

## CHAPTER 11: TWO POPULATION HYPOTHESIS TESTS

### Tests of the Difference between two Normal Population Means: Dependent Samples

- Let's denote the means of two normally distributed populations by  $\mu_X$  and  $\mu_Y$ . Assume the random sample of  $x_1, x_2, \dots, x_n$  are drawn from the first population, and the random sample of  $y_1, y_2, \dots, y_n$  are drawn from the second population. Let's show the difference of observations by  $d_i = x_i - y_i$ , and the mean and standard deviation of these differences by  $\bar{d}$  and  $s_d$ . If the popu-

lation distribution of these differences is assumed to be normal, then the following tests have a significance level  $\alpha$ :

1. To test the null hypothesis

$$H_0 : \mu_x - \mu_y = D_0 \quad \text{or} \quad H_0 : \mu_x - \mu_y \leq D_0$$

against the alternative

$$H_1 : \mu_x - \mu_y > D_0$$

the decision rule is as follows

$$\text{Reject } H_0 \text{ if : } \frac{\bar{d} - D_0}{s_d / \sqrt{n}} > t_{n-1, \alpha}$$

2. To test the null hypothesis

$$H_0 : \mu_x - \mu_y = D_0 \quad \text{or} \quad H_0 : \mu_x - \mu_y \geq D_0$$

against the alternative

$$H_1 : \mu_x - \mu_y < D_0$$

the decision rule is as follows

$$\text{Reject } H_0 \text{ if : } \frac{\bar{d} - D_0}{s_d / \sqrt{n}} < -t_{n-1,\alpha}$$

3. To test the null hypothesis

$$H_0 : \mu_x - \mu_y = D_0$$

against the two-sides alternative

$$H_1 : \mu_x - \mu_y \neq D_0$$

the decision rule is as follows

$$\begin{aligned} \text{Reject } H_0 \text{ if: } & \frac{\bar{d} - D_0}{s_d / \sqrt{n}} < -t_{n-1, \alpha/2} \\ \text{or} \quad & \frac{\bar{d} - D_0}{s_d / \sqrt{n}} > t_{n-1, \alpha/2} \end{aligned}$$

where  $t_{n-1, \alpha}$  is the number for which

$$P(t_{n-1} > t_{n-1, \alpha}) = \alpha$$

- Örnek: 10 ürün için 2 farklı reklam izleyicilere seyrettirilmiş, 24 saat sonra ise reklamların içeriği sorulmuştur. Reklamlar ‘çok hatırlanan’ ve ‘az hatırlanan’ diye kategorize edilmiş, bu iki grup içinde izleyicilerin reklam esnasındaki beyin aktivite miktarları bir indeks yardımıyla aşağıdaki gibi ölçülmüştür. Populasyonlardaki ortalama beyin aktivite miktarlarının birbirine eşit olduğu null hipotezini alternatif hipotez olan çok hatırlanan reklamlar için ortalama daha fazla beyin aktivitisi olduğu alternatif hipotezine karşı %5

ve %2.5 önem derecesinde test edelim

$i$	$x_i$	$y_i$	$d_i$	$d_i^2$
1	137	53	84	7,056
2	135	114	21	441
3	83	81	2	4
4	125	86	39	1,521
5	47	34	13	169
6	46	66	-20	400
7	114	89	25	625
8	157	113	44	1,936
9	57	88	-31	961
10	144	111	6	33

Örneklem ortalaması

$$\bar{d} = \frac{\sum_{i=1}^n d_i}{n} = \frac{210}{10} = 21$$

ve örneklem varyasyonu

$$s^2 = \frac{\sum_{i=1}^n d_i^2 - n\bar{d}^2}{n - 1} = \frac{14,202^2 - 10 * 21^2}{9} = 1,088$$

ve standart sapması

$$s = \sqrt{1,0886} = 32.98$$

- Biz aşağıdaki hipotezi

$$H_0 : \mu_x - \mu_y = 0$$

su alternatif hipoteze göre test etmek istiyoruz

$$H_1 : \mu_x - \mu_y > 0$$

- $H_0$ 'ı  $H_1$ 'a karşı reddetmek için karar kuralında kullanılmak üzere

$$\frac{\bar{d} - D_0}{s/\sqrt{n}} = \frac{21 - 0}{32.98/\sqrt{10}} = 2.014$$

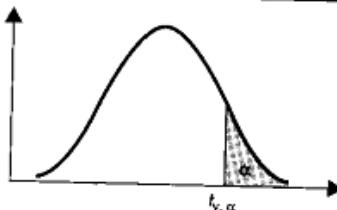
- Şimdi %5 ve %2.5 önem derecesinde testimizi yapalım. Student-t dağılımından bu önem dere-

celerine denk gelen  $n-1=10-1=9$  serbestlik dereceli için değerler

$$t_{9,.05} = 1.833 \quad \text{and} \quad t_{9,.025} = 2.262$$

bizim bulduğumuz değer olan 2.014 değeri %5 önem derecesi değeri olan 1.833'den büyük olduğu için hipotezimizi bu önem derecesinde reddediyor, %2.5 önem derecesi değeri olan 2.262'den küçük olduğu için hipotezimizi %2.5 önem derecesinde reddedemiyoruz

**TABLE 6** Cutoff points for the Student's  $t$  distribution



For selected probabilities,  $\alpha$ , the table shows the values  $t_{v,\alpha}$  such that  $P(t_v > t_{v,\alpha}) = \alpha$ , where  $t_v$  is a Student's  $t$  random variable with  $v$  degrees of freedom. For example, the probability is .10 that a Student's  $t$  random variable with 10 degrees of freedom exceeds 1.372.

