

ข้อมูลและตัวสถิติของการวิจัย

เนื่องจากข้อมูลที่ใช้ในการวิจัยครั้งนี้เป็นข้อมูลอนุกรมเวลารายไตรมาส ดังนั้นผู้วิจัยขอเริ่มด้วยการกล่าวถึงลักษณะทั่วไปของข้อมูลอนุกรมเวลารายไตรมาสแล้วจึงกล่าวถึงรายละเอียดของตัวสถิติทดสอบของการวิจัยครั้งนี้ พร้อมยกตัวอย่างการคำนวณค่าของตัวสถิติเหล่านี้ด้วย

2.1 ข้อมูลอนุกรมเวลารายไตรมาส (Quarterly Time Series Data)

ข้อมูลอนุกรมเวลารายไตรมาส คือ ข้อมูลที่มีการบันทึกเฉพาะทุก ๆ 3 เดือนในแต่ละรอบ 1 ปี ข้อมูลนั้นอาจจะเป็นตัวเลขสรุปยอดรวมทุก ๆ 3 เดือน หรือข้อมูล ณ เวลาครบ 3 เดือน ข้อมูลเหล่านี้ถ้ามีอัตราสัมพันธ์กันตามฤดูกาล จะพบว่ามีอัตราสัมพันธ์ฤดูกาลทุก ๆ แล็ก (ตำแหน่ง) ที่ 4 เขียนเป็นตัวแทนได้ดังนี้

$$U_t = \rho U_{t-4} + e_t$$

โดยที่ e_t คือ ความคลาดเคลื่อนสุ่ม สมมติว่าไม่มีสหสัมพันธ์กัน มีการแจกแจงแบบปกติ มีค่าเฉลี่ยเป็น 0 และความแปรปรวนเป็นค่าคงที่

