

บรรณานุกรม



ภาษาไทย

พรณวดี โงวหินจินตนา "การตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบถดถอยเชิงเส้นโดยการแบ่งข้อมูลด้วยวิธีคูลิซ" วิทยานิพนธ์ ปริญญาโทบัณฑิต ภาควิชาสถิติ บัณฑิตวิทยาลัย จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย, 2530.

เลิศสรณ์ เมมสุต "การเปรียบเทียบอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบการเท่ากันของค่าเฉลี่ยของประชากร 2 ชุด ที่มีการแจกแจงชนิดลอง-เทสต์" วิทยานิพนธ์ ปริญญาโทบัณฑิต ภาควิชาสถิติ บัณฑิตวิทยาลัย จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย, 2530.

สมเกียรติ เกตุเอี่ยม "การเปรียบเทียบวิธีประมาณค่าพารามิเตอร์เพื่อการทดสอบการแจกแจงของประชากรที่ให้ค่าสถิติโคสแควร์ต่ำสุด" วิทยานิพนธ์ ปริญญาโทบัณฑิต ภาควิชาสถิติ บัณฑิตวิทยาลัย จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย, 2529.

ภาษาอังกฤษ

Bolch, B.W. and Huang, C.J. Multivariate Statistical for business and Economics. Englewood Cliffs, New Jersey : Prentice-Hall, inc., 1974.

Hoaglin D.C. Mosteller F. and Tukey J.W. Understanding Robust and Exploratory Data Analysis. New York : John Wiley, 1983.

Huber, P.J. Robust Statistics New York; John Wiley, 1981.

Larvless, J.F. Statistical Models and Method for lifetime data. New York : John Wiley, 1982.

Kennedy, W.J. and Gentle, J.E. Statistical Computing. New York and Basel : Marcel Dekker, Inc., 1980.

Montgomery, D.C. and Peck, E.A. Introduction to liner Regression Analysis. New York : John Wiley, 1982.

Robinstein, R.Y. Simulation and the Monte carlo method. New York : John Wiley : 1981.

Seber, G.A.F. Linear Regression Analysis. New York : John Wiley, 1976.

Articles

- Andrew, D.F. "A Robust Method for Multiple Linear Regression."
Technometrics 16 (November 1974) : 523-531.
- Carrol, R.J. "A Robust Method for Testing Transformations to Achieve
Approximate Normality." Journal of the Royal Statistical
Society B42(1980) : 71-78.
- Carroll, R.J. and Ruppert, David. "Transformations in Regression :
A Robust Analysis." Technometrics 27(1985) : 1-12.
- Forsythe, A.B. "Robust estimation of straight-line regression
coefficients by minimizing p^{th} power deviations." Technometrics
14(1972) : 159-166.
- Huber, P.J. "Robust estimation of a location parameter." Annual
Mathematic Statistics 35(1964) : 73-101.
- Holland, P.W. and Welsch R.E. "Robust regression using iteratively
reweighted least squares." Communication Statistics A6
(1977) : 813-828.
- Jeremy M.G. and Taylor "Power Transformations to symmetry." Biometrika
72(1985) : 145-152.
- Ramsay, J.O. "A comparative study of several robust estimates of
slope, intercept, and scale in linear regression." Journal
of the American Statistical Association 72(1977) 608-615.
- Shapiro, S.S. and Wilk, M.B. "An analysis of variance test for
normal (complete samples)." Biometrika 52(1965) 591-611.
- Shapiro, S.S. and Francia, R.S. "An approximate analysis of variance
test for normality. Journal of the American Statistical
Association 63(1972) : 215-216.
- Shapiro, S.S. Wilk, M.B. and Chen J. "A comparative study of
variance." Journal of the American Statistical Association
63(1968) : 1343-1372.



ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ภาคผนวก ก.

ในการสร้างตัวแปรที่มีคุณสมบัติตามต้องการ วิธีการหนึ่งที่สามารถทำได้คืออาศัยเทคนิคของการผลิตเลขสุ่มโดยการใช้โปรแกรม

1. การผลิตเลขสุ่มโดยการใช้โปรแกรม

เป็นการผลิตเลขสุ่มจากความสัมพันธ์ที่ซ้ำ ๆ (recurrence relation) กล่าวคือ เลขถัดไปเกิดจากการดำเนินการทางคณิตศาสตร์และตรรกศาสตร์ของตัวเลขปัจจุบันหรือกลุ่มตัวเลขในอดีต อนุกรม (sequence) ของตัวเลขซึ่งผลิตได้จึงเป็นอนุกรมของเลขสุ่มในความหมายที่แท้จริงไม่ได้และย่อมมีคาบ (period) แต่อย่างไรก็ตามเลขที่ผลิตในอนุกรมเหล่านี้อาจจะผ่านการทดสอบความเป็นสุ่มทางสถิติได้หลายอย่างและเรียกว่าเลขคล้ายสุ่ม (Pseudo-Random Number)

การผลิตเลขสุ่มโดยการใช้โปรแกรม มีข้อดีหลายประการที่สำคัญคือ วิธีนี้สามารถผลิตอนุกรมของเลขชุดเดิมออกมาได้ ซึ่งเป็นสิ่งจำเป็นอย่างยิ่งในกรณีที่ใช้การทดสอบแบบจำลอง และมีความประสงค์จะทบทวนการคำนวณโปรแกรม

ข้อบกพร่องของวิธีการผลิตนี้ก็คือ อนุกรมของเลขสุ่มที่ผลิตออกมาเป็นอนุกรมที่มีคาบทั้งสิ้นและการอนุมานคุณสมบัติเชิงสถิติของเลขสุ่มเหล่านี้ทางทฤษฎีกระทำได้ยากพอสมควร

เทคนิคการผลิตเลขสุ่มโดยการใช้โปรแกรมได้รับการพัฒนาอย่างรวดเร็ว Von Neuman และ Metropolis ได้เสนอวิธีตัวกลางกำลังสอง (Mid-Square method) ในปี ค.ศ. 1946 Forsythe ได้ปรับปรุงวิธีตัวกลางกำลังสอง และต่อมา Lehmer ได้เสนอวิธีผลิตเลขสุ่มด้วยการใช้เศษจากการหารผลคูณ (Multiplicative congruential method) ซึ่งเป็นวิธีที่ใช้กันอย่างแพร่หลายในคอมพิวเตอร์ ยุคต่อมา Rotenleerg ได้ปรับปรุงวิธีการผลิตของ Lehmer เป็นการใส่เศษของผลบวกของผลคูณกับค่าคงที่จากการหาร (Mixed congruential method)

วิธีการแบบ Multiplicative congruential method จะหาเลขสุ่มโดยทำการคำนวณจากสมการ

$$(1) \quad X_{i+1} \equiv X_i \cdot a \pmod{m}$$

เมื่อ X_i เป็นเลขคล้ายสุ่มตัวที่ i
 X_{i+1} เป็นเลขคล้ายสุ่มตัวที่ $i + 1$
 a เป็นตัวคูณคงที่ (Constant Multiplier)

Modulo m หมายความว่า ค่า $(X_i \cdot a)$ ถูกหารด้วย m จนกระทั่งเหลือเศษน้อยกว่าค่า m เลขที่เหลือเศษจึงเป็นเลขคล้ายส้อมตัวต่อไปคือ X_{i+1}

วิธีการเริ่มต้นโดยค่าเริ่มต้น X เรียกว่า initial value หรือ seed จากการที่ใช้สมการ (1) จะได้เลขคล้ายส้อมที่เป็นเลขจำนวนเต็ม ค่าใดค่าหนึ่งในช่วง $0, 1, \dots, m-1$ หลังจากนั้นแล้วจะได้เลขคล้ายส้อมชุดเดิมอีก ฉะนั้นคาบของเลขคล้ายส้อมที่ได้จึงมีค่าไม่เกิน m (คาบของเลขคล้ายส้อมมีค่าน้อยกว่า m เมื่อเลือกค่า a และ X_0 ไม่ดีนัก) การเลือกค่า m , a และ X_0 จึงมีความสำคัญในการผลิตเลขคล้ายส้อมที่มีคาบใกล้เคียงกับ m มากที่สุด

Lehmer ได้มีการทดลองเลือกใช้ค่า m , a และ X_0 ที่จับคู่ต่างๆ กันเพื่อใช้ผลิตเลขคล้ายส้อมตามสมการที่ (1) พบว่าถ้าเลือก X_0 เป็นเลขคี่ และ $m = 2^r$ (เมื่อ $r > 2$) และ $a = 8k \pm 3$ (เมื่อ k เป็นจำนวนเต็มบวกใด ๆ) จะได้คาบของเลขคล้ายส้อมมากที่สุด และเท่ากับ 2^{r-2} วิธีการดังกล่าวเป็นวิธีการเลือกค่า parameter ทั้ง 3 ตัว เพื่อจะได้กลุ่มของเลขคล้ายส้อมที่ดีและมีการแจกแจงสม่ำเสมอในช่วง $(0,1)$

2. การผลิตเลขส้อมที่มีการแจกแจงสม่ำเสมอ

จากสมการการผลิตเลขส้อมสามารถผลิตเลขส้อมที่มีการแจกแจงสม่ำเสมอได้โดยตรง คือ

1) ค่า m เป็นค่าของจำนวนเต็มที่ใหญ่ที่สุด (largest integer) และเป็นเลขคี่ที่สามารถคำนวณได้จากเครื่องคอมพิวเตอร์ จาก $m = 2^b$ เมื่อ b เป็นค่าความยาว 1 word หรือจำนวน bit ใน 1 word ในการศึกษาครั้งนี้ใช้เครื่อง IBM 3031 system 32 bit binary machine ซึ่ง bit สุดท้าย 1 bit ใช้สำหรับแสดงเครื่องหมาย ดังนั้นเลขจำนวนเต็มที่ใหญ่ที่สุดใน 1 word และเป็นเลขคี่ที่คอมพิวเตอร์ได้รับคือ $2^{b-1} - 1$ เท่ากับ $2^{31} - 1 = 2147483647$ นั่นคือ ค่า m ควรมีค่า = 2147483647

2) ค่า seed (X_0) ควรมีค่าที่เป็น prime กับค่า m (relatively prime to m) เมื่อ m เป็นค่ากำลังของ 2 (จาก $m = 2^b$) ดังนั้น X จึงควรมีค่าเป็นเลขจำนวนเต็มบวกที่เป็นเลขคี่ (ในกรณีที่ใช้ X_0 เป็นเลขคู่จะพบว่าทุก ๆ ค่า X_i ต่อไปจะเป็นเลขคู่เสมอ จึงไม่มีคุณสมบัติเป็นเลขส้อม)

3) ค่าคงที่ที่ใช้เป็นตัวคูณ a (constant multiplier) ควรเป็นค่าเป็น prime กับ m ด้วย นั่นคือ a ต้องเป็นเลขคู่ พหุคูณที่เล็กที่สุด สำหรับค่า a เมื่อใช้ความสัมพันธ์ $\equiv \pm 3 \pmod{m}$ หรือ $a = 8t \pm 3$ เมื่อ t เป็นค่าบวกใด ๆ a จะมีค่าใกล้ $2^{b/2}$ ซึ่ง a จะเป็นเลขอันดับแรกของความสัมพันธ์ระหว่างเลขคล้ายสุ่ม ดังนั้น เครื่อง IBM 3031 system 32 bit binary machine เราเลือกใช้ค่า $a = 2^{16} + 3 = 65539$

ในกรณีของเครื่องคอมพิวเตอร์จะใช้หลักการ Multiplicative congruential method และ Shift register ดังนั้นการคำนวณ aX_0 มีผลคูณที่เกิน fixed length หรือ 1 word โดยผลคูณของเลขจำนวนเต็มจะประกอบด้วย $2b$ bits จากผลลัพธ์นี้ตัวเลขหลักค่าสูงใน b bit แรกจะถูกตัดทิ้งไปและตัวเลขหลักค่าต่ำ b bit หลังจะแทนด้วย X_1 ค่าตัวเลขซึ่งมีการแจกแจงแบบสม่ำเสมอ คือเศษจากการหาร $r_1 = \frac{X_1}{2^b}$ ซึ่งจะมีค่าอยู่ระหว่าง 0 กับ 1 และค่า $0 < X_i < m$