$v$	$\alpha$				
	.100	.050	.025	.010	.005
1	3.078	6.314	12.706	31.821	63.657
2	1.886	2.920	4.303	6.965	9.925
3	1.638	2.353	3.182	4.541	5.841
4	1.533	2.132	2.776	3.747	4.604
5	1.476	2.015	2.571	3.365	4.032
6	1.440	1.943	2.447	3.143	3.707
7	1.415	1.895	2.365	2.998	3.499
8	1.397	1.860	2.306	2.896	3.355
9	1.383	1.833	2.262	2.821	3.250
10	1.372	1.812	2.228	2.764	3.169
11	1.363	1.796	2.201	2.718	3.106
12	1.356	1.782	2.179	2.681	3.055
13	1.350	1.771	2.160	2.650	3.012
14	1.345	1.761	2.145	2.624	2.977
15	1.341	1.753	2.131	2.602	2.947
16	1.337	1.746	2.120	2.583	2.921
17	1.333	1.740	2.110	2.567	2.898
18	1.330	1.734	2.101	2.552	2.878
19	1.328	1.729	2.093	2.539	2.861
20	1.325	1.725	2.086	2.528	2.845
21	1.323	1.721	2.080	2.518	2.831
22	1.321	1.717	2.074	2.508	2.819
23	1.319	1.714	2.069	2.500	2.807
24	1.318	1.711	2.064	2.492	2.797
25	1.316	1.708	2.060	2.485	2.787
26	1.315	1.706	2.056	2.479	2.779
27	1.314	1.703	2.052	2.473	2.771
28	1.313	1.701	2.048	2.467	2.763
29	1.311	1.699	2.045	2.462	2.755

## Tests of the Difference Between Population Means: Independent Samples (Known Variances)

- Suppose  $n_x$  observations are drawn from a population with mean  $\mu_X$  and variance  $\sigma_X^2$ , and  $n_y$  observations are drawn from a population with mean  $\mu_Y$  and variance  $\sigma_Y^2$ , let the respective sample means be  $\bar{x}$  and  $\bar{y}$ , then the following random variable has a standard normal distribution:

ution

$$Z = (\bar{x} - \bar{y}) = \frac{(\bar{x} - \bar{y}) - (\mu_X - \mu_Y)}{\sqrt{\frac{\sigma_x^2}{n_x} + \frac{\sigma_Y^2}{n_y}}}$$

and the following tests have a significance level  $\alpha$ :

1. To test the null hypothesis

$$H_0 : \mu_x - \mu_y = D_0 \quad \text{or} \quad H_0 : \mu_x - \mu_y \leq D_0$$

against the alternative

$$H_1 : \mu_x - \mu_y > D_0$$

the decision rule is as follows

$$\text{Reject } H_0 \text{ if : } \frac{\bar{x} - \bar{y} - D_0}{\sqrt{\frac{\sigma_x^2}{n_x} + \frac{\sigma_y^2}{n_y}}} > z_\alpha$$

2. To test the null hypothesis

$$H_0 : \mu_x - \mu_y = D_0 \quad \text{or} \quad H_0 : \mu_x - \mu_y \geq D_0$$

against the alternative

$$H_1 : \mu_x - \mu_y < D_0$$

the decision rule is as follows

$$\text{Reject } H_0 \text{ if : } \frac{\bar{x} - \bar{y} - D_0}{\sqrt{\frac{\sigma_x^2}{n_x} + \frac{\sigma_y^2}{n_y}}} < -z_\alpha$$

3. To test the null hypothesis

$$H_0 : \mu_x - \mu_y = 0$$

against the two-sided alternative

$$H_1 : \mu_x - \mu_y \neq D_0$$

the decision rule is as follows

$$\text{Reject } H_0 \text{ if : } \frac{\bar{x} - \bar{y} - D_0}{\sqrt{\frac{\sigma_x^2}{n_x} + \frac{\sigma_Y^2}{n_y}}} < -z_{\alpha/2}$$

or

$$\frac{\bar{x} - \bar{y} - D_0}{\sqrt{\frac{\sigma_x^2}{n_x} + \frac{\sigma_Y^2}{n_y}}} > z_{\alpha/2}$$

- Örnek: İşyerlerinde kadın ve erkeklerle verilen iş yükleri arasında fark olup olmadığını araştırılmışında, gözlemcilere fikirlerini 5 (çok fark var)'dan 1 (fark yok)'a kadar bir ölçekte belirtmeleri istenmiştir. 186 erkek gözlemcinin ortalaması 4.059, 172 kadın gözlemcinin ortalaması da 3.680 olmuştur. Onceki yıllardan populasyon standart sapmalarının sırasıyla 0.839 ve 0.966 olduğu bilinmektedir. Örneklemlerin seçildiği kadın ve erkek gözlemci populasyonlarının değerlendirme ortalamalarının eşit olduğu null hipotezini, al-

ternatif hipotez olan erkek gözlemcilerinin ortalamasının fazla olduğu hipotezine karşı test ediniz %1 önem derecesinde test ediniz.

