



ตัวสถิติและผลงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

ในบทนี้ จะกล่าวถึงรายละเอียด ของตัวสถิติที่ใช้ ในการทดสอบการแจกแจงแบบแกมมา พร้อมทั้ง ตัวอย่างการใช้ตัวสถิติทดสอบ และนำเสนอผลงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง ดังรายละเอียดต่อไปนี้

2.1 ตัวสถิติที่ใช้ในการทดสอบ

2.1.1 ตัวสถิติทดสอบ Gini (Gini test statistic) : G_n

Gail และ Gastwirth (ค.ศ. 1978) ได้เสนอตัวสถิติทดสอบ Gini (G_n) สำหรับทดสอบการแจกแจงแบบแกมมา ซึ่งตัวสถิติทดสอบนี้ เป็นตัวสถิติทดสอบภาวะสารูปสนิทธิ์ (Goodness of fit test) ที่ใช้สำหรับทดสอบลักษณะการกระจายของความน่าจะเป็นของข้อมูล ที่ได้จากตัวอย่าง ว่ามีการกระจายของกลุ่มประชากรเป็นแบบใด ตัวสถิติทดสอบ คือ

$$G_n = \frac{\sum_{i=1}^{n-1} i W_{i+1}}{(n-1) \sum_{i=1}^n W_i}$$

เมื่อ $t_1 < t_2 < \dots < t_n$ เป็นข้อมูลอันดับขนาด n

กำหนด $W_i = (n-i+1)(t_i - t_{i-1})$; $i=1, 2, \dots, n$

$$t_0 = 0$$

$n =$ ขนาดตัวอย่าง

สำหรับค่าวิกฤตของตัวสถิติทดสอบ Gini (G_n) จะแยกออกเป็น 2 กรณีคือ

1. เมื่อขนาดตัวอย่าง (n) < 20 , $|G_n| > G_{1-\alpha/2}$ โดยใช้ค่าจากตาราง Quantiles of the test statistics (G_n^*)

2. เมื่อขนาดตัวอย่าง (n) > 20 จะต้องปรับค่า G_n ก่อน เร็วกว่าการปรับรูปแบบ เขียนแทนด้วย $P(G_n)$ ซึ่ง $P(G_n) = [12(n-1)]^{1/2} * (G_n - 0.5)$ จะมีการแจกแจงแบบ $N(0,1)$ ดังนั้น $|P(G_n)| > Z_{1-\alpha/2}$, $Z_{1-\alpha/2} \sim N(0,1)$

นั่นคือ ทั้ง 2 กรณี จะปฏิเสธสมมติฐานว่าง H_0 : ข้อมูลมีการแจกแจงเป็นแบบแกมมา เมื่อค่าสถิติทดสอบ G_n ที่คำนวณได้ มีค่ามากกว่าค่า G_n^* หรือ ค่า Z จากตาราง ณ ระดับนัยสำคัญที่กำหนด

2.1.2 ตัวสถิติทดสอบ Q (Q Test Statistics)

Dahiya และ Gurland (ค.ศ 1970, 1972) ได้เสนอตัวสถิติทดสอบ Q ซึ่งเป็นตัวสถิติทดสอบภาวะสารูปสนิทธิ์ (Goodness of fit test) โดยอาศัยเทคนิคของ Minimum Chi - Square ของ Pearson Chi - Square test of fit สำหรับทดสอบการแจกแจงแบบแกมม่า ตัวสถิติทดสอบคือ

$$Q = nh'Ah$$

โดยที่ n = ขนาดตัวอย่าง

$$h = \begin{bmatrix} n \\ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \\ \frac{\sum_{i=1}^n X_i^2}{\sum_{i=1}^n X_i} \\ 1 \\ \frac{\sum_{i=1}^n X_i^3}{\sum_{i=1}^n X_i^2} \\ 1 \end{bmatrix}_{3 \times 3}$$

$$h' = \begin{bmatrix} n & \frac{\sum_{i=1}^n X_i^2}{\sum_{i=1}^n X_i} & \frac{\sum_{i=1}^n X_i^3}{\sum_{i=1}^n X_i^2} \\ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i & \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{1} & \frac{\sum_{i=1}^n X_i^2}{1} \\ n & 1 & 1 \end{bmatrix}_{1 \times 3}$$

$$\hat{A} = \hat{\Sigma}^{-1}_{n \times n} (I - \hat{R}_{n \times n})$$

$$I = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}_{3 \times 3}$$

$$\hat{R}_{3 \times 3} = W_{3 \times 2} (W'_{2 \times 3} \hat{\Sigma}^{-1}_{3 \times 3} W_{3 \times 2})^{-1} W'_{2 \times 3} \hat{\Sigma}^{-1}_{3 \times 3}$$

$$W = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \\ 0 & 2 \end{bmatrix}_{3 \times 2}$$

$$W' = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 2 \end{bmatrix}_{2 \times 3}$$

$$\hat{\Sigma} = J G J'$$

$$J = \begin{bmatrix} \frac{\partial \mu_1'}{\partial \mu_1''} & \frac{\partial \mu_1'}{\partial \mu_2''} & \frac{\partial \mu_1'}{\partial \mu_3''} \\ \frac{\partial \mu_2'}{\partial \mu_1''} & \frac{\partial \mu_2'}{\partial \mu_2''} & \frac{\partial \mu_2'}{\partial \mu_3''} \\ \frac{\partial (\mu_e' / \mu_1'')}{\partial \mu_1''} & \frac{\partial (\mu_e' / \mu_1'')}{\partial \mu_2''} & \frac{\partial (\mu_e' / \mu_1'')}{\partial \mu_3''} \\ \frac{\partial (\mu_3' / \mu_e'')}{\partial \mu_1''} & \frac{\partial (\mu_3' / \mu_e'')}{\partial \mu_2''} & \frac{\partial (\mu_3' / \mu_e'')}{\partial \mu_3''} \\ \frac{\partial \mu_1'}{\partial \mu_1''} & \frac{\partial \mu_1'}{\partial \mu_2''} & \frac{\partial \mu_1'}{\partial \mu_3''} \end{bmatrix}_{3 \times 3}$$

$$J' = \begin{bmatrix} \frac{\partial \mu_1'}{\partial \mu_1'} & \frac{\partial (\mu_2'/\mu_1')}{\partial \mu_1'} & \frac{\partial (\mu_3'/\mu_2')}{\partial \mu_1'} \\ \frac{\partial \mu_1'}{\partial \mu_2'} & \frac{\partial (\mu_2'/\mu_1')}{\partial \mu_2'} & \frac{\partial (\mu_3'/\mu_2')}{\partial \mu_2'} \\ \frac{\partial \mu_1'}{\partial \mu_3'} & \frac{\partial (\mu_2'/\mu_1')}{\partial \mu_3'} & \frac{\partial (\mu_3'/\mu_2')}{\partial \mu_3'} \\ \frac{\partial \mu_2'}{\partial \mu_1'} & \frac{\partial (\mu_2'/\mu_1')}{\partial \mu_2'} & \frac{\partial (\mu_3'/\mu_2')}{\partial \mu_2'} \\ \frac{\partial \mu_1'}{\partial \mu_3'} & \frac{\partial (\mu_3'/\mu_2')}{\partial \mu_3'} & \frac{\partial (\mu_3'/\mu_2')}{\partial \mu_3'} \\ \frac{\partial \mu_3'}{\partial \mu_1'} & \frac{\partial (\mu_3'/\mu_2')}{\partial \mu_1'} & \frac{\partial (\mu_3'/\mu_2')}{\partial \mu_1'} \end{bmatrix}_{3 \times 3}$$

$$G = \begin{bmatrix} \mu_2' - \mu_1' \mu_1' & \mu_3' - \mu_1' \mu_2' & \mu_4' - \mu_1' \mu_3' \\ \mu_3' - \mu_2' \mu_1' & \mu_4' - \mu_2' \mu_2' & \mu_5' - \mu_2' \mu_3' \\ \mu_4' - \mu_3' \mu_1' & \mu_5' - \mu_3' \mu_2' & \mu_6' - \mu_3' \mu_3' \end{bmatrix}_{3 \times 3}$$

โดยที่ $\mu_j = E[X_j]$ = ค่าโมเมนต์ของ x ลำดับที่ j (ถ้าการแจกแจงต่างกันค่าโมเมนต์ลำดับต่างๆ จะแตกต่างกัน)

การคิดค่า $\hat{\Sigma}$ ของแต่ละการแจกแจง (แสดงในภาคผนวก)

สำหรับค่าวิกฤต ของตัวสถิติทดสอบ Q ในที่นี้ จะใช้ค่าจากตารางของ Chi - Square ($X^2_{1-\alpha, 1-\alpha}$) จะปฏิเสธสมมติฐานว่าง เมื่อค่า $Q > X^2_{1-\alpha, 1-\alpha}$ (Q ที่คำนวณได้มากกว่าค่า Chi - Square จากตาราง) ณ ระดับนัยสำคัญที่กำหนด

2.1.3 ตัวสถิติทดสอบ Savage (Savage test statistic) : T_n

Chernoff และ Savage (ค.ศ. 1958) กับ Hajek และ Sidak (ค.ศ. 1967) ได้เสนอตัวสถิติทดสอบแบบจัดลำดับ สำหรับข้อมูล ที่มีการแจกแจงแบบแกมมาขึ้น ตัวสถิติทดสอบ คือ

$$T_n = \sum_{i=1}^n J_{i/N+1} Z_{ni}$$

โดยที่ $N = n + m$
 $n =$ ขนาดตัวอย่าง x_1, x_2, \dots, x_n
 $m =$ ขนาดตัวอย่าง y_1, y_2, \dots, y_m
 $i =$ ลำดับที่ของค่าสังเกต
 $Z_{ni} =$ ค่าสังเกต Z_1, Z_2, \dots, Z_n ซึ่งเกิดจากการนำ ตัวอย่างคู่ $x_1, x_2, x_3, \dots, x_n$ และ y_1, y_2, \dots, y_m มาเรียงเข้าด้วยกัน แล้วนำมาจัดลำดับ จากน้อยไปมาก และ ให้ δ_i เป็นดัชนีบ่งชี้ โดยที่

$$\delta_i = \begin{cases} 1 & ; \text{ ถ้า } Z_i \text{ เป็นค่าสังเกต } X; i=1, 2, \dots, N \\ 0 & ; \text{ อื่นๆ} \end{cases}$$

กำหนดให้ $u = i/N+1$

และ Savage กำหนดค่าฟังก์ชัน $J(u) = -\ln(1-u)-1$

สำหรับค่าวิกฤตของตัวสถิติทดสอบ T_n ในที่นี้จะใช้ค่าจากตาราง Exponential score ซึ่งจะปฏิเสธสมมติฐานว่าง H_0 เมื่อค่า $T_n > T_{1-\alpha/2}$ ณ ระดับนัยสำคัญที่กำหนด

2.2 ตัวอย่างการใช้ตัวสถิติทดสอบ

ตัวอย่างที่ 1 รายงานประจำวัน เรื่องฝนตกของท้องที่หนึ่งจากช่วงวันที่ 17 มิถุนายน ถึง 7 กรกฎาคม ได้ถูกรวบรวมไว้ตั้งแต่ ปี พ.ศ.2515 ถึง พ.ศ.2530 ซึ่งอาจกล่าวได้ว่าข้อมูลเหล่านี้ น่าจะมีการแจกแจงแบบแกมมาได้ เหตุผลในการอธิบายสิ่งที่เกิดขึ้นนี้คือถ้าเม็ดฝนสามารถรวมตัวกันเป็นมวลเดียวกัน การรวมตัวในลักษณะสะสมกันเช่นนี้ของฝน คล้ายคลึงกันเรื่องของ "waiting - time" ซึ่งคาดว่ามันจะเป็นรูปแบบการแจกแจงของแกมมา ดังข้อมูลในตารางที่ 2.2.1

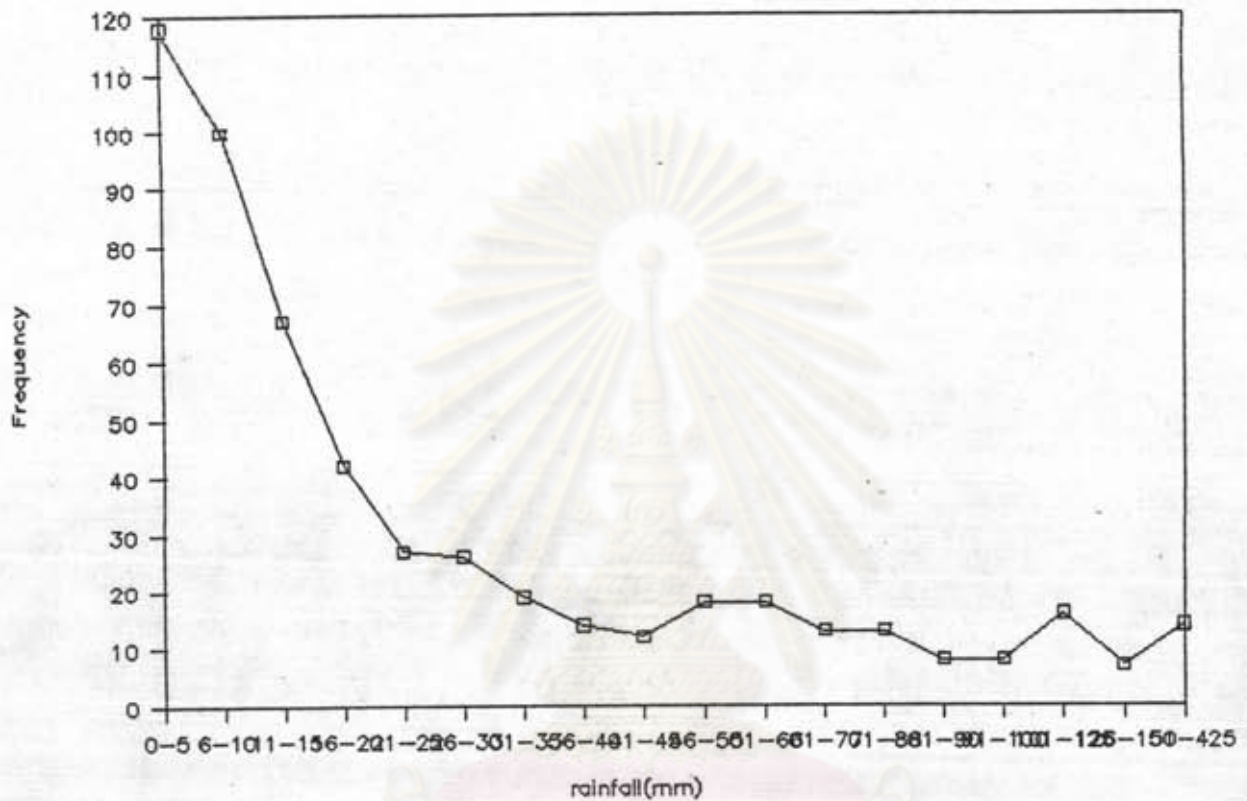
ศูนย์วิทยาศาสตร์สุขภาพ
 จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ตารางที่ 2.2.1 แสดงข้อมูลการแจกแจงของปริมาณฝนตก

ปริมาณฝนตก (ม.ม)	ความถี่ของค่าสังเกต (วัน)
0-5	118
6-10	100
11-15	67
16-20	42
21-25	27
26-30	26
31-35	19
36-40	14
41-45	12
46-50	18
51-60	18
61-70	13
71-80	13
81-90	8
91-100	8
101-125	16
126-150	7
151-425	14

จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

Distribution of rainfall



รูปที่ 2.1 แสดงกราฟของข้อมูลที่ได้จากตัวอย่าง

กำหนด H_0 : ข้อมูลมีการแจกแจงแบบแกมม่า

H_1 : ข้อมูลไม่มีการแจกแจงแบบแกมม่า

จากตัวอย่าง $n = 18$ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 และ 0.10

2.2.1 ตัวอย่างการใช้ตัวสถิติทดสอบ Gini (G_n)

สามารถจัดเรียงข้อมูลใหม่ได้ดังตาราง

ตารางที่ 2.2.2 แสดงการแจกแจงของข้อมูลที่ใช้ในการคำนวณตัวสถิติทดสอบ G_n , Q , และ T_n

ลำดับที่	ความถี่ของค่าสังเกต (วัน)	ลำดับที่ของการจัดเรียงข้อมูลใหม่ (จากน้อยไปมาก)
1	118	18
2	100	17
3	67	16
4	42	15
5	27	14
6	26	13
7	19	12
8	12	4
9	7	1
10	18	10
11	18	10
12	13	5
13	13	5
14	8	2
15	8	2
16	16	9
17	14	7
18	14	7

$$G_n = \frac{(\sum_{i=1}^{n-1} i W_{i+1}) / (n-1) \sum_{i=1}^n W_i}{W_i = (n+1)(t_i - t_{i-1}), i = 1, 2, 3, \dots, n}$$

$$t_0 = 0$$

$$n = \text{ขนาดตัวอย่าง} = 18$$

ตารางที่ 2.2.3 แสดงการจัดเรียงลำดับข้อมูลสำหรับตัวอย่าง ของตัวสถิติทดสอบ G_n

i	t_i	t	t_{i-1}	$n-i+1$ (1)	$t_i - t_{i-1}$ (2)	w_i $1*2$	w_{i+1}	$i*w_{i+1}$
1	7	t_0	0	18	7	126	126	126
2	8	t_1	7	17	1	17	17	34
3	8	t_2	8	16	0	0	0	0
4	12	t_3	8	15	4	60	60	240
5	13	t_4	12	14	1	14	14	70
6	13	t_5	13	13	0	0	0	0
7	14	t_6	13	12	1	12	12	84
8	14	t_7	14	11	0	0	0	0
9	16	t_8	14	10	2	20	20	180
10	18	t_9	16	9	2	18	18	180
11	18	t_{10}	18	8	0	0	0	0
12	19	t_{11}	18	7	1	7	7	84
13	26	t_{12}	19	6	7	42	42	546
14	27	t_{13}	26	5	1	5	5	70
15	42	t_{14}	27	4	15	50	60	900
16	67	t_{15}	42	3	25	75	75	1200
17	100	t_{16}	67	2	33	66	66	1632
18	118	t_{17}	100	1	18	18	-	-
						540		= 5,346

$$\begin{aligned}
 G_n &= \frac{5,346}{(18-1)*540} \\
 &= \frac{5,346}{17*540}
 \end{aligned}$$

$$= \frac{5,346}{9,180}$$

$$G_n = 0.58235$$

จะปฏิเสธ H_0 : ข้อมูลมีการแจกแจงแบบแกมม่า ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 และ 0.10

กรณีที่ $n < 20$ เมื่อ $|G_n| > G_{0.95} = 0.60902$

$$|G_n| > G_{0.975} = 0.62952$$

∴ ไม่มีเหตุผลที่จะปฏิเสธสมมติฐาน H_0 กล่าวคือ ข้อมูลชุดนี้มีการแจกแจงแบบแกมม่า

2.2.2 ตัวอย่างการใช้ตัวสถิติทดสอบ Q

ตัวอย่างที่ 2 ใช้ข้อมูลจากตัวอย่างที่ 1

กำหนดให้ H_0 : ข้อมูลมีการแจกแจงแบบแกมม่า

H_1 : ข้อมูลไม่มีการแจกแจงแบบแกมม่า

ตัวสถิติทดสอบ $Q = nh^2 \hat{A}_h$

$n =$ ขนาดตัวอย่าง $= 18$

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ตารางที่ 2.2.4 แสดงข้อมูลสำหรับคำนวณค่า h ในตัวอย่างของตัวสถิติทดสอบ Q

X_i	X_i^2	X_i^3
118	13,924	1,643,032
100	10,000	1,000,000
67	4,489	300,763
42	1,764	74,088
27	729	19,683
26	676	17,576
19	361	6,859
12	144	1,728
7	49	343
18	324	5,832
18	324	5,832
13	169	2,197
13	169	2,197
8	64	512
8	64	512
16	256	4,096
14	196	2,744
14	196	2,744
540	33,898	3,090,738

$$h = \begin{bmatrix} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \\ \frac{\sum_{i=1}^n X_i^2}{\sum_{i=1}^n X_i} \\ \frac{\sum_{i=1}^n X_i^3}{\sum_{i=1}^n X_i^2} \end{bmatrix}_{3 \times 1}$$

$$h = \begin{bmatrix} 540 \\ 18 \\ 33,898 \\ 540 \\ 3,090,738 \\ 33,898 \end{bmatrix}_{3 \times 1}$$

$$h = \begin{bmatrix} 30.00 \\ 62.77 \\ 91.18 \end{bmatrix}_{3 \times 1}$$

$$h^* = [30.0 \quad 62.77 \quad 91.18]_{1 \times 3}$$

$$\hat{A} = \hat{\Sigma}^{-1} (I - R)$$

$$I = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}_{3 \times 3}$$

$$\hat{R} = W(W^T \hat{\Sigma}^{-1} W)^{-1} W^T \hat{\Sigma}^{-1}$$

$$W = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \\ 0 & 2 \end{bmatrix}_{3 \times 2}$$

$$W^T = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 2 \end{bmatrix}_{2 \times 3}$$

$$\hat{\Sigma} = JGJ^T$$

รายละเอียดการคำนวณค่า $\hat{\Sigma}$ (ดูภาคผนวก)

$$\hat{\Sigma} = \begin{bmatrix} \alpha\beta^2 & \beta^2(\alpha+1) & \beta^2(\alpha+2) \\ \beta^2(\alpha+1) & \frac{\beta^2(\alpha+3)(\alpha+1)}{\alpha} & \frac{\beta^2(\alpha+5)(\alpha+2)}{\alpha} \\ \beta^2(\alpha+2) & \frac{\beta^2(\alpha+5)(\alpha+2)}{\alpha} & \frac{\beta^2(\alpha+2)(-2\alpha^2+11\alpha+24)}{\alpha(\alpha+1)} \end{bmatrix}_{3 \times 3}$$

ในที่นี้ใช้ค่า $\beta = 3, \alpha = 10$

$$\hat{\Sigma} = \begin{bmatrix} 90.0 & 99.0 & 108.0 \\ 99.0 & 128.7 & 162.0 \\ 108.0 & 162.0 & -64.8 \end{bmatrix}_{3 \times 3}$$

$$\hat{\Sigma}^{-1} = \begin{bmatrix} -0.0127 & 0.0088 & 0.0008 \\ 0.0088 & -0.0064 & -0.0020 \\ 0.0008 & -0.0014 & 0.0007 \end{bmatrix}_{3 \times 3}$$

$$W' \hat{\Sigma}^{-1} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 2 \end{bmatrix}_{2 \times 3} \begin{bmatrix} -0.0127 & 0.0088 & 0.0008 \\ 0.0088 & -0.0064 & -0.0014 \\ 0.0008 & -0.0014 & 0.0007 \end{bmatrix}_{3 \times 3}$$

$$= \begin{bmatrix} -0.0127 & 0.0088 & 0.0008 \\ 0.0104 & -0.0092 & 0.0000 \end{bmatrix}_{2 \times 3}$$

$$W' \hat{\Sigma}^{-1} W = \begin{bmatrix} -0.0127 & 0.0088 & 0.0008 \\ 0.0104 & -0.0092 & 0.0000 \end{bmatrix}_{2 \times 3} \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \\ 0 & 2 \end{bmatrix}_{3 \times 2}$$

$$= \begin{bmatrix} -0.0127 & 0.0104 \\ 0.0104 & -0.0092 \end{bmatrix}_{2 \times 2}$$

$$(W\hat{\Sigma}^{-1}W)^{-1} = \begin{bmatrix} -1059.9078 & -1198.1567 \\ -1198.1567 & -1463.1336 \end{bmatrix}_{2 \times 2}$$

$$(W\hat{\Sigma}^{-1}W)^{-1}W\hat{\Sigma}^{-1} = \begin{bmatrix} -1059.9078 & -1198.1567 \\ -1198.1567 & -1463.1336 \end{bmatrix}_{2 \times 2} \begin{bmatrix} -0.0127 & 0.0088 & 0.0008 \\ 0.0104 & -0.0092 & 0.0000 \end{bmatrix}_{2 \times 3}$$

$$= \begin{bmatrix} 0.9999 & 1.6959 & -0.8479 \\ 0.0000 & 2.9171 & -0.9585 \end{bmatrix}_{2 \times 3}$$

$$\hat{R} = W(W\hat{\Sigma}^{-1}W)^{-1}W\hat{\Sigma}^{-1}$$

$$= \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \\ 0 & 2 \end{bmatrix}_{3 \times 2} \begin{bmatrix} 0.9999 & 1.6959 & -0.8479 \\ 0.0000 & 2.9171 & -0.9585 \end{bmatrix}_{2 \times 3}$$

$$\hat{R} = \begin{bmatrix} 0.9999 & 1.6959 & -0.8479 \\ 0.0000 & 2.9171 & -0.9585 \\ 0.0000 & 5.8342 & -1.9170 \end{bmatrix}_{3 \times 3}$$

$$\hat{A} = \hat{\Sigma}^{-1}(I - \hat{R})$$

$$I - \hat{R} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}_{3 \times 3} - \begin{bmatrix} 0.9999 & 1.6959 & -0.8479 \\ 0.0000 & 2.9171 & -0.9585 \\ 0.0000 & 5.8342 & -1.9170 \end{bmatrix}_{3 \times 3}$$

$$= \begin{bmatrix} 0.0001 & -1.6959 & 0.8479 \\ -0.0000 & -1.9171 & 0.9585 \\ -0.0000 & -5.8342 & 2.9170 \end{bmatrix}_{3 \times 3}$$

$$\hat{A} = \begin{bmatrix} -0.0127 & 0.0088 & 0.0008 \\ 0.0088 & -0.0064 & -0.0020 \\ 0.0008 & -0.0014 & 0.0007 \end{bmatrix}_{3 \times 3} \begin{bmatrix} 0.0001 & -1.6959 & 0.8479 \\ -0.0000 & -1.9171 & 0.9858 \\ 0.0000 & -5.8342 & 2.9170 \end{bmatrix}_{3 \times 3}$$

$$= \begin{bmatrix} 0.000 & 0.000 & 0.000 \\ 0.000 & 0.009 & -0.005 \\ 0.000 & -0.003 & 0.001 \end{bmatrix}_{3 \times 3}$$

$$h' \hat{A} = \begin{bmatrix} 30.0 & 62.77 & 91.18 \end{bmatrix}_{1 \times 3} \begin{bmatrix} 0.000 & 0.000 & 0.000 \\ 0.000 & 0.009 & -0.005 \\ 0.000 & -0.003 & 0.001 \end{bmatrix}_{3 \times 3}$$

$$= \begin{bmatrix} 0.00 & 0.29 & -0.22 \end{bmatrix}_{1 \times 3}$$

$$h'Ah = \begin{bmatrix} 0.00 & 0.29 & -0.22 \end{bmatrix}_{1 \times 3} \begin{bmatrix} 30.00 \\ 62.77 \\ 91.18 \end{bmatrix}_{3 \times 1}$$

$$h'Ah = -1.8563$$

$$Q = nh'Ah$$

$$= 18 * (-1.8563)$$

$$\therefore Q = -33.4134$$

$$\text{ดังนั้น } Q = -33.4134 < X^2_{1, 1-\alpha} = 3.84$$

\therefore ไม่มีเหตุผลที่จะปฏิเสธสมมติฐาน H_0 เช่นเดียวกับตัวสถิติทดสอบ Gini

2.2.3 ตัวสถิติทดสอบ Savage (T_n)

ตัวอย่างที่ 3 ใช้ข้อมูลจากตัวอย่างที่ 1

กำหนดให้ H_0 : ข้อมูลมีการแจกแจงแบบแกมม่า

H_1 : ข้อมูลไม่มีการแจกแจงแบบแกมม่า

$$\text{ตัวสถิติทดสอบ } T_n = \sum_{i=1}^N J\left(\frac{i}{N+1}\right) Z_{N,i}$$

$$N = n+m$$

$$N = 9+9 = 18$$

ศูนย์วิทยบริการ
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 กลุ่ม

Y	X
118	18
100	18
67	13
42	13
27	8
26	8
19	16
12	14
7	14
$m = 9$	$n = 9$

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ตารางที่ 2.2.5 แสดงการจัดเรียงลำดับข้อมูลสำหรับตัวอย่าง ของตัวสถิติทดสอบ T_n

i	$Z_{n,i}$ (1)	σ_i	$i/N+1$	$-\ln[1-(i/N+1)]$ (2)	(2)-1 (3)	(1)*(3)
1	7	0	-	-	-	-
2	8	1	0.10526	0.11123	-0.88877	-7.11019
3	8	1	0.15789	0.17185	-0.82815	-6.62520
4	12	0	-	-	-	-
5	13	1	0.26316	0.30538	-0.69462	-9.03004
6	13	1	0.31579	0.37949	-0.62051	-8.06663
7	14	1	0.36842	0.45953	-0.54047	-7.56655
8	14	1	0.42105	0.54654	-0.45346	-6.34844
9	16	1	0.47368	0.64185	-0.35815	-5.73040
10	18	1	0.52632	0.74721	-0.25279	-4.55014
11	18	1	0.57895	0.86500	-0.13500	-2.43005
12	19	0	-	-	-	-
13	26	0	-	-	-	-
14	27	0	-	-	-	-
15	42	0	-	-	-	-
16	67	0	-	-	-	-
17	100	0	-	-	-	-
18	118	0	-	-	-	-
						-57.46

$$T_n = -57.46 < T_{n,1-\alpha} = 0.9512 \quad (\alpha = 0.05)$$

∴ ไม่มีเหตุผลที่จะปฏิเสธสมมติฐาน H_0 เช่นเดียวกับตัวสถิติทดสอบ G_n และ ตัวสถิติทดสอบ Q
กล่าวคือข้อมูลชุดนี้มีการแจกแจงแบบแกมมา

2.3 ผลงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

สำหรับการทดสอบการแจกแจงแบบแกมม่านั้น มีผู้สนใจศึกษา ไม่มากนัก ผลงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง จึงมีอยู่น้อย แต่ก็ยังมีนักวิจัยบางท่านได้ทำการศึกษาไว้บ้างดังนี้ คือ

Joseph and Hosam (ค.ศ. 1986) ได้ศึกษาอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบ 3 ตัว คือ ตัวสถิติทดสอบ Wilcoxon, Squared - ranks, และ Savage ภายใต้ประชากรศึกษา 14 ประชากร โดยทำการเปลี่ยนรูปร่างของการแจกแจง (α) ไปตามค่าต่างๆ ได้ผลสรุปคือ

1. เมื่อรูปร่างของการแจกแจง (α) เปลี่ยนไป (α เพิ่มขึ้น) ค่าอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบสูงขึ้น
2. ตัวสถิติทดสอบ Savage มีอำนาจการทดสอบสูงกว่าตัวสถิติทดสอบตัวอื่นๆ
3. ตัวสถิติทดสอบ Squared - ranks มีอำนาจการทดสอบต่ำกว่า ตัวสถิติทดสอบ Wilcoxon และ Savage

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย