



บรรณานุกรม

ภาษาไทย

หนังสือ

วิเชียร เกตุสิงห์. สถิติวิเคราะห์สำหรับการวิจัย กรุงเทพฯ: สำนักงานคณะกรรมการการศึกษาแห่งชาติ, 2524.

สุชาติ ประสิทธิ์รัฐสินธ์ และคนอื่น ๆ . สถิติสำหรับการวิจัยทางสังคมศาสตร์. กรุงเทพมหานคร: สำนักพิมพ์ไทยวัฒนาพานิช, 2523.

อุทุมพร ทองอุไทย. แผนวิเคราะห์ข้อมูลพฤติกรรมศาสตร์. กรุงเทพมหานคร: โรงพิมพ์เจริญผล, 2523.

เอกสารอื่น ๆ

สุญาณี จิตตะยโสธร. "การศึกษาโดยวิธีมอนติคาร์โล: การเปรียบเทียบความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 จากข้อมูลที่ผ่านขั้นตอนเบื้องต้นของการเปรียบเทียบพหุคูณ." วิทยานิพนธ์ปริญญาโทบัณฑิต ภาควิชาวิจัยการศึกษา บัณฑิตวิทยาลัย จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย, 2525.

ธีระดา ภิญญา. "การศึกษาแบบมอนติคาร์โล: การเปรียบเทียบอำนาจการทดสอบ เอฟ เมื่อข้อมูลได้รับการแปลงรูป ในรูปแบบต่างกัน ภายใต้ลักษณะการแจกแจงประชากร 3 แบบ." วิทยานิพนธ์ปริญญาโทบัณฑิต ภาควิชาวิจัยการศึกษา บัณฑิตวิทยาลัย จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย, 2526.

ภาษาต่างประเทศ

หนังสือ

Cochran, William. G., and Cox, Gertrude M. Experimental Designs.

2nd ed. New York: John Wiley & Sons, 1957.

- Federer, W.T. Experimental Design. New York: Macmillan, 1955, cited by
Dunnett, C.W. "Queries and Notes." *Biometrics* (March 1970):
139-142.
- Ferguson, George. A. Statistical Analysis in Psychology and Education.
5th ed. New York: McGraw-Hill Book Co., 1981.
- Glass, Gene V., and Stanley, Jullan C. Statistical Methods in Education
and Psychology. New Jersey: Prentice Hall, 1970.
- Hay, William L. Statistic for Psychologists. New York: Holt, 1963.
- Keppel Geoffrey. Design and Analysis: A Researcher's Handbook. 2nd ed.
Englewood Cliffs, New Jersey: Prentice Hall, 1982.
- Kirk, Roger E. Experimental Design: Procedures for the Behavioral
Sciences. 2nd ed. Belmont, Calif: Brooks/Cole, 1982.
- _____. Experimental Design: Procedures for the Behavioral Sciences.
Belmont, Calif: Brooks/Cole, 1968.
- Marascuilo, Leonard A. Statistical Methods for Behavioral Science
Research. New York: McGraw-Hill Book Co., 1971.
- _____. and Levin, Joel R. Multivariate Statistics in the Social
Sciences: A Researcher's Guide. Monterey, Calif.: Brooks/Cole,
1983.
- _____. and McSweeney, Maryellen. Nonparametric and Distribution-
Free Methods. Monterey, Calif.: Brooks/Cole, 1977.
- Miller, Rupert G. Simultaneous Statistical Inference. New York:
McGraw-Hill, 1966.
- Morrison, D.F. Multivariate Statistical Methods. 2nd ed. New York:
McGraw-Hill, 1976.

Myers, Jerome L. Fundamentals of Experimental Design. 3rd ed. Boston: Allynand Bacon, 1979.

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.

Scheffé, Henry. The Analysis of Variance. New York: John Wiley, 1959.

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

Walpole, Ronald E., and Myers, Raymond H. Probability and Statistics for Engineers and Socialists. New York: Macmillan, 1972.

บทสรุป

Bailey, B.J.R. "Tables of the Bonferroni t Statistic." Journal of the American Statistical Association 72 (June 1977): 469-478.

Davis, D.J. "Flexibility and Power in Comparisons Among Means" Psychological Bulletin 71 (1969): 441-444.

Dunn, O.J. "Multiple Comparisons Among Means." Journal of the American Statistical Association 56 (March 1961): 52-64.

Games, P.A. "An Improved t Table for Simultaneous Control on g Contrasts." Journal of the American Statistical Association 72 (September 1977): 531-534.

_____. "Multiple Comparisons of Means." American Educational Research Journal 8 (3 May 1971): 531-565.

_____, Winkler, H.B., and Probert, D.A. "Robust Test for Homogeneity of Variance." Educational and Psychological Measurement 32 (Winter 1972): 887-909.

- _____, Keselman, H.J., and Rogan, J.C. "Simultaneous Pairwise Multiple Comparison Procedures for Means When Sample Size Are Unequal." Psychological Bulletin 90(1981): 594-598.
- Glass, G.V., Peckham, P.D., and Sanders, J.R. "Consequences of Failure Meet Assumptions Underlying the Fixed Effects Analysis of Variance and Covariance." Review of Educational Research 42 (1972): 237-288.
- Howell, J.F. and Games, P.A. "The Effects of Variance Heterogeneity on Simultaneous Multiple-Comparison Procedures with Equal Sample Size." British Journal of Mathematical and Statistical Psychology 27 (1974): 72-81.
- Keselman, H.J. "The Statistic with the Smaller Critical Value." Psychological Bulletin 81(1974): 130-131.
- Marascuilo, L.A. "Large-Sample Multiple Comparisons." Psychological Bulletin 65(1966): 280-290.
- Miller, R.G. "Developments in Multiple Comparisons 1966-1976." Journal of the American Statistical Association 72 (1977): 779-788.
- Mudholkar, G.S. and Subbaiah, P. "Unequal Precision Multiple Comparisons for Randomized Block Designs Under Nonstandard Conditions." Journal of the American Statistical Association 71(1976): 429-434.
- O'Neill, R., and Wetherill, G.B. "The Present State of Multiple Comparison Methods." Journal of Royal Statistical Society Series B. 33 (1977): 218-241.

- Perlmutter, J., and Myers, J.L. "A Comparison of Two Procedures for Testing Multiple Contrasts." Psychological Bulletin 79(1973): 181-184.
- Petrinorich, L.R., and Hardyck, C.D. "Error Rates for Multiple Comparison Methods: Some Evidence Concerning the Frequency of Erroneous Conclusion." Psychological Bulletin 71 (1969): 43-54.
- Ramsey, P.H. "Exact Type I Error Rates for Robustness of Student's t test with Unequal Variances." Journal of Educational Statistical 4 (Winter 1980): 337-349.
- Rosenthal, R. and Rubin, D.B. "Multiple Contrasts and Ordered Bonferroni Procedures." Journal of Educational Psychology 76 (1984): 1028-1034.
- Scheffé, H. "Practical Solutions of the Behrens-Fisher Problem" Journal of the American Statistical Association 65 (December 1970): 1501-1508).
- √ Sidák, Zbynek. "Rectangular Confidence Regions for the Means of Multivariate Normal Distributions." Journal of the American Statistical Association 62 (June 1967): 626-633.
- Stavig, G.R. "Multiple Comparison Tests for Path Analysis and Multiple Regression." Journal of Experimental Education 50 (1981): 39-41.
- Steel, R.G.D. "Error Rates in Multiple Comparisons." Biometrics 17 (1961): 326-328.
- Tamhane, A.C. "A Comparison of Procedures for Multiple Comparisons of Means With Unequal Variances." Journal of the American Statistical Association 74 (June 1974): 471-480.

- _____. "Multiple Comparisons in Model I One-Way ANOVA With Unequal Variances." Communication in Statistical A6(1) (1977): 15-32.
- Thomas, D.A.H. "Error Rates in Multiple Comparisons Among Means- Result of a Simulation Exercise." Applied Statistical 23 (1984): 284-294.
- Tomarken, A.J. and Serlin, R.C. "Comparison of ANOVA Alternatives Under Variance Heterogeneity and Specific Noncentrality Structures." Psychological Bulletin 99 (January 1986): 90-99.
- Ury, H.K. "A Comparison of Four Procedures for Multiple Comparisons Among Means (Pairwise Contrasts) for Arbitrary Sample Sizes." Technometrics 18(1976): 89-97.
- _____. and Wiggins, A.D. "Large Sample and Other Multiple Comparisons Among Means." British Journal of Mathematical and Statistical Psychology 24(1974): 174-194.
- Wang, Y.Y. "Probabilities of the Type I Errors of the Welch Tests for the Behrens-Fisher Problem." Journal of the American Statistical Association 66(1971): 605-608.
- Welch, B.L. "The Significance of the Difference Between Two Means When the Population Variances Are Unequal." Biometrika 29 (1938): 350-362.

เอกสารอื่น ๆ

- 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.

การคำนวณ

ภาคผนวก ก

การคำนวณช่วงความเชื่อมั่นของอัตราความคลาดเคลื่อนที่ระบุ (α)

วิธีคำนวณเกณฑ์ในการตัดสินใจอัตราความคลาดเคลื่อนที่ระบุ (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

$$.05 - 2.576 \sqrt{\frac{(.05)(.99)}{1000}} \leq P \leq .05 + 2.576 \sqrt{\frac{(.05)(.99)}{1000}}$$

$$.0081051 \leq P \leq .01181051$$

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

$P = .01$ คือ $.008 \leq P \leq .018$

สำหรับ เกณฑ์ของโคแครนกำหนดช่วงความ เชื่อมั่นดังนี้

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

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

เกณฑ์ของโคแครน เป็นช่วงที่สั้นกว่าช่วงความ เชื่อมั่นที่คำนวณได้ การวิจัยครั้งนี้จึง เลือกใช้เกณฑ์ของโคแครนตัดสินการ เปรียบ เทียบอัตราความคลาด เคลื่อนประ เภทที่ 1 จากผล การทดลองกับอัตราความคลาด เคลื่อนที่ระบุ

การประมาณค่าวิฤตจากตารางโดยวิธี Linear Harmonic Interpolation

ค่าจากตารางที่เป็นค่าที่กำหนดตามขนาดของชั้นความเป็นอิสระ (degrees of freedom) ซึ่งมีไม่ครบทุกขนาดของชั้นความเป็นอิสระ ในกรณีที่ต้องการค่าที่ (t) ที่ชั้นความเป็นอิสระ เท่ากับ v ซึ่งเป็นค่าที่ไม่ได้แสดงไว้ในตาราง สามารถประมาณค่าที่นั้นจากค่าที่ (t) ที่ปรากฏในตารางที่ชั้นความเป็นอิสระ เท่ากับ v_0 และ v_1 โดยที่ $v_0 < v < v_1$ สูตรที่ใช้ ในการประมาณค่ากำหนดดังนี้

$$t \approx t_0(1 - \theta) + t_1(\theta)$$

$$t = \text{ค่าที่ ที่ชั้นความเป็นอิสระ เท่ากับ } v$$

$$t_0 = \text{ค่าที่ ที่ชั้นความเป็นอิสระ เท่ากับ } v_0$$

$$t_1 = \text{ค่าที่ ที่ชั้นความเป็นอิสระ เท่ากับ } v_1$$

$$\theta = (120/v - 120/v_0)/(120/v_1 - 120/v_0)$$

ตัวอย่างการคำนวณ

ต้องการ เปรียบ เทียบพหุคูณรายคู่ทุกคู่ด้วยวิธีของทัมฮานน์ โดยกำหนดกลุ่มตัวอย่าง จำนวน 3 กลุ่มขนาดกลุ่มตัวอย่าง เท่ากันทุกกลุ่มคือ ขนาด 20 และต้องการทดสอบนัยสำคัญ ทั้ง ระดับ .05 และ .01

จากเงื่อนไขในวิธีของทัมฮานน์ เมื่อกลุ่มตัวอย่างมีขนาด เท่ากัน ใช้ค่าที่ ที่ชั้นความเป็น อิสระเท่ากับ $n_1 + n_2 - 2$ แทนค่า n_1 และ n_2 จะได้ชั้นความเป็นอิสระ เท่ากับ $20 + 20 - 2 = 38$

ในตารางปรากฏค่าชั้นความเป็นอิสระที่ใกล้เคียงกับ 38 คือ ชั้นความเป็นอิสระ 30 และ 40 โดยที่ $30 < 38 < 40$

ดังนั้นสามารถประมาณค่าที่ (t) สำหรับชั้นความเป็นอิสระเท่ากับ 38 ดังนี้

$$\begin{aligned} \text{จากสูตร } t &= t_0(1 - \theta) + t_1(\theta) \\ t &= \text{ค่าที่ ที่ชั้นความเป็นอิสระเท่ากับ 38} \\ t_0 &= \text{ค่าที่ ที่ชั้นความเป็นอิสระเท่ากับ 30} \\ t_1 &= \text{ค่าที่ ที่ชั้นความเป็นอิสระเท่ากับ 40} \\ \theta &= (120/38 - 120/30)/(120/40 - 120/30) \\ \theta &= (3.1579 - 4)/(3 - 4) \\ \theta &= (-0.8421)/(-1) \\ \theta &= 0.8421 \\ 1 - \theta &= 0.1579 \end{aligned}$$

$$\text{ดังนั้น } t = t_0(0.1579) + t_1(0.8421)$$

จากตารางที่ระดับ $\alpha = .05$ สำหรับการทดสอบรายคู่ 3 คู่ $t_0 = 2.528$, $t_1 = 2.492$

$$t = 2.528(0.1579) + 2.492(0.8421)$$

$$t = 2.498$$

จากตารางที่ระดับ $\alpha = .01$ สำหรับการทดสอบรายคู่ 3 คู่ $t_0 = 3.188$, $t_1 = 3.121$

$$t = 3.188(0.1579) + 3.121(0.8421)$$

$$t = 3.132$$

นั่นคือ ค่าที่ สำหรับชั้นความเป็นอิสระเท่ากับ 38 ในระดับ .05 และ .01 เท่ากับ 2.498 และ 3.132 ตามลำดับ

สำหรับการวิจัยครั้งนี้ มีกรณีที่ใช้การประมาณค่าวิกฤตด้วยวิธี Linear Harmonic Interpolation ทั้งหมด 40 กรณี คือ ใช้สำหรับการทดสอบด้วยสถิติอนเพอโรนที่ 22 กรณี และใช้สำหรับการทดสอบด้วยวิธีของทัมฮานน์ 18 กรณี ค่าวิกฤตที่ประมาณได้ในกรณีต่าง ๆ ทั้งหมดแสดงในตารางที่ 8

ตารางที่ 8 ค่าวิกฤตที่ประมาณจากตารางที่ สำหรับการเปรียบเทียบพหุคูณ บอนเฟอโรนินี่ และวิธีของทัมฮานน์ จำแนกตามจำนวนกลุ่มตัวอย่าง ขนาดกลุ่มตัวอย่างและระดับนัยสำคัญที่ทดสอบ

| K | n | BONFERRONI T | | TAMHANE | |
|---|----|--------------|--------|---------|-------|
| | | .05 | .01 | .05 | .01 |
| 3 | 5 | * | * | * | * |
| | 10 | * | * | * | * |
| | 15 | 2.4937 | 3.1125 | * | * |
| | 20 | 2.4667 | 3.0640 | 2.498 | 3.132 |
| | 25 | 2.4512 | 3.0363 | 2.474 | 3.089 |
| | 30 | 2.4411 | 3.0180 | 2.458 | 3.060 |
| 4 | 5 | * | * | * | * |
| | 10 | 2.7920 | 3.3990 | * | * |
| | 15 | 2.7352 | 3.3038 | * | * |
| | 20 | 2.7091 | 3.2603 | 2.776 | 3.383 |
| | 25 | 2.6941 | 3.2355 | 2.745 | 3.331 |
| | 30 | 2.6843 | 3.2193 | 2.724 | 3.297 |
| 5 | 5 | * | * | * | * |
| | 10 | * | * | * | * |
| | 15 | * | * | * | * |
| | 20 | 2.8741 | 3.3959 | 2.972 | 3.564 |
| | 25 | * | * | 2.935 | 3.504 |
| | 30 | 2.8507 | 3.3590 | 2.910 | 3.465 |

* หมายถึง กรณีที่อ่านค่าวิกฤตได้จากตารางของวิธีเปรียบเทียบพหุคูณนั้น ๆ ได้โดยตรง
ไม่ต้องใช้การประมาณค่า

ภาคผนวก ข.

```
*****
*
* THE COMPUTER PROGRAM, USED IN THIS STUDY, IS WRITTEN IN
*
* FORTRAN 77. IT IS DESIGNED TO COMPARE THE ACTUAL TYPE I ERROR
*
* FOR MULTIPLE COMPARISON METHODS USING BONFERRONI T STATISTICS
*
* MARASCUILO'S CHI-SQUARE AND TAMHANE PROCEDURE. THE MONTE CARLO
*
* SIMULATION TECHNIQUE IS USED IN THIS PROGRAM TO CALCULATE 4,000
*
* REPLICATIONS IN EACH CASE. THE COMPARISON DEPEND ON THE RATIO OF
*
* POPULATION VARIANCES. THE SAMPLE SIZE ARE 5, 10, 15, 20, 25 AND 30.
*
* THE LEVEL OF SIGNIFICANCE OF TESTS ARE 0.01 AND 0.05 .
*
*****
* ***** DESCRIPTION OF VARIABLES *****
*
*
* EX = MEAN OF POPULATION
*
*
* STD = STANDARD DEVIATION OF POPULATION
*
*
* N = SAMPLE SIZE IN EACH CASE
*
*
* SV = SAMPLE VARIANCE
*
*
* MEAN = SAMPLE MEAN
*
*
* MD = DIFFERENCE OF SAMPLE MEANS
*
*
* SSB = SUM OF SQUARES BETWEEN GROUPS
*
*
* SSE = SUM OF SQUARES WITHIN GROUPS
*
*
* SST = SUM OF SQUARES TOTAL
*
*****
```

C ***P1.. (RATIO OF POPULATION VARIANCES ARE 1:1:1) ***

 DIMENSION SV(3),MEAN(3),X(3),MD(3),BB(3)
 DOUBLE PRECISION SUMN,SSQN,SSQ(3),SUM(3),SST,SSB,SSE
 COMMON IA
 REAL MEAN,NL,NS,MSE,MD
 WRITE(6,500)
 STD = SQRT(100.)
 DO 90 N = 5,30,5
 IA = 65539
 IF(N.EQ.5) GO TO 5
 IF(N.EQ.10) GO TO 10
 IF(N.EQ.15) GO TO 15
 IF(N.EQ.20) GO TO 20
 IF(N.EQ.25) GO TO 25
 IF(N.EQ.30) GO TO 30



-----N = 5-----
 5 TBON05 = 2.7795
 TBON01 = 3.6489
 XMAR05 = 2.4477
 XMAR01 = 3.0348
 TTAM05 = 3.005
 TTAM01 = 4.120
 GO TO 40

-----N = 10-----
 10 TBON05 = 2.5525
 TBON01 = 3.2194
 XMAR05 = 2.4477
 XMAR01 = 3.0348
 TTAM05 = 2.631
 TTAM01 = 3.379
 GO TO 40

-----N = 15-----
 15 TBON05 = 2.4937
 TBON01 = 3.1125
 XMAR05 = 2.4477
 XMAR01 = 3.0348
 TTAM05 = 2.539
 TTAM01 = 3.207
 GO TO 40

-----N = 20-----
 20 TBON05 = 2.4667
 TBON01 = 3.0640
 XMAR05 = 2.4477
 XMAR01 = 3.0348
 TTAM05 = 2.498
 TTAM01 = 3.132
 GO TO 40

-----N = 25-----
 25 TBON05 = 2.4512
 TBON01 = 3.0363
 XMAR05 = 2.4477
 XMAR01 = 3.0348
 TTAM05 = 2.474
 TTAM01 = 3.089
 GO TO 40

-----N = 30-----
 30 TBON05 = 2.4411
 TBON01 = 3.0180
 XMAR05 = 2.4477
 XMAR01 = 3.0348
 TTAM05 = 2.458
 TTAM01 = 3.060

 40 NS = N
 Y2 = 0.
 B5 = 0.
 B1 = 0.
 R5 = 0.
 R1 = 0.
 T5 = 0.
 T1 = 0.

C ***P2...(RATIO OF POPULATION VARIANCES ARE 1:2:3)***

C-----
 DIMENSION SV(3),MEAN(3),X(3),MD(3),BB(3)
 DOUBLE PRECISION SUMN,SSQN,SSQ(3),SUM(3),SST,SSB,SSE
 COMMON IA
 REAL MEAN,NL,NS,MSE,MD
 WRITE(6,500)

DO 90 N = 5,30,5
 IA = 65539
 IF(N.EQ.5) GO TO 5
 IF(N.EQ.10) GO TO 10
 IF(N.EQ.15) GO TO 15
 IF(N.EQ.20) GO TO 20
 IF(N.EQ.25) GO TO 25
 IF(N.EQ.30) GO TO 30

C-----N = 5-----
 5 TBON05 = 2.7795
 TBON01 = 3.6489
 XMAR05 = 2.4477
 XMAR01 = 3.0348
 TTAM05 = 3.005
 TTAM01 = 4.120
 GO TO 40

C-----N = 10-----
 10 TBON05 = 2.5525
 TBON01 = 3.2194
 XMAR05 = 2.4477
 XMAR01 = 3.0348
 TTAM05 = 2.631
 TTAM01 = 3.379
 GO TO 40

C-----N = 15-----
 15 TBON05 = 2.4937
 TBON01 = 3.1125
 XMAR05 = 2.4477
 XMAR01 = 3.0348
 TTAM05 = 2.539
 TTAM01 = 3.207
 GO TO 40

C-----N = 20-----
 20 TBON05 = 2.4667
 TBON01 = 3.0640
 XMAR05 = 2.4477
 XMAR01 = 3.0348
 TTAM05 = 2.498
 TTAM01 = 3.132
 GO TO 40

C-----N = 25-----
 25 TBON05 = 2.4512
 TBON01 = 3.0363
 XMAR05 = 2.4477
 XMAR01 = 3.0348
 TTAM05 = 2.474
 TTAM01 = 3.089
 GO TO 40

C-----N = 30-----
 30 TBON05 = 2.4411
 TBON01 = 3.0180
 XMAR05 = 2.4477
 XMAR01 = 3.0348
 TTAM05 = 2.458
 TTAM01 = 3.060

C-----
 40 NS = N
 B5 = 0.
 B1 = 0.
 R5 = 0.
 R1 = 0.
 T5 = 0.
 T1 = 0.
 DO 80 I = 1,4000
 CNBON5 = 0.
 CNBON1 = 0.
 CNMAR5 = 0.
 CNMAR1 = 0.
 CNTAM5 = 0.
 CNTAM1 = 0.


```

C-----
C*****SUBROUTINE SUBPROGRAM NAMED 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*.4656613E-9
IX = IY
IA = IX
RETURN
END

```

```

C-----
C*****SUBROUTINE SUBPROGRAM NAMED 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) GO TO 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

```

```

C-----
C*****SUBROUTINE SUBPROGRAM NAMED MSV*****
SUBROUTINE MSV(NS,Y2,STD,VS,SUMN,SSQN)
DIMENSION NODAT(90)
DOUBLE PRECISION SQN(90),SUMN,SSQN
COMMON IA
REAL NODAT,NS
EX = 500.
SUMN = 0.
SSQN = 0.
DO 120 K = 1,NS
IF(Y2.NE.0) GO TO 100
CALL NORMAL(EX,STD,Y1,Y2)
GO TO 110
100 Y1 = Y2
Y2 = 0.
110 NODAT(K) = Y1
SUMN = SUMN+NODAT(K)
SQN(K) = NODAT(K)**2
SSQN = SSQN+SQN(K)
120 CONTINUE
VS = ((NS*SSQN)-(SUMN**2))/(NS*(NS-1))
RETURN
END
C-----

```



ประวัติผู้เขียน

นายสมคิด ไวยวุฒินันท์ เกิดที่จังหวัดนครราชสีมา สำเร็จการศึกษาปริญญาการศึกษา
บัณฑิต วิชาเอกคณิตศาสตร์ จากมหาวิทยาลัยศรีนครินทรวิโรฒ วิทยาเขตมหาสารคาม ปี
การศึกษา 2525 เข้าศึกษาต่อในสาขาวิชาสถิติการศึกษา ภาควิชาวิจัยการศึกษา บัณฑิตวิทยาลัย
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย ปีการศึกษา 2528 ปัจจุบันรับราชการสังกัดกรมสามัญศึกษา
กระทรวงศึกษาธิการ ตำแหน่งอาจารย์ 1 ระดับ 4 โรงเรียนพุทธโสธร อำเภอกุเทนโสธร
จังหวัดบุรีรัมย์ รหัสไปรษณีย์ 31120