- Biz aşağıdaki hipotezi (eğer erkekleri  $x$ , kadınları  $y$  ile gösterirsek)

$$H_0 : \mu_x - \mu_y = 0$$

şu alternatif hipoteze göre test etmek istiyoruz

$$H_1 : \mu_x - \mu_y > 0$$

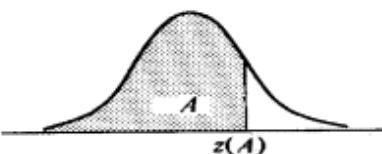
–  $H_0$ 'ı  $H_1$ 'a karşı reddetmek için kullanacağımız karar kuralı ise:

$$\frac{\bar{x} - \bar{y}}{\sqrt{\frac{\sigma_x^2}{n_x} + \frac{\sigma_Y^2}{n_y}}} > z_\alpha$$

- Verilenler:  $\bar{x} = 4.059$        $n_x = 186$        $\sigma_x = .839$   
 $\bar{y} = 3.680$        $n_y = 172$        $\sigma_y = .966$

$$\frac{\bar{x} - \bar{y}}{\sqrt{\frac{\sigma_x^2}{n_x} + \frac{\sigma_Y^2}{n_y}}} > z_\alpha = \frac{4.059 - 3.680}{\sqrt{\frac{.839^2}{186} + \frac{.966^2}{172}}} \\ = 3.95 > z_{0.01} = 2.33 \quad \text{ise test reddedilir}$$

Entry is area  $A$  under the standard normal curve from  $-\infty$  to  $z(A)$



$z$	.00	.01	.02	.03	.04	.05	.06	.07	.08	.09
.0	.5000	.5040	.5080	.5120	.5160	.5199	.5239	.5279	.5319	.5359
.1	.5398	.5438	.5478	.5517	.5557	.5596	.5636	.5675	.5714	.5753
.2	.5793	.5832	.5871	.5910	.5948	.5987	.6026	.6064	.6103	.6141
.3	.6179	.6217	.6255	.6293	.6331	.6368	.6406	.6443	.6480	.6517
.4	.6554	.6591	.6628	.6664	.6700	.6736	.6772	.6808	.6844	.6879
.5	.6915	.6950	.6985	.7019	.7054	.7088	.7123	.7157	.7190	.7224
.6	.7257	.7291	.7324	.7357	.7389	.7422	.7454	.7486	.7517	.7549
.7	.7580	.7611	.7642	.7673	.7704	.7734	.7764	.7794	.7823	.7852
.8	.7881	.7910	.7939	.7967	.7995	.8023	.8051	.8078	.8106	.8133
.9	.8159	.8186	.8212	.8238	.8264	.8289	.8315	.8340	.8365	.8389
1.0	.8413	.8438	.8461	.8485	.8508	.8531	.8554	.8577	.8599	.8621
1.1	.8643	.8665	.8686	.8708	.8729	.8749	.8770	.8790	.8810	.8830
1.2	.8849	.8869	.8888	.8907	.8925	.8944	.8962	.8980	.8997	.9015
1.3	.9032	.9049	.9066	.9082	.9099	.9115	.9131	.9147	.9162	.9177
1.4	.9192	.9207	.9222	.9236	.9251	.9265	.9279	.9292	.9306	.9319
1.5	.9332	.9345	.9357	.9370	.9382	.9394	.9406	.9418	.9429	.9441
1.6	.9452	.9463	.9474	.9484	.9495	.9505	.9515	.9525	.9535	.9545
1.7	.9554	.9564	.9573	.9582	.9591	.9599	.9608	.9616	.9625	.9633
1.8	.9641	.9649	.9656	.9664	.9671	.9678	.9686	.9693	.9699	.9706
1.9	.9713	.9719	.9726	.9732	.9738	.9744	.9750	.9756	.9761	.9767
2.0	.9772	.9778	.9783	.9788	.9793	.9798	.9803	.9808	.9812	.9817
2.1	.9821	.9826	.9830	.9834	.9838	.9842	.9846	.9850	.9854	.9857
2.2	.9861	.9864	.9868	.9871	.9875	.9878	.9881	.9884	.9887	.9890

## Tests of the Difference between two Population Means: Independent Samples, Unknown Population Variances Assumed to be Equal

- Remember the case where we don't know the population variances of the independent populations. If these unknown variances are assumed to be equal:  $\sigma_x^2 = \sigma_y^2 = \sigma^2$ , then we can use sample variances,  $s_x^2 = s_y^2$ , to estimate the common population variance  $\sigma^2$ . The estimate is

$$s_p^2 = \frac{(n_x - 1)s_x^2 + (n_y - 1)s_y^2}{n_x + n_y - 2}$$

since we use sample standart deviations, we refer to Student t-distributions

$$t = \frac{(\bar{x} - \bar{y}) - (\mu_X - \mu_Y)}{\sqrt{\frac{s_p^2}{n_x} + \frac{s_p^2}{n_y}}}$$

and the following tests have a significance level  $\alpha$ :