ตัวอย่าง 2.1 การสร้างข้อมูลอนุกรมเวลารายไตรมาส

$$\text{ตัวแทน } U_t = \rho U_{t-4} + e_t \tag{2.1}$$

$$\text{ให้ } \rho = 0.7$$

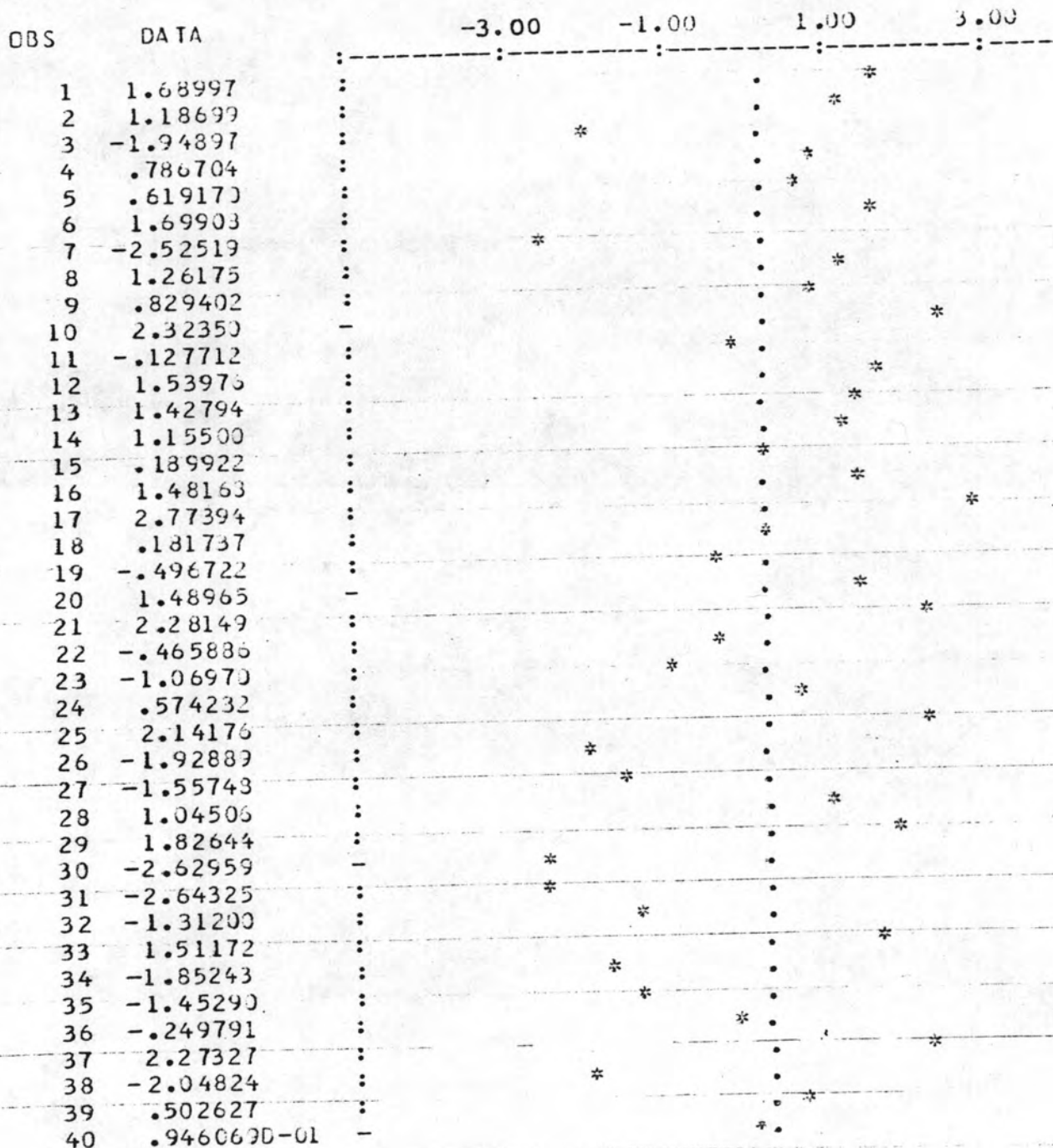
e_t เป็นความคลาดเคลื่อนสุ่ม มีการแจกแจงปกติ ค่าเฉลี่ยเป็น 0 และความแปรปรวนเป็น $\sigma_e^2 = 1$

สร้างข้อมูลอนุกรมเวลารายไตรมาส 40 ค่า นำข้อมูลชุดนี้ใส่ในโปรแกรมสำเร็จรูป SPSSX และใช้คำสั่งในส่วนโปรแกรม Box - Jenkins จะได้กราฟของการพล็อต (Plot)

ข้อมูล, ฟังก์ชันอัตโนมัติสหสัมพันธ์ (Autocorrelation Function : ACF) และฟังก์ชันอัตโนมัติสหสัมพันธ์
บางส่วน (Partial Autocorrelation Function : PACF) ดังนี้

รูปที่ 2.1 แสดงการพล็อตข้อมูลอนุกรมเวลารายไตรมาส $u_t = 0.7u_{t-4} + e_t$ ขนาดตัวอย่างเท่ากับ 40

DATA - *
MEAN - .



MEAN VALUE OF THE PROCESS
0.26447D+00

STANDARD DEVIATION OF THE PROCESS
0.15540D+01

รูปที่ 2.2 แสดงการพล็อตฟังก์ชันอัตโนมัติสหสัมพันธ์ (Autocorrelation Function)

ของข้อมูลอนุกรมเวลารายไตรมาส $U_t = 0.7U_{t-4} + e_t$

AUTOCORRELATION FUNCTION FOR VARIABLE
 AUTOCORRELATIONS *
 TWO STANDARD ERROR LIMITS .

