บรรณานุกรม

ภาษาไทย

หนังสือ

บุญธรรม กิจปรีดาบริสุทธิ์. ระเบียบวิธีการวิจัยทางสังคมศาสตร์. กรุงเทพมหานคร: การพิมพ์พระนคร, 2527.

เอกสารอื่น ๆ

ธีระดา ภิญโญ. "การศึกษาแบบมอนติคาร์โล: การเปรียบเทียบอำนาจการทดสอบเอฟ เมื่อข้อมูลได้รับการแปลงรูปในรูปแบบต่างกัน ภายใต้ลักษณะการแจกแจงประชากร 3 แบบ." วิทยานิพนธ์ปริญญามหาบัณฑิต ภาควิชาวิจัยการศึกษา บัณฑิตวิทยาลัย จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย, 2526.

ภาษาต่างประเทศ

หนังสือ

Berman, S.M. Mathematical Statistics An Introduction Based on the Normal Distribution. Scranton: International Textbook, 1971.

Cochran, W.G. and Cox G.M. Experimental Design, 2 nd ed. New York: John Wiley & Sons, 1957.

Ferguson, George. A. Statistical Analysis in Psychology and Education. 5 th ed. New York: McGraw-Hill Book Co., 1966.

Glass, Gene V., and Stanley, Jullan C. Statistical Method in Education and Psychology. New Jersey: Prentice Hall, 1970.

Hays, W.L. Statistics for the Social Sciences. New York: Holt, Rinehart and Winston, 1973.

Hopkins, Kenneth D. and Glass, Gene V. Basic Statistics for the Behavioral Sciences. New Jersey: Prentice Hall, 1978.

Kirk, Roger E. Experimental Design: Procedures for the Behavioral Sciences. 2 nd ed. Belmont, Calif: Books/cole, 1982.

Lee, Wayne. Experimental Design and Analysis. San Francisco: W.H. Freeman and Company, 1975.

Marascuilo, Leonard A. Statistical for Behavioral Science Research. New York: McGraw-Hill Book Co., 1971.

_____. and McSweeney, Maryellen. Nonparametric and Distribution - Free Methods. Monterey, Calif.: Brooks/Cole, 1977.

Popham, James W. and Sirotnik Kenneth A. Educational Statistics Use and Interpretation. New York: Harper and Raw, 1973.

Neyman, J. First Course in Probability and Statistics. New York: Henry Holt, 1950, cited by Derek Srisukho. "Monte Carlo Study of the Power of H - test Compared to F - test when Population Distribution are Different in Form." Dissertation of Doctor Degree, University of California, Berkeley, 1974.

Scheffe´, Henry. The Analysis of Variance. 6 th ed. New York: John Wiley & Sons, 1970.

Shannon, Robert E. System Simulation. New York: Prentice-Hall, 1975.

Snedecor, W. G. and Cochran, W.G. Statistical Methods. 6 th ed. Iowa: The Iowa State University Press, 1973.

Steel, Robert G.D. and Torrie James H. Principle and Procedures of Statistics. New York: McGraw-Hill Book Company, 1960.

Winer, B.J. Statistical Principles in Experimental Design. 2 nd ed. New York: McGraw-Hill, 1971.

บทความ

Box, G.E.P. "Some Theorems on Quadratic Forms Applied in the Study of Analysis of Variance Problems. I. Effect of Inequality of Variance in the One-Way Classification. Ann. Math. Statist 25(1954) 290-302.

Brown, M.B. and Forsyth, A.B. "The Small Sample Behavior of Some Statistics Which Test the Equality of Serveral Means. Technometrics 16 (1974): 129-132.

Budescu, D.V. and Appelbaum, M.I. "Variance Stabilizing Transformations and The Power of the F - test." Journal of Educational Statistics 6(1981): 55-74.

Clinch, J.J. and Keselman, H.J. "Parametric Alternatives to the Analysis of Variance." Journal of Educational Statistics 7(1982): 207-214.

Donaldson, T.S. "Robustness of the F - test to Error of Both Kinds and the Correlation Between the Numerator and Denominator of the F - ratio." Journal of the American Statistical Association 63(1968): 600-676.

Horsnell, G. "The Effect of Unequal Group Variances on the F - test for the Homogeneity of Group Means." Biometrika 40(1953): 128-136.

James, G.S. "The Comparison of Serveral Groups Observations When the Ratios of the Population Variances Are Unknown." Biometrika 38(1951): 324-329.

Ramsey, P.H. "Exact Type I Error Rate for Robustness of Student's t test with Unequal Variances." Journal of Educational Statistical 4(1980): 337-349.

Rogan, J.C. and Keselman, H.J. "Is the ANOVA F - test Robust to Variance Heterogeneity When Sample Sizes are Equal ?: An Investigation via a Coefficient of Variation." American Educational Research Journal 14(1977): 493-498.

Satterthwaite, F.E. "Synthesis of Variance." Psychometrika 6(1941): 309-316.

Tomarken, A.J. and Serlin, R.C. "Comparison of ANOVA Alternatives Under Variance Heterogencity and Specific Noncentrality Structures." Psychological Bulletin 99(1986): 90-99.

Welch, B.L. "On the Comparison of Several Mean Values: An Alternative Approach." Biometrika 38(1951): 330-336.

ภาคผนวก

การคำนวณช่วงความเชื่อมั่นของอัตราความคลาดเคลื่อนที่ระบุ (α)

วิธีคำนวณเกณฑ์ในการตัดสินอัตราความคลาดเคลื่อนที่ระบุ (nominated α) ซึ่งสามารถคำนวณจากช่วงความเชื่อมั่นของ P เมื่อ P หมายถึงโอกาสที่เกิดความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ดังนี้

$$\hat{P} - Z_{\alpha/2}\sqrt{\frac{\hat{P}\hat{q}}{n}} \leq P \leq \hat{P} + Z_{\alpha/2}\sqrt{\frac{\hat{P}\hat{q}}{n}}$$

เมื่อ $\alpha = .05$ หรือ $\hat{P} = .05$, $\hat{q} = 1 - \hat{P} = .95$, $n = 1000$ และ $Z_{\alpha/2} = 1.96$

ดังนั้น

$$.05 - 1.96\sqrt{\frac{(.05)(.95)}{1000}} \leq P \leq .05 + 1.96\sqrt{\frac{(.05)(.95)}{1000}}$$

$$.05 - .0135083 \leq P \leq .05 + .015083$$

$$0.0364917 \leq P \leq 0.0635083$$

เมื่อ $\alpha = .01$ หรือ $\hat{P} = .05$, $\hat{q} = 1 - \hat{P} = .99$, $n = 1000$ และ $Z_{\alpha/2} = 2.576$

ดังนั้น

$$.01 - 2.576\sqrt{\frac{(.01)(.99)}{1000}} \leq P \leq .01 + 2.576\sqrt{\frac{(.01)(.99)}{1000}}$$

$$.0018949 \leq P \leq .0181051$$

สรุปช่วงความเชื่อมั่นสำหรับ $P = .05$ คือ $.036 \leq P \leq .064$

$P = .01$ คือ $.002 \leq P \leq .018$

สำหรับ เกณฑ์ของโคแครนกำหนดช่วงความ เชื่อมั่นดังนี้

$$P = .05 \quad \text{คือ} \quad .040 \leq P \leq .060$$

$$P = .01 \quad \text{คือ} \quad .007 \leq P \leq .015$$

เกณฑ์ของโคแครน เป็นช่วงที่สั้นกว่าช่วงความ เชื่อมั่นที่คำนวณได้ การวิจัยครั้งนี้จึง เลือกใช้ เกณฑ์ของโคแครนตัดสินการ เปรียบ เทียบอัตราความคลาด เคลื่อนประ เภทที่ 1 จากผลการทดลองกับอัตราความคลาด เคลื่อนที่ระบุ

ตัวอย่างการทดสอบสมมติฐานความเท่ากันของค่าเฉลี่ยประชากรมากกว่าสองกลุ่ม โดยใช้สถิติทดสอบ เอฟ เอฟสตาร์ และยู

การคำนวณสถิติทดสอบ เอฟ

สมมติฐานที่ทดสอบ $H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \mu_4$ ข้อมูลจากกลุ่มตัวอย่าง 4 กลุ่ม เป็นดังนี้

	กลุ่มที่ 1	กลุ่มที่ 2	กลุ่มที่ 3	กลุ่มที่ 4	รวม
	8	18	20	37	
	15	17	24	36	
	14	20	35	20	
	17	30	30	22	
	9	14	19	29	
	10	9	40		
		14			
N_k	6	7	6	5	24
$\sum_{i=1}^{N_k} X_{ik}$	73	122	168	144	507
$\sum_{i=1}^{N_k} X_{ik}^2$	955	2,386	5,062	4,390	12,793
$\bar{X}_k$	12.17	17.43	28.00	28.80	21.13
S_k^2	13.37	43.29	71.60	60.70	90.55

สูตรการคำนวณ

$$F = \frac{1/K - 1 \sum_{k=1}^{K} N_k(\bar{X}_k - \bar{X})^2}{1/N - K \sum_{k=1}^{K} (N_k - 1)S_k^2}$$

