

MTTTP5, luento 27.11.2018

5.2.3 Kahden populaation odotusarvojen erotuksen luottamusväli (kertausta)

Kun $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ tuntemattomia, niin $100(1 - \alpha) \%$:n luottamusväli odotusarvojen erotukselle $(\mu_1 - \mu_2)$, on

$$\bar{X} - \bar{Y} \pm t_{\alpha/2; n+m-2} s \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{1}{m}} \quad \text{Kaava 4.5.}$$

$$s^2 = \frac{(n-1)s_X^2 + (m-1)s_Y^2}{n+m-2}$$

Esim. 5.2.11 Miesten ja naisten musikaalisuus.

Group Statistics

Sukupuoli		N	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean
Musikaalisuus	Mies	$n = 20$	\bar{x} 43,90	s_x 7,860	1,758
	Nainen	$m = 25$	\bar{y} 42,20	s_y 6,982	1,396

$$s^2 = \frac{(20-1)7,86^2 + (25-1)6,982^2}{20+25-2} = 54,51$$

$$s = 7,38$$

$$s \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{1}{m}} = 7,38 \sqrt{\frac{1}{20} + \frac{1}{25}}$$

Independent Samples Test

Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
							Lower	Upper
,185	,669	,768	43	,447	$\bar{x} - \bar{y}$ 1,700	2,215	-2,767	6,167
		,757	38,435	,453	1,700	2,245	-2,843	6,243

$$t_{0,05/2; 43} = 2,021$$

$$\text{luottamusväli: } 1,7 \pm 2,021 \cdot 2,215$$

Luku 6

Hypoteesien testaus

Tutkimusongelmia ja tilastollisia hypoteeseja:

- Perunalastupussien keskimääräinen paino?

$H_0 : \mu = \mu_0$ Nollahypoteesi

$H_1 : \mu < \mu_0$ Vaihtoehtoinen hypoteesi
(yksisuuntainen)

- Virheellisten komponenttien osuus tuotannossa?

$H_0 : \pi = \pi_0$ Nollahypoteesi

$H_1 : \pi > \pi_0$ Vaihtoehtoinen hypoteesi
(yksisuuntainen)

- Asuntojen keskimääräisen neliöhinnat keskustassa ja lähiössä?

$H_0 : \mu_1 = \mu_2$ Nollahypoteesi

$H_1 : \mu_1 > \mu_2$ Vaihtoehtoinen hypoteesi
(yksisuuntainen)

Esim. Perunalastupussien valmistaja ilmoittaa pussien keskipainoksi 340 g. Oletetaan painon vaihtelun olevan normaalijakautunut hajontana 10 g. Tutkitaan väitettä ja tehdään 9 alkion satunnaisotos. Otoskeskiarvoksi saadaan 336 g.

$$H_0 : \mu = 340 \text{ g}$$

Tilastollinen hypoteesi

$$H_1 : \mu < 340 \text{ g}$$

Jos H_0 on tosi, niin $\bar{X} \sim N\left(340, \frac{10^2}{9}\right)$.

Tällöin

$$Z = \frac{\bar{X} - 340}{10/3} \sim N(0, 1)$$

Otossuure, jonka

jakauma tunnetaan, kun

H_0 tosi. Otossuureesta

käytetään nimitystä

testisuure.

$$Z_{havaittu} = \frac{336-340}{10/3} = -1,2 \quad \boxed{\text{Testisuureen arvo}}$$

otoksesta laskettuna,
päättely tämän
perusteella

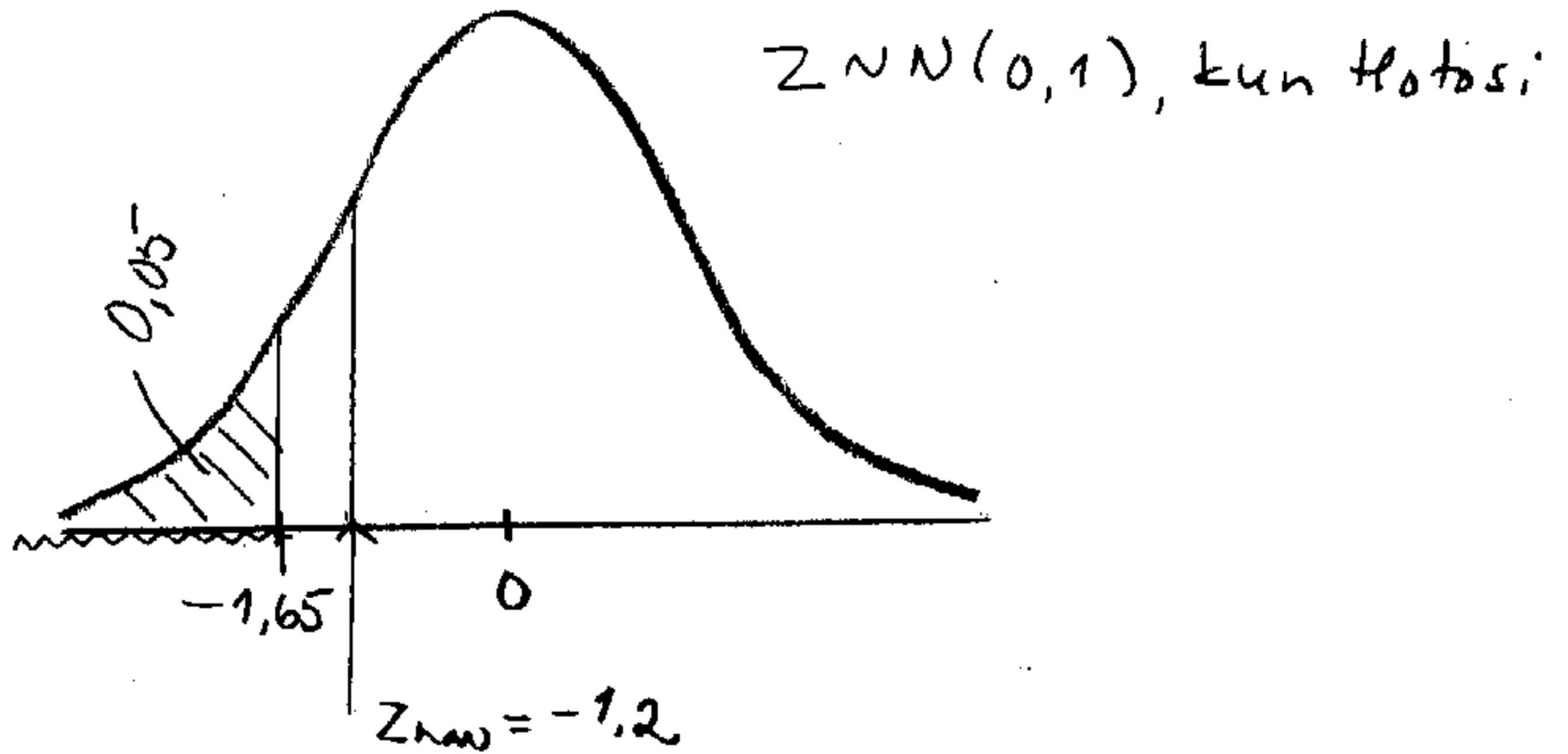
Hyväksytäänkö vai hylätäänkö nollahypoteesi H_0 ?

Hyväksytään H_0 , jos otoksesta laskettu testisuureen arvo kuuluu tavanomaisiin arvoihin. Jos otoksesta laskettu testisuureen arvo kuuluu harvinaisiin arvoihin, niin H_0 hylätään ja H_1 hyväksytään.

Mikä on harvinaista?

Testisuure noudattaa H_0 :n ollessa tosi standardoitua normaalijakaumaa, joten harvinaisina arvoina voidaan pitää esimerkiksi $-1,65 = -z_{0,05}$ pienempiä arvoja. Jos tehdään näin, niin suoritetaan testaus 5 %:n merkitsevyys- eli riskitasolla, ja hyväksytään H_0 .

27.11.2018/11



Usein riskitaso $\alpha = 0,05, 0,025, 0,01, 0,001$

Voidaan määrittää myös pienin riskitaso, jolla H_0 voidaan hylätä. Tätä kutsutaan p-arvoksi.

Nyt jos H_0 tosi, niin $P(Z \leq -1,2) = 1 - \Phi(1,2) = 0,1151 = p\text{-arvo}$.

Tätä suuremmilla riskeillä H_0 voidaan hylätä. Ei oteta näin suurta riskiä!

Testaukseen liittyvät virhetodennäköisyydet

	Todellinen tilanne	
	H_0 tosi	H_0 epätosi
H_0 hyväksytään	$1 - \alpha$	β
		<u>2. lajin virhe</u>
H_0 hylätään	α	$1 - \beta$
	<u>1. lajin virhe</u>	<u>testin voimakkuus</u>

6.1 Erilaisia testejä

6.1.1 Yhden populaation odotusarvoa koskeva päättely

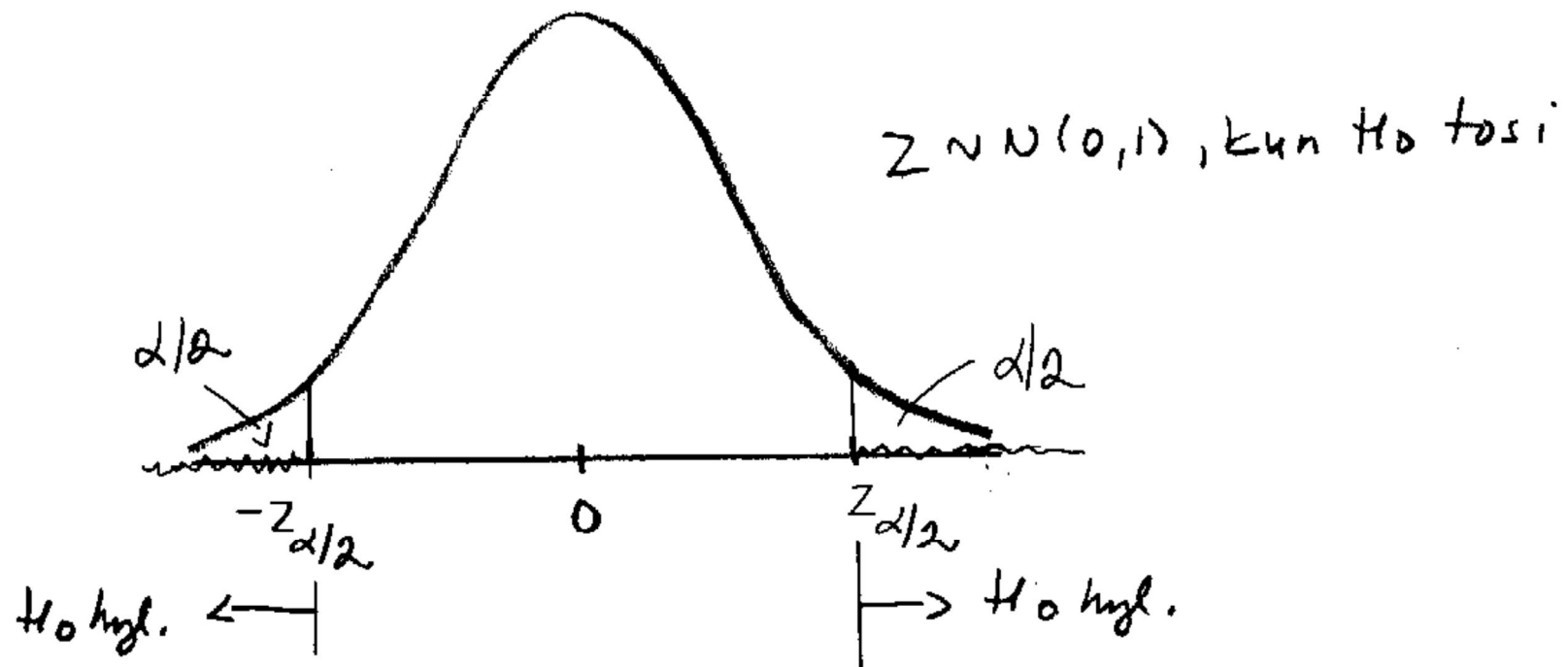
$$H_0 : \mu = \mu_0$$

Olk. X_1, X_2, \dots, X_n on satunnaisotos $N(\mu, \sigma^2)$:sta, missä σ^2 tunnettu.

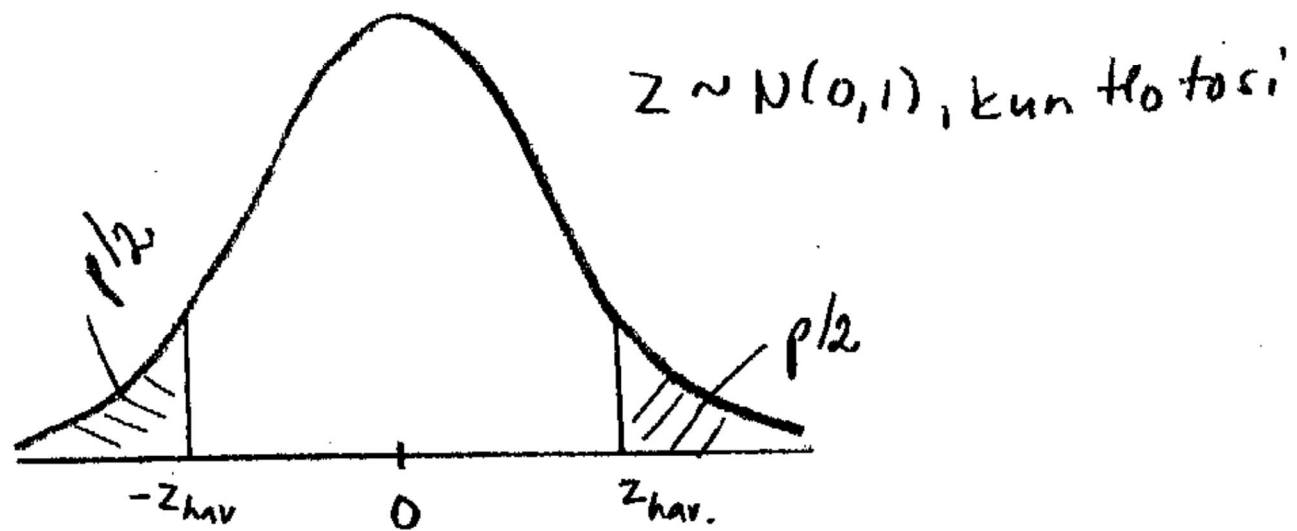
Jos H_0 on tosi, niin

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

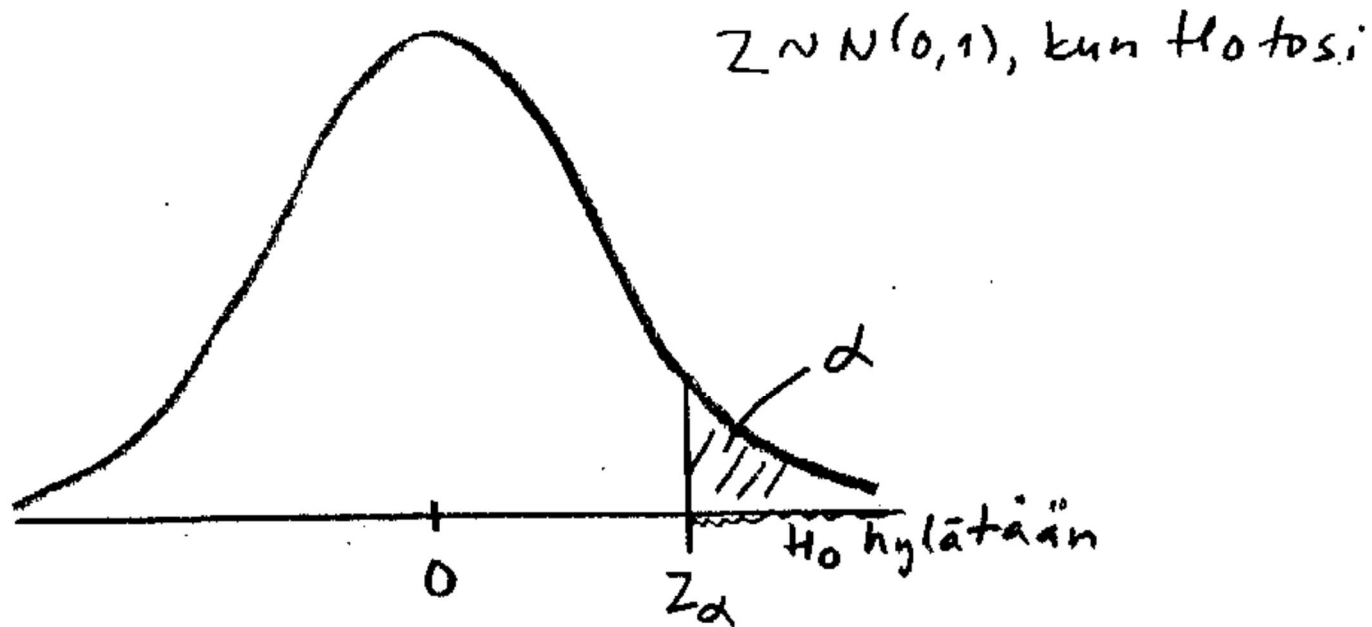
- Jos $H_1 : \mu \neq \mu_0$, niin H_0 hylätään riskitasolla α , jos otoksesta laskettu $|z_{\text{hav}}| > z_{\alpha/2}$.



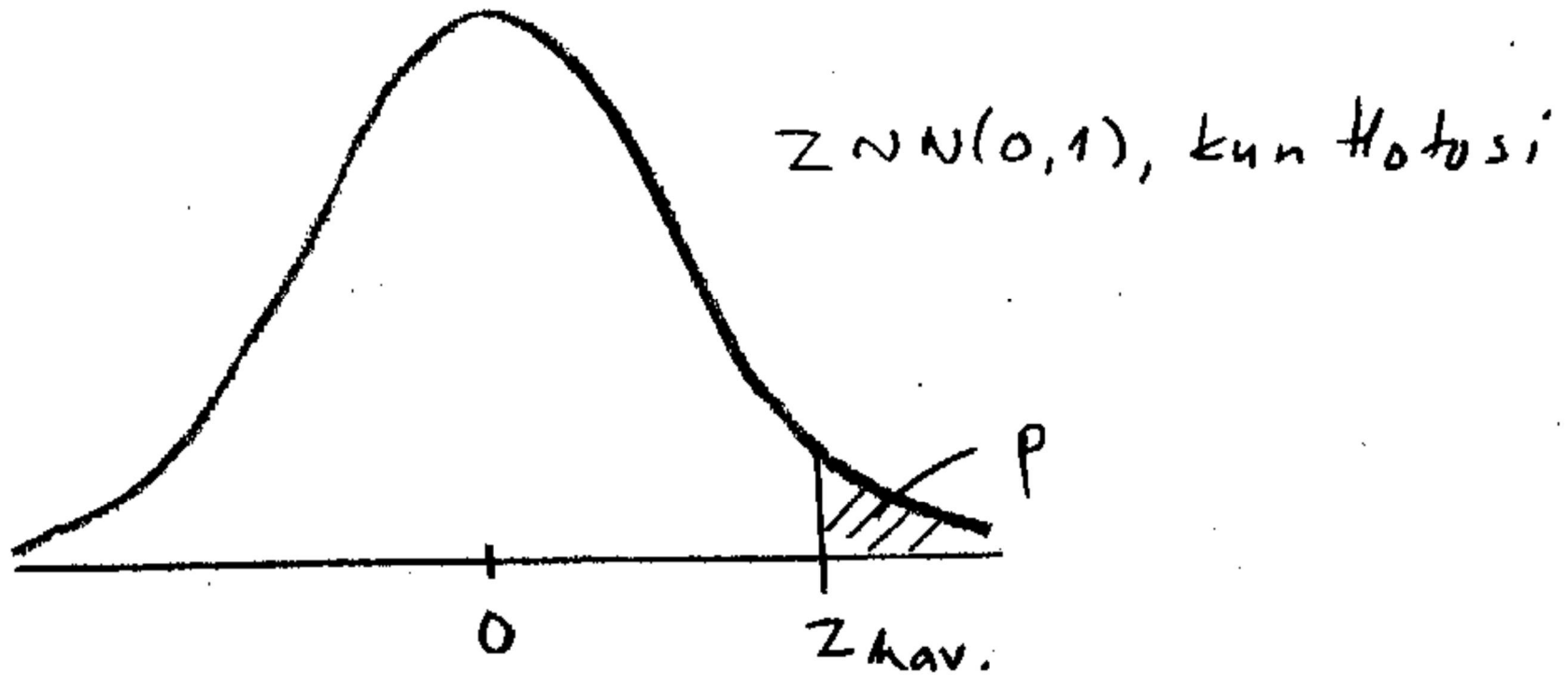
Pienin riskitaso p , jolla H_0 voidaan hylätä, on $2P(Z > |z_{hav}|)$.



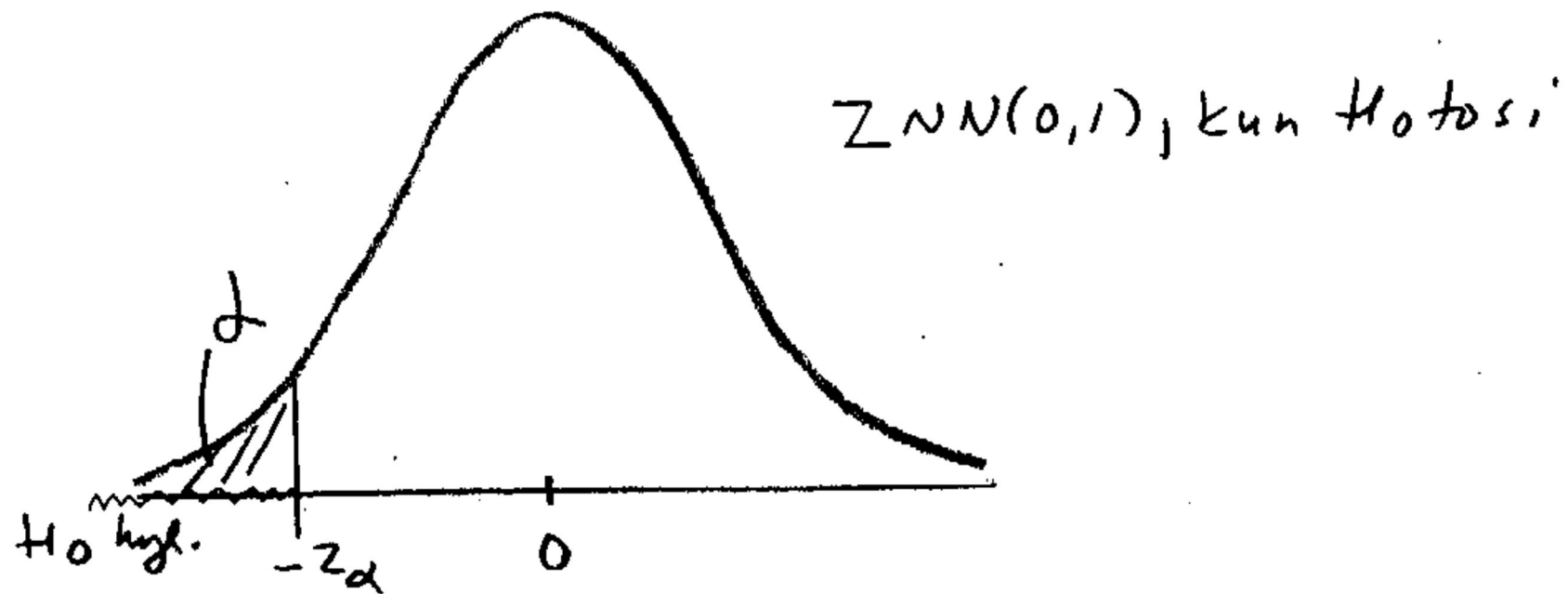
- Jos $H_1 : \mu > \mu_0$, niin H_0 hylätään riskitasolla α , jos otoksesta laskettu $z_{hav} > z_\alpha$.



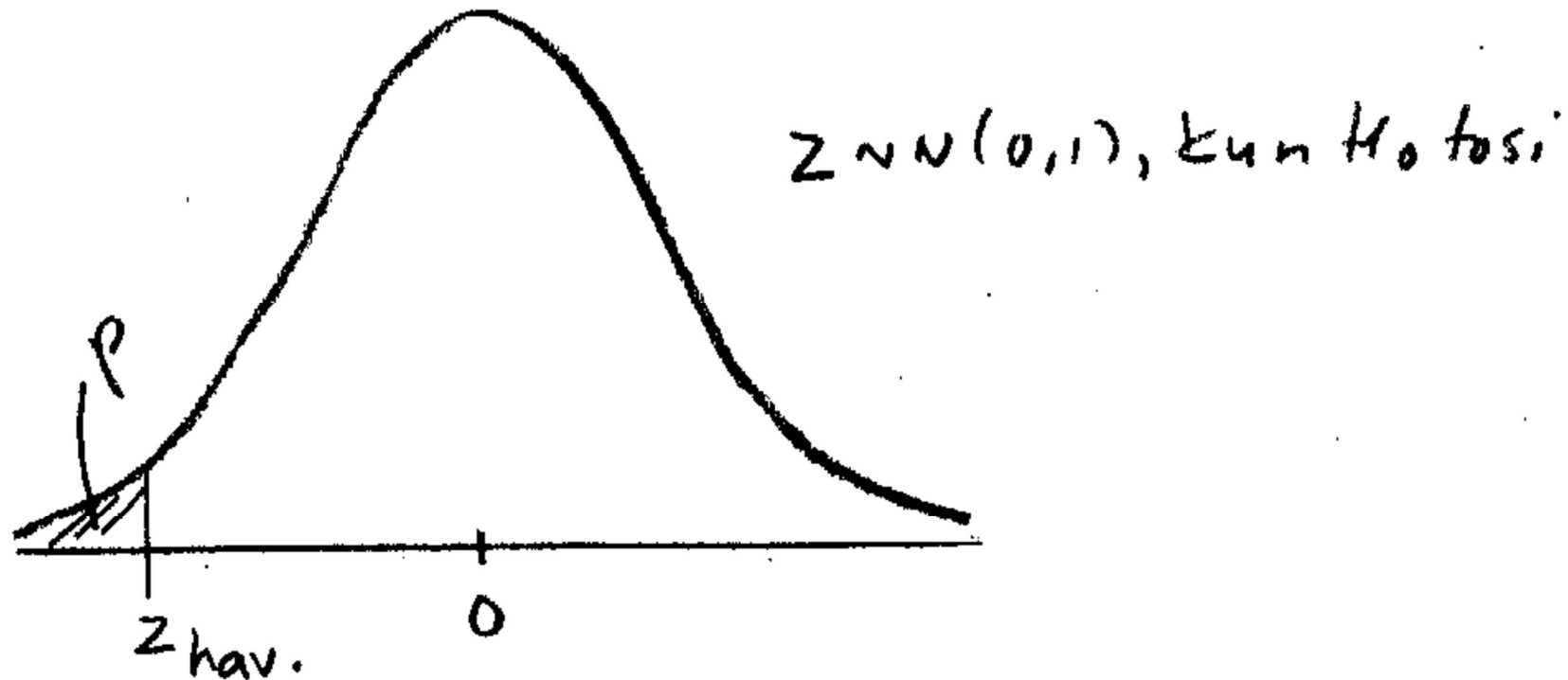
Pienin riskitaso p , jolla H_0 voidaan hylätä, on $P(Z > z_{hav})$.



- Jos $H_1 : \mu < \mu_0$, niin H_0 hylätään riskitasolla α , jos otoksesta laskettu $Z_{\text{hav}} < -Z_\alpha$.



Pienin riskitaso p , jolla H_0 voidaan hylätä, on $P(Z < z_{hav.})$.



Esim. Valtakunnallisessa matematiikan kokeessa tulospistemäärä on noudattanut normaalijakaumaa parametrein 64 ja 64. Eräänä vuonna erään koulun 54 oppilaan keskiarvo oli 68. Voidaanko koulua pitää poikkeavana?

$$H_0 : \mu = 64$$

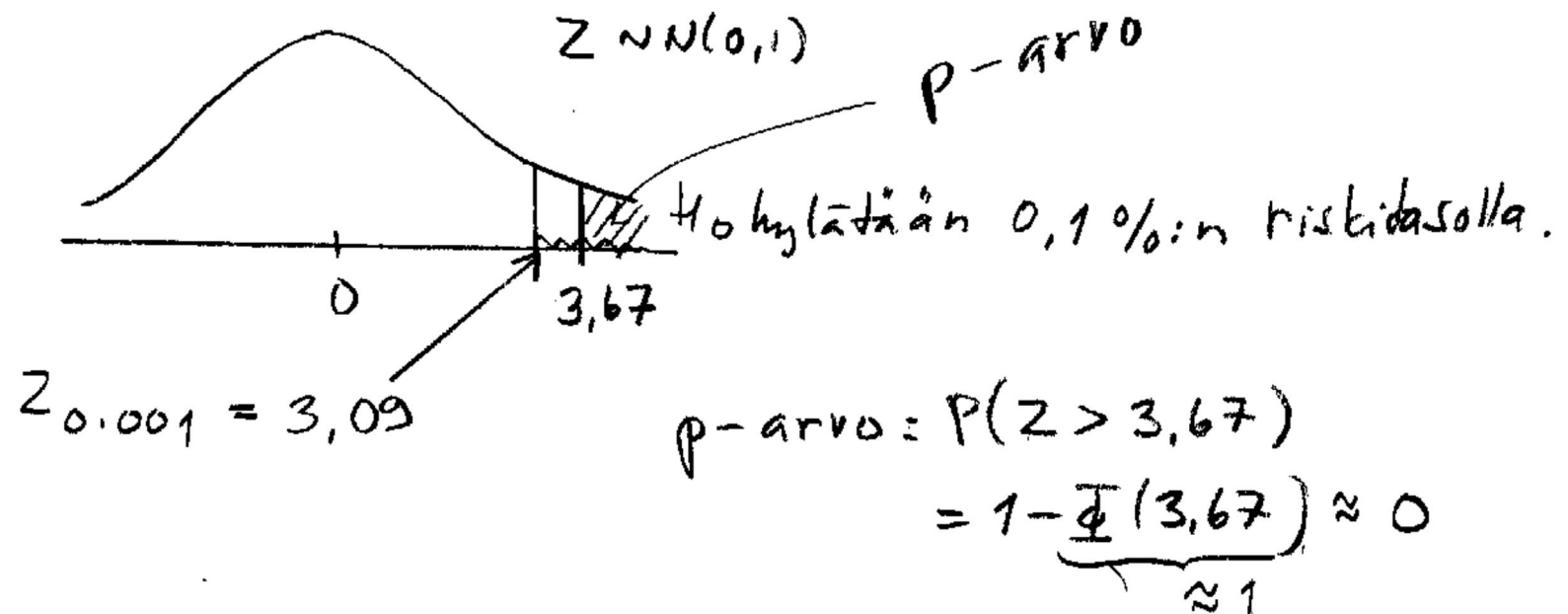
$$H_1 : \mu > 64$$

Jos H_0 on tosi, niin

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0, 1). \text{ Tässä siis } Z = \frac{\bar{X} - 64}{\sqrt{64}/\sqrt{n}} \sim N(0, 1).$$

Otoksesta saadaan

$$Z_{hav.} = \frac{68-64}{\sqrt{64}/\sqrt{54}} = 3,67.$$



Esim. Tutkija olettaa, että reagointiaika erääseen ärsykkeeseen on keskimäärin alle 6 sekuntia. Mitattiin 25 henkilön reagointiajat ja saatiin keskiarvoksi 5,2 s. Oletetaan, että reagointiaika on normaalisti jakautunut hajontana 2 s. Onko tutkija oikeassa?

$$H_0 : \mu = 6$$

$$H_1 : \mu < 6$$

Jos H_0 on tosi, niin

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0, 1). \text{ Tässä } \mu_0 = 6, \sigma = 2.$$

Saadaan

$$Z_{hav.} = \frac{5,2-6}{2/\sqrt{25}} = -2.$$

Pienin riskitaso, jolla H_0 voidaan hylätä, on $P(Z < -2) = 1 - \Phi(2) = 1 - 0,9772 = 0,0228$. Jos valitaan riskitaso, joka on tätä suurempi, niin H_0 hylätään ja H_1 hyväksytään (tutkija oikeassa). Jos valitaan esim. 2 %:n riskitaso, H_0 hyväksytään. Päätellään, että tukija väärässä.

Päätely taulukkoarvojen perusteella:

- Jos valitaan 5 %:n riskitaso, niin harvinaisten arvojen raja on $-z_{0,05} = -1,65$. Koska $-2 < -1,65$, niin H_0 hylätään ja H_1 hyväksytään.
- Jos valitaan 1 %:n riskitaso, niin harvinaisten arvojen raja on $-z_{0,01} = -2,33$. Koska $-2 > -2,33$, niin H_0 hyväksytään.