บรรณานุกรม

BOOKS

Amitage, P. Statistical Methods in Medical Research. Blackwell Scientific Publications : London. 1985.

Barlow, R.E. and F. Proschan. Statistical Theory of Reliability and Life Testing Probabliity Models. Holt, Rinehart and Winston, INC : New York, 1975.

Hill, A.B. A Short Textbook of Medical Statistics. Hodder and Stoughton : London, 1977.

Hogg, R.V. and Klugman, S.A. Loss Distribution. John Wiley & Sons : New York, 1984.

Jordan, C.W. Society of Actuaries Textbook on LIFE CONTINGENCIES. 2nd Editing. The Society of Actuaries, 1975.

Lee, E.T. Statistical Methods for Survival Data Analysis. Lifetime Learning Publications : USA, 1980.

Martz, H.F. and R.A. Waller, R.A. Bayesian Reliability Analysis. John Wiley & Sons : New York, 1982, pp. 1-36.

Nelson, W. Applied Life Data Analysis. John Wiley & Sons : New York, 1982.

ARTICLES

Cox, D.R. "Regression Models and Life-Tables (with discussion", Journal of the Royal Statistical Society, Series B 34, 1972, pp. 187-220.

Efron, B. "The Efficiency of Cox's Likelihood Function for Censored Data", Journal of the American Statistical Association 72, 1977, pp. 557-565.

Jurevkova, J. "Nonparametric Estimate of Regression Coefficients", The Annals of Mathematical Statistics 42, 1971, pp. 1328-1338.

Kaplan, K.L. and Meier, P. "Nonparametric Estimation from Incomplete Observations", Journal of the American Statistical Association 53, 1958, pp. 457-481.

Prentice, R.L. and Kalbfeisch, J.D. "Hazard Rate Models with Covariates", Biometrics 35, 1979, pp.25-39.

Thaler, H.T. "Nonparametric Estimation of the Hazard Ratio", Journal of the American Statistical Association 79, 1984, pp. 290-293.

Watson, G.S and Leadbetter, M.R. "Hazard analysis I", Biometrika 51, 1964, pp. 175-184.

ภาคผนวก

ภาคผนวก ก

Cox-Mantel Test

การทดสอบ Cox-Mantel เป็นการทดสอบสำหรับการเปรียบเทียบการแจกแจงการอยู่รอดของ 2 ตัวอย่าง นั่นคือ ถ้าสมมติให้ n_1 และ n_2 แทนขนาดตัวอย่างที่ได้รับกรรมวิธีที่ 1 และกรรมวิธีที่ 2 ตามลำดับ ให้กลุ่มที่ได้รับกรรมวิธีที่ 1 มีค่าสังเกตสมบูรณ์จำนวน r_1 ค่า ค่าสังเกตไม่สมบูรณ์จำนวน n_1-r_1 ค่า และกลุ่มที่ได้รับกรรมวิธีที่ 2 มีค่าสังเกตสมบูรณ์จำนวน r_2 ค่า ค่าสังเกตไม่สมบูรณ์จำนวน n_2-r_2 ค่า และให้ค่าสังเกตในกลุ่มที่ 1 เป็นตัวอย่างมาจากการแจกแจงที่มีฟังก์ชั่นการอยู่รอด $S_1(t)$ และค่าสังเกตในกลุ่มที่ 2 เป็นตัวอย่างมาจากการแจกแจงที่มีฟังก์ชั่นการอยู่รอด $S_2(t)$ สมมติฐานในการทดสอบ คือ

H_o : $S_1(T) = S_2(T)$; (กรรมวิธีที่ 1 และ 2 ให้ผลเท่ากัน)

เทียบกับ

H_1 : $S_1(T) > S_2(T)$; (กรรมวิธีที่ 1 ให้ผลมากกว่ากรรมวิธีที่ 2)

หรือ H_2 : $S_1(T) < S_2(T)$; (กรรมวิธีที่ 2 ให้ผลมากกว่ากรรมวิธีที่ 1)

หรือ H_3 : $S_1(T) \neq S_2(T)$; (กรรมวิธีที่ 1 ให้ผลไม่เท่ากับกรรมวิธีที่ 2)

พิจารณาจากความสัมพันธ์ระหว่างฟังก์ชั่นการอยู่รอด $S(t)$ และฟังก์ชั่นการแจกแจง $F(t)$ คือ $F(t) = 1-S(t)$ ดังนั้น สมมติฐานข้างต้น สามารถเขียนได้เป็น

