

Bachelorprüfung WS 2020/2021

Fach: Praxis der empirischen Wirtschaftsforschung

Prüferin: Prof. Regina T. Riphahn, Ph.D.

Vorbemerkungen:

- Anzahl der Aufgaben:** Die Klausur besteht aus 3 Aufgaben, die alle bearbeitet werden müssen.
Es wird nur der Lösungsbogen eingesammelt. Angaben auf dem Aufgabenzettel werden nicht gewertet.
- Bewertung:** Es können maximal 60 Punkte erworben werden. Die maximale Punktzahl ist für jede Aufgabe in Klammern angegeben. Sie entspricht der für die Aufgabe empfohlenen Bearbeitungszeit in Minuten.
- Erlaubte Hilfsmittel:**
- Formelsammlung (ist der Klausur beigefügt)
 - Tabellen der statistischen Verteilungen (sind der Klausur beigefügt)
 - Taschenrechner
 - Fremdwörterbuch
- Wichtige Hinweise:**
- Sollte es vorkommen, dass die statistischen Tabellen, die dieser Klausur beiliegen, den gesuchten Wert der Freiheitsgrade nicht ausweisen, machen Sie dies kenntlich und verwenden Sie den nächstgelegenen Wert.
 - Sollte es vorkommen, dass bei einer Berechnung eine erforderliche Information fehlt, machen Sie dies kenntlich und treffen Sie für den fehlenden Wert eine plausible Annahme.

Aufgabe 1:**[18 Punkte]**

Sie möchten den durchschnittlichen Kraftstoffverbrauch pro Kilometer vorhersagen. Der Datensatz enthält folgende Variablen für 345 Autos:

- $lp100_i$ Kraftstoffverbrauch pro 100 Kilometer in Liter
 $weight_i$ Gewicht des Autos in 100 Kilogramm.
 hp Motorleistung in Pferdestärke (PS)
 $foreign_i$ =1, wenn das Auto von einem ausländischen Hersteller stammt, =0 sonst

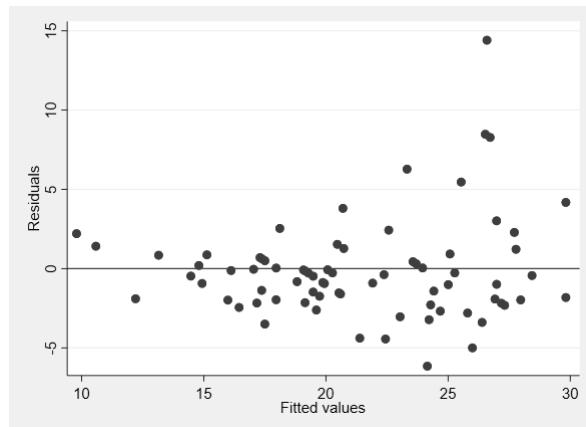
Sie schätzen das folgende Modell:

$$lp100_i = \beta_0 + \beta_1 \ln(weight)_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

und erhalten die Koeffizientenschätzer: $\hat{\beta}_0 = 4,923$ und $\hat{\beta}_1 = 67,8$ mit $se(\hat{\beta}_0) = 2,267$ und $se(\hat{\beta}_1) = 21,5$

Runden Sie alle Zahlenangaben auf die dritte Nachkommastelle.

- Interpretieren Sie den Schätzer $\hat{\beta}_1$ inhaltlich und testen Sie seine statistische Signifikanz am 1% Niveau. (4 Punkte)
- Ein Kommilitone macht Sie darauf aufmerksam, dass der Koeffizientenschätzer von $\ln(weight)$ überschätzt sein könnte. Sie vermuten daraufhin, dass eine relevante Variable ausgelassen wurde und schätzen die Gleichung erneut mit der Variable hp . Welche Bedingungen muss die Variable hp erfüllen, damit das Auslassen zu einer Überschätzung von $\hat{\beta}_1$ führt? Verdeutlichen Sie jeweils am Beispiel von hp die beiden Bedingungen, die dafür erfüllt sein müssen. (3 Punkte)
- Eine Betrachtung der Residuen kann Aufschluss über die Störerme geben. Betrachten Sie folgende Grafik. Welche der Gauß-Markov Annahme könnte verletzt sein? Begründen Sie Ihre Antwort kurz. (2 Punkte)



- Als nächstes schätzen Sie das Modell

$$lp100_i = \beta_0 + \beta_1 weight_i + \beta_2 hp_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

Sie vermuten jedoch, dass sich die Parameter des Modells (2) für deutsche und ausländische Hersteller unterscheiden. Erläutern Sie kurz das Vorgehen und die Entscheidungslogik des Chow-Tests auf Strukturbruch, den Sie mittels der Variable $foreign$ durchführen können. (3 Punkte)

- Um die Vermutung aus Aufgabe d) zu überprüfen, führen Sie nun einen Chow-Test auf Strukturbruch für das Modell (2) am 1%-Niveau durch. Geben Sie Hypothesen, Teststatistik, kritischen Wert und Ihre Testentscheidung an. (6 Punkte)

Hinweise: $SSR_{pooled} = 299,567$, $SSR_1 = 135,674$ (für $foreign = 0$), $SSR_2 = 155,210$ (für $foreign = 1$)

Aufgabe 2:**[20 Punkte]**

Sie wollen die Determinanten des monatlichen Bruttoeinkommens untersuchen. Ihnen liegen folgende Variablen für 536 Personen vor:

| | |
|----------------|---|
| $income_i$ | monatliches Bruttoeinkommen in Euro |
| $female_i$ | =1, wenn Person weiblich; =0, wenn männlich |
| $educ_i$ | Bildung in Jahren |
| age_i | Alter in Jahren |
| $experience_i$ | Berufserfahrung in Jahren |

Sie schätzen das folgende Modell:

$$income_i = \beta_0 + \beta_1 female_i + \beta_2 age_i + \beta_3 educ_i + \beta_4 experience_i + \beta_5 experience \cdot educ_i + u_i$$

Modellzusammenfassung

| Modell | R | R-Quadrat | Korrigiertes R-Quadrat | Standardfehler des Schätzers |
|--------|----------|-----------|------------------------|------------------------------|
| 1 | 0,287(a) | 0,136 | ??? | 0,415 |

Koeffizienten^a

| Modell | Nicht standardisierte Koeffizienten | | | | Signifikanz |
|-------------------------|-------------------------------------|----------------|---------|-------|-------------|
| | Regressionskoeffizient B | Standardfehler | T | | |
| (Konstante) | 940,473 | 64,427 | 14,5970 | 0,000 | |
| $female$ | -167,352 | 57,195 | -2,926 | 0,012 | |
| age | 20,512 | 4,483 | 4,576 | 0,000 | |
| $educ$ | 24,398 | 7,190 | 3,161 | 0,007 | |
| $experience$ | 31,454 | 12,364 | 2,544 | 0,093 | |
| $experience \cdot educ$ | 12,955 | 1,872 | 6,920 | 0,002 | |

a. Abhängige Variable: $income$

Runden Sie alle Zahlenangaben auf die dritte Nachkommastelle.

- Interpretieren Sie den geschätzten Koeffizienten von $female$ inhaltlich. Ist der Effekt statistisch signifikant? (2 Punkte)
- Interpretieren Sie das R^2 der Schätzung und berechnen Sie das korrigierte Bestimmtheitsmaß \bar{R}^2 . (3 Punkte)
- Welchen Wert würde der Koeffizient von $experience$ (β_4) annehmen, wenn man Berufserfahrung statt in Jahren in 10 Jahren misst? (2 Punkte)
- Berechnen Sie den marginalen Effekt der Berufserfahrung für eine Person mit 15 Jahren Bildung. Erläutern Sie das Ergebnis. (2 Punkte)
- Sie vermuten, dass der Alterseffekt vom Geschlecht abhängt. Sie schätzen folgendes Modell:

$$income_i = \beta_0 + \beta_1 female_i + \beta_2 age_i + \beta_3 female_i \cdot age_i + u_i$$

Skizzieren Sie graphisch den Zusammenhang zwischen age und $income$ für Frauen und Männer. Beschriften Sie die Achsen, die Achsenabschnitte und die Steigungen der Geraden. *Hinweis:* $\hat{\beta}_0 > 0$, $\hat{\beta}_1 < 0$, $\hat{\beta}_2 > 0$, $\hat{\beta}_3 < 0$. (4 Punkte)

- Sie vermuten, dass der Einfluss des Alters auf das monatliche Einkommen nicht linear verläuft. Sie nehmen daher das quadrierte Alter mit in Ihr Modell auf und schätzen folgendes Modell:

$$income_i = \beta_0 + \beta_1 female_i + \beta_2 age_i + \beta_3 age^2_i + \beta_4 educ_i + \beta_5 experience_i + \beta_6 experience \cdot educ_i + u_i$$

Berechnen Sie das Alter, welches das geschätzte monatliche Einkommen maximiert.

Hinweis: $\hat{\beta}_2 = 20,512$ und $\hat{\beta}_3 = -0,249$. (2 Punkte)

- g) Statt des Modells, welches das Alter in Jahren enthält, entscheiden Sie sich für ein *neues* Modell. Sie bilden insgesamt 5 Dummy Variablen für einzelne Alterskategorien und nehmen alle in Ihr neues Modell mit auf. Welches Problem entsteht hierbei? Wie lässt es sich lösen? (3 Punkte)
- h) Anstatt des monatlichen Bruttoeinkommens als abhängige Variable wählen Sie nun eine Dummy-Variable als abhängige Variable. Nennen Sie zwei Nachteile des linearen Wahrscheinlichkeitsmodells. (2 Punkte)

Aufgabe 3:

[22 Punkte]

Sie interessieren sich dafür, ob die Schulklassengröße einen Einfluss auf die Löhne im Erwachsenenalter hat. Sie verfügen über einen US-amerikanischen Datensatz mit den folgenden Variablen für 764 Schüler:

$lohn_i$ Stundenlohn von Person i im Alter 27 (in US\$)

$groß_i$ =1, wenn Person i in einer großen Klasse war (> 17 SchülerInnen); =0 sonst

$frau_i$ =1, wenn Frau; =0 sonst

$eltern_i$ Gesamteinkommen der Eltern zum Zeitpunkt der Einschulung von Person i (in 1000 US\$)

Sie schätzen folgendes lineares Regressionsmodell mit SPSS:

$$\log(lohn_i) = \beta_0 + \beta_1 groß_i + \beta_2 frau_i + \beta_3 eltern_i + u_i$$

Koeffizienten^a

| Modell | Nicht standardisierte Koeffizienten | | | | Signifikanz |
|-------------|-------------------------------------|----------------|-------|--|-------------|
| | RegressionskoeffizientB | Standardfehler | T | | |
| (Konstante) | 6,013 | 0,088 | 68,32 | | 0,000 |
| groß | -0,065 | 0,016 | ??? | | ??? |
| frau | -0,362 | 0,063 | ??? | | ??? |
| eltern | 0,118 | 0,029 | 4,07 | | 0,000 |

a. Abhängige Variable: $\log(lohn)$

Das R^2 der Schätzung beträgt 0,234.

Runden Sie alle Zahlenangaben auf die dritte Nachkommastelle.

- a) Interpretieren Sie den geschätzten Koeffizienten von $eltern$ sowohl inhaltlich als auch statistisch. (2 Punkte)
- b) Berechnen und interpretieren Sie inhaltlich den genauen (!) Effekt der Variable $frau$ auf den Stundenlohn. (2 Punkte)
- c) Testen Sie auf dem 5%-Signifikanzniveau, ob die Koeffizienten der Variablen $groß$ und $frau$ gemeinsam signifikant sind. Bei einer erneuten Schätzung des Modells ohne diese beiden Variablen erhalten Sie ein R^2 von 0,186. Geben Sie Null- und Alternativhypothese, Freiheitsgrade, Teststatistik, kritischen Wert und Testentscheidung an. (5 Punkte)

- d) Berechnen und interpretieren Sie das 99%-Konfidenzintervall für den geschätzten Koeffizienten der Variable *frau*. Gehen Sie darauf ein, ob der Koeffizient statistisch signifikant von Null verschieden ist. (4 Punkte)
- e) Testen Sie, ob die Variable *groß* einen signifikant negativen Zusammenhang mit dem späteren Einkommen hat. Geben Sie ein konkretes Testverfahren, Null- und Alternativhypothese, Teststatistik, Freiheitsgrade, kritischen Wert und Ihre Testentscheidung für das 5%-Signifikanzniveau an. (5 Punkte)
- f) Wie muss ein einfaches lineares Modell spezifiziert sein, damit der geschätzte Steigungsparameter i) eine Semielastizität und ii) eine Elastizität angibt? (2 Punkte)
- g) Welchen Effekt hat Heteroskedastie auf Unverzerrtheit und Effizienz des KQ-Schätzers? (2 Punkte)

Formelsammlung – Praxis der empirischen Wirtschaftsforschung

Kapitel 1:

$$\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y}) = \sum_{i=1}^n x_i(y_i - \bar{y})$$

$$= \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})y_i$$

$$= \sum_{i=1}^n x_i y_i - n \bar{x} \cdot \bar{y}$$

$$E\left(\sum_{i=1}^n a_i X_i\right) = \sum_{i=1}^n a_i E(X_i)$$

$$E\left(\sum_{i=1}^n X_i\right) = \sum_{i=1}^n E(X_i)$$

$$\text{Var}(aX + bY) = a^2 \text{Var}(X) + b^2 \text{Var}(Y) + 2ab \text{Cov}(X, Y)$$

Für identisch und unabhängig verteilte Zufallsvariablen Y_i :

$$\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i$$

$$S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$$

$$\text{Var}(\hat{\beta}_1) = \frac{\sigma^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} = \frac{\sigma^2}{SST_x}$$

$$\text{Var}(\hat{\beta}_0) = \frac{\sigma^2}{n} \frac{\sum_{i=1}^n x_i^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{(n-2)} \sum_{i=1}^n \hat{u}_i^2 = \frac{SSE}{(n-2)}$$

Regression durch den Ursprung:

$$\tilde{\beta}_1 = \frac{\sum_{i=1}^n x_i y_i}{\sum_{i=1}^n x_i^2}$$

Kapitel 3:

$$R^2 = \frac{SSE}{SST} = \frac{\left(\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})(\hat{y}_i - \bar{\hat{y}}) \right)^2}{\left(\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 \right) \left(\sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{\hat{y}})^2 \right)}$$

Wenn $y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + u$

$$\text{und } \tilde{y} = \tilde{\beta}_0 + \tilde{\beta}_1 x_1$$

$$\text{dann } \tilde{\beta}_1 = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 \tilde{\delta}_1 \text{ mit } x_2 = \tilde{\delta}_0 + \tilde{\delta}_1 x_1$$

Allgemein für $j = 1, 2, \dots, k$:

$$\text{Var}(\hat{\beta}_j) = \frac{\sigma^2}{SST_j (1 - R_j^2)}$$

$$SST_j = \sum_{i=1}^n (x_{ij} - \bar{x}_j)^2$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum_{i=1}^n \hat{u}_i^2}{n - k - 1} = \frac{SSE}{n - k - 1}$$

$$se(\hat{\beta}_j) = \frac{\hat{\sigma}}{\left[SST_j (1 - R_j^2) \right]^{\frac{1}{2}}}$$

MLR.1: Modell der Grundgesamtheit

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_k + u$$

MLR.2: Zufallsstichprobe der Größe n folgt dem Bevölkerungsmodell.

MLR.3: Keine unabhängige Variable ist konstant.
Keine perfekte Kollinearität.

MLR.4: $E(u | x_1, x_2, \dots, x_k) = 0$

MLR.5: $\text{Var}(u | x_1, x_2, \dots, x_k) = \sigma^2$

$$\sum_{i=1}^n \hat{u}_i = 0 \quad \sum_{i=1}^n x_i \hat{u}_i = 0$$

$$SST \equiv \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2$$

$$SSE \equiv \sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y})^2$$

$$SSR \equiv \sum_{i=1}^n \hat{u}_i^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2$$

$$R^2 = \frac{SSE}{SST} = 1 - \frac{SSR}{SST}, \quad 0 \leq R^2 \leq 1$$

$$E(\hat{\beta}_0) = \beta_0 \quad E(\hat{\beta}_1) = \beta_1$$

MLR.6: u ist von x_1, x_2, \dots, x_k unabhängig und $u \sim \text{Normal}(0, \sigma^2)$.

Kapitel 4:

$$(\hat{\beta}_j - \beta_j) / \text{se}(\hat{\beta}_j) \sim t_{n-k-1}$$

$$-t_{\frac{\alpha}{2}, n-k-1} \leq \frac{\hat{\beta}_j - \beta_j}{\text{se}(\hat{\beta}_j)} \leq t_{\frac{\alpha}{2}, n-k-1}$$

$$\hat{\beta}_j - c \cdot \text{se}(\hat{\beta}_j) \leq \beta_j \leq \hat{\beta}_j + c \cdot \text{se}(\hat{\beta}_j)$$

$$F = \frac{(\text{SSR}_r - \text{SSR}_u) / q}{\text{SSR}_u / (n - k - 1)}$$

$$F = \frac{(R_u^2 - R_r^2) / q}{(1 - R_u^2) / (n - k - 1)}$$

Kapitel 5:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(|\hat{\beta}_1 - \beta_1| > \varepsilon) \rightarrow 0$$

$$\text{plim}(\hat{\beta}_1) = \beta_1$$

Kapitel 6:

Standardisierung:

$$\begin{aligned} \frac{y_i - \bar{y}}{\hat{\sigma}_y} &= \hat{\beta}_1 \left(\frac{\hat{\sigma}_1}{\hat{\sigma}_y} \right) \left(\frac{x_{i1} - \bar{x}_1}{\hat{\sigma}_1} \right) + \hat{\beta}_2 \left(\frac{\hat{\sigma}_2}{\hat{\sigma}_y} \right) \left(\frac{x_{i2} - \bar{x}_2}{\hat{\sigma}_2} \right) \\ &\quad + \dots + \hat{\beta}_k \left(\frac{\hat{\sigma}_k}{\hat{\sigma}_y} \right) \left(\frac{x_{ik} - \bar{x}_k}{\hat{\sigma}_k} \right) + \frac{\hat{u}_i}{\hat{\sigma}_y} \end{aligned}$$

Semielastizität:

$$\% \Delta \hat{y} = 100 \cdot [\exp(\hat{\beta}_j \Delta x_j) - 1]$$

$$\bar{R}^2 = 1 - \frac{\text{SSR} / (n - k - 1)}{\text{SST} / (n - 1)} = 1 - \frac{\hat{\sigma}^2}{\text{SST} / (n - 1)}$$

$$\bar{R}^2 = 1 - (1 - R^2) \frac{n - 1}{n - k - 1}$$

$$P[\hat{y}^0 - t_{\frac{\alpha}{2}, n-k-1} \cdot \text{se}(\hat{e}^0) \leq y^0 \leq \hat{y}^0 + t_{\frac{\alpha}{2}, n-k-1} \cdot \text{se}(\hat{e}^0)] = 1 - \alpha$$

$$\widehat{\log y} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_1 + \hat{\beta}_2 x_2 + \dots + \hat{\beta}_k x_k$$

$$E(y | \mathbf{x}) = \exp(\sigma^2/2) \cdot \exp(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_k)$$

Kapitel 7:

Regression nach Gruppen

- Modell gepoolt: $y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k + u$

Chow-Test (mit $\text{SSR}_P = \text{SSR}_{\text{gepooltes Modell}}$):

$$F = \frac{(\text{SSR}_P - (\text{SSR}_1 + \text{SSR}_2)) / (k + 1)}{(\text{SSR}_1 + \text{SSR}_2) / (n - 2(k + 1))}$$

TABLE G.2

Critical Values of the *t* Distribution

| | | Significance Level | | | | |
|--------------------------|----------|--------------------|-------|--------|--------|--------|
| 1-Tailed: | | .10 | .05 | .025 | .01 | .005 |
| 2-Tailed: | | .20 | .10 | .05 | .02 | .01 |
| Degrees of freedom | 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 |
| Large degrees of freedom | 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 | 2.756 |
| | 30 | 1.310 | 1.697 | 2.042 | 2.457 | 2.750 |
| | 40 | 1.303 | 1.684 | 2.021 | 2.423 | 2.704 |
| | 60 | 1.296 | 1.671 | 2.000 | 2.390 | 2.660 |
| | 90 | 1.291 | 1.662 | 1.987 | 2.368 | 2.632 |
| | 120 | 1.289 | 1.658 | 1.980 | 2.358 | 2.617 |
| | ∞ | 1.282 | 1.645 | 1.960 | 2.326 | 2.576 |

Examples: The 1% critical value for a one-tailed test with 25 *df* is 2.485. The 5% critical value for a two-tailed test with large (> 120) *df* is 1.96.

Source: This table was generated using the Stata® function invttail.

TABLE G.3b
5% Critical Values of the *F* Distribution

| | | Numerator Degrees of Freedom | | | | | | | | | |
|---|----------|------------------------------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| | | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 |
| D e n o m i n a t o r | 10 | 4.96 | 4.10 | 3.71 | 3.48 | 3.33 | 3.22 | 3.14 | 3.07 | 3.02 | 2.98 |
| | 11 | 4.84 | 3.98 | 3.59 | 3.36 | 3.20 | 3.09 | 3.01 | 2.95 | 2.90 | 2.85 |
| | 12 | 4.75 | 3.89 | 3.49 | 3.26 | 3.11 | 3.00 | 2.91 | 2.85 | 2.80 | 2.75 |
| | 13 | 4.67 | 3.81 | 3.41 | 3.18 | 3.03 | 2.92 | 2.83 | 2.77 | 2.71 | 2.67 |
| | 14 | 4.60 | 3.74 | 3.34 | 3.11 | 2.96 | 2.85 | 2.76 | 2.70 | 2.65 | 2.60 |
| | 15 | 4.54 | 3.68 | 3.29 | 3.06 | 2.90 | 2.79 | 2.71 | 2.64 | 2.59 | 2.54 |
| | 16 | 4.49 | 3.63 | 3.24 | 3.01 | 2.85 | 2.74 | 2.66 | 2.59 | 2.54 | 2.49 |
| | 17 | 4.45 | 3.59 | 3.20 | 2.96 | 2.81 | 2.70 | 2.61 | 2.55 | 2.49 | 2.45 |
| | 18 | 4.41 | 3.55 | 3.16 | 2.93 | 2.77 | 2.66 | 2.58 | 2.51 | 2.46 | 2.41 |
| | 19 | 4.38 | 3.52 | 3.13 | 2.90 | 2.74 | 2.63 | 2.54 | 2.48 | 2.42 | 2.38 |
| D e g r e e s s o f F r e e d o m | 20 | 4.35 | 3.49 | 3.10 | 2.87 | 2.71 | 2.60 | 2.51 | 2.45 | 2.39 | 2.35 |
| | 21 | 4.32 | 3.47 | 3.07 | 2.84 | 2.68 | 2.57 | 2.49 | 2.42 | 2.37 | 2.32 |
| | 22 | 4.30 | 3.44 | 3.05 | 2.82 | 2.66 | 2.55 | 2.46 | 2.40 | 2.34 | 2.30 |
| | 23 | 4.28 | 3.42 | 3.03 | 2.80 | 2.64 | 2.53 | 2.44 | 2.37 | 2.32 | 2.27 |
| | 24 | 4.26 | 3.40 | 3.01 | 2.78 | 2.62 | 2.51 | 2.42 | 2.36 | 2.30 | 2.25 |
| | 25 | 4.24 | 3.39 | 2.99 | 2.76 | 2.60 | 2.49 | 2.40 | 2.34 | 2.28 | 2.24 |
| | 26 | 4.23 | 3.37 | 2.98 | 2.74 | 2.59 | 2.47 | 2.39 | 2.32 | 2.27 | 2.22 |
| | 27 | 4.21 | 3.35 | 2.96 | 2.73 | 2.57 | 2.46 | 2.37 | 2.31 | 2.25 | 2.20 |
| | 28 | 4.20 | 3.34 | 2.95 | 2.71 | 2.56 | 2.45 | 2.36 | 2.29 | 2.24 | 2.19 |
| | 29 | 4.18 | 3.33 | 2.93 | 2.70 | 2.55 | 2.43 | 2.35 | 2.28 | 2.22 | 2.18 |
| | 30 | 4.17 | 3.32 | 2.92 | 2.69 | 2.53 | 2.42 | 2.33 | 2.27 | 2.21 | 2.16 |
| | 40 | 4.08 | 3.23 | 2.84 | 2.61 | 2.45 | 2.34 | 2.25 | 2.18 | 2.12 | 2.08 |
| | 60 | 4.00 | 3.15 | 2.76 | 2.53 | 2.37 | 2.25 | 2.17 | 2.10 | 2.04 | 1.99 |
| | 90 | 3.95 | 3.10 | 2.71 | 2.47 | 2.32 | 2.20 | 2.11 | 2.04 | 1.99 | 1.94 |
| | 120 | 3.92 | 3.07 | 2.68 | 2.45 | 2.29 | 2.17 | 2.09 | 2.02 | 1.96 | 1.91 |
| | ∞ | 3.84 | 3.00 | 2.60 | 2.37 | 2.21 | 2.10 | 2.01 | 1.94 | 1.88 | 1.83 |

Example: The 5% critical value for numerator $df = 4$ and large denominator $df(\infty)$ is 2.37.

Source: This table was generated using the Stata® function `invFtail`.

TABLE G.3c
1% Critical Values of the *F* Distribution

| | | Numerator Degrees of Freedom | | | | | | | | | |
|--|----------|------------------------------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| | | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 |
| D e n o m i n a t o r | 10 | 10.04 | 7.56 | 6.55 | 5.99 | 5.64 | 5.39 | 5.20 | 5.06 | 4.94 | 4.85 |
| | 11 | 9.65 | 7.21 | 6.22 | 5.67 | 5.32 | 5.07 | 4.89 | 4.74 | 4.63 | 4.54 |
| | 12 | 9.33 | 6.93 | 5.95 | 5.41 | 5.06 | 4.82 | 4.64 | 4.50 | 4.39 | 4.30 |
| | 13 | 9.07 | 6.70 | 5.74 | 5.21 | 4.86 | 4.62 | 4.44 | 4.30 | 4.19 | 4.10 |
| | 14 | 8.86 | 6.51 | 5.56 | 5.04 | 4.69 | 4.46 | 4.28 | 4.14 | 4.03 | 3.94 |
| | 15 | 8.68 | 6.36 | 5.42 | 4.89 | 4.56 | 4.32 | 4.14 | 4.00 | 3.89 | 3.80 |
| | 16 | 8.53 | 6.23 | 5.29 | 4.77 | 4.44 | 4.20 | 4.03 | 3.89 | 3.78 | 3.69 |
| | 17 | 8.40 | 6.11 | 5.18 | 4.67 | 4.34 | 4.10 | 3.93 | 3.79 | 3.68 | 3.59 |
| | 18 | 8.29 | 6.01 | 5.09 | 4.58 | 4.25 | 4.01 | 3.84 | 3.71 | 3.60 | 3.51 |
| | 19 | 8.18 | 5.93 | 5.01 | 4.50 | 4.17 | 3.94 | 3.77 | 3.63 | 3.52 | 3.43 |
| D e g r e e s o f F r e e d o m | 20 | 8.10 | 5.85 | 4.94 | 4.43 | 4.10 | 3.87 | 3.70 | 3.56 | 3.46 | 3.37 |
| | 21 | 8.02 | 5.78 | 4.87 | 4.37 | 4.04 | 3.81 | 3.64 | 3.51 | 3.40 | 3.31 |
| | 22 | 7.95 | 5.72 | 4.82 | 4.31 | 3.99 | 3.76 | 3.59 | 3.45 | 3.35 | 3.26 |
| | 23 | 7.88 | 5.66 | 4.76 | 4.26 | 3.94 | 3.71 | 3.54 | 3.41 | 3.30 | 3.21 |
| | 24 | 7.82 | 5.61 | 4.72 | 4.22 | 3.90 | 3.67 | 3.50 | 3.36 | 3.26 | 3.17 |
| | 25 | 7.77 | 5.57 | 4.68 | 4.18 | 3.85 | 3.63 | 3.46 | 3.32 | 3.22 | 3.13 |
| | 26 | 7.72 | 5.53 | 4.64 | 4.14 | 3.82 | 3.59 | 3.42 | 3.29 | 3.18 | 3.09 |
| | 27 | 7.68 | 5.49 | 4.60 | 4.11 | 3.78 | 3.56 | 3.39 | 3.26 | 3.15 | 3.06 |
| | 28 | 7.64 | 5.45 | 4.57 | 4.07 | 3.75 | 3.53 | 3.36 | 3.23 | 3.12 | 3.03 |
| | 29 | 7.60 | 5.42 | 4.54 | 4.04 | 3.73 | 3.50 | 3.33 | 3.20 | 3.09 | 3.00 |
| D e g r e e s o f F r e e d o m | 30 | 7.56 | 5.39 | 4.51 | 4.02 | 3.70 | 3.47 | 3.30 | 3.17 | 3.07 | 2.98 |
| | 40 | 7.31 | 5.18 | 4.31 | 3.83 | 3.51 | 3.29 | 3.12 | 2.99 | 2.89 | 2.80 |
| | 60 | 7.08 | 4.98 | 4.13 | 3.65 | 3.34 | 3.12 | 2.95 | 2.82 | 2.72 | 2.63 |
| | 90 | 6.93 | 4.85 | 4.01 | 3.54 | 3.23 | 3.01 | 2.84 | 2.72 | 2.61 | 2.52 |
| | 120 | 6.85 | 4.79 | 3.95 | 3.48 | 3.17 | 2.96 | 2.79 | 2.66 | 2.56 | 2.47 |
| | ∞ | 6.63 | 4.61 | 3.78 | 3.32 | 3.02 | 2.80 | 2.64 | 2.51 | 2.41 | 2.32 |

Example: The 1% critical value for numerator $df = 3$ and denominator $df = 60$ is 4.13.

Source: This table was generated using the Stata® function `invFtail`.