ในที่นี้ $\sum_{k=1}^{K} N_k(\bar{X}_k - \bar{X})^2$ = $6(12.17 - 21.13)^2 + 7(17.43 - 21.13)^2 + 6(28 - 21.13)^2 + 5(28.80 - 21.13)^2$

= $426.3894 + 95.83 + 283.1814 + 294.1445$

= 1099.5453

และ $\sum_{k=1}^{K} (N_k - 1)S_k^2$ = $(6 - 1)13.37 + (7 - 1)43.29 + (6 - 1)71.60 + (5 - 1)60.70$

= $66.85 + 259.74 + 358 + 242.8$

= 927.39

แทนค่าในสูตร

$$F = \frac{1/4 - 1 \ (1099.5453)}{1/24 - 4 \ (927.39)}$$

$$= \frac{366.5151}{46.3695}$$

$$= 7.9042$$

จากตาราง ค่า $F_{.05}$ ที่ df (3, 20) เท่ากับ 3.10 ซึ่งน้อยกว่าค่า F ที่คำนวณได้

ดังนั้นจึงปฏิเสธ H_0 และสรุปว่า ความแตกต่างระหว่างค่าเฉลี่ยของประชากรมีนัยสำคัญ ด้วยระดับความเชื่อมั่นอย่างน้อย 95 เปอร์เซนต์

การคำนวณสถิติทดสอบ เอฟสตาร์

สูตรการคำนวณ $$F^* = \frac{1}{k-1} \sum_{k=1}^{K} w_k (\bar{X}_k - \bar{X}^*)^2$$

เมื่อ $$w_k = N_k / S_k^2$$

$$\bar{X}^* = \frac{\sum_{k=1}^{K} w_k \bar{X}_k}{\sum_{k=1}^{K} w_k}$$

ใช้ข้อมูลจากตารางชุดเดียวกับการคำนวณสถิติทดสอบ เอฟ และจะได้ค่าต่าง ๆ ที่ใช้ในการคำนวณสถิติทดสอบ เอฟสตาร์ดังนี้

กลุ่มที่	N_k	S_k^2	w_k	$\bar{X}_k$	$w_k \bar{X}_k$	$(\bar{X}_k - \bar{X}^*)$
1	6	13.37	.4488	12.17	5.4619	-4.56
2	7	43.29	.1617	17.43	2.8184	0.70
3	6	71.60	.0838	28.00	2.3464	11.27
4	5	60.70	.0824	28.80	2.3731	12.07
			.7767		12.9998	

แทนค่าจากสูตร

$$\bar{X}^* = \frac{12.9998}{.7767} = 16.73$$

$$F^* = \frac{1}{4-1} [.4488(-4.56)^2 + .1617(.70)^2 + .0838(11.27)^2 + .0824(12.07)^2]$$

$$= 10.68$$

คำนวณชั้นความอิสระของ ν_2^* จาก

$$\nu_2^* = \frac{K^2 - 1}{3\Lambda}$$

โดยที่ $$\Lambda = \sum_{k=1}^{K} \frac{1}{N_k - 1}\left(1 - \frac{w_k}{w}\right)^2$$

และ $$w = \sum_{k=1}^{K} w_k$$

ค่า Λ คำนวณได้ดังนี้

กลุ่มที่	N_k	$\frac{1}{N_k - 1}$	w_k	$\frac{w_k}{w}$	$1 - \frac{w_k}{w}$	$(1 - \frac{w_k}{w})^2$	$\frac{1}{N_k - 1}(1 - \frac{w_k}{w})^2$
1	6	.2000	.4488	.5778	.4222	.1783	.0357
2	7	.1667	.1617	.2081	.7919	.6271	.1045
3	6	.2000	.0838	.1079	.8921	.7958	.1592
4	5	.2500	.0824	.1061	.8939	.7991	.1998
							.4998

ได้ $$\Lambda = 0.4992$$

$$\nu_2^* = \frac{(4^2 - 1)}{3(.4992)}$$

$$= 10.016$$

$$\approx 10$$

$F^*(3, 10)$ แจกแจงเป็น $F(3, 10)$ และ $F^*_{.05}$ ที่ df (3, 10) เท่ากับ 3.71 ซึ่งมีค่าน้อยกว่า F^* ที่คำนวณได้

ดังนั้น จึงปฏิเสธ H_0 และสรุปว่าความแตกต่างระหว่างค่าเฉลี่ยของประชากรมีนัยสำคัญ ด้วยระดับความเชื่อมั่นอย่างน้อย 95 เปอร์เซ็นต์

การคำนวณค่าสถิติทดสอบยู

สูตรการคำนวณ $U = \sum_{k=1}^{K} w_k (\bar{X}_k - \bar{X}^*)^2$

เมื่อ $w_k = N_k / S_k^2$

และ $\bar{X}^* = \sum_{k=1}^{K} w_k \cdot \bar{X}_k / \sum_{k=1}^{K} w_k$

ใช้ข้อมูลชุดเดียวกับการคำนวณค่าสถิติทดสอบ เอฟ

แทนค่าจากสูตร $\bar{X}^* = \frac{12.9998}{.7768}$

$= 16.73$

$U = .4488(12.17 - 16.73)^2 + .1617(17.43-16.73)^2 +$

$.0838(28.00 - 16.73)^2 + .0824(28.80-16.73)^2$

$= 9.3321 + .0792 + 10.6436 + 12.0044$

$= 32.0593$

สถิติทดสอบยู ประมาณด้วยการแจกแจงไคสแควร์ ชั้นความเป็นอิสระ เท่ากับ K - 1 และจะได้ $\chi^2_{.05}$ ที่ df = 3 เท่ากับ 7.81 ซึ่งมีค่าน้อยกว่า U ที่คำนวณได้

ดังนั้น จึงปฏิเสธ H_0 และสรุปว่าความแตกต่างระหว่างค่าเฉลี่ยของประชากรมีนัยสำคัญด้วยระดับความเชื่อมั่นอย่างน้อย 95 เปอร์เซ็นต์

ตารางที่ 8 จำนวนความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ของสถิติทดสอบเอฟ เอฟสตาร์ และยู จำแนกตามความสามารถในการควบคุมความคลาดเคลื่อน และขนาดกลุ่มตัวอย่างเมื่อความแปรปรวนของประชากรเท่ากัน

สถิติทดสอบ	อัตราความคลาดเคลื่อนที่ระบุในระดับ .05												รวม	
	ควบคุมได้				ควบคุมไม่ได้									
	τ = α				τ > α				τ < α				τ=α	τ≠α
	กลุ่มตัวอย่างเท่ากัน		กลุ่มตัวอย่างไม่เท่ากัน		กลุ่มตัวอย่างเท่ากัน		กลุ่มตัวอย่างไม่เท่ากัน		กลุ่มตัวอย่างเท่ากัน		กลุ่มตัวอย่างไม่เท่ากัน			
	ขนาดเล็ก	ขนาดใหญ่	ขนาดเล็ก	ขนาดใหญ่	ขนาดเล็ก	ขนาดใหญ่	ขนาดเล็ก	ขนาดใหญ่	ขนาดเล็ก	ขนาดใหญ่	ขนาดเล็ก	ขนาดใหญ่		
F - test	3	5	4	4	-	-	-	-	-	-	-	-	16	-
F* - test	3	5	4	4	-	-	-	-	-	-	-	-	16	-
U - test	1	4	-	3	3	-	5	-	-	-	-	-	8	8

สถิติทดสอบ	อัตราความคลาดเคลื่อนที่ระบุในระดับ .01												รวม	
	ควบคุมได้				ควบคุมไม่ได้									
	τ = α				τ > α				τ < α				τ=α	τ≠α
	กลุ่มตัวอย่างเท่ากัน		กลุ่มตัวอย่างไม่เท่ากัน		กลุ่มตัวอย่างเท่ากัน		กลุ่มตัวอย่างไม่เท่ากัน		กลุ่มตัวอย่างเท่ากัน		กลุ่มตัวอย่างไม่เท่ากัน			
	ขนาดเล็ก	ขนาดใหญ่	ขนาดเล็ก	ขนาดใหญ่	ขนาดเล็ก	ขนาดใหญ่	ขนาดเล็ก	ขนาดใหญ่	ขนาดเล็ก	ขนาดใหญ่	ขนาดเล็ก	ขนาดใหญ่		
F - test	3	5	4	4	-	-	-	-	-	-	-	-	16	-
F* - test	3	5	4	4	-	-	-	-	-	-	-	-	16	-
U - test	-	5	-	4	3	-	4	-	-	-	-	-	9	7

หมายเหตุ กลุ่มตัวอย่างเท่ากันขนาดเล็ก หมายถึงกลุ่มตัวอย่างขนาด (10, 10, 10, 10), (20, 20, 20, 20) และ (30, 30, 30, 30)
กลุ่มตัวอย่างเท่ากันขนาดใหญ่ หมายถึงกลุ่มตัวอย่างขนาด (40, 40, 40, 40), (50, 50, 50, 50,), (60, 60, 60, 60), (70,70,70,70) และ (100, 100, 100, 100)
กลุ่มตัวอย่างไม่เท่ากันขนาดเล็ก หมายถึงกลุ่มตัวอย่างขนาด (10, 10, 10, 30), (30, 10, 10, 10), (10,10,20,30) และ (30,20,10,10)
กลุ่มตัวอย่างไม่เท่ากันขนาดใหญ่ หมายถึงกลุ่มตัวอย่างขนาด (40, 40, 50, 50), (70, 70, 60, 60), (80,80,100,100) และ (100,100,80,80)

ตารางที่ 9 จำนวนความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ของสถิติทดสอบเอฟ เอฟสตาร์ และยู จำแนกตามความสามารถในการควบคุมความคลาดเคลื่อน และขนาดกลุ่มตัวอย่างเมื่อความแปรปรวนของประชากรแตกต่างกัน

สถิติทดสอบ	อัตราความคลาดเคลื่อนที่ระบุในระดับ .05												รวม	
	ควบคุมได้				ควบคุมไม่ได้									
	τ = α				τ > α				τ < α				τ=α	τ≠α
	กลุ่มตัวอย่างเท่ากัน		กลุ่มตัวอย่างไม่เท่ากัน		กลุ่มตัวอย่างเท่ากัน		กลุ่มตัวอย่างไม่เท่ากัน		กลุ่มตัวอย่างเท่ากัน		กลุ่มตัวอย่างไม่เท่ากัน			
	ขนาดเล็ก	ขนาดใหญ่	ขนาดเล็ก	ขนาดใหญ่	ขนาดเล็ก	ขนาดใหญ่	ขนาดเล็ก	ขนาดใหญ่	ขนาดเล็ก	ขนาดใหญ่	ขนาดเล็ก	ขนาดใหญ่		
F - test	4	14	-	9	8	6	8	7	-	-	8	-	27	37
F* - test	12	20	12	16	-	-	4	-	-	-	-	-	60	4
U - test	-	17	-	15	12	3	16	1	-	-	-	-	32	32

สถิติทดสอบ	อัตราความคลาดเคลื่อนที่ระบุในระดับ .01												รวม	
	ควบคุมได้				ควบคุมไม่ได้									
	τ = α				τ > α				τ < α				τ=α	τ≠α
	กลุ่มตัวอย่างเท่ากัน		กลุ่มตัวอย่างไม่เท่ากัน		กลุ่มตัวอย่างเท่ากัน		กลุ่มตัวอย่างไม่เท่ากัน		กลุ่มตัวอย่างเท่ากัน		กลุ่มตัวอย่างไม่เท่ากัน			
	ขนาดเล็ก	ขนาดใหญ่	ขนาดเล็ก	ขนาดใหญ่	ขนาดเล็ก	ขนาดใหญ่	ขนาดเล็ก	ขนาดใหญ่	ขนาดเล็ก	ขนาดใหญ่	ขนาดเล็ก	ขนาดใหญ่		
F - test	-	7	3	5	12	13	8	11	-	-	5	-	15	49
F* - test	12	20	12	20	-	-	-	-	-	-	-	-	64	-
U - test	-	19	-	16	12	1	16	-	-	-	-	-	35	29

หมายเหตุ กลุ่มตัวอย่างเท่ากันขนาดเล็ก หมายถึงกลุ่มตัวอย่างขนาด (10, 10, 10, 10), (20,20,20,20) และ (30,30,30,30)

กลุ่มตัวอย่างเท่ากันขนาดใหญ่ หมายถึงกลุ่มตัวอย่างขนาด (40,40,40,40),(50,50,50,50),(60,60,60,60),(70,70,70,70) และ (100,100,100,100)

กลุ่มตัวอย่างไม่เท่ากันขนาดเล็ก หมายถึงกลุ่มตัวอย่างขนาด (10,10,10,30),(30,10,10,10),(10,10,20,30) และ (30,20,10,10)

กลุ่มตัวอย่างไม่เท่ากันขนาดใหญ่ หมายถึงกลุ่มตัวอย่างขนาด (40,40,50,50),(70,70,60,60),(80,80,100,100) และ (100,100,80,80)

THE COMPUTER PROGRAM, USE IN THIS STUDY, IS WRITTEN IN FORTRAN 77. IT IS DESIGNED TO COMPARE THE ACTUAL TYPE I ERROR FOR THREE TESTS.

1. F - TEST.
2. U - TEST.
3. F^* - TEST.

IT CALCULATES 4,000 REPLICATIONS IN EACH CASE.

THE COMPARISON DEPENDS ON THE RATIO OF POPULATION VARIANCES.

THE SAMPLE SIZES ARE EQUAL AND UNEQUAL. THE LEVELS OF SIGNIFICANCE OF TEST ARE 0.01 AND 0.05

DESCRIPTION SOME VARIABLES

EX = MEAN OF POPULATION

STD = STANDARD DEVIATION OF POPULATION

N1,N2,N3,N4 = SAMPLE SIZE IN EACH GROUPS.

F = VALUE OF F

U = VALUE OF U

FSTAR = VALUE OF F^*

```
C_____(RATIO OF POPULATION VARIANCES ARE 1:1:1:4 )_____
C-----------------------------------------------------------------
      DOUBLE PRECISION SSQ(4),SQNO(400)
      DIMENSION SUM(4),AMEAN(4),NODAT(400)
      DIMENSION FSTAR(4000),V2(4000)
      DOUBLE PRECISION SST,SSB,SSW
      REAL MSB,MSW
      COMMON IA
      SUM(1)=0.
      SUM(2)=0.
      SUM(3)=0.
      SUM(4)=0.
      N1=100
      N2=100
      N3=80
      N4=80
      NL=N1+N2+N3+N4
      Y=0.
      IA=65539
      CFT05=0.
      CFT01=0.
      CUT05=0.
      CUT01=0.
      C1V2=0
      C2V2=0
      C3V2=0
      C4V2=0
      C5V2=0
      C6V2=0
      C7V2=0
      C1FS05=0
      C1FS01=0
      C2FS05=0
      C2FS01=0
      C3FS05=0
      C3FS01=0
      C4FS05=0
      C4FS01=0
      C5FS05=0
      C5FS01=0
      C6FS05=0
      C6FS01=0
      C7FS05=0
      C7FS01=0
      DO 500 IK=1,4000
C-----------------------------------------------------------------
      EX=500.
      STD=SQRT(100.)
      DO 10 I=1,100
      NODAT(I)=0.
      IF(Y.NE.0) GOTO 2
      CALL NORMAL (EX,STD,X,Y)

      GOTO 3
2     X=Y
      Y=0.
3     NODAT(I)=X
10    CONTINUE
C-----------------------------------------------------------------
      EX=500.
      STD=SQRT(100.)
      DO 11 J=101,200
      NODAT(J)=0.
      IF(Y.NE.0) GOTO 4
      CALL NORMAL (EX,STD,X,Y)
      GOTO 5
4     X=Y
      Y=0.
5     NODAT(J)=X
```

```
      EX=500.
      STD=SQRT(100.)
      DO 12 K=201,280
      NODAT(K)=0.
      IF(Y.NE.0) GOTO 6
      CALL NORMAL (EX,STD,X,Y)
      GOTO 7
6     X=Y
      Y=0.
7     NODAT(K)=X
12    CONTINUE
C-----------------------------------------------------------------
      EX=500.
      STD=SQRT(400.)
      DO 13 M=281,360
      NODAT(M)=0.
      IF(Y.NE.0) GOTO 8
      CALL NORMAL (EX,STD,X,Y)
      GOTO 9
8     X=Y
      Y=0.
9     NODAT(M)=X
13    CONTINUE
C-----------------------------------------------------------------
      SUMK=0.
      SSQK=0.
      DO 50 K=1,100
      SUMK=SUMK+NODAT(K)
      SQNO(K)=NODAT(K)**2
      SSQK=SSQK+SQNO(K)
50    CONTINUE
      SUM(1)=SUMK
      SSQ(1)=SSQK
      AMEAN(1)=SUM(1)/N1
C-----------------------------------------------------------------
      SUMK=0.
      SSQK=0.
      DO 110 K=101,200

      SUMK=SUMK+NODAT(K)
      SQNO(K)=NODAT(K)**2
      SSQK=SSQK+SQNO(K)
110   CONTINUE
      SUM(2)=SUMK
      SSQ(2)=SSQK
      AMEAN(2)=SUM(2)/N2
C-----------------------------------------------------------------
      SUMK=0.
      SSQK=0.
      DO 150 K=201,280
      SUMK=SUMK+NODAT(K)
      SQNO(K)=NODAT(K)**2
      SSQK=SSQK+SQNO(K)
150   CONTINUE
      SUM(3)=SUMK
      SSQ(3)=SSQK
      AMEAN(3)=SUM(3)/N3
C-----------------------------------------------------------------
      SUMK=0.
      SSQK=0.
      DO 200 K=281,360
      SUMK=SUMK+NODAT(K)
      SQNO(K)=NODAT(K)**2
      SSQK=SSQK+SQNO(K)
200   CONTINUE
      SUM(4)=SUMK
      SSQ(4)=SSQK
      AMEAN(4)=SUM(4)/N4
C-----------------------------------------------------------------
      L=4
      CALL FTEST (SSQ,SUM,N1,N2,N3,N4,NL,L,F)
      FT1=F
      IF(FT1.GT.2.63)CFTO5 = CFTO5+1
      IF(FT1.GT.3.84)CFTO1 = CFTO1+1
      CALL UTEST (SSQ,SUM,AMEAN,N1,N2,N3,N4,W1S1,W2S2,W3S3,W4S4,SUMW,U)
      UT1=U
      IF(UT1.GT.7.81)CUTO5 = CUTO5+1
      IF(UT1.GT.11.34)CUTO1= CUTO1+1
```

```
C=========================F-STAR=================================
      FSTAR(IK)=1./3.*UT1
      R1=1./(N1-1)*(1.-(W1S1/SUMW)**2)
      R2=1./(N2-1)*(1.-(W2S2/SUMW)**2)
      R3=1./(N3-1)*(1.-(W3S3/SUMW)**2)
      R4=1./(N4-1)*(1.-(W4S4/SUMW)**2)
      RAMDA=R1+R2+R3+R4
      V2(IK)=5./RAMDA
      IF(V2(IK).GT.115.5.AND.V2(IK).LT.116.5) THEN
        C1V2=C1V2+1
        IF(FSTAR(IK).GT.2.69)C1FS05 = C1FS05+1
        IF(FSTAR(IK).GT.3.96)C1FS01 = C1FS01+1
      ELSE IF(V2(IK).GT.116.5.AND.V2(IK).LT.117.5) THEN
        C2V2=C2V2+1
        IF(FSTAR(IK).GT.2.68)C2FS05 = C2FS05+1
        IF(FSTAR(IK).GT.3.96)C2FS01 = C2FS01+1
      ELSE IF(V2(IK).GT.117.5.AND.V2(IK).LT.118.5) THEN
        C3V2=C3V2+1
        IF(FSTAR(IK).GT.2.68)C3FS05 = C3FS05+1
        IF(FSTAR(IK).GT.3.96)C3FS01 = C3FS01+1
      ELSE IF(V2(IK).GT.118.5.AND.V2(IK).LT.119.5) THEN
        C4V2=C4V2+1
        IF(FSTAR(IK).GT.2.68)C4FS05 = C4FS05+1
        IF(FSTAR(IK).GT.3.95)C4FS01 = C4FS01+1
      ELSE IF(V2(IK).GT.119.5.AND.V2(IK).LT.120.5) THEN
        C5V2=C5V2+1
        IF(FSTAR(IK).GT.2.68)C5FS05 = C5FS05+1
        IF(FSTAR(IK).GT.3.95)C5FS01 = C5FS01+1
      ELSE IF(V2(IK).GT.120.5.AND.V2(IK).LT.121.5) THEN
        C6V2=C6V2+1
        IF(FSTAR(IK).GT.2.68)C6FS05 = C6FS05+1
        IF(FSTAR(IK).GT.3.95)C6FS01 = C6FS01+1
      ELSE IF(V2(IK).GT.121.5.AND.V2(IK).LT.122.5) THEN
        C7V2=C7V2+1
        IF(FSTAR(IK).GT.2.68)C7FS05 = C7FS05+1
        IF(FSTAR(IK).GT.3.95)C7FS01 = C7FS01+1
        END IF
500   CONTINUE
      WRITE(6,60)
60    FORMAT(12X,'CFT05',10X,'CFT01')
      WRITE(6,70) CFT05,CFT01
70    FORMAT(/10X,F5.1,10X,F5.1/)
      WRITE(6,190)
190   FORMAT(12X,'CUT05',10X,'CUT01')
      WRITE(6,210) CUT05,CUT01
210   FORMAT(/10X,F5.1,10X,F5.1/)
      WRITE(6,800) C1V2,C2V2,C3V2,C4V2,C5V2,C6V2,C7V2
800   FORMAT(/10X,'C1V2= ',F7.1/10X,'C2V2= ',F7.1/10X,'C3V2= ',F7.1
     %/10X,'C4V2= ',F7.1/10X,'C5V2= ',F7.1
     %/10X,'C6V2= ',F7.1/10X,'C7V2= ',F7.1)
      WRITE(6,850) C1FS05,C1FS01,C2FS05,C2FS01,C3FS05,C3FS01,C4FS05,
     %C4FS01,C5FS05,C5FS01,C6FS05,C6FS01,C7FS05,C7FS01
850   FORMAT(/10X,'C1FS05= ',F5.1,10X,'C1FS01= ',F5.1
     %/10X,'C2FS05= ',F5.1,10X,'C2FS01= ',F5.1
     %/10X,'C3FS05= ',F5.1,10X,'C3FS01= ',F5.1
     %/10X,'C4FS05= ',F5.1,10X,'C4FS01= ',F5.1
     %/10X,'C5FS05= ',F5.1,10X,'C5FS01= ',F5.1
     %/10X,'C6FS05= ',F5.1,10X,'C6FS01= ',F5.1
     %/10X,'C7FS05= ',F5.1,10X,'C7FS01= ',F5.1)
      STOP
      END
```

```
C-----------------------------------------------------------------------
C===============SUBROUTINE SUBPROGRAM NAME F-TEST=====================
      SUBROUTINE FTEST (SSQ,SUM,N1,N2,N3,N4,NL,L,F)
      DIMENSION SUM(4)
      DOUBLE PRECISION SSQ(4)
      DOUBLE PRECISION SST,SSB,SSW
      REAL MSB,MSW
      SST=(SSQ(1)+SSQ(2)+SSQ(3)+SSQ(4))-((SUM(1)+SUM(2)+SUM(3)+
     %SUM(4))**2)/NL
      SSB=(SUM(1)**2)/N1+(SUM(2)**2)/N2+(SUM(3)**2)/N3+
     %(SUM(4)**2)/N4-((SUM(1)+SUM(2)+SUM(3)+SUM(4))**2)/NL
      SSW=SST-SSB
      MSB=SSB/(L-1)
      MSW=SSW/(NL-L)
      F=MSB/MSW
      RETURN
      END

C-----------------------------------------------------------------------
C=========SUBROUTINE   SUBPROGRAM   NAME  U-TEST=====================
      SUBROUTINE UTEST (SSQ,SUM,AMEAN,N1,N2,N3,N4,W1S1,W2S2,W3S3,
     %W4S4,SUMW,U)
      DOUBLE PRECISION SSQ(4)
      DIMENSION SUM(4),AMEAN(4)
      VS1=SSQ(1)/(N1-1)- SUM(1)**2/(N1*(N1-1))
      VS2=SSQ(2)/(N2-1)- SUM(2)**2/(N2*(N2-1))
      VS3=SSQ(3)/(N3-1)- SUM(3)**2/(N3*(N3-1))
      VS4=SSQ(4)/(N4-1)- SUM(4)**2/(N4*(N4-1))
      W1S1=N1/VS1
      W2S2=N2/VS2
      W3S3=N3/VS3
      W4S4=N4/VS4
      SUMW=W1S1+W2S2+W3S3+W4S4
      SUMW0=(W1S1*AMEAN(1)+W2S2*AMEAN(2)+W3S3*AMEAN(3)+W4S4*AMEAN(4))
      AMEAN0=SUMW0/SUMW
      U1=W1S1*(AMEAN(1)-AMEAN0)**2
      U2=W2S2*(AMEAN(2)-AMEAN0)**2
      U3=W3S3*(AMEAN(3)-AMEAN0)**2
      U4=W4S4*(AMEAN(4)-AMEAN0)**2
      U=U1+U2+U3+U4
      RETURN
      END

C-------------------------RANDUM-----------------------------------------
      SUBROUTINE RANDUM (IX, IY,RN)
      COMMON IA
      IY = IX*65539
      IF (IY) 5,6,6
 5    IY =IY+ 2147483647 + 1
 6    RN =IY
      RN=RN * .455613 E-9
      IX=IY
      IA=IX
      RETURN
      END

C-------------------------NORMAL-----------------------------------------
      SUBROUTINE NORMAL(EX,STD,Y1,Y2)
      COMMON IA
1     CALL RANDUM (IA,IY,RN)
         V1=2.*RN-1.
      CALL RANDUM (IA,IY,RN)
         V2=2.*RN-1.
      S=V1*V1+V2*V2
      IF(S.GE.1) GOTO 1
         RNN1=V1*SQRT((-2.*ALOG(S))/S)
         RNN2=V2*SQRT((-2.*ALOG(S))/S)
      Y1=EX+RNN1*STD
      Y2=EX+RNN2*STD
      RETURN
      END
```

ประวัติผู้เขียน

นางสาวสมทรง สุบุญสันธ์ สำเร็จการศึกษาระดับปริญญาการศึกษาบัณฑิต วิชาเอกคณิตศาสตร์ จากมหาวิทยาลัยศรีนครินทรวิโรฒประสานมิตร ปีการศึกษา 2519 เข้าศึกษาต่อในสาขาวิชาสถิติการศึกษา ภาควิชาวิจัยการศึกษา จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย ปีการศึกษา 2528 ปัจจุบันรับราชการสังกัดกรมสามัญศึกษา กระทรวงศึกษาธิการ ตำแหน่งอาจารย์ 2 ระดับ 5 โรงเรียนวัดสระเกศ เขตป้อมปราบ กรุงเทพมหานคร รหัสไปรษณีย์ 10100