LAG	AUTO. CORR.	STAND. ERR.	-1	-.75	-.5	-.25	0	.25	.5	.75	1
1	0.007	0.150					*				
2	-0.222	0.148				*					
3	0.029	0.146					*				
4	0.739	0.144									*
5	-0.017	0.142					*				
6	-0.277	0.140				*					
7	0.032	0.138					*				
8	0.493	0.136								*	
9	-0.066	0.134				*					
10	-0.349	0.131			*						
11	0.054	0.129					*				
12	0.292	0.127							*		
13	-0.171	0.124				*					
14	-0.358	0.122			*						
15	0.054	0.120					*				
16	0.152	0.117				*		*			
17	-0.188	0.114					*				
18	-0.326	0.112			*						
19	0.107	0.109						*			
20	0.069	0.106					*				
21	-0.193	0.104				*					
22	-0.275	0.101			*						
23	0.159	0.098					*	*			
24	0.046	0.094					*				
25	-0.101	0.091				*	*				

รูปที่ 2.3 แสดงการพล็อตฟังก์ชันอัตสหสัมพันธ์บางส่วน (Partial Autocorrelation Function)

ของข้อมูลอนุกรมเวลารายไตรมาส $U_t = 0.7U_{t-4} + e_t$

PARTIAL AUTOCORRELATION FUNCTION FOR VARIABLE
 PARTIAL AUTOCORRELATIONS *
 TWO STANDARD ERROR LIMITS .

LAG	PR-AUT CORR.	STAND. ERR.	-1	-.75	-.5	-.25	0	.25	.5	.75	1
1	0.007	0.158					*				
2	-0.223	0.158				*	:				
3	0.034	0.158				:	*				
4	0.726	0.158				:	:				*
5	-0.022	0.158				:	*				
6	-0.158	0.158				*	:				
7	-0.016	0.158				:	*				
8	-0.126	0.158				*	:				
9	-0.073	0.158				:	*				
10	-0.139	0.158				*	:				
11	0.053	0.158				:	*				
12	-0.091	0.158				:	*				
13	-0.184	0.158				*	:				
14	-0.011	0.158				:	*				
15	-0.034	0.158				:	*				
16	-0.078	0.158				*	:				
17	0.076	0.158				:	*		*		
18	-0.018	0.158				:	*		*		
19	0.090	0.158				:	*		*		
20	-0.068	0.158				*	:		*		
21	-0.040	0.158				*	:		*		
22	-0.053	0.158				*	:		*		
23	-0.017	0.158				*	:		*		
24	0.025	0.158				:	*		*		
25	0.183	0.158				:	*		*		

จากค่า ACF ในรูป 2.2 และค่า PACF ในรูป 2.3 แสดงให้เห็นชัดเจนว่า
ข้อมูลอนุกรมเวลาที่ได้ มีอัตสหสัมพันธ์ตำแหน่งที่ 4 ตามตัวแบบ (2.1)

2.2 ตัวสถิติของการวิจัย

2.2.1 ตัวสถิติทดสอบเคอร์บิน - วัตสัน (Durbin - Watson test) เคอร์บิน - วัตสัน (Durbin - Watson : 1950) ได้พัฒนาวิธีการตรวจสอบอัตโนมัติตำแหน่งที่ 1 ซึ่งมีขั้นตอนการคำนวณดังต่อไปนี้

2.2.1.1 นำค่าสังเกต (Y_t, X_{1t}, X_{2t}) ; $t = 1, 2, \dots, n$ มาประมาณค่าพารามิเตอร์ $\beta_0, \beta_1, \beta_2$ ด้วยวิธี OLS

2.2.1.2 นำค่า $\beta_0, \beta_1,$ และ β_2 มาหาค่าพยากรณ์

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t}$$

2.2.1.3 หาค่า U_t โดยที่ $U_t = Y_t - \hat{Y}_t$

2.2.1.4 นำค่า U_t มาหาค่าตัวสถิติทดสอบเคอร์บิน - วัตสัน (D - W)

$$D - W = \frac{\sum_{t=2}^n (U_t - U_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n U_t^2}$$