1. To test the null hypothesis

$$H_0 : \mu_x - \mu_y = 0 \quad \text{or} \quad H_0 : \mu_x - \mu_y \leq D_0$$

against the alternative

$$H_1 : \mu_x - \mu_y > D_0$$

the decision rule is as follows

$$\text{Reject } H_0 \text{ if : } \frac{\bar{x} - \bar{y} - D_0}{s \sqrt{\frac{n_x + n_y}{n_x n_y}}} > t_{n_x + n_y - 2, \alpha}$$

2. To test the null hypothesis

$$H_0 : \mu_x - \mu_y = D_0 \quad \text{or} \quad H_0 : \mu_x - \mu_y \geq D_0$$

against the alternative

$$H_1 : \mu_x - \mu_y < D_0$$

the decision rule is as follows

$$\text{Reject } H_0 \text{ if : } \frac{\bar{x} - \bar{y} - D_0}{s \sqrt{\frac{n_x + n_y}{n_x n_y}}} < -t_{n_x + n_y - 2, \alpha}$$

3. To test the null hypothesis

$$H_0 : \mu_x - \mu_y = D_0$$

against the two-sided alternative

$$H_1 : \mu_x - \mu_y \neq D_0$$

the decision rule is as follows

*Reject*  $H_0$  *if* :  $\frac{\bar{x} - \bar{y} - D_0}{s\sqrt{\frac{n_x + n_y}{n_x n_y}}} < -t_{n_x, n_y - 2, \alpha}$

or  $\frac{\bar{x} - \bar{y} - D_0}{s\sqrt{\frac{n_x + n_y}{n_x n_y}}} > t_{n_x + n_y - 2, \alpha}$

$$P(t_{n_x, n_y - 2, \alpha} > t_{n_x, n_y - 2, \alpha}) = \alpha$$

- Örnek: Moderatorlerin, yönetikleri gruplarda ortaya çıkan fikirlerin sayısına etkisini inceleyen bir çalışmada, 4 kişilik moderatörlü ve moderatörsüz gruplar seçilmiştir. Moderatorlu gruplarda ortaya çıkan ortalama fikir sayısı 78, (örneklem) standart sapması 24.4'tür. Moderatorsüz gruplardaki ortaya çıkan ortalama fikir sayısı 63.5, (örneklem) standart sapması 20.2.'dir. Populasyonların normal dağılıklarını ve varyanslarının aynı olduğunu kabul edersek, populasyon ortalamalarının aynı olduğu null hipotezini moder-

atörlü grubun ortalamasının daha fazla olduğu alternatif hipoteze karşı %10 önem derecesinde test ediniz

- Biz aşağıdaki hipotezi(eger moderatörlü grupları  $x$ , diğerlerini  $y$  ile gösterirsek)

$$H_0 : \mu_x - \mu_y = 0$$

şu alternatif hipoteze göre test etmek istiyoruz

$$H_1 : \mu_x - \mu_y > 0$$

- $H_0$ 'ı  $H_1$ 'a karşı reddetmek için karar kuralı (decision rule)

$$Reject \ H_0 \ if : \frac{\bar{x} - \bar{y} - D_0}{s \sqrt{\frac{n_x + n_y}{n_x n_y}}} > t_{n_x+n_y-2,\alpha}$$

- Verilenler:  $\bar{x} = 78.0$        $n_x = 4$        $s_x = 24.4$        $\bar{y} = 63.5$        $n_y = 4$        $s_y = 20.2$
- İki grubun birbiriyle aynı olan populasyon standart sapmaları için bir tahminde bulunuyoruz

$$s^2 = \frac{(n_x - 1)s_x^2 + (n_y - 1)s_y^2}{n_x + n_y - 2} = \frac{(3)24.4^2 + (3)20.2^2}{4 + 4 - 2} = 501.7$$

$$s = \sqrt{501.7} = 22.4$$

Şimdi ise tüm değerleri karar kuralında kullanabiliriz

$$\frac{\bar{x} - \bar{y}}{s\sqrt{\frac{n_x + n_y}{n_x n_y}}} = \frac{78 - 63.5}{22.4\sqrt{\frac{8}{16}}} = 0.915$$

- Her biri 4 elamanlı iki örneklemimiz olduğu için, standart normal tablosundan %10'e denk gelen *student – t* değeri için 4+4-2 değerine bakıyoruz

$$t_{n_x+n_y-2,\alpha} = t_{6,.10} = 1.44$$

dolayısıyla 0.915 bu sayıdan daha küçük olduğundan null hipotezini %10 önem düzeyinde alternatif tek yönlü hipoteze göre reddedemiyoruz

## Tests of the Difference between Two Population Proportions (Large Samples)

- Remember the case where we were interested in the difference between the proportion of successes in two populations. The distribution of the difference of the proportion of successes in two samples

$$Z = \frac{(\hat{p}_X - \hat{p}_Y) - (P_X - P_Y)}{\sqrt{\frac{\hat{p}_X(1 - \hat{p}_X)}{n_x} + \frac{\hat{p}_Y(1 - \hat{p}_Y)}{n_y}}}$$

If we want to test the hypothesis that population proportions are equal, we can assume that common value for these proportions,  $P_0$

$$Z = \frac{(\hat{p}_X - \hat{p}_Y)}{\sqrt{\frac{P_0(1 - P_0)}{n_x} + \frac{P_0(1 - P_0)}{n_y}}} = \frac{(\hat{p}_X - \hat{p}_Y)}{\sqrt{P_0(1 - P_0) \frac{n_x + n_y}{n_x n_y}}}$$

this common value further can be estimated by

$$\hat{P}_0 = \frac{n_x \hat{p}_X + n_y \hat{p}_Y}{n_x + n_y}$$

and the following tests have a significance level  $\alpha$ :

1. To test the null hypothesis

$$H_0 : p_x - p_y = 0 \quad \text{or} \quad H_0 : p_x - p_y \leq 0$$

against the alternative

$$H_1 : p_x - p_y > 0$$

the decision rule is as follows

$$\text{Reject } H_0 \text{ if : } \frac{(\hat{p}_X - \hat{p}_Y)}{\sqrt{\hat{P}_0(1 - \hat{P}_0) \frac{n_x + n_y}{n_x n_y}}} > z_\alpha$$

2. To test the null hypothesis

$$H_0 : p_x - p_y = 0 \quad \text{or} \quad H_0 : p_x - p_y \geq 0$$

against the alternative

$$H_1 : p_x - p_y < 0$$

the decision rule is as follows

$$\text{Reject } H_0 \text{ if : } \frac{(\hat{p}_X - \hat{p}_Y)}{\sqrt{\hat{P}_0(1 - \hat{P}_0) \frac{n_x + n_y}{n_x n_y}}} < -z_\alpha$$

3. To test the null hypothesis

$$H_0 : p_x - p_y = 0$$

against the two-sided alternative

$$H_1 : p_x - p_y \neq 0$$

the decision rule is as follows

$$\text{Reject } H_0 \text{ if : } \frac{(\hat{p}_X - \hat{p}_Y)}{\sqrt{\hat{P}_0(1 - \hat{P}_0) \frac{n_x + n_y}{n_x n_y}}} < -z_{\alpha/2}$$

or

$$\frac{(\hat{p}_X - \hat{p}_Y)}{\sqrt{\hat{P}_0(1 - \hat{P}_0) \frac{n_x + n_y}{n_x n_y}}} > z_{\alpha/2}$$

- Örnek: İngiltere'deki magazin reklamlarından 203 tanesinin 52 tanesi esprili bir şekilde yazılmıştır. Bağımsız başka bir örneklem olan 270 elemanlı Amerika'daki magazin reklamlarından ise 56 tanesi esprili yazılmıştır. Bu iki reklam populasyonlarındaki esprili reklam oranının aynı olduğu hipotezi, alternatif iki yönlü hipoteze karşı test edildiğindeki p-değerini bulunuz

- Biz aşağıdaki hipotezi

$$H_0 : p_x - p_y = 0$$

su alternatif hipoteze göre test etmek istiyoruz

$$H_1 : p_x - p_y \neq 0$$

- $H_0$ 'ı  $H_1$ 'a karşı reddetmek için karar kuralı (decision rule)

$$\frac{(\hat{p}_X - \hat{p}_Y)}{\sqrt{\hat{P}_0(1 - \hat{P}_0) \frac{n_x + n_y}{n_x n_y}}} < -z_{\alpha/2} \quad \text{or} \quad > z_{\alpha/2}$$

- İki grubun populasyonları için ortak standart sapma bulmak için şu formulü kullanıyoruz

$$\hat{P}_0 = \frac{n_x \hat{p}_X + n_y \hat{p}_Y}{n_x + n_y}$$

- Soruda verilenler:  $n_x = 203$      $\hat{p}_X = 52/203 = .256$      $n_y = 270$      $\hat{p}_X = 56/270 = .207$ , dolayısıyla

$$\begin{aligned}\hat{P}_0 &= \frac{n_x \hat{p}_X + n_y \hat{p}_Y}{n_x + n_y} = \frac{203 * .256 + 270 * .207}{203 + 270} \\ &= .228\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& \frac{(\hat{p}_X - \hat{p}_Y)}{\sqrt{\hat{P}_0(1 - \hat{P}_0) \frac{n_x + n_y}{n_x n_y}}} = \frac{.256 - .207}{\sqrt{.228 * .772 * \frac{203 + 270}{203 * 270}}} \\
& = 1.26
\end{aligned}$$

- \* Standart normal tablosundan 1.26ya denk gelen  $\alpha/2$  değeri ( $z_{\alpha/2} = 1.26$ ) ise 0.8962. Dolayısıyla bu çift yönlü testin p-değeri  $.2^*(1-0.8962)=2076$ 'dır ve null hipotez olan populasyon ortalamalarının aynı olması hipotezi, %20.76'dan büyük herhangi bir önem derecesi ile reddedilebilir

## Tests of Equality of the Variances between Two Normally Distributed Populations

- In this section we develop a procedure for testing the assumption that population variances from independent samples are equal. To perform such tests, we need to introduce F-distribution

## The F-Distribution

- We have two independent random samples with  $n_x$  and  $n_y$  observations from two normal populations with variances  $\sigma_x^2$  and  $\sigma_y^2$ . If the sample variances are  $s_x^2$  and  $s_y^2$ , then the random variable

$$F = \frac{s_x^2/\sigma_x^2}{s_y^2/\sigma_y^2}$$

has an  $F$  distribution with numerator degrees of freedom  $(n_y - 1)$  and denominator degrees of freedom  $(n_y - 1)$

- This test is quite sensitive to normality
- We denote the number for which

$$P(F_{v_1, v_2} > F_{v_1, v_2, \alpha}) = \alpha$$

this is to say the probabilities for cut off points give the percentage of the data that is on the right hand side of the distribution

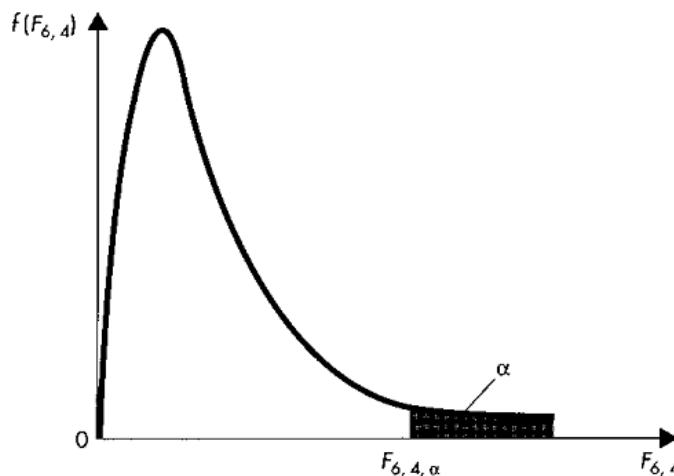
- Açıklayıcı Örnek: F dağılım tabloları her bir önem derecesi için ayrı ayrı hazırlanmıştır. Bunun sebebi ise F tablosuna bakmak istediğinizde,

$$F = \frac{s_x^2/\sigma_x^2}{s_y^2/\sigma_y^2}$$

bu formüldeki payın serbestlik derecesini tablonun kolonunda, paydanın serbestlik derecesini tablonun satırında bulmanız gerektidir. Dolayısıyla aynı tabloda bir de ayrıca önem derecesini görmek mümkün olamamaktadır. Yani birden fazla tabloya bakişımız gereklidir.

- F-dağılımının şekilde göz atacak olursak

**FIGURE 9.11** Probability density function of the  $F$  distribution with 6 numerator degrees of freedom and 4 denominator degrees of freedom; the probability is  $\alpha$  that



- Örneğin paydaki örneklem 11 elemanlı, paydadaki örneklem 21 elemanlı olduğunu varsaya-

yarsak, bunların serbestlik dereceleri 10 ve 20 olur ki bunlar için %5 kesim noktası bu sayfayı takip eden 2. sayfadaki F-tablosundan aşağıdakiler gibi bulunabilir

$$F_{10,20,.05} = 2.35$$

yani

$$P(F_{10,20} > 2.35) = .05$$

F - Distribution ( $\alpha = 0.01$  in the Right Tail)

Denominator Degrees of Freedom <i>df<sub>2</sub></i>	df <sub>1</sub>	Numerator Degrees of Freedom								
		1	2	3	4	5	6	7	8	9
1	4052.2	4999.5	5403.4	5624.6	5763.6	5859.0	5928.4	5981.1	6022.5	
2	98.503	99.000	99.166	99.249	99.299	99.333	99.356	99.374	99.388	
3	34.116	30.817	29.457	28.710	28.237	27.911	27.672	27.489	27.345	
4	21.198	18.000	16.694	15.977	15.522	15.207	14.976	14.799	14.659	
5	16.258	13.274	12.060	11.392	10.967	10.672	10.456	10.289	10.158	
6	13.745	10.925	9.7795	9.1483	8.7459	8.4661	8.2600	8.1017	7.9761	
7	12.246	9.5466	8.4513	7.8466	7.4604	7.1914	6.9928	6.8400	6.7188	
8	11.259	8.6491	7.5910	7.0061	6.6318	6.3707	6.1776	6.0289	5.9106	
9	10.561	8.0215	6.9919	6.4221	6.0569	5.8018	5.6129	5.4671	5.3511	
10	10.044	7.5594	6.5523	5.9943	5.6363	5.3858	5.2001	5.0567	4.9424	
11	9.6460	7.2057	6.2167	5.6683	5.3160	5.0692	4.8861	4.7445	4.6315	
12	9.3302	6.9266	5.9525	5.4120	5.0643	4.8206	4.6395	4.4994	4.3875	
13	9.0738	6.7010	5.7394	5.2053	4.8616	4.6204	4.4410	4.3021	4.1911	
14	8.8616	6.5149	5.5639	5.0354	4.6950	4.4558	4.2779	4.1399	4.0297	
15	8.6831	6.3589	5.4170	4.8932	4.5556	4.3183	4.1415	4.0045	3.8948	
16	8.5310	6.2262	5.2922	4.7726	4.4374	4.2016	4.0259	3.8896	3.7804	
17	8.3997	6.1121	5.1850	4.6690	4.3359	4.1015	3.9267	3.7910	3.6822	
18	8.2854	6.0129	5.0919	4.5790	4.2479	4.0146	3.8406	3.7054	3.5971	
19	8.1849	5.9259	5.0103	4.5003	4.1708	3.9386	3.7653	3.6305	3.5225	
20	8.0960	5.8489	4.9382	4.4307	4.1027	3.8714	3.6987	3.5644	3.4567	
21	8.0166	5.7804	4.8740	4.3688	4.0421	3.8117	3.6396	3.5056	3.3981	
22	7.9454	5.7190	4.8166	4.3134	3.9880	3.7583	3.5867	3.4530	3.3458	
23	7.8811	5.6637	4.7649	4.2636	3.9392	3.7102	3.5390	3.4057	3.2986	
24	7.8229	5.6136	4.7181	4.2184	3.8951	3.6667	3.4959	3.3629	3.2560	
25	7.7698	5.5680	4.6755	4.1774	3.8550	3.6272	3.4568	3.3239	3.2172	
26	7.7213	5.5263	4.6366	4.1400	3.8183	3.5911	3.4210	3.2884	3.1818	
27	7.6767	5.4881	4.6009	4.1056	3.7848	3.5580	3.3882	3.2558	3.1494	
28	7.6356	5.4529	4.5681	4.0740	3.7539	3.5276	3.3581	3.2259	3.1195	
29	7.5977	5.4204	4.5378	4.0449	3.7254	3.4995	3.3303	3.1982	3.0920	
30	7.5625	5.3903	4.5097	4.0179	3.6990	3.4735	3.3045	3.1726	3.0665	
40	7.3141	5.1785	4.3126	3.8283	3.5138	3.2910	3.1238	2.9930	2.8876	
60	7.0771	4.9774	4.1259	3.6490	3.3389	3.1187	2.9530	2.8233	2.7185	
120	6.8509	4.7865	3.9491	3.4795	3.1735	2.9559	2.7918	2.6629	2.5586	
$\infty$	6.6349	4.6052	3.7816	3.3192	3.0173	2.8020	2.6393	2.5113	2.4073	

F - Distribution ( $\alpha = 0.05$  in the Right Tail)

Denominator Degrees of Freedom	df <sub>2</sub>	Numerator Degrees of Freedom									
		10	12	15	20	24	30	40	60	120	$\infty$
1	241.88	243.91	245.95	248.01	249.05	250.10	251.14	252.20	253.25	254.31	
2	19.396	19.413	19.429	19.446	19.454	19.462	19.471	19.479	19.487	19.496	
3	8.7855	8.7446	8.7029	8.6602	8.6385	8.6166	8.5944	8.5720	8.5494	8.5264	
4	5.9644	5.9117	5.8578	5.8025	5.7744	5.7459	5.7170	5.6877	5.6581	5.6281	
5	4.7351	4.6777	4.6188	4.5581	4.5272	4.4957	4.4638	4.4314	4.3985	4.3650	
6	4.0600	3.9999	3.9381	3.8742	3.8415	3.8082	3.7743	3.7398	3.7047	3.6689	
7	3.6365	3.5747	3.5107	3.4445	3.4105	3.3758	3.3404	3.3043	3.2674	3.2298	
8	3.3472	3.2839	3.2184	3.1503	3.1152	3.0794	3.0428	3.0053	2.9669	2.9276	
9	3.1373	3.0729	3.0061	2.9365	2.9005	2.8647	2.8259	2.7872	2.7475	2.7067	
10	2.9782	2.9130	2.8450	2.7740	2.7372	2.6996	2.6609	2.6211	2.5801	2.5379	
11	2.8546	2.7876	2.7186	2.6464	2.6090	2.5705	2.5309	2.4901	2.4480	2.4045	
12	2.7534	2.6866	2.6169	2.5436	2.5055	2.4663	2.4259	2.3847	2.3410	2.2962	
13	2.6710	2.6037	2.5331	2.4589	2.4202	2.3804	2.3492	2.2966	2.2524	2.2064	
14	2.6022	2.5342	2.4650	2.3879	2.3487	2.3082	2.2664	2.2229	2.1778	2.1307	
15	2.5437	2.4753	2.4034	2.3275	2.2878	2.2468	2.2043	2.1601	2.1141	2.0658	
16	2.4935	2.4247	2.3522	2.2756	2.2354	2.1938	2.1507	2.1058	2.0589	2.0096	
17	2.4499	2.3807	2.3077	2.2304	2.1898	2.1477	2.1040	2.0584	2.0107	1.9604	
18	2.4117	2.3421	2.2686	2.1906	2.1497	2.1071	2.0629	2.0166	1.9681	1.9166	
19	2.3779	2.3080	2.2341	2.1555	2.1141	2.0712	2.0364	1.9795	1.9302	1.8780	
20	2.3479	2.2776	2.2033	2.1242	2.0825	2.0391	1.9948	1.9464	1.8963	1.8432	
21	2.3210	2.2504	2.1757	2.0960	2.0540	2.0102	1.9615	1.9165	1.8657	1.8117	
22	2.2967	2.2258	2.1508	2.0707	2.0283	1.9842	1.9480	1.8894	1.8380	1.7831	
23	2.2747	2.2036	2.1282	2.0476	2.0050	1.9605	1.9139	1.8648	1.8128	1.7570	
24	2.2547	2.1834	2.1077	2.0267	1.9838	1.9390	1.8970	1.8424	1.7896	1.7330	
25	2.2365	2.1649	2.0889	2.0075	1.9643	1.9192	1.8718	1.8217	1.7684	1.7110	
26	2.2197	2.1479	2.0716	1.9898	1.9464	1.9010	1.8544	1.8077	1.7488	1.6906	
27	2.2043	2.1323	2.0556	1.9736	1.9299	1.8842	1.8361	1.7851	1.7306	1.6717	
28	2.1900	2.1179	2.0411	1.9566	1.9147	1.8687	1.8203	1.7689	1.7138	1.6541	
29	2.1768	2.1045	2.0275	1.9446	1.9005	1.8543	1.8055	1.7537	1.6981	1.6376	
30	2.1646	2.0921	2.0148	1.9317	1.8874	1.8409	1.7918	1.7496	1.6835	1.6223	
40	2.0772	2.0035	1.9245	1.8389	1.7929	1.7444	1.6928	1.6474	1.5766	1.5089	
60	1.9926	1.9174	1.8364	1.7480	1.7001	1.6491	1.5943	1.5444	1.4673	1.3893	
120	1.9105	1.8337	1.7505	1.6587	1.6084	1.5543	1.4952	1.4290	1.3519	1.2339	
$\infty$	1.8307	1.7522	1.6664	1.5705	1.5173	1.4591	1.3940	1.3180	1.2214	1.0000	

- Aşağıda bahsediyor olduğumuz testlerin mantığı, eğer bir örneklemn varyansı diğerinden yeterince fazla ise, populasyon varyanslarının birbirine eşit olduğu hipotezin reddedileceğidir
- We have two independent random samples with  $n_x$  and  $n_y$  observations from two normal populations with variances  $\sigma_x^2$  and  $\sigma_y^2$ . If the sample variances are  $s_x^2$  and  $s_y^2$ , and if  $s_x^2$  is bigger than

$s_y^2$ , then remember that the random variable

$$F = \frac{s_x^2/\sigma_x^2}{s_y^2/\sigma_y^2}$$

has an  $F$  distribution with numerator degrees of freedom  $(n_y - 1)$  and denominator degrees of freedom  $(n_y - 1)$ . Then the following tests have significance level  $\alpha$

1. To test the null hypothesis

$$H_0 : \sigma_x^2 = \sigma_Y^2 \quad \text{or} \quad H_0 : \sigma_x^2 \leq \sigma_Y^2$$

against the alternative

$$H_1 : \sigma_x^2 > \sigma_Y^2$$

the decision rule is as follows

$$\text{Reject } H_0 \text{ if : } \frac{s_x^2}{s_y^2} > F_{n_x-1, n_y-1, \alpha}$$

2. To test the null hypothesis

$$H_0 : \sigma_x^2 = \sigma_Y^2$$

against the alternative

$$H_1 : \sigma_x^2 \neq \sigma_Y^2$$

the decision rule is as follows

$$\text{Reject } H_0 \text{ if : } \frac{s_x^2}{s_y^2} > F_{n_x-1, n_y-1, \alpha/2}$$

- Örnek: AAA kredi notuna sahip 17 hisse sene-dinin getiri varyansı 123.35, CCC kredi notuna sahip 11 hisse senedinin getiri varyansı 8.02 ise, aşağıdaki null hipotezini

$$H_0 : \sigma_x^2 = \sigma_Y^2$$

şu alternatif hipoteze göre %2 önem derecesinde test ediniz

$$H_1 : \sigma_x^2 \neq \sigma_Y^2$$

- $H_0$ 'ı  $H_1$ 'a karşı reddetmek için karar kuralı (decision rule)

$$\frac{s_x^2}{s_y^2} > F_{n_x-1, n_y-1, \alpha/2}$$

- Soruda verilenler:  $n_x = 17$      $s_x^2 = 123.35$      $n_y = 11$      $s_y^2 = 8.02$ , dolayısıyla

$$\frac{s_x^2}{s_y^2} = \frac{123.35}{8.02} = 15.38$$

- İki yönlü bir hipotezi %2 önem derecesinde test etmek istersek, dağılımin her bir tarafından %1 atacağımızdan; ayrıca payın serbestlik derecesi 16, paydanınki 10 olduğundan

$$F_{16,10,.01} = 4.53$$

dolayısıyla 15.38 değeri bu değerden büyük olduğundan null hipotezini %2 önem düzeyinde reddediyoruz