H_o : $F_1(t) = F_2(t)$

H_1 : $F_1(t) < F_2(t)$

H_2 : $F_1(t) > F_2(t)$

H3 : $F_1(t) \neq F_2(t)$

สำหรับการทดสอบสมมติฐาน ให้ $t_{(1)} < t_{(2)} < \ldots < t_{(k)}$ เป็นค่าสังเกตผสมบูรณ์ของ 2 กลุ่มรวมกัน และ $d_{(i)}$ เป็นจำนวนค่าสังเกต (เวลาการอยู่รอด) ที่เท่ากับ $t_{(i)}$ ดังนั้น

$$\sum_{i=1}^{k} d_{(i)} = r_1 + r_2$$

ภายใต้เงื่อนไข เซตของความเสี่ยง $R(t_{(i)})$ ให้

$$U = r_2 - \sum_{i=1}^{k} d_{(i)} A_{(i)}$$

$$I = \sum_{i=1}^{k} (d_{(i)} (n_{(i)} - d_{(i)})/(n_{(i)}-1))(A_{(i)} (1-A_{(i)}))$$

เมื่อ $n_{(i)}$ คือ จำนวนหน่วยตัวอย่างที่อยู่รอดที่เวลาเริ่มต้น $t_{(i)}$ และ $A_{(i)}$ เป็นสัดส่วนของ $n_{(i)}$ ในตัวอย่างกลุ่มที่ 2 ดังนั้นตัวสถิติ

$$C = U/\sqrt{I}$$

มีการแจกแจงแบบปกติมาตรฐาน ภายใต้สมมติฐานหลัก

ภาคผนวก ข

Newton-Raphson Method

วิธี Newton-Raphson เป็นวิธีการสำหรับการประมาณค่าพารามิเตอร์จากสมการ likelihood วิธีการนี้จะใช้ได้ดี ถ้าค่าประมาณพารามิเตอร์เริ่มต้นเป็นค่าประมาณที่ใกล้เคียงกับตัวประมาณ ML ซึ่งวิธีการมีดังต่อไปนี้

สมมติให้ $LL(\alpha, \beta)$ แทน log-likelihood ของตัวอย่าง ซึ่งเป็นฟังก์ชันของพารามิเตอร์ α และ β และข้อมูล วิธีการที่จะอธิบายต่อไปนี้เป็นวิธีการสำหรับพารามิเตอร์ 2 ตัว ถ้ามีพารามิเตอร์หลายตัวก็ใช้วิธีการเดียวกัน สมมติให้ $\hat{\alpha}_i$ และ $\hat{\beta}_i$ เป็นค่าประมาณของพารามิเตอร์ α และ β ที่ใกล้เคียงกับตัวประมาณ ML หลังจากการประมาณครั้งที่ i

(1) คำนวณค่า $\partial LL/\partial\alpha$ และ $\partial LL/\partial\beta$ ที่ $\alpha = \hat{\alpha}_i$ และ $\beta = \hat{\beta}_i$

(2) คำนวณค่า $\partial^2 LL/\partial\alpha^2$, $\partial^2 LL/\partial\beta^2$ และ $\partial^2 LL/\partial\alpha\partial\beta$ ที่ $\alpha = \hat{\alpha}_i$ และ $\beta = \hat{\beta}_i$

(3) หาค่า a_i และ b_i จากสมการ

$$\partial LL/\partial\alpha = (-\partial^2 LL/\partial\alpha^2)a_i + (-\partial^2 LL/\partial\alpha\partial\beta)b_i$$

$$\partial LL/\partial\beta = (-\partial^2 LL/\partial\alpha\partial\beta)a_i + (-\partial^2 LL/\partial\beta^2)b_i$$

(4) คำนวณค่าประมาณใหม่โดย

$$\hat{\alpha}_{i+1} = \hat{\alpha}_i + a_i$$

$$\hat{\beta}_{i+1} = \hat{\beta}_i + b_i$$

(5) ทำซ้ำ (1) ถึง (4) จนกระทั่งได้ค่า a_i และ b_i ที่มีค่าน้อยหรือเข้าใกล้ 0 หรือ $LL(\hat{\alpha}_{i+1}, \hat{\beta}_{i+1}) - LL(\hat{\alpha}_i, \hat{\beta}_i)$ มีค่าน้อยมากหรือเข้าใกล้ 0 (ประมาณ 10^{-6} หรือ 10^{-7})

ตัวประมาณของวิธี Newton-Raphson คือ $\hat{\alpha}_{i+1}$ และ $\hat{\beta}_{i+1}$ เมื่อ a_i และ b_i มีค่าเข้าใกล้ 0

ตัวอย่างเช่น สมมติให้ตัวอย่างขนาด $n = 10$ มีการแจกแจงแบบปกติ ค่าเฉลี่ย $\bar{y} = 4$ และความแปรปรวน $s^2 = \sum_{i=1}^{n} (y_i - \bar{y})^2 / n = 9$

จาก $f(y_i; \mu, \sigma^2) = (1/(\sqrt{2\pi}\,\sigma))\, e^{-(y_i-\mu)^2/2\sigma^2}$; $-\infty < y < \infty$

log-likelihood ของตัวอย่างคือ

$$LL(\mu, \sigma^2) = -(n/2) \ln 2\pi - n \ln \sigma - \left(\sum_{i=1}^{n} (y_i - \mu)^2 / 2\sigma^2 \right)$$
$$= -5 \ln 2\pi - 10 \ln \sigma - (5/\sigma^2)[9+(4-\mu)^2]$$

ตัวประมาณ ML คือ $\hat{\mu} = 4$ และ $\hat{\sigma} = 3$ สมมติให้ค่าประมาณเริ่มต้นเป็น $\hat{\mu}_1 = 3$ และ $\hat{\sigma}_1 = 2$

(1) $\partial LL/\partial\mu$ และ $\partial LL/\partial\sigma$ ที่ $\mu = \hat{\mu}_1 = 3$ และ $\sigma = \hat{\sigma}_1 = 2$ คือ

$$(\partial LL/\partial\mu) = -(5/\sigma^2)(-2)(4-\mu) = 2.5$$
$$(\partial LL/\partial\sigma) = -(10/\sigma) + (10\sigma)[9+(4-\mu)^2] = 7.5$$

(2) $\partial^2 LL/\partial\mu^2$, $\partial^2 LL/\partial\sigma^2$ และ $\partial^2 LL/\partial\mu\partial\sigma$ ที่ $\mu = \hat{\mu}_1 = 3$ และ $\sigma = \hat{\sigma}_1 = 2$ คือ

$$(\partial^2 LL/\partial\mu^2) = -(10/\sigma^2) = -2.5$$

$$(\partial^2 LL/\partial\sigma^2) = (10/\sigma^2) - (30/\sigma^4)[9+(4-\mu)^2] = 16.25$$

$$(\partial^2 LL/\partial\mu\partial\sigma) = -(20/\sigma^3)(4-\mu) = -2.5$$

(3) หาค่า a_1 และ b_1 จากสมการ

$$2.5 = 2.5a_1 + 2.5b_1$$

$$7.5 = 2.5a_1 + 16.25b_1$$

จะได้ $a_1 = 0.6363$, $b_1 = 0.3636$

(4) ค่าประมาณใหม่ คือ

$$\hat{\mu}_2 = 3 + 0.6363 = 3.6363$$

$$\hat{\sigma}_2 = 2 + 0.3636 = 2.3636$$

ซึ่งมีค่าใกล้เคียงกับค่าประมาณ ML $\hat{\mu} = 4$ และ $\hat{\sigma} = 3$ มากกว่าค่าประมาณ $\hat{\mu}_1 = 3$ และ $\hat{\sigma}_1 = 2$

(5) ทำซ้ำ (1) ถึง (4) ซ้ำจนกระทั่งได้ค่าประมาณที่ใกล้เคียงกับ $\hat{\mu}$ และ $\hat{\sigma}$

ภาคผนวก ค

โปรแกรมคอมพิวเตอร์สำหรับการสร้างข้อมูล (ภาษา Basic)

```
1    ' "Program generted gamma function"
2    RANDOMIZE ' Set seed
3    DATA 10    ' sample size (N = 10,30,50)
4    READ N     ' no. of data generated
5    DIM X(N), Y(N), G(N), Z(N), C10(N), C20(N), C30(N)
6    M = N/2 : T1 = N/10 : T2 = T1*2 : T3 = T1*3
7    SET = 2
8    ALPHA = 1 : BETA = 10
9    FOR LOOP = 1 TO 100
10   F$ = "ST" = RIGHT$(STR$(1000+N),3)+RIGHT$(STR$(1000+LOOP),3)+".
     GMA"
11   OPEN  "O", = 1,f$
12   PRINT F$ : Q = 0 : QO = 0 : C = 0
13   FOR J = 1 TO N
14   GOSUB 63 : X(J) = GAMMA
15   Y(J) = X(J) : Z(J) = RND (1)
16   IF Q = > M THEN Z(J) = 0
17   IF QO = > M THEN Z(J) = 1
18   IF Z(J) > 0.5 THEN Z(J) = 1 : Q = Q+1 : G(J) = 2
                   EISE Z(J) = 0 : QO = QO+1 : G(J) = 1
19   NEXT
```

```
20    FOR I = 1 TO N : C1O (I) = 1
21    NEXT
22    P(1)  =  INT (RND(1)* (N-1)+1.5)
23    C1O (P(1)) = O
24    FOR I = 2 TO T1
25    P(IO = INT (RND(1) * (N-1) * 1.5)
26    FOR J = 1 TO I-1
27        IF P(I) = P(J) THEN 25
28    NEXT
29    C1O (P(I)) = O
30    NEXT
31    FOR I = 1 TO N : C2O(I) = 1
32    NEXT
33    P(1) = INT (RND(1)*(N-1)+1.5)
34    C2O (P(1))= O
35    FOR I = 2 TO T2
36    P(I) = INT (RND(1)*(N-1)+1.5
37    FOR J = 1 TO T-1
38        IF P(I) = P(J) THEN 36
39    NEXT
40    C2O(P(I)) = O
42    NEXT
43    FOR I = 1 TO N : C3O(I) = 1
44    NEXT
45    P(1) = INT (RND(1) * (N-1)+1.5)
```

```
46    C30 (P(1))= 0
47    FOR I = 2 TO T3
48    P(I) = INT (RND (1)*(N-1)+1.5)
49    FOR J = 1 TO I-1
50          IF P(I) = P(J) THEN 48
51    NEXT
52    C30(P(I)) =  0
53    NEXT
54    ' PRINT "NO GAMMA  g  z  C10  C20  C30"
55    FOR J = 1 TO N
56    PRINT # 1, USING "###.#####."; X(J);
57    WRITE#1, G(J), Z(J), C10(J), C20(J), C30(J)
58    'PRINT USING "##.###.####  ## ##  ######";
                    J, X(J), G(J), C10(J),C20(J),C30(J)
59    NEXT
60    CLOSE #1
61    NEXT LOOP
62    END
63    ' generated gammA
64    GAMMA = -LOG (RND(1)*BETA
65    RETURN
```

ภาคผนวก ง

คำสั่งที่ใช้ในโปรแกรมสำเร็จรูป BMDP

โปรแกรมที่ 1

```
PROBLEM   TITLE IS "SURVIVAL FUNCTION ESTIMATE BY PRODUCT-LIMIT
          METHOD".
INTPUT    VARIABLES ARE 6.
          FORMAT IS FREE.
VARIABLE  NAMES ARE ST,G,Z,C10,C20,C30.
FORM      TIME = ST.
          STATUS = C10.
          RESPONSE = 1.
ESTIMATE  METHOD = PRODUCT.
         GROUP = G.
          STAT = MANTEL.
GROUP     CODES (2) ARE 1,2.
          NAMES (2) ARE SAMPLE1, SAMPLE2.
END.
PROBLEM   TITLE IS "SURVIVAL FUNCTION ESTIMATE BY PRODUCT-LIMIT
          METHOD".
INTPUT    VARIABLES ARE 6.
          FORMAT IS FREE.
VARIABLE  NAMES ARE ST,G,Z,C10,C20,C30.
```

```
FORM      TIME = ST.
          STATUS = C20.
          RESPONSE = 1.
ESTIMATE  METHOD = PRODUCT.
         GROUP = G.
          STAT = MANTEL.
GROUP     CODES (2) ARE 1,2.
          NAMES (2) ARE SAMPLE1, SAMPLE2.
END.
PROBLEM   TITLE IS "SURVIVAL FUNCTION ESTIMATE BY PRODUCT-LIMIT
          METHOD".
INTPUT    VARIABLES ARE 6.
          FORMAT IS FREE.
VARIABLE  NAMES ARE ST,G,Z,C10,C20,C30.
FORM      TIME = ST.
          STATUS = C30.
          RESPONSE = 1.
ESTIMATE  METHOD = PRODUCT.
         GROUP = G.
          STAT = MANTEL.
GROUP     CODES (2) ARE 1,2.
          NAMES (2) ARE SAMPLE1, SAMPLE2.
END.
```

โปรแกรมที่ 2

```
PROBLEM   TITLE IS "SURVIVAL FUNCTION ESTIMATE BY LIFE-TABLE METHOD".
INTPUT    VARIABLES ARE 6.
          FORMAT IS FREE.
VARIABLE  NAMES ARE ST,G,Z,C10,C20,C30.
FORM      TIME = ST.
          STATUS = C10.
          RESPONSE = 1.
ESTIMATE  METHOD = LIFE.
         GROUP = G.
GROUP     CODES (2) ARE 1,2.
          NAMES (2) ARE SAMPLE1, SAMPLE2.
END.
PROBLEM   TITLE IS "SURVIVAL FUNCTION ESTIMATE BY LIFE-TABLE METHOD".
INTPUT    VARIABLES ARE 6.
          FORMAT IS FREE.
VARIABLE  NAMES ARE ST,G,Z,C10,C20,C30.
FORM      TIME = ST.
          STATUS = C20.
          RESPONSE = 1.
ESTIMATE  METHOD = LIFE.
          GROUP = G.
GROUP     CODES (2) ARE 1,2.
          NAMES (2) ARE SAMPLE1, SAMPLE2.
END.
```

```
PROBLEM   TITLE IS "SURVIVAL FUNCTION ESTIMATE BY LIFE-TABLE METHOD".
INTPUT    VARIABLES ARE 6.
          FORMAT IS FREE.
VARIABLE  NAMES ARE ST.G,Z.C10.C30.C30.
FORM      TIME = ST.
          STATUS = C30.
          RESPONSE = 1.
ESTIMATE  METHOD = LIFE.
         GROUP = G.
GROUP     CODES (2) ARE 1.2.
          NAMES (2) ARE SAMPLE1. SAMPLE2.
END.
```

โปรแกรมที่ 3

```
PROBLEM     TITLE IS "SURVIVAL FUNCTION ESTIMATE BY COX'S  REGRESSION
            MODEL"'
INTPUT      VARIABLES ARE 6.
            FORMAT IS FREE.
VARIABLE    NAMES ARE ST.G,Z,C10.C20.C30.
FORM        TIME = ST.
            STATUS = C10.
            RESPONSE = 1.
REGRESSION  COVARIATES = Z.
```

```
PLOT        TYPE = SURV.
            PATTERN = 0.
            PATTERN = 1.
            SIZE = 100.50.
PRINT       CASES = 0.
END.
PROBLEM     TITLE IS "SURVIVAL FUNCTION ESTIMATE BY COX'S  REGRESSION
            MODEL"'
INTPUT      VARIABLES ARE 6.
            FORMAT IS FREE.
VARIABLE    NAMES ARE ST.C,Z,C10,C20,C30.
FORM        TIME = ST.
            STATUS = C20.
            RESPONSE = 1.
REGRESSION  COVARIATES = Z.
PLOT        TYPE = SURV.
            PATTERN = 0.
            PATTERN = 1.
            SIZE = 100,50.
PRINT       CASES = 0.
END.
PROBLEM     TITLE IS "SURVIVAL FUNCTION ESTIMATE BY COX'S  REGRESSION
            MODEL"'
INTPUT      VARIABLES ARE 6.
            FORMAT IS FREE.
```

```
VARIABLE    NAMES ARE ST,G,Z.C10.C20,C30.
FORM        TIME = ST.
            STATUS = C30.
            RESPONSE = 1.
REGRESSION  COVARIATES = Z.
PLOT        TYPE = SURV.
            PATTERN = 0.
            PATTERN = 1.
            SIZE = 100,50.
PRINT       CASES = 0.
END.
```

ตัวอย่าง

จากข้อมูลตัวอย่างในตอนที่ 4.3 ได้ค่าประมาณฟังก์ชันการอยู่รอด และค่าประมาณมัธยฐานการอยู่รอด (เปอร์เซนต์ที่ 50) ของ 3 วิธี ดังนี้

(1) วิธี Product-Limit

เฉพาะตัวอย่างมีจำนวนค่าสังเกตไม่สมบูรณ์ 10 เปอร์เซนต์

PRODUCT-LIMIT SURVIVAL ANALYSIS GROUPING VARIABLE IS G
LEVEL IS SAMPLE1

TIME VARIABLE IS ST

CASE LABEL	CASE NUMBER	TIME	STATUS	CUMULATIVE SURVIVAL	STANDARD ERROR	CUM DEAD	CUM LOST	REMAIN AT RISK
	2	1.88	DEAD	0.9333	0.0644	1	0	14
	17	2.83	DEAD	0.8667	0.0878	2	0	13
	24	3.36	DEAD	0.8000	0.1033	3	0	12
	6	4.51	DEAD	0.7333	0.1142	4	0	11
	5	4.51	CENSORED			4	0	10
	3	5.36	DEAD	0.6600	0.1241	5	0	9
	13	5.59	DEAD	0.5867	0.1302	6	0	8
	16	10.58	DEAD	0.5133	0.1330	7	0	7
	20	12.96	CENSORED			7	0	6
	10	16.05	DEAD	0.4278	0.1356	8	0	5
	26	18.60	DEAD	0.3422	0.1327	9	0	4
	14	30.41	DEAD	0.2567	0.1241	10	0	3
	8	31.04	DEAD	0.1711	0.1083	11	0	2
	9	32.65	DEAD	0.0856	0.0812	12	0	1
	25	34.06	DEAD	0.0000	0.0000	13	0	0

QUANTILE	ESTIMATE	STANDARD ERROR
75TH	4.51	1.64
MEDIAN (50TH)	16.05	8.67
25TH	31.04	0.80

PRODUCT-LIMIT SURVIVAL ANALYSIS GROUPING VARIABLE IS G
LEVEL IS SAMPLE2

TIME VARIABLE IS ST

CASE LABEL	CASE NUMBER	TIME	STATUS	CUMULATIVE SURVIVAL	STANDARD ERROR	CUM DEAD	CUM LOST	REMAIN AT RISK
	11	0.01	CENSORED			0	0	14
	19	0.14	DEAD	0.9286	0.0688	1	0	13
	1	1.21	DEAD	0.8571	0.0935	2	0	12
	7	1.67	DEAD	0.7857	0.1097	3	0	11
	23	2.02	DEAD	0.7143	0.1207	4	0	10
	4	4.15	DEAD	0.6429	0.1281	5	0	9
	18	4.35	DEAD	0.5714	0.1323	6	0	8
	15	6.01	DEAD	0.5000	0.1336	7	0	7
	27	6.27	DEAD	0.4286	0.1323	8	0	6
	22	6.64	DEAD	0.3571	0.1281	9	0	5
	12	8.41	DEAD	0.2857	0.1207	10	0	4
	28	18.10	DEAD	0.2143	0.1097	11	0	3
	29	20.58	DEAD	0.1429	0.0935	12	0	2
	21	27.34	DEAD	0.0714	0.0688	13	0	1
	30	29.89	DEAD	0.0000	0.0000	14	0	0

QUANTILE	ESTIMATE	STANDARD ERROR
75TH	2.02	2.10
MEDIAN (50TH)	6.01	0.49
25TH	18.10	9.34

SUMMARY TABLE

	TOTAL	DEAD	CENSORED	PERCENT CENSORED
SAMPLE1	15	13	2	0.1333
SAMPLE2	15	14	1	0.0667
TOTALS	30	27	3	

TEST STATISTICS

	STATISTIC	D.F.	P VALUE
GENERALIZED SAVAGE (MANTEL-COX)	3.519	1	0.0607

(2) วิธี Life-table

เฉพาะตัวแปรที่มีจำนวนผู้เสียชีวิตไม่เกินร้อยละ 10 เปอร์เซ็นต์

LIFE TABLE AND SURVIVAL ANALYSIS GROUPING VARIABLE IS G
GROUP IS SAMPLE1
TIME VARIABLE IS ST

INTERVAL		ENTERED	WITHDRAWN	LOST	DEAD	EXPOSED	PROPORTION DEAD	PROPORTION SURVIVING	CUMULATIVE PROPORTION SURVIVING AT BEGINNING OF INTERVAL	HAZARD (S.E.)	DENSITY (S.E.)
0.00 -	3.41	15	0	0	3	15.0	0.2000	0.8000	1.0000 0.0000	0.0652 0.0374	0.0587 0.0303
3.41 -	6.81	12	1	0	3	11.5	0.2609	0.7391	0.8000 0.1033	0.0881 0.0503	0.0613 0.0314
6.81 -	10.22	8	0	0	0	8.0	0.0000	1.0000	0.5913 0.1287	0.0000 0.0000	0.0000 0.0000
10.22 -	13.62	8	1	0	1	7.5	0.1333	0.8667	0.5913 0.1287	0.0419 0.0418	0.0231 0.0221
13.62 -	17.03	6	0	0	1	6.0	0.1667	0.8333	0.5125 0.1335	0.0534 0.0532	0.0251 0.0238
17.03 -	20.44	5	0	0	1	5.0	0.2000	0.8000	0.4271 0.1359	0.0652 0.0648	0.0251 0.0238
20.44 -	23.84	4	0	0	0	4.0	0.0000	1.0000	0.3416 0.1328	0.0000 0.0000	0.0000 0.0000
23.84 -	27.25	4	0	0	0	4.0	0.0000	1.0000	0.3416 0.1328	0.0000 0.0000	0.0000 0.0000
27.25 -	30.65	4	0	0	1	4.0	0.2500	0.7500	0.3416 0.1328	0.0839 0.0830	0.0251 0.0238
30.65 -	34.06	3	0	0	3	3.0	1.0000	0.0000	0.2562 0.1241	0.5872 0.0000	0.0752 0.0364
									0.0000 0.0000		

(AT END OF LAST INTERVAL)

QUANTILE	ESTIMATE	STANDARD ERROR
75TH	4.22	1.85
MEDIAN (50TH)	14.12	5.50
25TH	30.74	2.40

FE TABLE AND SURVIVAL ANALYSIS GROUPING VARIABLE IS G
GROUP IS SAMPLE2
TIME VARIABLE IS ST

INTERVAL	ENTERED	WITHDRAWN	LOST	DEAD	EXPOSED	PROPORTION DEAD	PROPORTION SURVIVING	CUMULATIVE PROPORTION SURVIVING AT BEGINNING OF INTERVAL	HAZARD (S.E.)	DENSITY (S.E.)
0.00 - 3.41	15	1	0	4	14.5	0.2759	0.7241	1.0000 0.0000	0.0940 0.0464	0.0810 0.0345
3.41 - 6.81	10	0	0	5	10.0	0.5000	0.5000	0.7241 0.1174	0.1957 0.0825	0.1063 0.0378
6.81 - 10.22	5	0	0	1	5.0	0.2000	0.8000	0.3621 0.1287	0.0652 0.0648	0.0213 0.0205
10.22 - 13.62	4	0	0	0	4.0	0.0000	1.0000	0.2897 0.1216	0.0000 0.0000	0.0000 0.0000
13.62 - 17.03	4	0	0	0	4.0	0.0000	1.0000	0.2897 0.1216	0.0000 0.0000	0.0000 0.0000
17.03 - 20.44	4	0	0	1	4.0	0.2500	0.7500	0.2897 0.1216	0.0839 0.0830	0.0213 0.0205
20.44 - 23.84	3	0	0	1	3.0	0.3333	0.6667	0.2172 0.1107	0.1174 0.1151	0.0213 0.0205
23.84 - 27.25	2	0	0	0	2.0	0.0000	1.0000	0.1448 0.0946	0.0000 0.0000	0.0000 0.0000
27.25 - 30.65	2	0	0	2	2.0	1.0000	0.0000	0.1448 0.0946	0.5872 0.0000	0.0425 0.0278
								0.0000 0.0000		

(AT END OF LAST INTERVAL)

SUBJECTS REMAINING IN STUDY. ADDITIONAL PERIODS DELETED.

ANTILE	ESTIMATE	STANDARD ERROR
TH	3.09	1.25
DIAN (50TH)	5.51	1.38
TH	18.90	5.46

(3) วิธี Cox's regression model

เฉพาะตัวอย่างที่มีจำนวนตำแหน่งเกาะไม่เท่ากับ 10 เปอร์เซ็นต์

จากตารางที่ (1) ได้ค่าประมาณเฉลี่ยอายุการอยู่รอด เท่ากับ 16.38

สำหรับกลุ่มย่อยที่ 1 และเท่ากับ 4.28 สำหรับกลุ่มย่อยที่ 2

DESCRIPTIVE STATISTICS FOR FIXED COVARIATES

VARIABLE NO. N A M E	MINIMUM	MAXIMUM	MEAN	STANDARD DEVIATION	SKEWNESS	KURTOSIS
3 X	0.0000	1.0000	0.5000	0.5085	0.00	0.93

STATUS CODE FREQUENCIES

TOTAL	DEAD	CENSORED	PERCENT CENSORED
30	27	3	0.1000

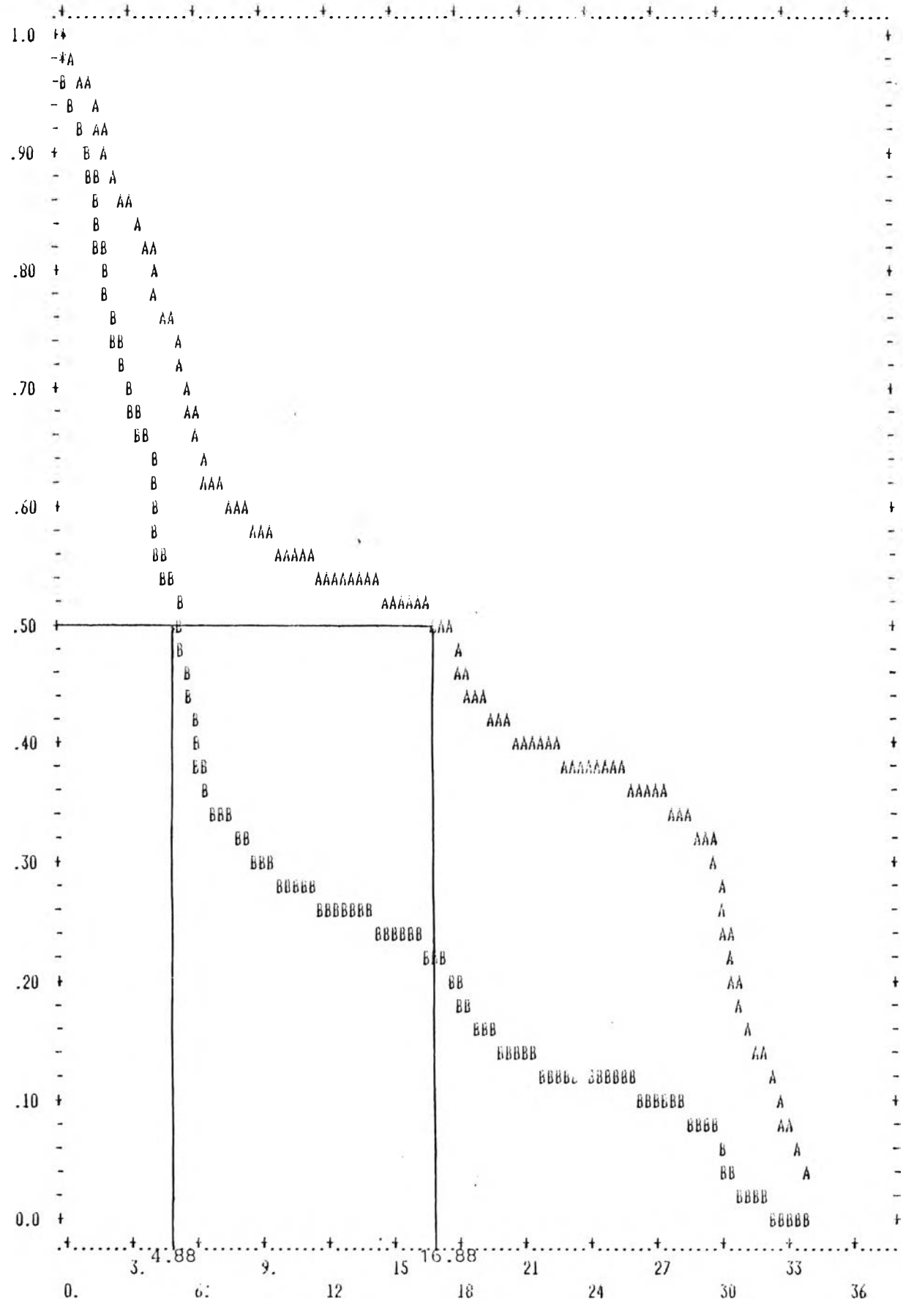
INDEPENDENT VARIABLES
3 X

LOG LIKELIHOOD = -64.1841
GLOBAL CHI-SQUARE = 3.52 D.F.= 1 P-VALUE =0.0607

VARIABLE	COEFFICIENT	STANDARD ERROR	COEFF./S.E.	EXP(COEFF.)
3 X	0.7896	0.4314	1.8303	2.2025

(1)

ESTIMATED SURVIVAL FUNCTION (A = subgroup 1 , B = subgroup 2)



ประวัติผู้วิจัย

นางสาวลากันย์ สุวรรณการ สำเร็จการศึกษาวิทยาศาสตร์บัณฑิต (สถิติ) จาก มหาวิทยาลัยรามคำแหง เมื่อปีการศึกษา 2524

ปัจจุบัน รับราชการ ในตำแหน่ง นักสถิติ 4 ภาควิชาเศรษฐศาสตร์เกษตร คณะเกษตรศาสตร์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่