and the power of the tests, and implement them by web programming. The result is available over the world wide web. Further, we also provide the power calculations and have them available on the web.

Keywords: Power, type I error, type II error.

¹ Corresponding author: Professor, Department of Finance & Information Statistics, Hallym University, Kangwon-do 200-702, Korea. E-mail: sysim@hallym.ac.kr

² Graduate student, Department of Finance & Information Statistics, Hallym University, Kangwon-do 200-702, Korea.