## Bachelorprüfung WS 2022

Fach: Data Science: Ökonometrie

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 empfoh-

lenen 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 plausi-

ble Annahme.

Aufgabe 1: [19 Punkte]

Sie möchten die Jahresgehälter der Basketballspieler in der NBA prognostizieren. Folgende Variablen stehen Ihnen aus der Saison 2021/22 für 160 Basketballspieler zur Verfügung:

 $salary_i$  = Jahresgehalt von Spieler i in Mio. US-Dollar

 $PPG_i$  = Durchschnittliche Anzahl erzielter Punkte pro Spiel von Spieler i

 $age_i$  = das Alter von Spieler i in Jahren

 $MPG_i$  = Durchschnittliche Anzahl gespielter Minuten pro Spiel von Spieler i

 $APG_i$  = Durchschnittliche Anzahl Vorlagen pro Spiel von Spieler i

 $PPG\_age_i$  = Interaktion zwischen PPG und age von Spieler i

```
Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 32.32379 10.36696 3.118 0.00217
PPG 0.70837 0.82471 0.859 0.39170
age -1.36718 0.42020 -3.254 0.00140
PPG_age 0.02941 0.03236 0.909 0.36477
```

Residual standard error: 9.107 on 156 degrees of freedom Multiple R-squared: 0.5533, Adjusted R-squared: 0.5447

Sie schätzen folgendes Regressionsmodell (1) und erhalten obenstehenden Output:

$$salary_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot PPG_i + \beta_2 \cdot age_i + \beta_3 \cdot PPG_age_i + u_i$$
 (1)

Runden Sie alle Zahlenangaben auf die dritte Nachkommastelle.

- a) Luka ist 24 Jahre alt. Er erzielt durchschnittlich 36,8 Punkte. Berechnen Sie sein erwartetes Jahresgehalt. (2 Punkte)
- b) Leiten Sie den marginalen Effekt der Variable *PPG* auf das Jahresgehalt her. Berechnen Sie den marginalen Effekt von *PPG* für Luka aus der Aufgabe a) und interpretieren Sie das Ergebnis. (3 Punkte)
- c) Leiten Sie den marginalen Effekt von Alter her und berechnen Sie auf dieser Basis, bei welchem Wert von *PPG* das Jahresgehalt maximal ist. (4 Punkte)
- d) Eine Kommilitonin besteht darauf, das Modell durch die Variablen  $MPG_i$  und  $APG_i$  zu ergänzen. Sie nehmen diese zwei Variablen ins Model auf und schätzen erneut (Modell 2).

$$salary_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot PPG_i + \beta_2 \cdot age_i + \beta_3 \cdot PPG_age_i + \beta_4 \cdot MPG_i + \beta_5 \cdot APG_i + u_i$$
 (2)

```
Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 25.73583
                     10.08398
                                2.552 0.01168
PPG
            2.20419
                      0.89165 2.472 0.01452
                      0.42764 -2.006 0.04657
           -0.85799
age
MPG
           -0.47286
                      0.16301 -2.901 0.00427
APG
            1.33969
                      0.42612 3.144 0.00200
                      0.03364 -0.645 0.51981
           -0.02170
PPG_age
```

Residual standard error: 8.736 on 154 degrees of freedom Multiple R-squared: 0.5943, Adjusted R-squared: 0.5811

Sie möchten nun testen, ob die geschätzten Parameter  $\hat{\beta}_4$  und  $\hat{\beta}_5$  gemeinsam statistisch signifikant sind. Benennen Sie das Testverfahren und formulieren Sie Null- und Alternativhypothese, berechnen Sie die Teststatistik und bestimmen Sie den kritischen Wert. Kann die Nullhypothese auf dem 1%-Signifikanzniveau abgelehnt werden? (6 Punkte)

- e) Interpretieren Sie  $\hat{\beta}_5$  statistisch und inhaltlich. (2 Punkte)
- f) Welchen Wert würde  $\hat{\beta}_0$  im Modell (2) annehmen, wenn *salary*<sub>i</sub> nicht in Mio. US-Dollars sondern in 1000 US-Dollars gemessen worden wäre? (2 Punkte)