โปรแกรมย่อยที่ใช้คือ RAND (IX, IY, YFL) ซึ่ง IX คือเลขสุ่มที่เป็นค่าเริ่มต้นที่เข้าไปในโปรแกรมย่อย IY คือเลขสุ่มตัวถัดไปที่คำนวณได้จากเลขสุ่มตัวเริ่มต้น YFL คือเลขสุ่มที่มีการแจกแจงแบบสม่ำเสมอในช่วง (0, 1) สำหรับโปรแกรมย่อย RAND เขียนได้ดังนี้

```

SUBROUTINE RAND (IX, IY, YFL)
  IY = IX * 65539
  IF (IY) 5, 6, 6
5  IY = IY + 2147483647 + 1
6  YFL = IY
  YFL = YFL / 2147483647
  IX = IY
  RETURN
END

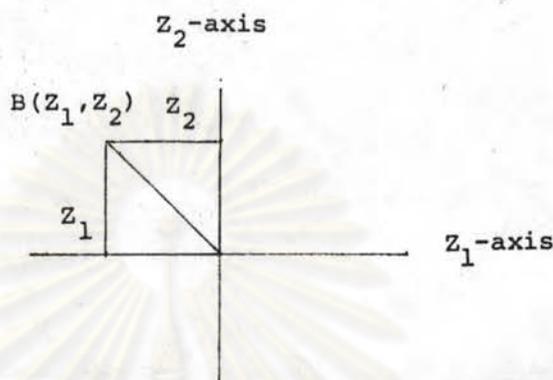
```

3. การผลิตเลขสุ่มที่มีการแจกแจงแบบปกติ

การแจกแจงแบบปกติโดยใช้เทคนิคแบบการแปลงโดยตรงจาก

$$\phi(x) = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx \quad ; \quad -\infty < x < \infty$$

Box และ Muller (ค.ศ. 1958) สร้างเลขสุ่มที่มีการแจกแจงแบบปกติมาตรฐาน
ที่มีค่าเฉลี่ยเป็น 0 และค่าความแปรปรวนเป็น 1 พร้อม ๆ กัน 2 ค่า ดังนี้



$$Z_1 = B \cos \theta$$

$$Z_2 = B \sin \theta$$

$$B^2 = Z_1^2 + Z_2^2 \quad \text{มีการแจกแจงไคสแควร์ (chi-square distribution)}$$

ด้วยระดับความเป็นอิสระ = 2 ซึ่งเทียบเท่า (equivalent) กับการแจกแจงเอ็กซ์โปเนนเชียล
(exponential distribution) ด้วยค่าเฉลี่ย = 2 ดังนั้นรัศมี B มีค่าดังนี้

$$B = (-2 \ln R)^{\frac{1}{2}}$$

โดยการสมมาตร (symmetry) ของการแจกแจงแบบปกติ (normal distribution)

๐ มีการแจกแจงสม่ำเสมอ (uniform distribution) ระหว่าง 0 กับ 2π เรเดียน
ซึ่งค่า B และ θ เป็น mutually independent

$$Z_1 = (-2 \ln R_1)^{\frac{1}{2}} \cos(2\pi R_2)$$

$$Z_2 = (-2 \ln R_1)^{\frac{1}{2}} \sin(2\pi R_2)$$

ฟังก์ชันสำหรับจำลองแบบประชากรที่มีการแจกแจงเป็นแบบปกติ มีค่าเฉลี่ย μ และ ค่า
เบี่ยงเบนมาตรฐาน σ จะเรียกใช้ FUNCTION NORMAL(DMEAN, SIGMA) ซึ่งจะได้จากค่า
NORMAL = $Z_1 * SIGMA + DMEAN$ หรือ NORMAL = $Z_2 * SIGMA + DMEAN$ ในแต่ละครั้ง

ดังนั้น คำสั่งในการสร้างตัวแปรให้มีการแจกแจงแบบปกติ คือ

```

FUNCTION NORMAL(DMEAN,SIGMA)
REAL NORMAL
COMMON /SEED/ IX /SELECT/ KK
PI = 3.1415926
IF(KK.EQ.1) GOTO 10
CALL RAND(IX,IY,YFL)
RONE = YFL
CALL RAND(IX,IY,YFL)
RTWO = YFL
ZONE = SQRT(-2*ALOG(RONE))*COS(2*PI*RTWO)
ZTWO = SQRT(-2*ALOG(RONE))*SIN(2*PI*RTWO)
NORMAL = ZONE * SIGMA + DMEAN
KK      = 1
RETURN
10 NORMAL = ZTWO * SIGMA + DMEAN
KK      = 0
RETURN
END

```

4. การสร้างการแจกแจงแบบปกติปลอมปน

การสร้างตัวแปรสุ่มที่มีการแจกแจงแบบปกติปลอมปนที่มีค่าเฉลี่ย และส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานตามที่กำหนด จะใช้วิธีที่ Ramsay (ค.ศ. 1977) เสนอไว้ โดยพิจารณาการแจกแจงซึ่งแปลงมาจากการแจกแจงแบบปกติ ที่มีฟังก์ชันการแจกแจงอยู่ในรูปของ

$$F(x) = (1-p) N(\mu, \sigma^2) + p N(\mu, c^2 \sigma^2)$$

หมายความว่าตัวแปรสุ่ม X มาจากการแจกแจง $N(\mu, \sigma^2)$ ด้วยความน่าจะเป็น $1-p$ และจากการแจกแจง $N(\mu, c^2 \sigma^2)$ ด้วยความน่าจะเป็น p โดยที่

μ และ σ^2 เป็นค่ากำหนดค่าเฉลี่ยและความแปรปรวน

p และ c เป็นค่ากำหนดเปอร์เซ็นต์การปลอมปน และสเกลแฟคเตอร์

ดังนั้น คำสั่งในการสร้างตัวแปรให้มีการแจกแจงแบบปกติปลอมปน คือ

```

10  DMEAN = XBAR1(M)
    SIGMA = SG(M)
    SG2   = IC * SIGMA
    DO 15 J = 1,N
    CALL RAND(IX,IY,YFL)
    IF( YFL - P ) 11,11,12
11  E(J)  = NORMAL(DMEAN,SG2)
    GOTO 15
12  E(J)  = NORMAL(DMEAN,SIGMA)
15  CONTINUE

```



5. การสร้างการแจกแจงแบบที

การแจกแจงแบบที เป็นการสร้างจากตัวแปรสุ่ม X ซึ่งมีการแจกแจงแบบปกติมาตรฐาน และ Y ซึ่งเป็นตัวแปรสุ่มที่มีการแจกแจงแบบไคสแควร์ ที่มีระดับความเป็นอิสระ เป็น k โดยที่ตัวแปร X และ Y เป็นอิสระต่อกัน

ดังนั้น คำสั่งในการสร้างตัวแปรให้มีการแจกแจงแบบที คือ

```

FUNCTION TDIST(NDF,DMEAN,SIGMA)
REAL NORMAL
C  T-DISTRIBUTION : T = X(NORMAL)/CHISQ ; CHISQ (NDF=DF.)
  SQNOR = 0.0
  DO 10 I = 1,NDF
10  SQNOR = SQNOR + (NORMAL(DMEAN,SIGMA)**2)
  CHISQ = SQRT(SQNOR/FLOAT(NDF))
  TDIST = NORMAL(DMEAN,SIGMA)/CHISQ
  RETURN
END

```

6. การสร้างการแจกแจงแบบล็อกนอร์มอล

การแจกแจงแบบล็อกนอร์มอลมีฟังก์ชันความหนาแน่นอยู่ในรูปของ

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{x\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}(\log_e x - \mu)/\sigma^2} & ; x > 0, \sigma > 0, -\infty < \mu < \infty \\ 0 & ; \text{อื่น ๆ} \end{cases}$$

เมื่อ μ และ σ^2 เป็นค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนของ Y ซึ่ง $Y = \log_e X$ และ Y มีการแจกแจงแบบปกติ โดยมี $\exp(\sigma^2)$ เป็น scale parameter และ μ เป็น shape parameter

ค่าคาดหวัง ค่าความแปรปรวนและค่าสัมประสิทธิ์ความแปรปรวนของการแจกแจงแบบล็อกนอร์มอล คือ

$$E(X) = \exp\left\{\mu + \frac{\sigma^2}{2}\right\}$$

$$V(X) = \exp\{2\mu + \sigma^2\} \cdot \{\exp\{\sigma^2\} - 1\}$$

$$CV(X) = \sqrt{\exp\{\sigma^2\} - 1}$$

ดังนั้น คำสั่งในการสร้างตัวแปรสุ่มที่มีการแจกแจงแบบล็อกนอร์มอล คือ

30 SIGMA = SG(M)

DO 35 J = 1,N

DMEAN1 = X(1,J)

X(M2,J) = EXP(NORMAL(DMEAN1,SIGMA))

35 CONTINUE

7. การสร้างการแจกแจงแบบแกมมา

การแจกแจงแบบแกมมา มีฟังก์ชันความหนาแน่นอยู่ในรูปของ

$$f(x) = \begin{cases} \frac{x^{\alpha-1} \exp\{-x/\beta\}}{\beta^\alpha \Gamma(\alpha)} & ; 0 < x, \alpha > 0, \beta > 0 \\ 0 & ; \text{อื่น ๆ} \end{cases}$$

โดย β เป็น scale parameter α เป็น shape parameter

การสร้างตัวแปรสุ่มที่มีการแจกแจงแบบแกมมาใช้คุณสมบัติ reproductive

property คือ เมื่อ X_i โดยที่ $i = 1, \dots, n$ เป็นตัวแปรสุ่มจากการแจกแจงแบบ GAMMA(G) แล้ว $X = \sum_{i=1}^n X_i$ มีรูปแบบเป็น $G(\alpha, \beta)$ ซึ่ง $\alpha = \sum_{i=1}^n \alpha_i$ ดังนั้นเมื่อ α เป็นตัวเลขค่าเต็มหรือ $\alpha = m$ ตัวแปรสุ่มจากการแจกแจงแบบแกมมา $G(m, \beta)$ สามารถผลิตได้โดยการรวมตัวแปรสุ่มแบบเอ็กซ์โปเนนเชียลที่เป็นอิสระกัน m ตัว ดังนี้

$$\begin{aligned} X &= \beta \sum_{i=1}^n (-\log_e U_i) \\ &= -\beta \log_e \prod_{i=1}^n U_i \end{aligned}$$

เมื่อ U_i เป็นตัวแปรสุ่มที่มาจากการแจกแจงแบบสม่ำเสมอมีพิสัยภายในช่วง 0 ถึง 1 ค่าคาดหวัง ค่าความแปรปรวนและค่าสัมประสิทธิ์ของความแปรปรวนของการแจกแจงแบบ

แกมมาคือ

$$\begin{aligned} E(X) &= \beta\alpha \\ V(X) &= \beta^2\alpha \\ CV(X) &= \frac{1}{\sqrt{\alpha}} \end{aligned}$$

ดังนั้น คำสั่งในการสร้างตัวแปรที่มีการแจกแจงแบบแกมมา คือ

```

FUNCTION GAMMA1(ALPHA1,BETA1)
COMMON /SEED/ IX
C GAMMA DISTRIBUTION : X = - BETA * SUM(LN(R(I))) ; I=ALPHA,...,1
C R IS RANDOM VARIABLE FROM U(0,1)

ALPHA = ALPHA1
U = 0.0
5 CALL RAND(IX,IY,YFL)
V = - ALOG(YFL)
U = U + V
IF(ALPHA .EQ. 1.0) GOTO 10
ALPHA = ALPHA - 1.0
GOTO 5
10 GAMMA1 = BETA1 * U
RETURN
END

```

8. การสร้างการแจกแจงแบบไวบูลล์

การแจกแจงแบบไวบูลล์ มีฟังก์ชันความหนาแน่นอยู่ในรูปของ

$$f(x) = \begin{cases} \frac{\alpha x^{\alpha-1} \exp\{-x/\beta\}^\alpha}{\beta^2} & ; 0 < x < \infty, \infty > 0, \beta < 0 \\ 0 & \text{อื่น ๆ} \end{cases}$$

โดย β เป็น scale parameter α เป็น shape parameter

ค่าคาดหวัง ค่าความแปรปรวนและค่าสัมประสิทธิ์ความแปรปรวนของการแจกแจงแบบไวบูลล์ คือ

$$E(X) = \beta \Gamma\left(1 + \frac{1}{\alpha}\right)$$

$$V(X) = \beta^2 \left[\Gamma\left(1 + \frac{2}{\alpha}\right) - \Gamma^2\left(1 + \frac{1}{\alpha}\right) \right]$$

$$CV(X) = \left[\frac{\Gamma(1+2/\alpha)}{\Gamma^2(1+1/\alpha)} - 1 \right]^{1/2}$$

การสร้างตัวแปรสุ่มให้มีการแจกแจงแบบไวบูลล์ อาศัยเทคนิคการแปลงผกผัน (inverse transformation)

ขั้นที่ 1 cdf. เขียนเป็น $F(X) = 1 - e^{-(X/\beta)}$, $X > 0$

ขั้นที่ 2 ให้ $F(X) = 1 - e^{-(X/\beta)^\alpha} = R$

ขั้นที่ 3 หาค่าของ x ในเทอมของ R ได้เป็น $X = \beta \left[-\log_e (1-R) \right]^{\frac{1}{\alpha}}$

ดังนั้น คำสั่งในการสร้างตัวแปรสุ่มที่มีการแจกแจงแบบไวบูลล์ คือ

FUNCTION WEIBUL(ALPHA1,BETA1)

COMMON /SEED/ IX

C WEIBULL DISTRIBUTION : $X = \text{BETA}(-\text{LN}(1-R)**1/\text{ALPHA}$

C R IS RANDOM VARIABLE FROM $U(0,1)$

CALL RAND(IX,IY,YFL)

WEIBUL = $\text{BETA1} * (-\text{ALOG}(1.0-\text{YFL}))**(1.0/\text{ALPHA1})$

RETURN

END

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

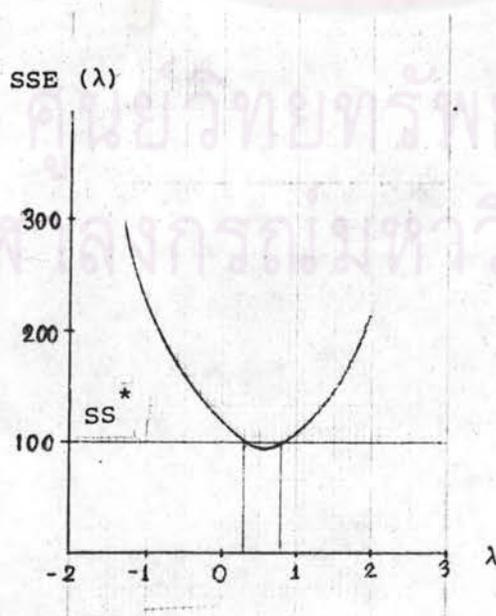
ภาคผนวก ข.

1. วิธีการค้นหาค่า $\hat{\lambda}$ ซึ่งทำให้ $\sigma_{e|\lambda}^2$ มีค่าน้อยที่สุด สำหรับการแปลงที่ใช้การยกกำลังของ Box และ Cox

วิธีการค้นหาค่า $\hat{\lambda}$ ที่ทำให้ $\sigma_{e|\lambda}^2$ มีค่าน้อยที่สุด สำหรับการแปลงที่ใช้การยกกำลังของ Box และ Cox นี้ ผู้วิจัยได้เขียนขึ้นเพื่อจะช่วยให้การค้นหา $\hat{\lambda}$ ได้รวดเร็วขึ้น จาก Montgomery (ค.ศ. 1982 : 94 - 96) ให้ข้อสังเกตว่าโดยปกติเราจะหาค่า $\hat{\lambda}$ จำนวน 10 ถึง 20 ค่าให้เพียงพอ สำหรับการประมาณค่าที่เหมาะสม เราไม่สามารถเลือก $\hat{\lambda}$ ที่จะเปรียบเทียบโดยตรงกับผลบวก ของค่าผิดพลาดกำลังสองจากการถดถอย Y บน X เพราะว่าแต่ละ $\hat{\lambda}$ มีค่าผลบวกของค่าผิดพลาด กำลังสองที่วัดได้ที่สเกลแตกต่างกัน ดังนั้นการค้นหา $\hat{\lambda}$ จึงอ่านจากกราฟ และช่วงความเชื่อมั่น $100(1 - \alpha)$ ของ สามารถหาได้จากการคำนวณ

$$SS^* = SSE(\lambda) \left(1 + \frac{t^2_{\alpha/2, v}}{v}\right)$$

เมื่อ v เป็นจำนวนของระดับความเป็นอิสระของค่าผิดพลาด



รูปที่ 1 การแสดงกราฟของผลบวกของค่าผิดพลาดกำลังสองกับ λ

ดังนั้นวิธีการค้นหา $\hat{\lambda}$ ซึ่งทำให้ $\hat{\sigma}_{\epsilon|\lambda}^2$ มีค่าน้อยที่สุดสำหรับการแปลงที่ใช้การยกกำลังของ

Box และ Cox มีขั้นตอนดังนี้

- 1) กำหนดช่วงพิสัยของ λ ที่จะใช้ในการหา $\hat{\sigma}_{\epsilon|\lambda}^2$ โดยให้ λ_1 เป็นจุดเริ่มต้น λ_2 เป็นจุดกลาง และ λ_3 เป็นจุดสุดท้าย ระหว่างจุด λ_1 กับ λ_2 สามารถแบ่งเป็นจุดเล็ก ๆ ที่ยอมรับได้ห่างกัน $d = 0.1$ จำนวนจุดที่อยู่ระหว่าง λ_1 กับ $\lambda_2 = MR = (\lambda_1 + \lambda_2) / d$ โดย MR เป็นเลขจำนวนเต็มคี่มีค่าเป็น 2^b

- 2) หาค่า $\hat{\sigma}_{\epsilon|\lambda}^2$, $\hat{\beta}_{\epsilon|\lambda}$ ของทั้ง 3 จุด จะได้เป็น

$$\hat{\sigma}_{\epsilon|\lambda_1}^2, \hat{\beta}_{\epsilon|\lambda_1}$$

$$\hat{\sigma}_{\epsilon|\lambda_2}^2, \hat{\beta}_{\epsilon|\lambda_2}$$

$$\hat{\sigma}_{\epsilon|\lambda_3}^2, \hat{\beta}_{\epsilon|\lambda_3}$$

- 3) เปรียบเทียบ $\hat{\sigma}_{\epsilon|\lambda_1}^2$ กับ $\hat{\sigma}_{\epsilon|\lambda_2}^2$ และ $\hat{\sigma}_{\epsilon|\lambda_3}^2$ โดยหาค่า $\hat{\sigma}_{\epsilon|\lambda}^2$ ที่มีค่าน้อยที่สุด เมื่อค่า $\hat{\sigma}_{\epsilon|\lambda}^2$ มีค่าน้อยที่สุดจะกำหนดให้เป็น $\hat{\lambda}$ นี้เป็น λ_2 เปลี่ยนค่า $\hat{\sigma}_{\epsilon|\lambda}^2$ และ $\hat{\beta}_{\epsilon|\lambda}$ ใด ๆ มาเป็น $\hat{\sigma}_{\epsilon|\lambda_2}^2$ และ $\hat{\beta}_{\epsilon|\lambda_2}$

- 4) เปรียบเทียบค่า MR และ 1

ถ้า $MR = 1$ จะยอมรับค่า λ_2 เป็นค่าที่ให้ $\hat{\sigma}_{\epsilon|\lambda}^2$ น้อยที่สุด และจะได้ค่า $\hat{\beta}_{\epsilon|\lambda_2}$ ด้วย ถือว่าจบกระบวนการ ถ้า $MR \neq 1$ ให้ทำข้อ 5)

- 5) คำนวณค่า MR (ใหม่) = MR (เก่า) / 2

$$\text{คำนวณ } \lambda_1 = \lambda_2 - 0.1 * MR \text{ (ใหม่)}$$

$$\text{คำนวณ } \lambda_3 = \lambda_2 + 0.1 * MR \text{ (ใหม่)}$$

- 6) กลับไป 2)

สำหรับโปรแกรมนี้ λ_1 และ λ_3 สามารถเคลื่อนย้ายออกไปจากจุดที่กำหนดตั้งแต่เริ่มต้นได้ ถ้าหากว่าค่า $\hat{\lambda}$ ที่ต้องการไม่ได้อยู่ในพิสัยตั้งแต่เริ่มต้น และจำนวนครั้งของการค้นหาจะขึ้นอยู่กับจำนวนของ MR ครั้งแรก ซึ่งถ้า $MR = 2^b$ จำนวนครั้งของการค้นหาเท่ากับ $2b + 3$ ครั้ง

2. การทดสอบว่าข้อมูลมีการแจกแจงแบบปกติของ Shapiro และ Wilk

การทดสอบของ Shapiro และ Wilk (1965 : 591-611) มีค่าสถิติทดสอบ คือ

$$W = \frac{\left(\sum_{i=1}^n a_{n-i+1} (y_{n-i+1} - y_i) \right)^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}$$

โดย k เป็นค่าของเลขนับที่ใหญ่ที่สุดของ $\frac{n}{2}$

a_{n-i+1} เป็นสัมประสิทธิ์จากตารางของ Shapiro และ Wilk สำหรับขนาด

ตัวอย่าง $n < 50$

ก. ถ้า n เป็นเลขคู่ โดยที่ $n = 2k$ คำนวณ

$$b = \sum_{i=1}^k a_{n-i+1} (y_{n-i+1} - y_i)$$

ถ้า n เป็นเลขคี่ โดยที่ $n = 2k + 1$ คำนวณค่า b ดังนี้ เมื่อ $a_{k+1} = 0$

$$b = a_n (y_n - y_1) + \dots + a_{k+2} (y_{k+2} - y_k)$$

เมื่อ ค่า y_{k+1} ค่ามัธยฐาน (median) ไม่ถูกนำไปคำนวณค่า b ด้วย

ข. คำนวณค่า $s^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2$

ค. คำนวณ W ในรูปของ $W = \frac{b^2}{s^2}$

ง. เปรียบเทียบค่า W (คำนวณ) กับ W (ตาราง) ถ้า W (คำนวณ) มีค่าน้อยอย่างมีนัยสำคัญ แสดงว่าข้อมูลไม่ได้มาจากการแจกแจงแบบปกติ

Shapiro, Wilk และ Chen (1964 : 1343-1372) ได้ศึกษาเปรียบเทียบตัวสถิติทดสอบ W กับ $\sqrt{b_1}$ (โมเมนต์ที่ 3), b_2 , KS(Kolmogorov - Smirnov), CM(Cramer-Von Mises), WCM (Weighted CM), D(modified KS), CS(Chi-squared) และ U(Studentized rang) ในการแจกแจง 45 แบบต่างๆ กันและขนาดตัวอย่างต่างๆ กัน วิธีการทดสอบของ Shapiro และ Wilk เป็นตัววัดความเป็นปกติที่เหนือกว่าวิธีการอื่น ๆ

สำหรับขนาดตัวอย่าง $n > 50$, Shapiro และ Francia (1972) ได้กล่าวถึงค่าสถิติ W ที่ปรับปรุงขึ้น ในรูปประมาณเป็นการทดสอบ W'

$$\text{โดย } W' = \frac{\left[\sum_{i=1}^n b_i y_i \right]^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}$$

$$\begin{aligned} \text{เมื่อ } b' &= (b_1, b_2, \dots, b_n) \\ &= \frac{m'}{(m'm)^{1/2}} \end{aligned}$$

มี $m' = (m_1, \dots, m_n)$ แทนเวกเตอร์ของค่าปกติมาตรฐานของค่าสถิติอันดับ (Order Statistics)

ตารางที่ 1 แสดงค่าสัมประสิทธิ์ (a_{n-i+1}) สำหรับการทดสอบ W ของการแจกแจงปกติ สำหรับ n เท่ากับ 20

i	a_{n-i+1}	i	a_{n-i+1}
1	0.4734	6	0.1334
2	0.3211	7	0.1013
3	0.2565	8	0.0711
4	0.2085	9	0.0422
5	0.1686	10	0.0140

ตารางที่ 2 แสดงค่าสัมประสิทธิ์ (a_{n-i+1}) สำหรับการทดสอบ W ของ
การแจกแจงปกติ สำหรับ $n = 50$

i	a_{n-i+1}	i	a_{n-i+1}
1	0.3751	14	0.0846
2	0.2574	15	0.0764
3	0.2260	16	0.0685
4	0.2032	17	0.0608
5	0.1847	18	0.0532
6	0.1691	19	0.0459
7	0.1554	20	0.0386
8	0.1430	21	0.0314
9	0.1317	22	0.0244
10	0.1212	23	0.0174
11	0.1113	24	0.0104
12	0.1020	25	0.0035
13	0.0932		

ตารางที่ 3 แสดง Percentage point ของการทดสอบ W สำหรับ $n = 20$
และ 50

n	ระดับนัยสำคัญ								
	0.01	0.02	0.05	0.10	0.50	0.90	0.95	0.98	0.99
20	.868	.884	.905	.920	.959	.979	.983	.986	.968
50	.930	.938	.947	.955	.974	.985	.988	.990	.991

ตารางที่ 4 แสดงค่า b โดย $b = \frac{m'}{(m'm)^{1/2}}$ ใช้กับขนาดของ $n = 100$

k	b	k	b	k	b	k	b	k	b
1	0.2543	11	0.1267	21	0.0833	31	0.0516	41	0.0243
2	0.2178	12	0.1213	22	0.0798	32	0.0487	42	0.0217
3	0.1974	13	0.1163	23	0.0764	33	0.0459	43	0.0191
4	0.1827	14	0.1115	24	0.0731	34	0.0431	44	0.0161
5	0.1711	15	0.1070	25	0.0698	35	0.0404	45	0.0166
6	0.1613	16	0.1026	26	0.0666	36	0.0376	46	0.0140
7	0.1529	17	0.0985	27	0.0635	37	0.0349	47	0.0114
8	0.1454	18	0.0945	28	0.0605	38	0.0322	48	0.0089
9	0.1386	19	0.0907	29	0.0575	39	0.0296	49	0.0038
10	0.1324	20	0.0869	30	0.0545	40	0.0269	50	0.0013

หมายเหตุ ค่าของ m หาได้จาก หนังสือวารสารของ H. LEON HARTER ชื่อ Expected Value of normal order statistic วารสาร Biometrika (1961), 48, หน้า p.151.

ในการทดสอบนัยสำคัญในที่นี้ Shapiro และ Francia ได้สร้างตารางเริ่ม $n = 35$ ถึง $n = 99$ กระโดดทีละ 2 ชั้น สำหรับกรณีเมื่อต้องการขนาดตัวอย่าง $n = 100$ และ 150 ผู้วิจัยจึงได้สร้างตารางค่า b และตารางของ Percentage Point ของการทดสอบ w สำหรับ $n = 100$ และ 150 ชั้น โปรแกรมที่เขียนขึ้นกระทำโดยการหา moving average ทีละ 7 period ได้ผลดังนี้

ตารางที่ 5 แสดง Percentage Point ของการทดสอบ w สำหรับ $n = 100$ และ 150

n	ระดับนัยสำคัญ			
	0.01	0.05	0.10	0.50
100	0.968	0.976	0.981	0.990
150	0.985	0.987	0.991	0.995

ตารางที่ 6 แสดงค่า b โดย $b = \frac{m'}{(m' m)^{1/2}}$ ใช้น้ำขนาดของ $n = 150$

k	b	k	b	k	b	k	b	k	b
1	0.2184	16	0.1039	31	0.0683	46	0.0424	61	0.0201
2	0.1901	17	0.1009	32	0.0664	47	0.0408	62	0.0187
3	0.1744	18	0.0980	33	0.0645	48	0.0393	63	0.0173
4	0.1632	19	0.0953	34	0.0626	49	0.0377	64	0.0159
5	0.1544	20	0.0927	35	0.0608	50	0.0362	65	0.0145
6	0.1471	21	0.0901	36	0.0590	51	0.0347	66	0.0131
7	0.1408	22	0.0877	37	0.0572	52	0.0332	67	0.0117
8	0.0352	23	0.0853	38	0.0555	53	0.0317	68	0.0103
9	0.1302	24	0.0830	39	0.0538	54	0.0302	69	0.0090
10	0.1256	25	0.0807	40	0.0521	55	0.0288	70	0.0076
11	0.1213	26	0.0785	41	0.0504	56	0.0273	71	0.0062
12	0.1174	27	0.0764	42	0.0488	57	0.0259	72	0.0048
13	0.1137	28	0.0743	43	0.0472	58	0.0244	73	0.0034
14	0.1103	29	0.0722	44	0.0455	59	0.0230	74	0.0021
15	0.1070	30	0.0702	45	0.0440	60	0.0216	75	0.0007

จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ภาคผนวก ก

```

C *****
C ***
C ***          ESTIMATION OF          ***
C ***          REGRESSION COEFFICIENT ***
C ***          BY PRANEE RATTANUNG   ***
C ***
C *****
C
C          METHOD  1) ORDINARY LEAST SQUARE METHOD (OLS)
C                  2) M-ESTIMATOR WITH RAMSAY CRITERIA (MEST)
C
C          MAIN PROGRAM 1
C                  WHEN RESIDUALS HAVE LONGER TAIL DISTRIBUTION THAN NORMAL
C                      USE METHOD  1) CALL OLS
C                                  2) CALL MEST
C
C          MAIN PROGRAM 2
C                  WHEN RESIDUALS HAVE SKEWNESS DISTRIBUTION
C                      USE METHOD  1) CALL BOXCOX
C                                  (BOX & COX POWER TRANSFORMATION & OLS)
C                                  2) CALL BOXC
C                                  (BOX & COX POWER TRANSFORMATION & MEST)
C
C          DISTRIBUTION :II
C                      II = 1 - CONTAMINATED NORMAL
C                      = 2 - T
C                      = 3 - LOGNORMAL
C                      = 4 - GAMMA
C                      = 5 - WEIBULL
C
C -----
C WHEN USE MAIN PROGRAM 1 YOU MUST INSERT C(COMMENT) IN COL.1 INTO MAIN
C PROGRAM 2 , WHEN USE MAIN PROGRAM 2 YOU MUST DO INVERSELY
C AND USE SUBROUTINE CONSISTENCY WITH MAIN PROGRAM
C -----
C
C          MAIN PROGRAM 1
C
C          REAL MSE1,MSE2
C          DOUBLE PRECISION A,S,B,X,B1,BM
C          COMMON /REGRS/ A(11,11),S(12,12)
C          *          /COEFF/ B(11)
C          *          /CONTA/ P,IC /INTERV/XBAR1(11),SG(11)
C          *          /DATAXY/ X(12,150) /SEED/ IX /SELECT/ KK
C          *          /DIST/ II
C          *          /VARIAB/ N,M,M2
C          DIMENSION B1(11),BM(11)
C          DATA IK1,IK2,SMO1,SMO2,SMM1,SMM2,S1,SS1,S2,SS2
C          *          S3,SS3,S4,SS4/14*0/
C          CALL INIT
C          DO 100 I = 1,200
C          CALL DATA
C          WRITE(4,10) (B(J),J=1,M)
10  FORMAT(' VECTOR B ',/,11(1X,F11.3))
C          CALL OLS(B1)
C          WRITE(4,25) (B1(J),J=1,M)
25  FORMAT(' VECTOR B - USE OLS',/,11(1X,F11.3))
C          MSE1 = 0
C          DO 30 J = 1,M
30  MSE1 = MSE1 + (B1(J)-B(J))*(B1(J)-B(J))
C          MSE1 = MSE1 / M

```

```

SMO1 = SMO1 + MSE1
SMO2 = SMO2 + MSE1 * MSE1
50 CALL MEST(B1,BM)
WRITE(4,55) (BM(J),J=1,M)
55 FORMAT(' VECTOR B - USE M-EST',/,11(1X,F11.3))
MSE2 = 0
DO 90 J = 1,M
90 MSE2 = MSE2 + (BM(J)-B(J))*(BM(J)-B(J))
MSE2 = MSE2 / M
SMM1 = SMM1 + MSE2
SMM2 = SMM2 + MSE2 * MSE2
IF( MSE1 - MSE2 ) 100,100,110
100 RMSE1 = MSE2/MSE1
DIFF1 = MSE1/MSE2 - 1.0
IK1 = IK1 + 1
S1 = S1 + RMSE1
SS1 = SS1 + RMSE1 * RMSE1
S2 = S2 + DIFF1
SS2 = SS2 + DIFF1 * DIFF1
GOTO 115
110 RMSE2 = MSE1/MSE2
DIFF2 = MSE2/MSE1 - 1.0
IK2 = IK2 + 1
S3 = S3 + RMSE2
SS3 = SS3 + RMSE2 * RMSE2
S4 = S4 + DIFF2
SS4 = SS4 + DIFF2 * DIFF2
115 WRITE(4,116) MSE1,MSE2,RMSE1,RMSE2,DIFF1,DIFF2
116 FORMAT(' MSE1,MSE2,RMSE1,RMSE2,DIFF1,DIFF2=',6F10.3)
100 CONTINUE
XX1 = S1 / FLOAT(IK1)
XX2 = S2 / FLOAT(IK1)
XX3 = S3 / FLOAT(IK2)
XX4 = S4 / FLOAT(IK2)
SD1 = SQRT((SS1 - (S1*XX1))/FLOAT(IK1-1))
SD2 = SQRT((SS2 - (S2*XX2))/FLOAT(IK1-1))
SD3 = SQRT((SS3 - (S3*XX3))/FLOAT(IK2-1))
SD4 = SQRT((SS4 - (S4*XX4))/FLOAT(IK2-1))
WRITE(4,150) S1,XX1,SS1,SD1,IK1
WRITE(4,150) S2,XX2,SS2,SD2,IK1
WRITE(4,150) S3,XX3,SS3,SD3,IK2
WRITE(4,150) S4,XX4,SS4,SD4,IK2
150 FORMAT(' SUM OF',F15.2,/, ' AVERAGE =',F10.2,/,
*' SUM SQUARE OF=',F20.4,/, ' SD. = ',F10.3,/, ' IK=',I3,/,
*'*****')
XBD = ( SMO1 - SMM1 ) /SQRT(200.0)
XBD1= SMO1/200.0
XBD2= SMM1/200.0
SD1 = SMO2-(SMO1*SMO1)/200.0
SD2 = SMM2-(SMM1*SMM1)/200.0
SD11= (SMO2-(SMO1*SMO1)/200.0)/199.0
SD22= (SMM2-(SMM1*SMM1)/200.0)/199.0
ZD = XBD / SQRT((SD1+SD2)/199.0)
WRITE(6,160) IX,SMO1,SMO2,SMM1,SMM2,ZD,XBD1,XBD2,SD11,SD22
160 FORMAT(' IX=',I16,9F12.4)
STOP
END

```

 MAIN PROGRAM 2

```

REAL MSE1,MSE2
DOUBLE PRECISION Y1,FL,A,S,B,X,W,A2,SW,Y,T,B1,BM,SLG,BB
COMMON /REGRS/ A(11,11),S(12,12)
*   /COEFF/ B(11)
*   /CONTA/ P,IC /INTERV/XBAR1(11),SG(11) /SKEWED/ ALPHA,BETA
*   /DATAXY/ X(12,150) /SEED/ IX /SELECT/ KK /DATAY/ Y(150)
*   /TRANSF/ Y1(150),FL,ST,FIN /WEIGHT/ W(150) /DIST/ II
*   /VARIAB/ N,M,M2 /TABLE/ A2(150),SW(9) /STORE/ BB(3,11)
DIMENSION T(150),B1(11),BM(11)
DATA   III,IK1,IK2,SMO1,SMO2,SMM1,SMM2,S1,SS1,S2,SS2,
*      S3,SS3,S4,SS4,FL1,FLL1,F3,FL3/19*0/
CALL INIT
DO 100 I = 1,200
CALL DATA
WRITE(6,10) (B(J),J=1,M)
10  FORMAT(' VECTOR B           ',/,11(1X,F11.3))
CALL BOXCOX(B1,FL1)
WRITE(6,25) FL1,(B1(J),J=1,M)
25  FORMAT(' FL = ',F11.3,/, ' VECTOR B - USE OLS',/,11(1X,F11.3))
MSE1 = 0
DO 30 J = 1,M
30  MSE1 = MSE1 + (B1(J)-B(J))*(B1(J)-B(J))
MSE1 = MSE1 / M
SMO1 = SMO1 + MSE1
SMO2 = SMO2 + MSE1 * MSE1
F1   = F1 + FLL1
FLL1 = FLL1 + FLL1*FL1
FL   = FL1
CALL BCOX
DO 40 J = 1,N
40  T(J) = X(M2,J)
CALL SHAPWK(N,T,ITEST)
IF(ITEST.EQ.2) GOTO 50
III = III + 1
50  CALL BOXC(BM,FL1)
WRITE(6,55) FL1,(BM(J),J=1,M)
55  FORMAT(' FL = ',F11.3,/, ' VECTOR B - USE M-EST',/,11(1X,F11.3))
MSE2 = 0
DO 90 J = 1,M
90  MSE2 = MSE2 + (BM(J)-B(J))*(BM(J)-B(J))
MSE2 = MSE2 / M
SMM1 = SMM1 + MSE2
SMM2 = SMM2 + MSE2 * MSE2
F3   = F3 + FL1
FL3  = FL3 + FL1*FL1
IF( MSE1 - MSE2 ) 100,100,110
100 RMSE1 = MSE2/MSE1
DIFF1 = MSE1/MSE2 - 1.0
IK1   = IK1 + 1
S1    = S1 + RMSE1
SS1   = SS1 + RMSE1 * RMSE1
S2    = S2 + DIFF1
SS2   = SS2 + DIFF1 * DIFF1
GOTO 115

```

```

110 RMSE2 = MSE1/MSE2
    DIFF2 = MSE2/MSE1 - 1.0
    IK2   = IK2 + 1
    S3    = S3 + RMSE2
    SS3   = SS3 + RMSE3 * RMSE2
    S4    = S4 + DIFF2
    SS4   = SS4 + DIFF2 * DIFF2
115 WRITE(6,116) MSE1,MSE2, RMSE1, RMSE2, DIFF1, DIFF2
116 FORMAT(' MSE1,MSE2, RMSE1, RMSE2, DIFF1, DIFF2=', 6F10.3)
100 CONTINUE
    XX1 = S1 / FLOAT(IK1)
    XX2 = S2 / FLOAT(IK1)
    XX3 = S3 / FLOAT(IK2)
    XX4 = S4 / FLOAT(IK2)
    SD1 = SQRT((SS1 - (S1*XX1))/FLOAT(IK1-1))
    SD2 = SQRT((SS2 - (S2*XX2))/FLOAT(IK1-1))
    SD3 = SQRT((SS3 - (S3*XX3))/FLOAT(IK2-1))
    SD4 = SQRT((SS4 - (S4*XX4))/FLOAT(IK2-1))
    WRITE(6,150) S1,XX1,SS1,SD1,IK1
    WRITE(6,150) S2,XX2,SS2,SD2,IK1
    WRITE(6,150) S3,XX3,SS3,SD3,IK2
    WRITE(6,150) S4,XX4,SS4,SD4,IK2
150 FORMAT(' SUM OF',F15.2,/, ' AVERAGE =',F10.2,/,
*' SUM SQUARE OF=',F20.4,/, ' SD. = ',F10.3,/, ' IK=',I3,/,
*'*****')
    XBD = ( SMO1 - SMM1 ) /SQRT(200.0)
    XBD1= SMO1/200.0
    XBD2= SMM1/200.0
    SD1 = SMO2-(SMO1*SMO1)/200.0
    SD2 = SMM2-(SMM1*SMM1)/200.0
    SD11= (SMO2-(SMO1*SMO1)/200.0)/199.0
    SD22= (SMM2-(SMM1*SMM1)/200.0)/199.0
    ZD = XBD / SQRT((SD1+SD2)/199.0)
    WRITE(6,160) IX,SMO1,SMO2,SMM1,SMM2,ZD,XBD1,XBD2,SD11,SD22
160 FORMAT(' IX=',I16,9F12.4)
    WRITE(6,170) III,FL1,FLL1,F3,FL3
170 FORMAT(' NO. NORMALITIES',I3,/,
*' SUM OF FL,SUM SQ OF FL - USE OLS ',2(5X,FL15.4),/,
*' SUM OF FL,SUM SQ OF FL - USE M-EST ',2(5X,F15.4))
    STOP
    END

```

```

C-----
      SUBPROGRAM FOR MAIN PROGRAM 1 & MAIN PROGRAM 2
C.....
C      SOME SYMBOL IN SUBROUTINE INIT
C      N      NUMBER OF OBSERVATION
C      M      NUMBER OF INDEPENDENT VARIABLES(INCL. INTERCEPT)
C      P      PERCENT CONTAMINATED/100
C      C      SCALE FACTER
C      ALPHA SHAPE PARAMETER
C      BETA  SCALE PARAMETER
C.....

```

```

SUBROUTINE INIT
REAL NORMAL
DOUBLE PRECISION B,X,A2,SW,A,S
COMMON /SEED/ IX /DATAXY/ X(12,150) /COEFF/ B(11)
*   /CONTA/ P,IC /INTERV/ XBAR1(11),SG(11) /SKEWED/ ALPHA,BETA
*   /SELECT/ KK /VARIAB/ N,M,M2 /TABLE/ A2(150),SW(9)
*   /REGRS/ A(11,11),S(12,12)
READ(5,5) N,M
5  FORMAT(2I3)
WRITE(6,10) N,M,P,IC
10 FORMAT('N , M, P, IC',/,2I3,F5.2,I3)
DO 15 I = 1,M
15 READ(5,20) XBAR1(I),SG(I)
20 FORMAT(2F7.3)
M2 = M + 1
DO 25 I = 1,M
25 READ(5,30) B(I)
30 FORAT(F10.4)
WRITE(6,35) ALPHA,BETA
35 FORMAT(' ALPHA=',F5.2,' BETA=',F5.2)
KK = 0
K = INIT(FLOAT(N/2))
DO 50 I = 1,K
50 READ(5,60) A2(N-I+1)
60 FORAMT(F7.4)
DO 70 I = 1,4
70 READ(5,80) SW(I)
80 FORAMT(F6.3)
C GENERATE INDEPENDENT VARIABLES
DO 90 J = 1,N
90 X(1,J) = 1.0
DO 100 I = 2,M
DMEAN = XBAR1(I-1)
SIGMA = SG(I-1)
DO 100 J = 1,N
X(I,J) = NORMAL(DMEAN,SIGMA)
100 CONTINUE
C CAL X'X & X'Y FOR SUBROUTINE OLS
DO 120 I = 1,M
DO 120 K = I,M
SIK = 0.0
DO 110 J = 1,N
110 SIK = SIK + X(I,J)*X(K,L)
S(I,K) = SIK
120 S(K,I) = SIK
C CAL INVERSE METRIX OF X'X
DO 140 I = 1,M
DO 140 J = I,M
A(I,J) = S(I,J)
140 A(J,I) = S(I,J)
DO 145 K = 1,M
IF( A(K,K) ) 145,146,145
146 WRITE(6,150)
150 FORMAT(' A(K,K) HAS ZERO ON DIAGONAL CANNOT USE SUBRORTINE INVS')
STOP
145 CONTINUE
CALL INVS(M,A)
RETURN
END

```

```

C.....:
SUBROUTINE DATA
REAL NORMAL
DOUBLE PRECISION B,X,Y,A2,SW,E,T
COMMON /COEFF/ B(11) /SEED/ IX /SELECT/ KK /DIST/ II
* /CONTA/ P,IC /INTERV/XBAR1(11),SG(11) /SKEWD/ ALPHA,BETA
* /DATAXY/ X(12,150) /DATAY/ Y(150) /VARIA/ N,M,M2
* /TABLE/ A2(150),SW(9)
DIMENSION E(150),T(150)
C DISTRIBUTION :II
C II = 1 - CONTAMINATED NORMAL
C = 2 - T
C = 3 - LOGNORMAL
C = 4 - GAMMA
C = 5 - WEIBULL
C.....:
GOTO(10,20,30,40,50),II
10 DMEAN = XBAR1(M)
SIGMA = SG(M)
SG2 = IC * SIGMA
DO 15 J = 1,N
CALL RAND(IX,IY,YFL)
IF( YFL - P ) 11,11,12
11 E(J) = NORMAL(DMEAN,SG2)
GOTO 15
12 E(J) = NORMAL(DMEAN,SIGMA)
15 CONTINUE
GOTO 60
20 DMEAN = XBAR1(M)
SIGMA = SG(M)
NDF = 4
DO 25 J = 1,N
E(J) = TDIST(NDF,DMEAN,SIGMA)
25 CONTINUE
GOTO 60
30 SIGMA = SG(M)
DO 35 J = 1,N
DMEAN1 = X(1,J)
X(M2,J) = EXP(NORMAL(DMEAN1,SIGMA))
35 CONTINUE
GOTO 60
40 DO 45 J = 1,N
X(M2,J) = GAMMA1(ALPHA,BETA)
45 CONTINUE
GOTO 60
50 DO 55 J = 1,N
X(M2,J) = WEIBUL(ALPHA,BETA)
55 CONTINUE
60 GOTO(100,100,110,110,110),II
100 DO 105 J = 1,N
DO 105 I = 1,M
105 X(M2,J) = X(M2,J) + X(I,J) * B(I)
X(M2,J) = X(M2,J) + E(J)
GOTO 120
110 DO 115 J = 1,N
115 Y(J) = X(M2,J)

```

```

120 WRITE(6,125)
125 FORMAT(' MATRIX X & VECTOR Y')
DO 130 J = 1,N
130 WRITE(6,135) (X(I,J),I=1,M2)
135 FORMAT(12(1X,F10.2))
RETURN
END
C::::::::::::::::::::::::::::::::::::::::::::::::::::::::::::::::::
SUBROUTINE RAND(IX,IY,YFL)
IY = IX * 65539
IF(IY) 5,6,6
5 IY = IY + 2147483647 + 1
6 YFL = IY
YFL = YFL / 2147483647
IX = IY
RETURN
END
C::::::::::::::::::::::::::::::::::::::::::::::::::::::::::::::::::
FUNCTION NORMAL(DMEAN,SIGMA)
REAL NORMAL
COMMON /SEED/ IX /SELECT/ KK
PI = 3.1415926
IF(KK.EQ.1) GOTO 10
CALL RAND(IX,IY,YFL)
RONE = YFL
CALL RAND(IX,IY,YFL)
RTWO = YFL
ZONE = SQRT(-2*ALOG(RONE))*COS(2*PI*RTWO)
ZTWO = SQRT(-2*ALOG(RONE))*SIN(2*PI*RTWO)
NORMAL = ZONE * SIGMA + DMEAN
KK = 1
RETURN
10 NORMAL = ZTWO * SIGMA + DMEAN
KK = 0
RETURN
END
C::::::::::::::::::::::::::::::::::::::::::::::::::::::::::::::::::
FUNCTION TDIST(NDF,DMEAN,SIGMA)
REAL NORMAL
C T-DISTRIBUTION : T = X(NORMAL)/CHISQ ; CHISQ (NDF=DF.)
SQNOR = 0.0
DO 10 I = 1,NDF
10 SQNOR = SQNOR + (NORMAL(DMEAN,SIGMA)**2)
CHISQ = SQRT(SQNOR/FLOAT(NDF))
TDIST = NORMAL(DMEAN,SIGMA)/CHISQ
RETURN
END
C::::::::::::::::::::::::::::::::::::::::::::::::::::::::::::::::::
FUNCTION GAMMA1(ALPHA1,BETA1)
COMMON /SEED/ IX
C GAMMA DISTRIBUTION : X = - BETA * SUM(LN(R(I))) ; I=ALPHA,...,1
C R IS RANDOM VARIABLE FROM U(0,1)
ALPHA = ALPHA1
U = 0.0
5 CALL RAND(IX,IY,YFL)
V = - ALOG(YFL)
U = U + V
IF(ALPHA .EQ. 1.0) GOTO 10

```

```

ALPHA = ALPHA - 1.0
GOTO 5

c
10 GAMMA1 = BETA1 * U
RETURN
END

C:.....:
FUNCTION WEIBUL(ALPHA1,BETA1)
COMMON /SEED/ IX
C WEIBULL DISTRIBUTION : X = BETA(-LN(1-R)**1/ALPHA
C R IS RANDOM VARIABLE FROM U(0,1)
CALL RAND(IX,IY,YFL)
WEIBUL = BETA1* (- ALOG(1.0-YFL))**(1.0/ALPHA1)
RETURN
END

C:.....:
SUBROUTINE OLS(B)
DOUBLE PRECISION A,S,X,B
COMMON /REGRS/ A(11,11),S(12,12) /VARIAB/ N,M,M2
* /DATAXY/ X(12,150)
DIMENSION B(11)
DO 20 I = 1,M2
SIK = 0.0
DO 10 J = 1,N
10 SIK = SIK + X(I,J) * X(M2,J)
20 S(M2,I) = SIK
DO 50 I = 1,M
B(I) = 0.0
DO 50 J = 1,M
50 B(I) = B(I) + A(J,I)*S(M2,J)
RETURN
END

C:.....:
SUBROUTINE OLS1(B)
DOUBLE PRECISION A1,S1,B,X,W
COMMON /REGRS1/ A1(11,11),S1(12,12) /VARIAB/ N,M,M2
* /DATAXY/ X(12,150) /WEIGHT/ W(150)
DIMENSION B(11)
DO 20 I = 1,M2
DO 20 K = 1,M2
SIK = 0.0
DO 10 J = 1,N
10 SIK = SIK + X(I,J) * X(K,J) * W(J)
S1(I,K) = SIK
20 S1(K,I) = SIK
DO 40 I = 1,M
DO 40 J = 1,M
40 A1(I,J) = S1(I,J)
DO 45 K = 1,M
IF(A1(K,K)) 45,46,45
46 WRITE(6,100)
100 FORMAT('A(K,K) HAS ZERO ON DIAGONAL & CANNOT USE SUBROUTINE INVS')
STOP
45 CONTINUE
CALL INVS(M,A1)
DO 50 I = 1,M
B(I) = 0.0
DO 50 J = 1,M

```

```

50  B(I)   = B(I) + A1(J,I)*S1(M2,J)
      RETURN
      END

C:.....
      SUBROUTINE YRESID(X,N,M,YHAT,YRES,B)
      DOUBLE PRECISION X,YHAT,YRES,B
      DIMENSION X(12,150),YHAT(150),YRES(150),B(11)
      M2 = M + 1
      DO 10 J = 1,N
      YHAT(J) = 0.0
      DO 20 I = 1,M
20  YHAT(J) = YHAT(J) + B(I)*X(I,J)
10  YRES(J) = X(M2,J) - YHAT(J)
      RETURN
      END

C:.....
      SUBROUTINE INVS(M,A)
      DOUBLE PRECISION A(11,11)
C THIS SUBROUTINE INVERTS A MATRIX BY SWEEPING. THE MATRX TO BE
C INVERTED NEED NOT BE SYMMETRIC BUT IT MUST BE SQUARE ,
C NONSINGULAR AND CAN NOT HAVE ANY ZERO ON ITS MAIN DIAGONAL
      DO 20 K = 1,M
      A(K,K) = -1.0 / A(K,K)
      DO 5 I = 1,M
      IF(I-K) 3,5,3
3  A(I,K) = -A(I,K)*A(K,K)
5  CONTINUE
      DO 10 I = 1,M
      DO 10 J = 1,M
      IF((I-K)*(J-K)) 9,10,9
9  A(I,J) = A(I,J) - A(I,K) * A(K,J)
10 CONTINUE
      DO 20 J = 1,M
      IF(J-K) 18,20,18
18 A(K,J) = -A(K,J) * A(K,K)
20 CONTINUE
      DO 25 I = 1,M
      DO 25 J = 1,M
25 A(I,J) = -A(I,J)
      RETURN
      END

C:.....
      SUBROUTINE MEST(B1,B)
      DOUBLE PRECISION A1,S1,X,W,S2,Z,B,B1,YHAT,YRES,E
      COMMON /REGRS1/ A1(11,11),S1(12,12)
      * /DATAXY/ X(12,150) /WEIGHT/ W(150)
      * /VARIAB/ N,M,M2
      REAL MEDIAN
      DIMENSION S2(150),Z(150),B(11),B1(11)
      DIMENSION YHAT(150),YRES(150),E(150)
C M - ESTIMATOR BY RAMSAY A = 0.3
      L = 0
      CALL YRESID(X,N,M,YHAT,YRES,B1)
      DO 10 J = 1,N
10  E(J) = YRES(J)
      N1 = INT(FLOAT(N/2))*2
      N2 = (N + 1)/2
      N3 = INT(FLOAT(N/2))
      N4 = N3 + 1

```

```

CALL RANK(N,E)
IF(N - N1) 15,17,15
15  MEDIAN = E(N2)
    GOTO 18
17  MEDIAN = (E(N3)+E(N4))/2
18  DO 20 I = 1,N
20  S1(I) = DABS(E(I)-MEDIAN)
    CALL RANK(N,S1)
    IF(N - N1) 25,27,25
25  SIGMA = S1(N2)/0.6745
    GOTO 777
27  SIGMA = (S1(N3)+S1(N4))/(2*0.6745)
777 CALL YRESID(X,N,M,YHAT,YRES,B1)
    DO 30 I = 1,N
    Z(I) = DABS(YRES(I) / SIGMA)
30  W(I) = DEXP(-0.3 * Z(I))
    L = L + 1
    IF(L - 20) 60,60,90
60  CALL OLS1(B)
    DO 70 I = 1,M
    C = DABS(B1(I) - B(I)) / DABS(B1(I))
    IF( C - 0.001) 70,70,75
75  DO 80 J = 1,M
80  B1(J) = B(J)
    GOTO 777
70  CONTINUE
90  RETURN
    END
C:.....:
SUBROUTINE BOXCOX(B,FL1)
DOUBLE PRECISION Y1,FL,Y,B,SLG,BB
COMMON /DATAY/ Y(150)
* /TRANSF/ Y1(150),FL,ST,FIN /VARIAB/ N,M,M2 /STORE/BB(3,11)
DIMENSION B(11)
C BOX & COX POWER TRANSFORMATION
DO 30 J = 1,N
IF(Y(J)) 20,20,30
20  WRITE(6,25)
25  FORMAT(' Y(J) IS NEGATIVE OR XERO THEN RETURN TO MAIN PROGRAM')
    RETURN
30  CONTINUE
    SLG = 0.0
    DO 50 J = 1,N
50  SLG = SLG + DLOG(Y(J))
    SLG = SLG / N
    G = DEXP(SLG)
    DO 60 J = 1,N
60  Y1(J) = Y(J)/G
    ST = -1.0
    FIN = 2.0
    FD = 0.5
    MR = 16
    CALL SUMSQ(ST,SSE1,1,1)
    CALL SUMSQ(FD,SSE2,2,1)
    CALL SUMSQ(FIN,SSE3,3,1)
70  IF(SSE1 .LE. SSE2 .AND. SSE1 .LE. SSE3) GOTO 71
    IF(SSE2 .LE. SSE1 .AND. SSE2 .LE. SSE3) GOTO 72
    IF(SSE3 .LE. SSE1 .AND. SSE3 .LE. SSE2) GOTO 73
71  FM = ST

```

```

      SSE2 = SSE1
      DO 80 I = 1,M
80     BB(2,I) = BB(1,I)
      GOTO 100
      72     FM = FD
      GOTO 100
      73     FM = FIN
      SSE2 = SSE3
      DO 90 I = 1,M
90     BB(2,I) = BB(3,I)
100    IF( MR .EQ. 1 ) GOTO 110
      MR = MR /2
      ST = FM - MR * 0.1
      FD = FM
      FIN = FM + MR * 0.1
      CALL SUMSQ(ST,SSE1,1,1)
      CALL SUMSQ(FIN,SSE3,3,1)
      GOTO 70
110    FL1 = FM
      DO 120 I = 1,M
120    B(I) = BB(2,I)
      FL = FM
      RETURN
      END
C:.....
      SUBROUTINE BOXC(B,FL1)
      DOUBLE PRECISION Y1,FL,B,BB
      COMMON /REGRS/ A(11,11),S(12,12)
      * /DATAXY/ X(12,150) /DATAY/ Y(150)
      * /TRANSF/ Y1(150),FL,ST,FIN /VARIAB/ N,M,M2 /STORE/BB(3,11)
      DIMENSION B(11),B1(11),Z(16)
      L = 0
      MR = 3
      ST = FL - 0.1 * MR
      FIN = FL + 0.1 * MR
      FD = FL
      CALL SUMSQ(ST,SSE1,1,3)
      CALL SUMSQ(FD,SSE2,2,2)
      CALL SUMSQ(FIN,SSE3,3,3)
70     IF(SSE1 .LE. SSE2 .AND. SSE1 .LE. SSE3) GOTO 80
      IF(SSE2 .LE. SSE1 .AND. SSE2 .LE. SSE3) GOTO 90
      IF(SSE3 .LE. SSE1 .AND. SSE3 .LE. SSE2) GOTO 100
80     ST = ST - 0.1 * MR
      FD = FD - 0.1 * MR
      FIN = FIN - 0.1 * MR
      SSE3 = SSE2
      SSE2 = SSE1
      DO 85 I = 1,M
85     BB(3,I) = BB(2,I)
      BB(2,I) = BB(1,I)
      CALL SUMSQ(ST,SSE1,1,3)
      GOTO 110
90     MR = 1
      ST = FD - 0.1
      FIN = FD + 0.1
      CALL SUMSQ(ST,SSE1,1,3)
      CALL SUMSQ(FIN,SSE3,3,3)
      GOTO 110
100    ST = ST + 0.1 * MR
      FD = FD + 0.1 * MR

```

```

      FIN = FIN + 0.1 * MR
      SSE1 = SSE2
      SSE2 = SSE3
      DO 105 I = 1,M
      BB(1,I) = BB(2,I)
105   BB(2,I) = BB(3,I)
      CALL SUMSQ(FIN,SSE3,3,3)
110  L = L + 1
      IF( (L .GE. 16) .OR. (MR .EQ. 1) ) GOTO 120
      GOTO 70
120  IF(SSE1 .LE. SSE2 .AND. SSE1 .LE. SSE3) GOTO 130
      IF(SSE2 .LE. SSE1 .AND. SSE2 .LE. SSE3) GOTO 140
      IF(SSE3 .LE. SSE1 .AND. SSE3 .LE. SSE2) GOTO 150
130  FL1 = ST
      K = 1
      GOTO 160
140  FL1 = FD
      K = 2
      GOTO 160
150  FL1 = FIN
      K = 3
160  DO 170 I = 1,M
170  B(I) = BB(K,I)
      FL = FM
      RETURN
      END
C:.....:
      SUBROUTINE SUMSQ(FLX,SSE,K,L)
      DOUBLE PRECISION Y1,FL,A,S,Y,B,SLG,X,BB,FLX,W,A1,S1,B1,Z,ZZ
      COMMON /REGRS/ A(11,11),S(12,12)
      * /REGRS1/ A1(11,11),S1(12,12) /WEIGHT/ W(150)
      * /DATAXY/ X(12,150) /DATAY/ Y(150)
      * /TRANSF/ Y1(150),FL,ST,FIN /VARIAB/ N,M,M2 /STORE/BB(3,11)
      DIMENSION B(11),B1(11),Z(16)
      FL = FLX
      GOTO(10,20,30),L
10   CALL BCOX
      CALL OLS(B)
      DO 15 I = 1,M
15   Z(I) = S(M2,I)
      ZZ = S(M2,M2)
      GOTO 50
20   CALL BCOX
      DO 25 I = 1,M
25   B1(I) = BB(2,I)
      CALL MEST(B1,B)
      DO 27 I = 1,M
27   Z(I) = S1(M2,I)
      ZZ = S1(M2,M2)
      GOTO 50
30   CALL BCOX
      CALL OLS(B1)
      CALL MEST(B1,B)
      DO 37 I = 1,M
37   Z(I) = S1(M2,I)
      ZZ = S1(M2,M2)
50   DO 50 I = 1,M
50   BB(K,I) = B(I)
      SSR = 0.0

```

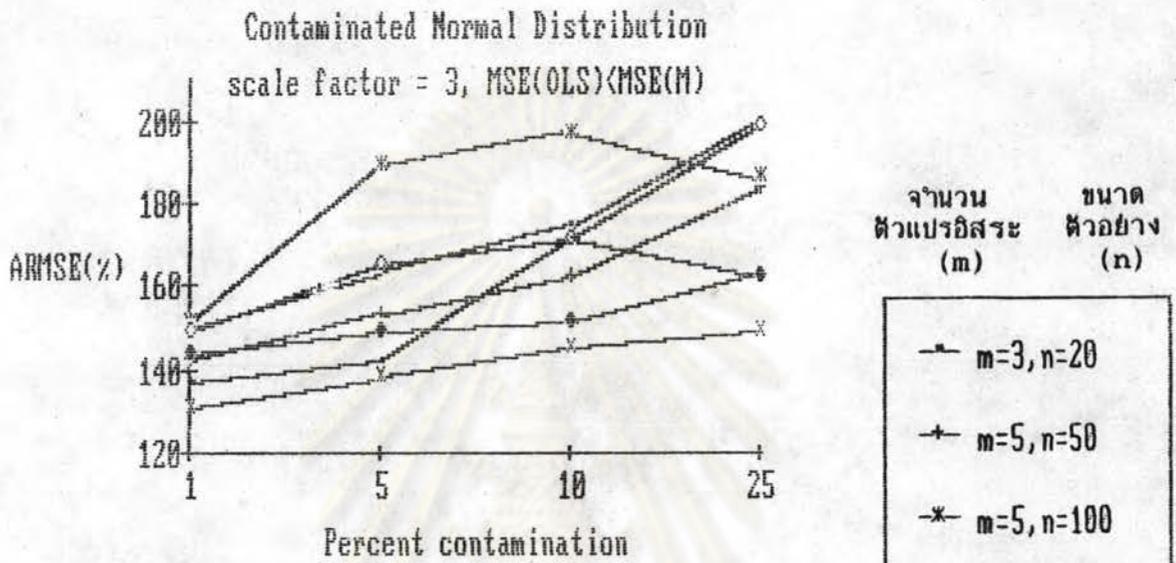
```

DO 90 I = 1,M
90  SSR = SSR + B(I) * Z(I)
    SSE = ZZ - SSR
    SSE = SSE / FLOAT(N)
    RETURN
    END
C:.....
SUBROUTINE BCOX
DOUBLE PRECISION Y1,FL,X
COMMON /DATAXY/ X(12,150)
*      /TRANSF/ Y1(150),FL,ST,FIN /VATIAB/ N,M,M2
IF(DABS(FL)) 5,15,5
5    DO 10 I = 1,N
10   X(M2,I) = DLOG(Y1(I))
GOTO 30
15   DO 20 I = 1,N
20   X(M2,I) = ((Y1(I)**FL)-1.0) /FL
30   RETURN
    END
C:.....
SUBROUTINE RANK(N,X)
DOUBLE PRECISION X,T
DIMENSION X(150)
N1 = N - 1
DO 10 I = 1, N1
II = I + 1
DO 10 K = II,N
IF(X(I) .LE. X(K) ) GOTO 10
T = X(I)
X(I) = X(K)
X(K) = T
10  CONTINUE
    RETURN
    END
C:.....
SUBROUTINE SHAPWK(N,Y,ITEST)
DOUBLE PRECISION A2,SW,Y,S
COMMON /TABLE/ A2(150),SW(9)
DIMENSION Y(150),S(11)
CALL RANK(N,Y)
YSUM = 0.0
YSS = 0.0
DO 5 I = 1,N
YSUM = YSUM + Y(I)
5  YSS = YSS + Y(I) * Y(I)
S2 = YSS - (YSUM * YSUM / FLOAT(N))
K = INT(FLOAT(N/2))
B = 0.0
DO 20 I = 1,K
20  B = B + A2(N-I+1) * (Y(N-I+1)-Y(I))
W = B * B / S2
IF(W - SW(3)) 30,30,40
30  ITEST = 2
GOTO 50
40  ITEST = 1
50  RETURN
    END
C:.....

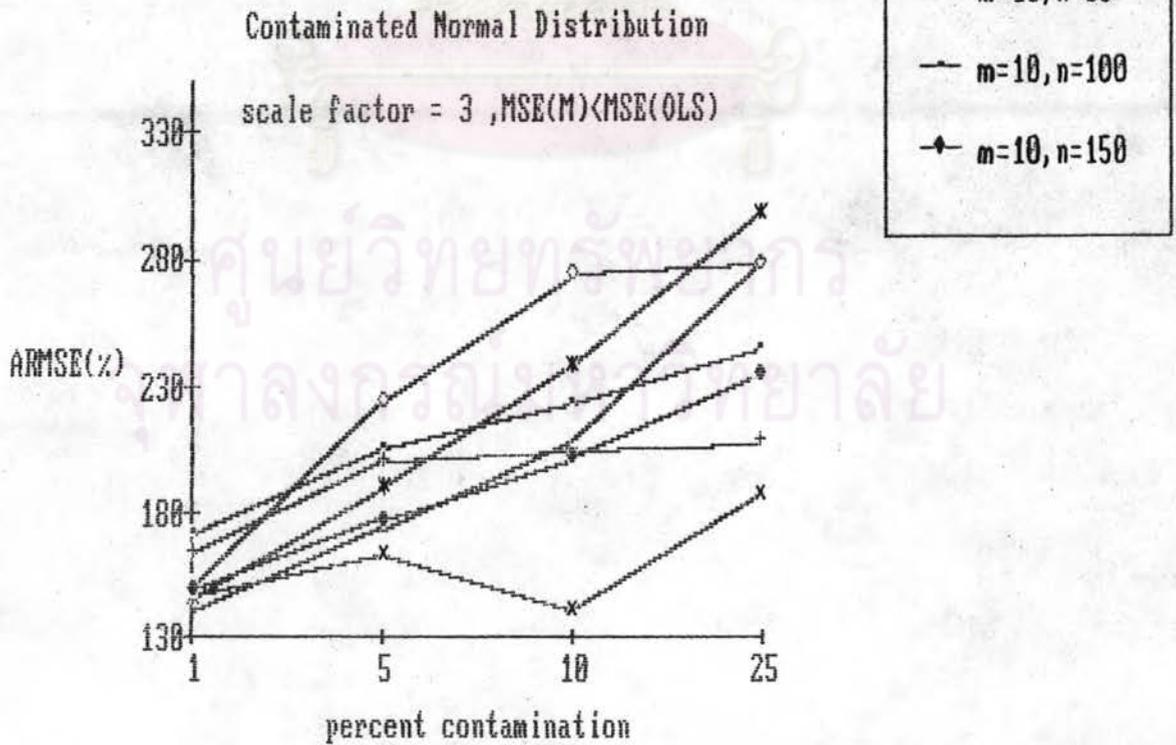
```

ภาคผนวก ง

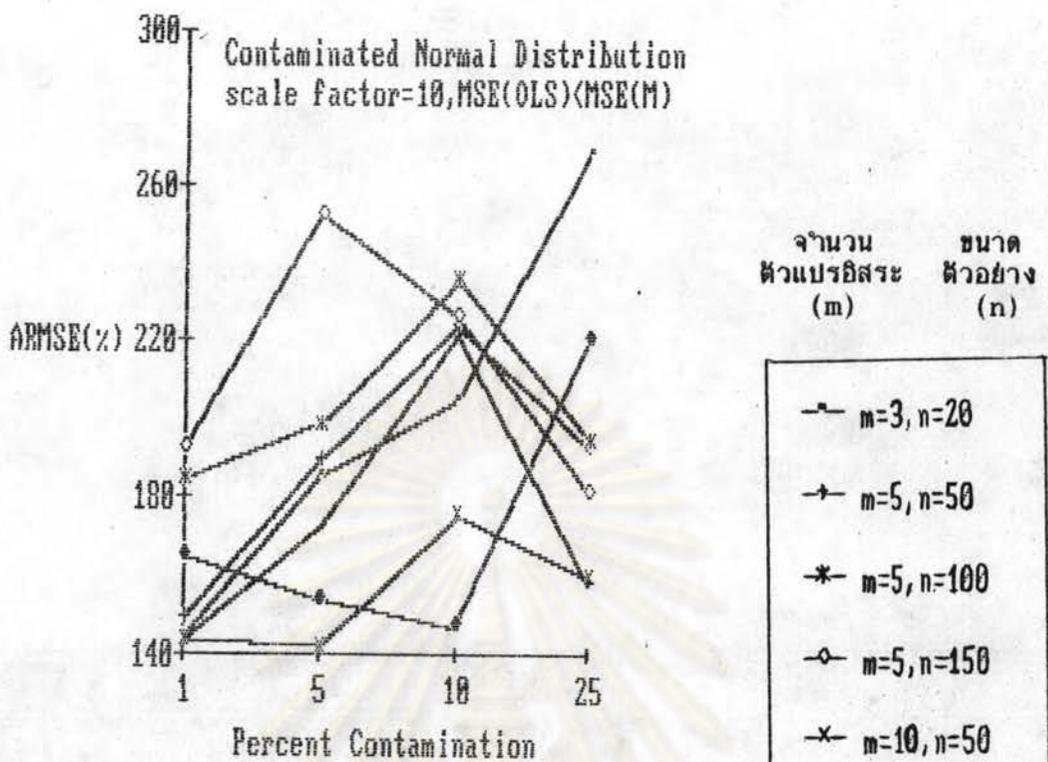
กราฟแสดงการศึกษาเปรียบเทียบวิธีกำลังสองน้อยที่สุดกับวิธี M-estimator โดยใช้เกณฑ์การเปรียบเทียบของค่าเฉลี่ยของค่าสัมพัทธ์ของค่าเฉลี่ยความผิดพลาดกำลังสอง (ARMSE)



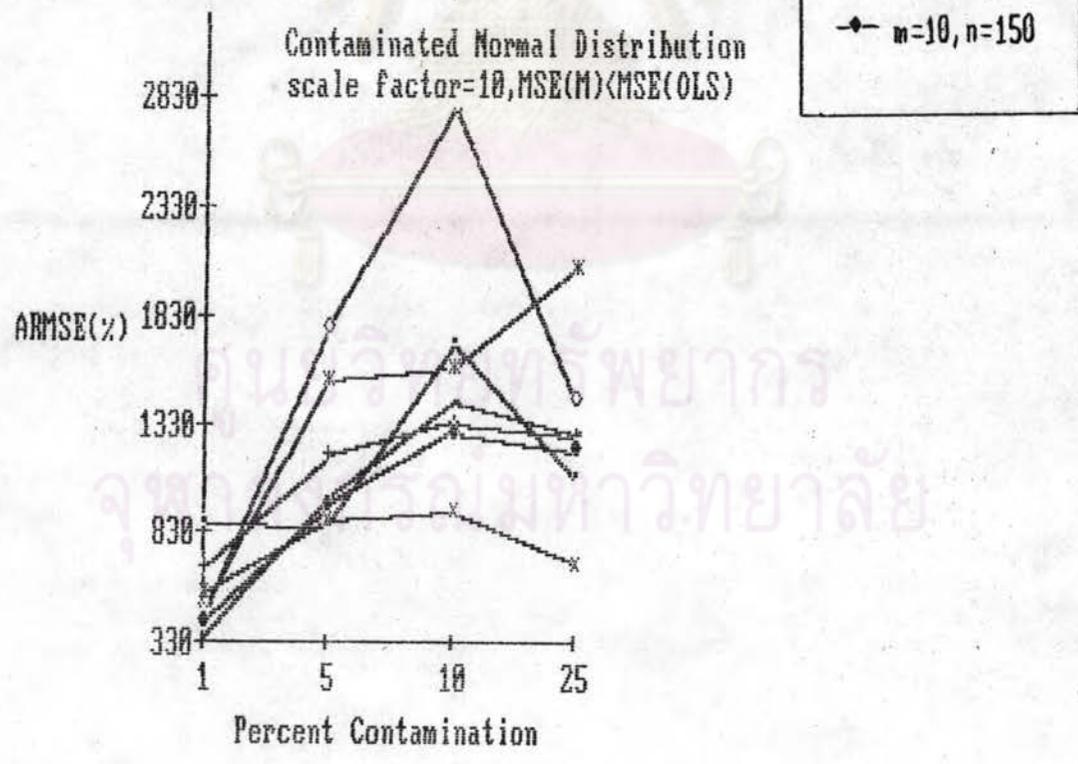
รูปที่ แสดงการแจกแจงแบบปกติปลอมปน



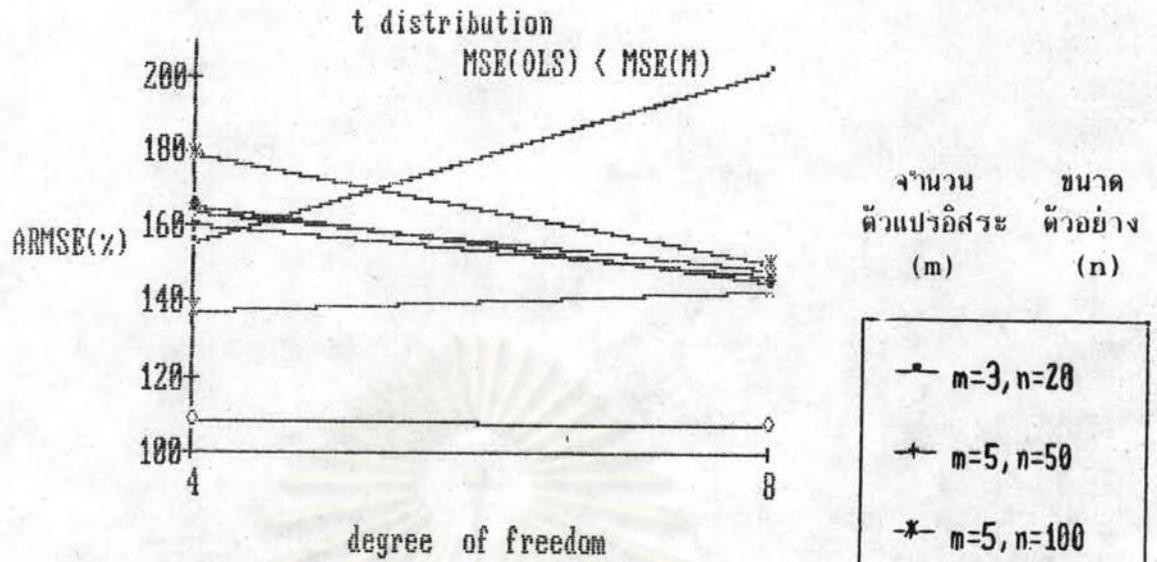
รูปที่ แสดงการแจกแจงแบบปกติปลอมปน



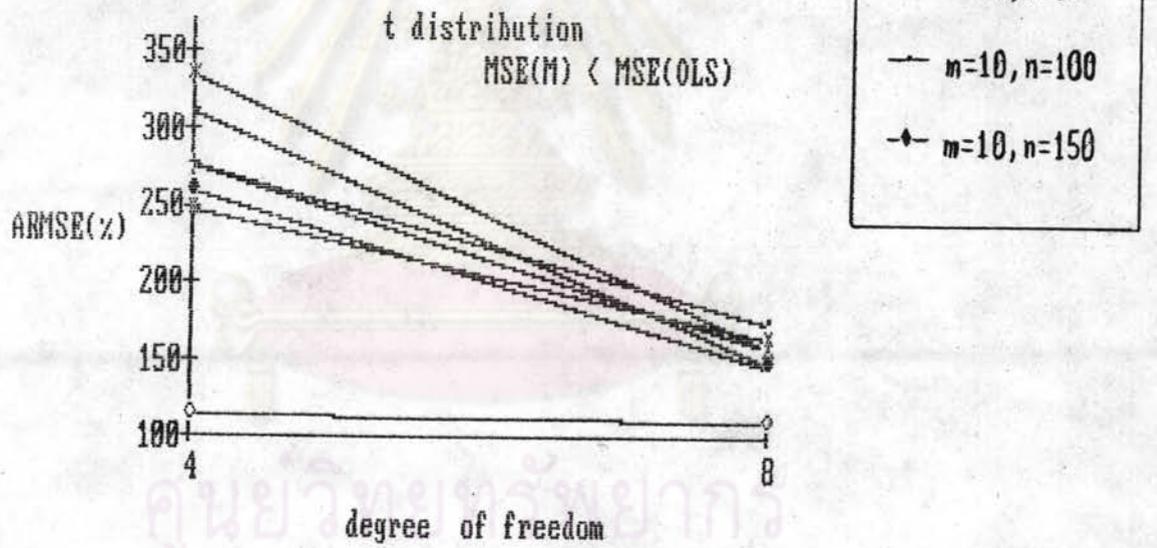
รูปที่ แสดงการแจกแจงแบบปกติปลอมปน



รูปที่ แสดงการแจกแจงแบบปกติปลอมปน

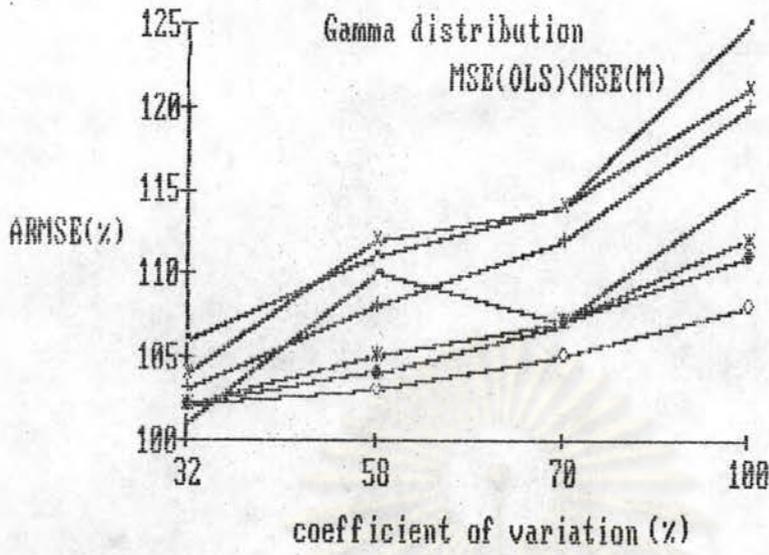


รูปที่ แสดงการแจกแจงแบบที



รูปที่ แสดงการแจกแจงแบบที

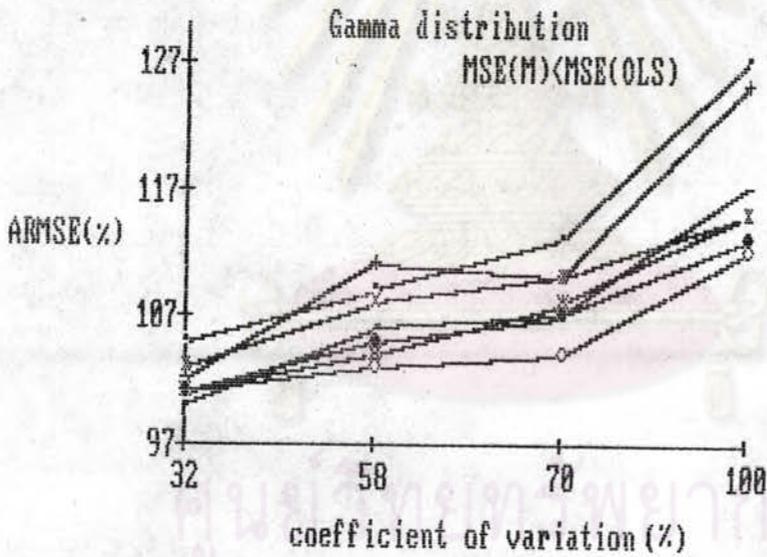
จำนวนตัวแปรอิสระ (m)	ขนาดตัวอย่าง (n)
—■	m=3, n=20
—+	m=5, n=50
—*	m=5, n=100
—◇	m=5, n=150
—×	m=10, n=50
—	m=10, n=100
—◆	m=10, n=150



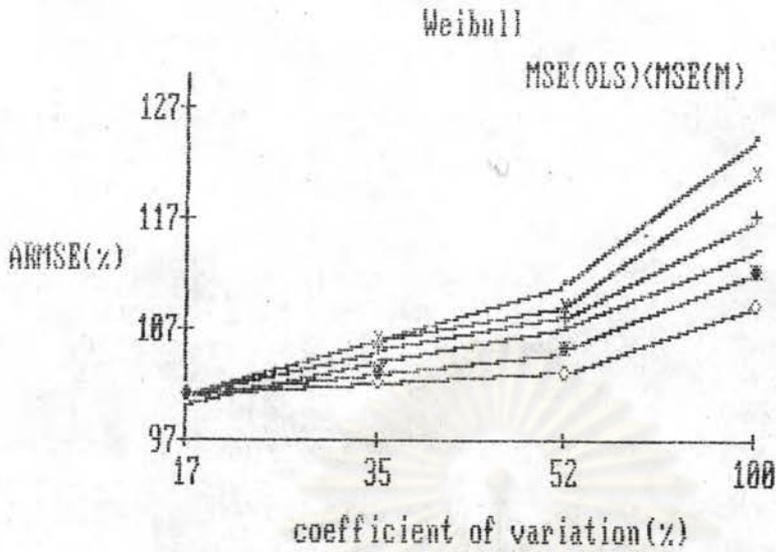
จำนวน ตัวแปรอิสระ (m) ขนาด ตัวอย่าง (n)

- m=3, n=20
- + m=5, n=50
- * m=5, n=100
- ◊ m=5, n=150
- × m=10, n=50
- m=10, n=100
- ◆ m=10, n=150

รูปที่ แสดงการแจกแจงแบบแกมมา



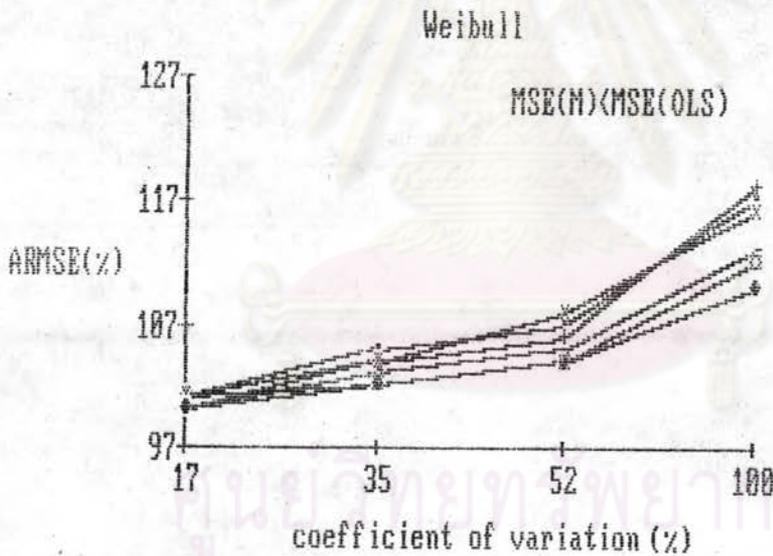
รูปที่ แสดงการแจกแจงแบบแกมมา



จำนวน
ตัวแปรอิสระ
(m) ขนาด
ตัวอย่าง
(n)

- m=3, n=20
- +— m=5, n=50
- *— m=5, n=100
- m=5, n=150
- x— m=10, n=50
- m=10, n=100
- m=10, n=150

รูปที่ แสดงการแจกแจงแบบไวบูลล์



รูปที่ แสดงการแจกแจงแบบไวบูลล์



ประวัติผู้เขียน

นางสาวปราณี รัตนัง เกิดเมื่อวันที่ 22 สิงหาคม พ.ศ. 2503 ที่จังหวัดเชียงใหม่ สำเร็จการศึกษาปริญญาตรี วิทยาศาสตร์บัณฑิต(สถิติ) จากมหาวิทยาลัยเชียงใหม่ เมื่อปีการศึกษา 2525 และเข้าศึกษาต่อระดับปริญญาโท ในภาควิชาสถิติ บัณฑิตวิทยาลัยจุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย ปีการศึกษา 2526 ปัจจุบันทำงานอยู่ที่ ฝ่ายวิชาการ ธนาคารแห่งประเทศไทย กรุงเทพมหานคร



ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย