

Varianzvergleiche bei normalverteilten Zufallsvariablen

- *Nächste Anwendung:* Vergleich der Varianzen σ_A^2 und σ_B^2 zweier normalverteilter Zufallsvariablen $Y^A \sim N(\mu_A, \sigma_A^2)$ und $Y^B \sim N(\mu_B, \sigma_B^2)$ auf Grundlage zweier unabhängiger einfacher Stichproben $X_1^A, \dots, X_{n_A}^A$ vom Umfang n_A zu Y^A und $X_1^B, \dots, X_{n_B}^B$ vom Umfang n_B zu Y^B .
- *Idee:* Vergleich auf Grundlage der erwartungstreuen Schätzfunktionen

$$S_{Y^A}^2 = \frac{1}{n_A - 1} \sum_{i=1}^{n_A} (X_i^A - \bar{X}^A)^2 = \frac{1}{n_A - 1} \left(\left(\sum_{i=1}^{n_A} (X_i^A)^2 \right) - n_A \bar{X}^A{}^2 \right)$$

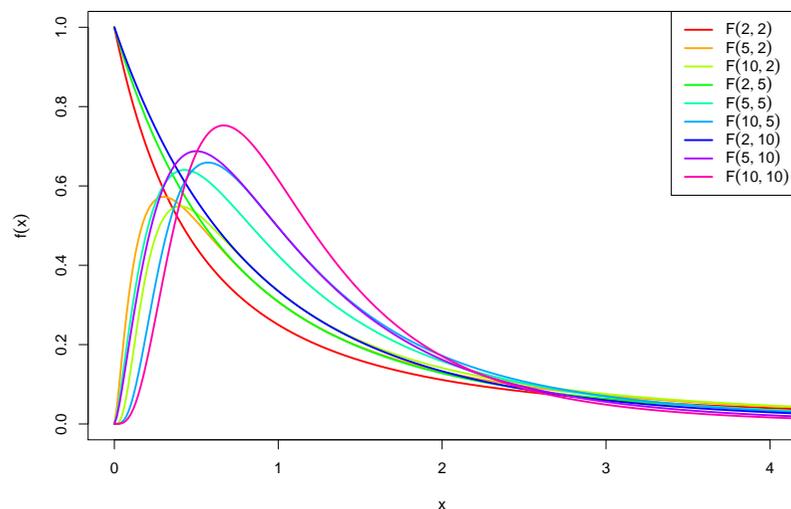
$$\text{bzw. } S_{Y^B}^2 = \frac{1}{n_B - 1} \sum_{i=1}^{n_B} (X_i^B - \bar{X}^B)^2 = \frac{1}{n_B - 1} \left(\left(\sum_{i=1}^{n_B} (X_i^B)^2 \right) - n_B \bar{X}^B{}^2 \right)$$

für die Varianz von Y^A bzw. die Varianz von Y^B .

- Es gilt $\frac{(n_A - 1) \cdot S_{Y^A}^2}{\sigma_A^2} \sim \chi^2(n_A - 1)$ unabhängig von $\frac{(n_B - 1) \cdot S_{Y^B}^2}{\sigma_B^2} \sim \chi^2(n_B - 1)$.
- Geeignete Testgröße lässt sich aus (standardisiertem) Verhältnis von $\frac{(n_A - 1) \cdot S_{Y^A}^2}{\sigma_A^2}$ und $\frac{(n_B - 1) \cdot S_{Y^B}^2}{\sigma_B^2}$ herleiten.

Grafische Darstellung einiger $F(m, n)$ -Verteilungen

für $m, n \in \{2, 5, 10\}$



Die Familie der $F(m, n)$ -Verteilungen

- Sind χ_m^2 und χ_n^2 stochastisch unabhängige, mit m bzw. n Freiheitsgraden χ^2 -verteilte Zufallsvariablen, so heißt die Verteilung der Zufallsvariablen

$$F_n^m := \frac{\frac{\chi_m^2}{m}}{\frac{\chi_n^2}{n}} = \frac{\chi_m^2}{\chi_n^2} \cdot \frac{n}{m}$$

F -Verteilung mit m Zähler- und n Nennerfreiheitsgraden, in Zeichen $F_n^m \sim F(m, n)$.

- Offensichtlich können $F(m, n)$ -verteilte Zufallsvariablen nur nichtnegative Werte annehmen, der Träger ist also $[0, \infty)$.
- Für $n > 2$ gilt $E(F_n^m) = \frac{n}{n-2}$.
- Als Abkürzung für α -Quantile der $F(m, n)$ -Verteilung verwenden wir (wie üblich) $F_{m,n;\alpha}$.
- Für die Quantile der $F(m, n)$ -Verteilungen gilt der folgende Zusammenhang:

$$F_{m,n;\alpha} = \frac{1}{F_{n,m;1-\alpha}}$$

Varianzvergleiche (Fortsetzung)

- Eine $F(n_A - 1, n_B - 1)$ -verteilte Zufallsvariable erhält man also in der Anwendungssituation der Varianzvergleiche durch das Verhältnis

$$\frac{\frac{(n_A - 1) \cdot S_{Y^A}^2}{\sigma_A^2}}{\frac{(n_B - 1) \cdot S_{Y^B}^2}{\sigma_B^2}} \cdot \frac{n_B - 1}{n_A - 1} = \frac{S_{Y^A}^2}{\sigma_A^2} \cdot \frac{\sigma_B^2}{S_{Y^B}^2},$$

das allerdings von den (unbekannten!) Varianzen σ_A^2 und σ_B^2 abhängt.

- Gilt jedoch $\sigma_A^2 = \sigma_B^2$, so hat auch das Verhältnis

$$F := \frac{S_{Y^A}^2}{S_{Y^B}^2}$$

eine $F(n_A - 1, n_B - 1)$ -Verteilung und ist somit als Testgröße geeignet, wenn unter H_0 (eventuell im Grenzfall) $\sigma_A^2 = \sigma_B^2$ angenommen wird.

- Offensichtlich sprechen große Werte von F eher für $\sigma_A^2 > \sigma_B^2$, kleine eher für $\sigma_A^2 < \sigma_B^2$, Verhältnisse in der Nähe von 1 für $\sigma_A^2 = \sigma_B^2$.

- Da die Klasse der F -Verteilungen von 2 Verteilungsparametern abhängt, ist es nicht mehr möglich, α -Quantile für verschiedene Freiheitsgradkombinationen und verschiedene α darzustellen.
- In Formelsammlung: Tabellen (nur) mit 0.95-Quantilen für verschiedene Kombinationen von m und n für $F(m, n)$ -Verteilungen verfügbar.
- Bei linksseitigen Tests (zum Niveau $\alpha = 0.05$) und zweiseitigen Tests (zum Niveau $\alpha = 0.10$) muss also regelmäßig die „Symmetrieeigenschaft“

$$F_{m,n;\alpha} = \frac{1}{F_{n,m;1-\alpha}}$$

verwendet werden, um auch 0.05-Quantile bestimmen zu können.

- Der resultierende Test ist insbesondere zur Überprüfung der Anwendungsvoraussetzungen für den 2-Stichproben- t -Test hilfreich.

Wichtig!

Die Normalverteilungsannahme für Y^A und Y^B ist wesentlich. Ist diese (deutlich) verletzt, ist auch eine näherungsweise Verwendung des Tests nicht mehr angebracht.

Zusammenfassung: F -Test zum Vergleich der Varianzen

zweier normalverteilter Zufallsvariablen

Anwendungsvoraussetzungen	exakt: $Y^A \sim N(\mu_A, \sigma_A^2)$, $Y^B \sim N(\mu_B, \sigma_B^2)$, $\mu_A, \mu_B, \sigma_A^2, \sigma_B^2$ unbek. $X_1^A, \dots, X_{n_A}^A$ einfache Stichprobe zu Y^A , unabhängig von einfacher Stichprobe $X_1^B, \dots, X_{n_B}^B$ zu Y^B .		
Nullhypothese	$H_0: \sigma_A^2 = \sigma_B^2$	$H_0: \sigma_A^2 \leq \sigma_B^2$	$H_0: \sigma_A^2 \geq \sigma_B^2$
Gegenhypothese	$H_1: \sigma_A^2 \neq \sigma_B^2$	$H_1: \sigma_A^2 > \sigma_B^2$	$H_1: \sigma_A^2 < \sigma_B^2$
Teststatistik	$F = \frac{S_{Y^A}^2}{S_{Y^B}^2}$		
Verteilung (H_0)	F unter H_0 für $\sigma_A^2 = \sigma_B^2$ $F(n_A - 1, n_B - 1)$ -verteilt		
Benötigte Größen	$\bar{X}^A = \frac{1}{n_A} \sum_{i=1}^{n_A} X_i^A$, $\bar{X}^B = \frac{1}{n_B} \sum_{i=1}^{n_B} X_i^B$, $S_{Y^A}^2 = \frac{1}{n_A - 1} \sum_{i=1}^{n_A} (X_i^A - \bar{X}^A)^2 = \frac{1}{n_A - 1} \left(\sum_{i=1}^{n_A} (X_i^A)^2 - n_A \bar{X}^A{}^2 \right)$ $S_{Y^B}^2 = \frac{1}{n_B - 1} \sum_{i=1}^{n_B} (X_i^B - \bar{X}^B)^2 = \frac{1}{n_B - 1} \left(\sum_{i=1}^{n_B} (X_i^B)^2 - n_B \bar{X}^B{}^2 \right)$		
Kritischer Bereich zum Niveau α	$[0, F_{n_A-1, n_B-1; \frac{\alpha}{2}}) \cup (F_{n_A-1, n_B-1; 1-\frac{\alpha}{2}}, \infty)$	$(F_{n_A-1, n_B-1; 1-\alpha}, \infty)$	$[0, F_{n_A-1, n_B-1; \alpha})$
p -Wert	$2 \cdot \min \{ F_{F(n_A-1, n_B-1)}(F), 1 - F_{F(n_A-1, n_B-1)}(F) \}$	$1 - F_{F(n_A-1, n_B-1)}(F)$	$F_{F(n_A-1, n_B-1)}(F)$

0.95-Quantile der $F(m, n)$ -Verteilungen $F_{m,n;0.95}$

$n \setminus m$	1	2	3	4	5	6	7	8
1	161.448	199.500	215.707	224.583	230.162	233.986	236.768	238.883
2	18.513	19.000	19.164	19.247	19.296	19.330	19.353	19.371
3	10.128	9.552	9.277	9.117	9.013	8.941	8.887	8.845
4	7.709	6.944	6.591	6.388	6.256	6.163	6.094	6.041
5	6.608	5.786	5.409	5.192	5.050	4.950	4.876	4.818
6	5.987	5.143	4.757	4.534	4.387	4.284	4.207	4.147
7	5.591	4.737	4.347	4.120	3.972	3.866	3.787	3.726
8	5.318	4.459	4.066	3.838	3.687	3.581	3.500	3.438
9	5.117	4.256	3.863	3.633	3.482	3.374	3.293	3.230
10	4.965	4.103	3.708	3.478	3.326	3.217	3.135	3.072
11	4.844	3.982	3.587	3.357	3.204	3.095	3.012	2.948
12	4.747	3.885	3.490	3.259	3.106	2.996	2.913	2.849
13	4.667	3.806	3.411	3.179	3.025	2.915	2.832	2.767
14	4.600	3.739	3.344	3.112	2.958	2.848	2.764	2.699
15	4.543	3.682	3.287	3.056	2.901	2.790	2.707	2.641
16	4.494	3.634	3.239	3.007	2.852	2.741	2.657	2.591
17	4.451	3.592	3.197	2.965	2.810	2.699	2.614	2.548
18	4.414	3.555	3.160	2.928	2.773	2.661	2.577	2.510
19	4.381	3.522	3.127	2.895	2.740	2.628	2.544	2.477
20	4.351	3.493	3.098	2.866	2.711	2.599	2.514	2.447
30	4.171	3.316	2.922	2.690	2.534	2.421	2.334	2.266
40	4.085	3.232	2.839	2.606	2.449	2.336	2.249	2.180
50	4.034	3.183	2.790	2.557	2.400	2.286	2.199	2.130
100	3.936	3.087	2.696	2.463	2.305	2.191	2.103	2.032
150	3.904	3.056	2.665	2.432	2.274	2.160	2.071	2.001

Beispiel: Präzision von 2 Abfüllanlagen

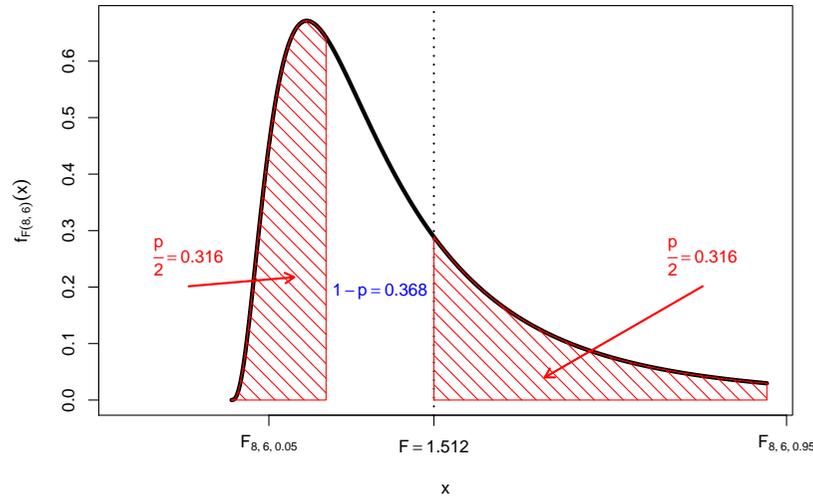
- Untersuchungsgegenstand: Entscheidung, ob Varianz der Abfüllmenge von zwei Abfüllanlagen übereinstimmt oder nicht.
- Annahmen: Abfüllmengen Y^A und Y^B jeweils normalverteilt.
- Unabhängige einfache Stichproben vom Umfang $n_A = 9$ zu Y^A und vom Umfang $n_B = 7$ zu Y^B liefern realisierte Varianzschätzungen $s_{Y^A}^2 = 16.22$ sowie $s_{Y^B}^2 = 10.724$.
- Gewünschtes Signifikanzniveau $\alpha = 0.10$.

Geeigneter Test: F -Test für die Varianzen normalverteilter Zufallsvariablen

- 1 **Hypothesen:** $H_0: \sigma_A^2 = \sigma_B^2$ gegen $H_1: \sigma_A^2 \neq \sigma_B^2$
- 2 **Teststatistik:** $F = \frac{S_{Y^A}^2}{S_{Y^B}^2}$ ist unter H_0 $F(n_A - 1, n_B - 1)$ -verteilt.
- 3 **Kritischer Bereich zum Niveau $\alpha = 0.10$:** Mit $F_{8,6;0.05} = 1/F_{6,8;0.95} = 1/3.581 = 0.279$:
 $K = [0, F_{n_A-1, n_B-1; \frac{\alpha}{2}}) \cup (F_{n_A-1, n_B-1; 1-\frac{\alpha}{2}}, +\infty) = [0, F_{8,6;0.05}) \cup (F_{8,6;0.95}, +\infty) = [0, 0.279) \cup (4.147, +\infty)$
- 4 **Berechnung der realisierten Teststatistik:** $F = \frac{s_{Y^A}^2}{s_{Y^B}^2} = \frac{16.22}{10.724} = 1.512$
- 5 **Entscheidung:** $F \notin K \Rightarrow H_0$ wird nicht abgelehnt!

Beispiel: p -Wert bei F -Test für Varianzen (Grafik)

Abfüllanlagenbeispiel, realisierte Teststatistik $F = 1.512$, p -Wert: 0.632



Einfache Varianzanalyse

- Idee der einfachen („einfaktoriellen“) Varianzanalyse:
Vergleich der Streuung der **Stufenmittel** (auch „Gruppenmittel“)

$$\bar{X}_1 := \frac{1}{n_1} \sum_{i=1}^{n_1} X_{1,i}, \quad \dots, \quad \bar{X}_k := \frac{1}{n_k} \sum_{i=1}^{n_k} X_{k,i}$$

um das Gesamtmittel

$$\bar{X} := \frac{1}{n} \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} X_{j,i} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^k n_j \cdot \bar{X}_j$$

mit den Streuungen der Beobachtungswerte $X_{j,i}$ um die jeweiligen Stufenmittel \bar{X}_j innerhalb der j -ten Stufe.

- Sind die Erwartungswerte in allen Stufen gleich (gilt also H_0), so ist die Streuung der Stufenmittel vom Gesamtmittel im Vergleich zur Streuung der Beobachtungswerte um die jeweiligen Stufenmittel *tendenziell* nicht so groß wie es bei Abweichungen der Erwartungswerte für die einzelnen Faktorstufen der Fall wäre.

Mittelwertvergleiche bei $k > 2$ unabhängigen Stichproben

- Nächste Anwendung:* Vergleich der Mittelwerte von $k > 2$ normalverteilten Zufallsvariablen $Y_1 \sim N(\mu_1, \sigma^2), \dots, Y_k \sim N(\mu_k, \sigma^2)$ mit *übereinstimmender* Varianz σ^2 .
- Es soll eine Entscheidung getroffen werden zwischen

$$H_0 : \mu_1 = \mu_j \text{ für alle } j \quad \text{und} \quad H_1 : \mu_1 \neq \mu_j \text{ für (mindestens) ein } j$$
 auf Basis von k unabhängigen einfachen Stichproben

$$X_{1,1}, \dots, X_{1,n_1}, \quad \dots, \quad X_{k,1}, \dots, X_{k,n_k}$$

mit Stichprobenumfängen n_1, \dots, n_k (Gesamtumfang: $n := \sum_{j=1}^k n_j$).

- Häufiger Anwendungsfall: Untersuchung des Einflusses *einer* nominalskalierten Variablen (mit mehr als 2 Ausprägungen) auf eine (kardinalskalierte) Zufallsvariable, z.B.
 - Einfluss verschiedener Düngemittel auf Ernteertrag,
 - Einfluss verschiedener Behandlungsmethoden auf Behandlungserfolg,
 - Einfluss der Zugehörigkeit zu bestimmten Gruppen (z.B. Schulklassen).
- Beteiligte nominalskalierte Einflussvariable wird dann meist **Faktor** genannt, die einzelnen Ausprägungen **Faktorstufen**.
- Geeignetes statistisches Untersuchungswerkzeug: **Einfache Varianzanalyse**

- Messung der Streuung der Stufenmittel vom Gesamtmittel durch Größe **SB** („**Squares Between**“) als (gew.) Summe der quadrierten Abweichungen:

$$SB = \sum_{j=1}^k n_j \cdot (\bar{X}_j - \bar{X})^2 = n_1 \cdot (\bar{X}_1 - \bar{X})^2 + \dots + n_k \cdot (\bar{X}_k - \bar{X})^2$$

- Messung der (Summe der) Streuung(en) der Beobachtungswerte um die Stufenmittel durch Größe **SW** („**Squares Within**“) als (Summe der) Summe der quadrierten Abweichungen:

$$SW = \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} (X_{j,i} - \bar{X}_j)^2 = \sum_{i=1}^{n_1} (X_{1,i} - \bar{X}_1)^2 + \dots + \sum_{i=1}^{n_k} (X_{k,i} - \bar{X}_k)^2$$

- Man kann zeigen:
 - Für die Gesamtsumme **SS** („**Sum of Squares**“) der quadrierten Abweichungen der Beobachtungswerte vom Gesamtmittelwert mit

$$SS = \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} (X_{j,i} - \bar{X})^2 = \sum_{i=1}^{n_1} (X_{1,i} - \bar{X})^2 + \dots + \sum_{i=1}^{n_k} (X_{k,i} - \bar{X})^2$$

gilt die **Streuungszerlegung** $SS = SB + SW$.

- Mit den getroffenen Annahmen sind $\frac{SB}{\sigma^2}$ bzw. $\frac{SW}{\sigma^2}$ unter H_0 unabhängig $\chi^2(k-1)$ - bzw. $\chi^2(n-k)$ -verteilt \rightsquigarrow Konstruktion geeigneter Teststatistik.

- Da $\frac{SB}{\sigma^2}$ bzw. $\frac{SW}{\sigma^2}$ unter H_0 unabhängig $\chi^2(k-1)$ - bzw. $\chi^2(n-k)$ -verteilt sind, ist der Quotient

$$F := \frac{\frac{SB}{\sigma^2}}{\frac{SW}{\sigma^2}} \cdot \frac{n-k}{k-1} = \frac{SB}{SW} \cdot \frac{n-k}{k-1} = \frac{\frac{SB}{k-1}}{\frac{SW}{n-k}} = \frac{SB/(k-1)}{SW/(n-k)}$$

unter H_0 also $F(k-1, n-k)$ -verteilt.

- Zur Konstruktion des kritischen Bereichs ist zu beachten, dass **große** Quotienten F **gegen** die Nullhypothese sprechen, da in diesem Fall die Abweichung der Stufenmittel vom Gesamtmittel SB verhältnismäßig groß ist.
- Als kritischer Bereich zum Signifikanzniveau α ergibt sich $K = (F_{k-1, n-k; 1-\alpha}, \infty)$
- Die Bezeichnung „Varianzanalyse“ erklärt sich dadurch, dass (zur Entscheidungsfindung über die Gleichheit der Erwartungswerte!) die Stichprobenvarianzen $SB/(k-1)$ und $SW/(n-k)$ untersucht werden.
- Die Varianzanalyse kann als näherungsweise Test auch angewendet werden, wenn die Normalverteilungsannahme verletzt ist.
- Das Vorliegen gleicher Varianzen in allen Faktorstufen („Varianzhomogenität“) muss jedoch (auch für vernünftige näherungsweise Verwendung) gewährleistet sein! Überprüfung z.B. mit „Levene-Test“ oder „Bartlett-Test“ (hier nicht besprochen).

- Alternative Berechnungsmöglichkeiten mit „Verschiebungssatz“
 - ▶ für Realisation von SB :

$$SB = \sum_{j=1}^k n_j \cdot (\bar{x}_j - \bar{x})^2 = \left(\sum_{j=1}^k n_j \bar{x}_j^2 \right) - n \bar{x}^2$$

- ▶ für Realisation von SW :

$$SW = \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} (x_{j,i} - \bar{x}_j)^2 = \sum_{j=1}^k \left(\left(\sum_{i=1}^{n_j} x_{j,i}^2 \right) - n_j \bar{x}_j^2 \right)$$

- Liegen für $j \in \{1, \dots, k\}$ die Stichprobenvarianzen

$$S_j^2 = \frac{1}{n_j - 1} \sum_{i=1}^{n_j} (X_{j,i} - \bar{X}_j)^2$$

bzw. deren Realisationen s_j^2 für die k (Einzel-)Stichproben

$$X_{1,1}, \dots, X_{1,n_1}, \quad \dots \quad X_{k,1}, \dots, X_{k,n_k}$$

vor, so erhält man die Realisation von SW offensichtlich auch durch

$$SW = \sum_{j=1}^k (n_j - 1) \cdot s_j^2.$$

Zusammenfassung: Einfache Varianzanalyse

Anwendungsvoraussetzungen	exakt: $Y_j \sim N(\mu_j, \sigma^2)$ für $j \in \{1, \dots, k\}$ approximativ: Y_j beliebig verteilt mit $E(Y_j) = \mu_j$, $\text{Var}(Y_j) = \sigma^2$ k unabhängige einfache Stichproben $X_{j,1}, \dots, X_{j,n_j}$ vom Umfang n_j zu Y_j für $j \in \{1, \dots, k\}$, $n = \sum_{j=1}^k n_j$
Nullhypothese Gegenhypothese	$H_0 : \mu_1 = \mu_j$ für alle $j \in \{2, \dots, k\}$ $H_1 : \mu_1 \neq \mu_j$ für (mindestens) ein $j \in \{2, \dots, k\}$
Teststatistik	$F = \frac{SB/(k-1)}{SW/(n-k)}$
Verteilung (H_0)	F ist (approx.) $F(k-1, n-k)$ -verteilt, falls $\mu_1 = \dots = \mu_k$
Benötigte Größen	$\bar{x}_j = \frac{1}{n_j} \sum_{i=1}^{n_j} x_{j,i}$ für $j \in \{1, \dots, k\}$, $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^k n_j \cdot \bar{x}_j$, $SB = \sum_{j=1}^k n_j \cdot (\bar{x}_j - \bar{x})^2$, $SW = \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} (x_{j,i} - \bar{x}_j)^2$
Kritischer Bereich zum Niveau α	$(F_{k-1, n-k; 1-\alpha}, \infty)$
p-Wert	$1 - F_{F(k-1, n-k)}(F)$

Beispiel: Bedienungszeiten an $k = 3$ Servicepunkten

- Untersuchungsgegenstand: Stimmen die mittleren Bedienungszeiten μ_1, μ_2, μ_3 an 3 verschiedenen Servicepunkten überein oder nicht?
- Annahme: Bedienungszeiten Y_1, Y_2, Y_3 an den 3 Servicestationen sind jeweils normalverteilt mit $E(Y_j) = \mu_j$ und **identischer** (unbekannter) Varianz $\text{Var}(Y_j) = \sigma^2$.
- Es liegen Realisationen von 3 unabhängigen einfache Stichproben zu den Zufallsvariablen Y_1, Y_2, Y_3 mit den Stichprobenumfängen $n_1 = 40, n_2 = 33, n_3 = 30$ wie folgt vor:

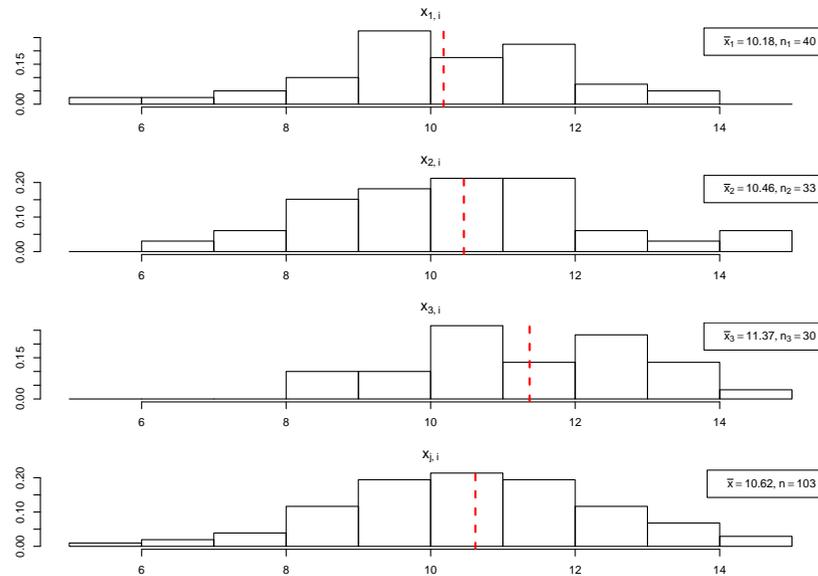
j (Servicepunkt)	n_j	$\bar{x}_j = \frac{1}{n_j} \sum_{i=1}^{n_j} x_{j,i}$	$\sum_{i=1}^{n_j} x_{j,i}^2$
1	40	10.18	4271.59
2	33	10.46	3730.53
3	30	11.37	3959.03

(Daten simuliert mit $\mu_1 = 10, \mu_2 = 10, \mu_3 = 11.5, \sigma^2 = 2^2$)

- Gewünschtes Signifikanzniveau: $\alpha = 0.05$

Geeignetes Verfahren: **Varianzanalyse**

Grafische Darstellung der Stichprobeninformation



4 (Fortsetzung)

Außerdem errechnet man

$$\begin{aligned}
 SW &= \sum_{j=1}^3 \sum_{i=1}^{n_j} (x_{j,i} - \bar{x}_j)^2 = \sum_{j=1}^3 \left(\left(\sum_{i=1}^{n_j} x_{j,i}^2 \right) - n_j \cdot \bar{x}_j^2 \right) \\
 &= \left(\sum_{i=1}^{n_1} x_{1,i}^2 \right) - n_1 \cdot \bar{x}_1^2 + \left(\sum_{i=1}^{n_2} x_{2,i}^2 \right) - n_2 \cdot \bar{x}_2^2 + \left(\sum_{i=1}^{n_3} x_{3,i}^2 \right) - n_3 \cdot \bar{x}_3^2 \\
 &= 4271.59 - 40 \cdot 10.18^2 + 3730.53 - 33 \cdot 10.46^2 + 3959.03 - 30 \cdot 11.37^2 \\
 &= 326.96 .
 \end{aligned}$$

Insgesamt erhält man

$$F = \frac{SB/(k-1)}{SW/(n-k)} = \frac{25.46/(3-1)}{326.96/(103-3)} = \frac{12.73}{3.27} = 3.89 .$$

5 Entscheidung:

$F = 3.89 \in (3.087, +\infty) = K \Rightarrow H_0$ wird abgelehnt!

(p -Wert: $1 - F_{F(2,100)}(F) = 1 - F_{F(2,100)}(3.89) = 1 - 0.98 = 0.02$)

1 Hypothesen:

$H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \mu_3 \quad H_1 : \mu_1 \neq \mu_j$ für mindestens ein j

2 Teststatistik:

$F = \frac{SB/(k-1)}{SW/(n-k)}$ ist unter H_0 $F(k-1, n-k)$ -verteilt.

3 Kritischer Bereich zum Niveau $\alpha = 0.05$:

$K = (F_{k-1; n-k; 1-\alpha}, +\infty) = (F_{2; 100; 0.95}, +\infty) = (3.087, +\infty)$

4 Berechnung der realisierten Teststatistik:

Mit $\bar{x}_1 = 10.18, \bar{x}_2 = 10.46, \bar{x}_3 = 11.37$ erhält man

$$\bar{x} = \frac{1}{103} \sum_{j=1}^3 n_j \cdot \bar{x}_j = \frac{1}{103} (40 \cdot 10.18 + 33 \cdot 10.46 + 30 \cdot 11.37) = 10.62$$

und damit

$$\begin{aligned}
 SB &= \sum_{j=1}^3 n_j (\bar{x}_j - \bar{x})^2 = n_1 (\bar{x}_1 - \bar{x})^2 + n_2 (\bar{x}_2 - \bar{x})^2 + n_3 (\bar{x}_3 - \bar{x})^2 \\
 &= 40(10.18 - 10.62)^2 + 33(10.46 - 10.62)^2 + 30(11.37 - 10.62)^2 \\
 &= 25.46 .
 \end{aligned}$$

ANOVA-Tabelle

- Zusammenfassung der (Zwischen-)Ergebnisse einer Varianzanalyse oft in Form einer sog. ANOVA(ANalysis Of VAriance) - Tabelle wie folgt:

Streuungs- ursache	Freiheits- grade	Quadrat- summe	Mittleres Quadrat
Faktor	$k - 1$	SB	$\frac{SB}{k - 1}$
Zufallsfehler	$n - k$	SW	$\frac{SW}{n - k}$
Summe	$n - 1$	SS	

- Im Bedienungszeiten-Beispiel erhält man so:

Streuungs- ursache	Freiheits- grade	Quadrat- summe	Mittleres Quadrat
Faktor	2	25.46	12.73
Zufallsfehler	100	326.96	3.27
Summe	102	352.42	