2.2.1.5 เกณฑ์การตัดสินใจแบ่งออกเป็น 2 ลักษณะ ดังนี้

2.2.1.5.1 เกณฑ์การตัดสินใจจะปฏิเสธสมมติฐานหลัก $H_0 : \rho = 0$ เทียบกับ $H_a : \rho \neq 0$ เมื่อ H_0 ถูกต้อง ที่ระดับนัยสำคัญ α เมื่อ $D-W < d_{1L}$ หรือ $D-W > 4-d_{1L}$ แต่ถ้าค่าคำนวณตกอยู่ในช่วง $d_{1U} < D - W < 4 - d_{1U}$ จะยอมรับ แต่ถ้าตกอยู่ในช่วง $d_{1L} < D - W < d_{1U}$ หรือ $4 - d_{1U} < D - W < 4 - d_{1L}$ ไม่สามารถสรุปผลการทดลองได้ ค่า d_{1L}, d_{1U} ได้จากตารางทดสอบของเคอร์บิน - วัตสัน

2.2.1.5.2 เกณฑ์การตัดสินใจจะปฏิเสธสมมติฐาน $H_0 : \rho = 0$ เทียบกับ $H_a : \rho > 0$ เมื่อ H_0 : ไม่ถูกต้อง ที่ระดับนัยสำคัญ α เมื่อ $D-W < d_{1L}$ จะยอมรับ H_0 : เมื่อ $D - W > d_{1U}$ ไม่สามารถสรุปผลการทดลองได้ ถ้า $d_{1L} < D - W < d_{1U}$ ค่า d_{1L}, d_{1U}

ได้จากตารางทดสอบของเคอร์บิน - วัตสัน

2.2.2 ทัวสติททดสอบวอลลิส (Wallis test)

เค.เอฟ.วอลลิส (K : F. Wallis ; 1972, 617-636) ได้พัฒนาการทดสอบอัตรสหสัมพันธ์จากแนวความคิดของเคอร์บิน - วัตสัน โดยใช้ทดสอบอัตรสหสัมพันธ์ตำแหน่งที่ 4 มีขั้นตอนการคำนวณดังนี้

2.2.2.1 ใช้ค่า U_t จากข้อ 2.2.1.3 ในข้อ 2.2.1

2.2.2.2 นำค่า U_t มาหาค่าสถิติทดสอบวอลลิส (W - L)

$$W - L = \frac{\sum_{t=5}^n (U_t - U_{t-4})^2}{n \frac{\sum_{t=1}^n U_t^2}{n}}$$

2.2.2.3 เกณฑ์ตัดสินใจ แบ่งออกเป็น 2 ลักษณะดังนี้

2.2.2.3.1 เกณฑ์ตัดสินใจจะปฏิเสธสมมติฐานหลัก $H_0: \rho = 0$

เทียบกับ $H_a: \rho \neq 0$ เมื่อ H_0 ถูกต้อง ที่ระดับนัยสำคัญ α เมื่อ $W - L < d_{4L}$ หรือ

$W - L > 4 - d_{4L}$ ถ้าตกอยู่ในช่วง $d_{4U} < W - L < 4 - d_{4U}$ แล้วจะยอมรับสมมติฐาน H_0 :

แต่ถ้าตกอยู่ในช่วง $d_{4L} < W - L < d_{4U}$ หรือ $4 - d_{4U} < W - L < 4 - d_{4L}$ จะสรุปผล

การทดลองไม่ได้ ค่า d_{4L} , d_{4U} ได้จากตารางทดสอบของวอลลิส

2.2.2.3.2 เกณฑ์ตัดสินใจจะปฏิเสธสมมติฐานหลัก $H_0: \rho = 0$

เทียบกับ $H_a: \rho > 0$ เมื่อ H_0 ไม่ถูกต้อง ที่ระดับนัยสำคัญ α เมื่อ $W - L < d_{4L}$ ถ้า

$W - L > d_{4U}$ จะยอมรับ H_0 : และถ้าตกอยู่ในช่วง $d_{4L} < W - L < d_{4U}$ จะสรุปผล

การทดลองไม่ได้ ค่า d_{4L} , d_{4U} ได้จากตารางทดสอบของวอลลิส

2.2.3 ทัวสติททดสอบโทมัส - วอลลิส

เจ.เจ.โทมัส (J.J.Thomas) กับ เค.เอฟ.วอลลิส (K.F.Wallis)

ได้พัฒนาวิธีการตรวจสอบอัตรสหสัมพันธ์ในปี ค.ศ.1969 จากแนวความคิดของ Griliches (1962)

โดยอาศัยการเปรียบเทียบค่า U_t^Λ กับ U_{t+4}^Λ มีขั้นตอนการคำนวณดังนี้

2.2.3.1 นำค่า U_t^Λ จากข้อ 2.2.1.3 ในข้อ 2.2.1

2.2.3.2 นำค่า U_t^Λ และ U_{t+4}^Λ มาเปรียบเทียบกัน ณ ค่า

$t = 1, 2, 3, \dots, n-4$ ให้สัญลักษณ์ไว้ดังนี้

- a คือ ความถี่หรือจำนวนนับ เมื่อค่า $U_t^\Lambda > 0$ และ $U_{t+4}^\Lambda > 0$
- b คือ ความถี่หรือจำนวนนับ เมื่อค่า $U_t^\Lambda > 0$ และ $U_{t+4}^\Lambda < 0$
- c คือ ความถี่หรือจำนวนนับ เมื่อค่า $U_t^\Lambda < 0$ และ $U_{t+4}^\Lambda > 0$
- d คือ ความถี่หรือจำนวนนับ เมื่อค่า $U_t^\Lambda < 0$ และ $U_{t+4}^\Lambda < 0$

2.2.3.3 นำค่า a, b, c และ d มาหาค่าสถิติทดสอบโทมัส - วอลลิส

$$T - W = \frac{(n-4)(ad-bc)^2}{[(a+b)(a+c)(b+d)(c+d)]}$$

2.2.3.4 เกณฑ์ตัดสินใจจะปฏิเสธสมมติฐานหลัก $H_0: \rho = 0$ เทียบกับ $H_a: \rho > 0$ ณ ระดับนัยสำคัญ α เมื่อ $T - W > \chi_{\alpha}^2$, $df=1$ แต่ถ้า $T - W < \chi_{\alpha}^2$, $df=1$ จะยอมรับสมมติฐาน H_0 :

2.2.4 ตัวสถิติทดสอบบ็อกซ์ - เพียซ (Box - Pierce test)

จี.อี.พี.บ็อกซ์ (G.E.P.Box) และ เดวิด เอ. เพียซ (David A Pierce)

ได้คิดวิธีการตรวจสอบวินิจฉัย (Diagnostic checking) สมการอนุกรมเวลา

Box - Jenkins โดยตรวจสอบอัตโนมัติหาค่าสัมพัทธ์ ณ เล็ก (lag) ต่าง ๆ พร้อมกัน

($H_0: \rho_1 = \rho_2 = \rho_3 = \dots = \rho_K = 0$) โดยทั่วไปจะตรวจสอบประมาณ $\frac{1}{4}$ เล็ก ของจำนวนข้อมูล ตัวสถิติทดสอบของบ็อกซ์ - เพียซ มีขั้นตอนการคำนวณดังนี้

2.2.4.1 ใช้ค่า U_t^Λ จากข้อ 2.2.1.3 ในข้อ 2.2.1

2.2.4.2 หาค่า $K = n/4$

2.2.4.3 นำค่า U_t^Λ มาหาค่า $r_U^\Lambda(k)$

$$r_U^\Lambda(k) = \frac{\sum_{t=k+1}^n U_t^\Lambda \cdot U_{t-k}^\Lambda}{\sum_{t=1}^n U_t^2} ; k=1, 2, \dots, K$$

2.2.4.4 นำค่า $r_U^\Lambda(k)$ มาหาค่าสถิติทดสอบบ็อกซ์-เพียซ (B - P)

$$B - P = n \sum_{k=1}^K r_U^2(k)$$

2.2.4.5 เกณฑ์ตัดสินใจจะปฏิเสธสมมติฐาน $H_0; \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_K = 0$
 ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 เมื่อ $B - P > X_{0.05}^2 df = K - 1$ แต่ถ้า $B - P < X_{0.05}^2 df = K - 1$
 จะยอมรับสมมติฐาน H_0

ตัวอย่างวิธีการคำนวณหาค่าตัวสถิติทดสอบ

ในการวิจัยครั้งนี้ เป็นการศึกษาอัตราผลตอบแทนตำแหน่งที่ 4 ในความคลาดเคลื่อน (U_t^Λ) การหาค่าตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว ต่างใช้ค่า U_t^Λ เท่านั้น ค่า U_t^Λ ที่ใช้เป็นตัวอย่างคำนวณหาค่าของตัวสถิติทั้ง 4 ตัว จะใช้ U_t^Λ ชุดเดียวกัน ในตารางที่ 2.1 ซึ่งผู้วิจัยได้จำลองขึ้นภายใต้ข้อกำหนดของพารามิเตอร์ $\theta_{11}, \theta_{14}, \theta_{21}, \theta_{24}$ ค่า ρ และขนาดตัวอย่างดังนี้

ตัวอย่างที่ 3.3 ข้อมูลการคำนวณค่าตัวสถิติทดสอบ ภายใต้ข้อกำหนดดังนี้

$$Y_t = 1 + 2X_{2t} + 3X_{3t} + U_t$$

$$X_{1t} = 0.5X_{1t-1} + 0.5X_{1t-4} + V_t$$

$$X_{2t} = 0.5X_{2t-1} + 0.1X_{2t-4} + V_t$$

$$U_t = 0.3U_{t-4} + e_t$$

$$n = 20$$

e_t และ v_t ต่างเป็นเลขสุ่มที่อิสระกัน และมีการแจกแจงปกติ ค่าเฉลี่ยเป็น 0 และความแปรปรวนเป็น 1 ซึ่งได้ข้อมูลดังตารางที่ 2.1

ตารางที่ 2.1 แสดงรายละเอียดข้อมูลที่สร้างขึ้นจากการทดลองโดยความคลาดเคลื่อน มีอัตราสหสัมพันธ์เป็น 0.3 ขนาดตัวอย่าง 20

t	X_{1t}	X_{2t}	Y_t	Λ_{Y_t}	Λ_{U_t}
1	3.6178180	1.9266760	12.3126000	13.1209153	-0.8083153
2	6.1143460	0.8469089	15.9032000	14.4285500	1.4746500
3	5.2489000	-0.2803968	9.3342970	9.6900108	-0.3557138
4	4.7934360	-0.2619077	9.2234260	8.8569900	0.3664360
5	3.3766030	0.6171080	7.8377450	8.7269166	-0.8891716
6	4.7172380	-0.4122707	9.3928980	8.2578720	1.1350260
7	5.8958600	-0.5638992	10.4231000	10.1025691	0.3205309
8	5.8845030	-0.4879289	11.2175100	10.3080194	0.9094906
9	4.5516470	-0.5275131	7.0667380	7.5896052	-0.5228672
10	5.5355120	0.1963865	10.5538700	11.6775210	-1.1236510
11	4.3932970	-0.1425474	8.9879530	8.4341000	0.5538530
12	5.4874740	0.3575970	12.6787400	12.0668130	0.6119270
13	5.9948740	-2.8419170	2.3441770	3.4706950	-1.1265180
14	3.0837440	0.0142660	8.1105980	7.7539534	0.3566446
15	5.1472720	0.9340307	13.8120600	13.1302260	0.6818340
16	5.0867930	2.7545930	18.5611400	18.4667186	0.0944214
17	6.5899070	1.2962490	15.6960900	17.0293960	-1.3333060
18	7.0342620	-0.0065261	14.4385300	13.9929991	0.4455309
19	8.0033090	1.2224250	19.3636100	19.5651633	-0.2015533
20	8.0047380	0.3740355	16.7650900	17.0261526	-0.2610626

3.1 การคำนวณหาค่าสถิติทดสอบเคอร์บิน-วัตสัน (D-W) มีสูตรและวิธีการคำนวณดังต่อไปนี้

t	\hat{U}	\hat{U}_t^2	$(\hat{U}_t - \hat{U}_{t-1})^2$
1	-0.8083153	0.6533736	
2	1.4746500	2.1745926	5.2119306
3	-0.3557138	0.1265323	3.3502316
4	0.3664360	0.1342753	0.5215003
5	-0.8891716	0.7906261	1.5765504
6	1.1350260	1.2882840	4.0973759
7	0.3205309	0.1027401	0.6634023
8	0.9094906	0.8271732	0.3468735
9	-0.5228672	0.2733901	2.0516489
10	-1.1236510	1.2625916	0.3609412
11	0.5538530	0.3067531	2.8140197
12	0.6119270	0.3744547	0.0033726
13	-1.1265180	1.2690428	3.0221910
14	0.3566446	0.1271954	2.1997713
15	0.6818340	0.4648977	0.1057482
16	0.0944214	0.0089154	0.3450536
17	-1.3333060	1.7777049	2.0384055
18	0.4455309	0.1984978	3.1642607
19	-0.2015533	0.0406237	0.4187180
20	-0.2610626	0.0681537	0.0035414
		12.2698181	32.2955367

$$D - W = \frac{\sum_{t=2}^n (\hat{U}_t - \hat{U}_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n \hat{U}_t^2}$$

$$D - W = \frac{32.2955367}{12.2698181} = 2.6321$$

$$\text{ซึ่ง } d_{1i} = 1.10 \quad d_{1U} = 1.54$$

เพราะฉะนั้น $D - W > d_{1U}$

ดังนั้น เราจึงสรุปได้ว่าไม่มีอัตตสหสัมพันธ์ตำแหน่งที่ 4 เกิดขึ้น ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05

3.2 การคำนวณหาค่าสถิติทดสอบวอลลิส (W - L) มีสูตรและวิธีการคำนวณดังต่อไปนี้

t	Λ_{U_t}	$\Lambda_{U_t^2}$	$\Lambda_{(U_t - U_{t-4})^2}$
1	-0.8083153	0.6533736	
2	1.4746500	2.1745926	
3	-0.3557138	0.1265323	
4	0.3664360	0.1342753	
5	-0.8891716	0.7906261	0.0065377
6	1.1350260	1.2882840	0.1153445
7	0.3205309	0.1027401	0.4573069
8	0.9094906	0.8271732	0.2949083
9	-0.5228672	0.2733901	0.1341789
10	-1.1236510	1.2625916	5.1016218
11	0.5538530	0.3067531	0.0544392
12	0.6119270	0.3744547	0.0885441
13	-1.1265180	1.2690428	0.3643943
14	0.3566446	0.1271954	2.1912751
15	0.6818340	0.4648977	0.0163791
16	0.0944214	0.0089154	0.2678120
17	-1.3333060	1.7777049	0.0427613
18	0.4455309	0.1984978	0.0079008
19	-0.2015533	0.0406237	0.7803732
20	-0.2610626	0.0681537	0.1263689
		12.2698181	10.0501461

$$W - L = \frac{\sum_{t=5}^n (U_t - U_{t-4})^2}{\sum_{t=1}^n U_t^2}$$

$$W - L = \frac{10.0501561}{12.2698181} = 0.81909$$

ซึ่งค่า $d_{4L} = 0.827$ และ $d_{4U} = 1.203$

นั่นคือ $W - L < 8.27$

ดังนั้น เราสรุปได้ว่ามีข้อตกลงสัมพันธ์ตำแหน่งที่ 4 เกิดขึ้น ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