Aufgabe 2: [18 Punkte]

Sie interessieren sich für das Sparverhalten von Individuen. Sie verfügen über Querschnittsdaten von 830 Personen aus dem Jahr 2020. Ihr Datensatz enthält folgenden Informationen:

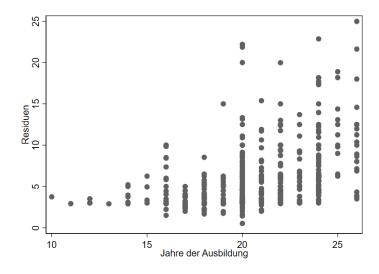
 $savings_i$  = jährliche Ersparnis von Person i in Euro  $income_i$  = Jahreseinkommen von Person i in Euro  $educ_i$  = Ausbildung von Person i in Jahren  $age_i$  = Alter von Person i in Jahren

Sie schätzen folgendes Regressionsmodell:

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

Runden Sie alle Zahlenangaben auf die dritte Nachkommastelle.

- a) Interpretieren Sie  $\hat{\beta}_1$  inhaltlich und statistisch. *Hinweis:*  $\hat{\beta}_1 = 0,117$  und p = 0,001 (2 Punkte)
- b) Wie lautet Ihre inhaltliche Interpretation von  $\hat{\beta}_1$ , wenn Sie statt *savings* die logarthmierte Ersparnis ln(savings) als abhängige Variable nutzen. Hinweis:  $\beta_1^{neu} = 0,005$ . (1 Punkt)
- c) Ihr Kommilitone rät Ihnen, die Variable *birth* mit in das Modell aufzunehmen. Diese Variable enthält Informationen über das Geburtsjahr von Person *i*. Sollten Sie die Variable *birth* in das Modell aufnehmen? Welche Konsequenzen hätte die Aufnahme für Ihre Schätzung? (4 Punkte)



d) Der Graph zeigt die Verteilung der Residuen für *educ*. Ist die Gauß-Markov Annahme MLR.5 hier verletzt? Erläutern Sie kurz Ihre Antwort. Welche Konsequenz hat dies für den KQ-Schätzer (3 Punkte)

- e) Ihr Kommilitone meint, Sie hätten eine relevante Variable vergessen. Erklären Sie das Problem ausgelassener Variablen und welche Konsequenzen dies prinzipiell für Schätzungen hat. Erläutern Sie ein Beispiel für das Problem ausgelassener Variablen in der vorliegenden Schätzung. Begründen Sie kurz Ihre Antwort. (4 Punkte)
- f) Berechnen Sie das  $R^2$  der Schätzung und interpretieren Sie dieses. *Hinweis*: Das adjustierte Bestimmtheitsmaß beträgt 0,094. Nennen Sie einen Nachteil des  $R^2$ . (4 Punkte)

Aufgabe 3: [23 Punkte]

Sie interessieren sich für die Determinanten von Wohneigentum. Es steht Ihnen dafür ein Datensatz mit 5299 Personen zur Verfügung. Sie beobachten den folgenden Satz von Variablen:

eigenheim<sub>i</sub> =1, bei Eigentum von Haus oder Wohnung; =0, sonst

 $alter_i$  = Alter von Person i in Jahren

 $hheink_i$  = Haushaltsjahreseinkommen von Person i in Tausend Euro

 $bildung_i$  = Bildungsjahre von Person i

Sie schätzen das folgende lineare Regressionsmodell und erhalten untenstehenden Output:

$$eigenheim_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot alter_i + \beta_2 \cdot hheink_1 + \beta_3 \cdot bildung_i + u_i$$

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
(Intercept)	-1.842	0.457	-4.031	0.000
alter	0.044	0.004	11.000	0.000
hheink	0.014	0.001	???	???
bildung	-0.017	0.002	-8.500	0.000

---

Residual standard error: 0.461 on 5295 degrees of freedom Multiple R-squared: 0.09813, Adjusted R-squared: 0.09762 F-statistic: 192 on 3 and 5295 DF, p-value: < 2.2e-16

Runden Sie alle Zahlenangaben auf die dritte Nachkommastelle.

- a) Interpretieren Sie  $\hat{\beta}_1$  inhaltlich und statistisch. (2 Punkte)
- b) Berechnen und interpretieren Sie das 99%-Konfidenzintervall für den geschätzten Koeffizienten der Variable *hheink*. Gehen Sie darauf ein, ob der Koeffizient statistisch signifikant von Null verschieden ist. (5 Punkte)
- c) Wie hoch ist die Wahrscheinlichkeit, dass eine 31 Jahre alte Person, mit einem Haushaltsjahreseinkommen von 55.000 Euro und 12 Jahren Schulbildung Wohneigentum besitzt? (3 Punkte)
- d) Sie überlegen, dass β<sub>2</sub> unterschätzt sein könnte, da die Höhe des Einkommens im Zusammenhang mit der regionalen Bevölkerungdichte steht. Unter welchen Bedingungen würde sich die Vermutung bestätigen? (5 Punkte)
- e) Nennen Sie zwei Nachteile des linearen Wahrscheinlichkeitsmodells. (2 Punkte)
- f) Sie vermuten, dass sich die Parameter für ländliche und städtische Gebiete unterscheiden und führen einen Chow-Test auf Strukturbruch am 1%-Niveau durch. Geben Sie Hypothesen, Teststatistik, kritischen Wert und Ihre Testentscheidung an. Wird Ihre Vermutung bestätigt? (6 Punkte)

Hinweise:  $SSR_{pooled} = 320$ ,  $SSR_1 = 158$  (für  $l\ddot{a}ndlich=0$ ),  $SSR_2 = 160$  (für  $l\ddot{a}ndlich=1$ )

### Formelsammlung - Praxis der empirischen Wirtschaftsforschung

### Kapitel 1:

$$\begin{split} \sum_{i=1}^{n} (x_{i} - \overline{x})(y_{i} - \overline{y}) &= \sum_{i=1}^{n} x_{i}(y_{i} - \overline{y}) \\ &= \sum_{i=1}^{n} (x_{i} - \overline{x})y_{i} \\ &= \sum_{i=1}^{n} x_{i}y_{i} - n\overline{x} \cdot \overline{y} \end{split}$$

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

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

Für identisch und unabhängig verteilte Zufallsvariablen Yi:

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

$$S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} \left( Y_i - \overline{Y}_i \right)^2$$

### Kapitel 2:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + u_i$$

$$\hat{\beta}_0 = \overline{y} - \hat{\beta}_1 \overline{x}$$

$$\hat{\beta}_1 = \frac{\sum_{i=1}^{n} (x_i - \overline{x})(y_i - \overline{y})}{\sum_{i=1}^{n} (x_i - \overline{x})^2}$$

$$\sum_{i=1}^n \hat{u}_i = 0 \qquad \qquad \sum_{i=1}^n x_i \hat{u}_i = 0 \label{eq:continuous_section}$$

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

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

$$SSR \equiv \sum_{i=1}^{n} \hat{u}_{i}^{2} = \sum_{i=1}^{n} \left(y_{i} - \hat{y}_{i}\right)^{2}$$

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

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

$$Var(\hat{\beta}_1) = \frac{\sigma^2}{\sum\limits_{i=1}^n (x_i - \overline{x})^2} = \frac{\sigma^2}{SST_x}$$

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

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

Regression durch den Ursprung:

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

#### Kapitel 3:

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

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

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

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

Allgemein für j = 1, 2, ..., k:

$$Var\left(\hat{\beta}_{j}\right) = \frac{\sigma^{2}}{SST_{j}\left(1 - R_{j}^{2}\right)}$$

$$SST_{j} = \sum_{i=1}^{n} (x_{ij} - x_{ij})^{2}$$

$$\begin{split} \hat{\sigma}^2 &= \frac{\displaystyle\sum_{i=1}^n \hat{u}_i^2}{n-k-1} = \frac{SSR}{n-k-1} \\ se(\hat{\beta}_j) &= \frac{\hat{\sigma}}{\left[SST_j(1-R_j^2)\right]^{\frac{1}{2}}} \end{split}$$

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

- MLR.2: Zufallsstichprobe der Größe n folgt dem Bevölkerungsmodell.
- MLR.3: Keine unabhängige Variable ist konstant. Keine perfekte Kollinearität.

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

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

MLR.6: u ist von  $x_1, x_2, ..., x_k$  unabhängig und u ~ Normal  $(0, \sigma^2)$ .

#### Kapitel 4:

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

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

$$\hat{\beta}_{j} - c \cdot se(\hat{\beta}_{j}) \le \beta_{j} \le \hat{\beta}_{j} + c \cdot se(\hat{\beta}_{j})$$

$$F \equiv \frac{(SSR_r - SSR_u)/q}{SSR_u/(n-k-1)}$$

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

#### Kapitel 5:

$$\lim_{n\to\infty} P(\left| \hat{\beta}_1 - \beta_1 \right| > \epsilon) \to 0$$

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

#### Kapitel 6:

Standardisierung:

$$\begin{split} \frac{y_i - \overline{y}}{\hat{\sigma}_y} &= \hat{\beta}_1 \, \left( \frac{\hat{\sigma}_1}{\hat{\sigma}_y} \right) \left( \frac{x_{i1} - \overline{x}_1}{\hat{\sigma}_1} \right) + \hat{\beta}_2 \, \left( \frac{\hat{\sigma}_2}{\hat{\sigma}_y} \right) \left( \frac{x_{i2} - \overline{x}_2}{\hat{\sigma}_2} \right) \\ &+ \ldots + \hat{\beta}_k \, \left( \frac{\hat{\sigma}_k}{\hat{\sigma}_y} \right) \left( \frac{x_{ik} - \overline{x}_k}{\hat{\sigma}_k} \right) + \frac{\hat{u}_i}{\hat{\sigma}_y} \end{split}$$

Semielastizität:

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

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

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

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

$$\begin{split} \widehat{\log y} &= \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \, x_1 + \hat{\beta}_2 \, x_2 ... + \hat{\beta}_k \, x_k \\ E(y \, \big| \, \boldsymbol{x}) &= \exp(\sigma^2 / 2) \cdot \exp(\beta_0 + \beta_1 \, x_1 + \beta_2 \, x_2 + ... + \beta_k \, x_k) \end{split}$$

#### Kapitel 7:

Regression nach Gruppen

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

Chow-Test (mit SSRP = SSRgepooltes Modell):

$$F = \frac{(SSR_P - (SSR_1 + SSR_2)) / (k+1)}{(SSR_1 + SSR_2) / (n-2(k+1))}$$

# TABLE G.2

# Critical Values of the t Distribution

Significance Level							
1-Tailed: 2-Tailed:		.10 .20	.05 .10	.025 .05	.01 .02	.005 .01	
	1 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	
l	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	2.756	
-	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	
	00	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.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	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
m	15	8.68	6.36	5.42	4.89	4.56	4.32	4.14	4.00	3.89	3.80
i n	16	8.53	6.23	5.29	4.77	4.44	4.20	4.03	3.89	3.78	3.69
a	17	8.40	6.11	5.18	4.67	4.34	4.10	3.93	3.79	3.68	3.59
t	18	8.29	6.01	5.09	4.58	4.25	4.01	3.84	3.71	3.60	3.51
0 T	19	8.18	5.93	5.01	4.50	4.17	3.94	3.77	3.63	3.52	3.43
	20	8.10	5.85	4.94	4.43	4.10	3.87	3.70	3.56	3.46	3.37
D e g	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
Г	23	7.88	5.66	4.76	4.26	3.94	3.71	3.54	3.41	3.30	3.21
e e s o f F r e e d o m	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
	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
Ш	120	6.85	4.79	3.95	3.48	3.17	2.96	2.79	2.66	2.56	2.47
	00	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.