3.3 การคำนวณหาค่าสถิติทดสอบโทมัส - วอลลิส (T - W) มีสูตรและวิธีการคำนวณดังต่อไปนี้

$$T - W = \frac{(n-4)(ad-bc)^2}{[(a+b)(a+c)(b+d)(c+d)]}$$

จากข้อมูลของความคลาดเคลื่อน U_t จากตารางที่ 2.1 มาเปรียบเทียบค่า U_t และ U_{t+4} เมื่อ $t = 1, 2, 3, \dots, n-4$

- a เป็นความถี่หรือจำนวนนับที่ $U_t > 0$ และ $U_{t+4} > 0$ ในที่นี้ $a = 7$
 b เป็นความถี่หรือจำนวนนับที่ $U_t > 0$ และ $U_{t+4} < 0$ ในที่นี้ $b = 3$
 c เป็นความถี่หรือจำนวนนับที่ $U_t < 0$ และ $U_{t+4} > 0$ ในที่นี้ $c = 2$
 d เป็นความถี่หรือจำนวนนับที่ $U_t < 0$ และ $U_{t+4} < 0$ ในที่นี้ $d = 4$
 n เป็นขนาดตัวอย่าง = 20

$$\begin{aligned} T - W &= \frac{(20-4)(7 \times 4 - 3 \times 2)^2}{[(7+3)(7+2)(3+4)(2+4)]} \\ &= \frac{16 \times 484}{10 \times 9 \times 7 \times 6} \\ &= \frac{7744}{3780} = 2.04868 \end{aligned}$$

$$\text{ซึ่งค่า } \chi_{0.05, df=1}^2 = 3.841$$

$$T - W < \chi_{0.05, 1}^2$$

ดังนั้น ความคลาดเคลื่อนไม่มีอัตราสัมพันธ์ตำแหน่งที่ 4 ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05

3.4 การคำนวณหาค่าสถิติทดสอบบ็อกซ์-เพย์ซ (B - P) มีสูตรและวิธีการคำนวณดังต่อไปนี้

$$B - P = n \sum_{k=1}^K \hat{r}_U^2(k)$$

$$\hat{r}_U^2(k) = \frac{\sum_{t=k+1}^n U_t \cdot U_{t+k}}{\sum_{t=1}^n U_t^2} ; k=1, 2, 3, \dots, K$$

$$K \approx \frac{n}{4} = \frac{20}{4} = 5$$

$$\hat{r}_U^2(1) = \frac{U_2 \cdot U_1 + U_3 \cdot U_2 + \dots + U_{20} \cdot U_{19}}{\sum_{t=1}^n U_t^2} = -0.3380558$$

$$\hat{r}_U^2(2) = \frac{U_3 \cdot U_1 + U_4 \cdot U_2 + \dots + U_{20} \cdot U_{18}}{\sum_{t=1}^n U_t^2} = -0.160704$$

$$\hat{r}_U^2(3) = \frac{U_4 \cdot U_1 + U_5 \cdot U_2 + \dots + U_{20} \cdot U_{17}}{\sum_{t=1}^n U_t^2} = -0.1095194$$

$$\hat{r}_U^2(4) = \frac{U_5 \cdot U_1 + U_6 \cdot U_2 + \dots + U_{20} \cdot U_{16}}{\sum_{t=1}^n U_t^2} = 0.3756167$$

$$\hat{r}_U^2(5) = \frac{U_6 \cdot U_1 + U_7 \cdot U_2 + \dots + U_{20} \cdot U_{15}}{\sum_{t=1}^n U_t^2} = -0.2395241$$

$$B - P = 20[r_U^2(1) + r_U^2(2) + r_U^2(3) + r_U^2(4) + r_U^2(5)]$$

$$= 20 \times 0.3505616 = 7.0112$$

$$\chi^2_{0.05df} = K-1 = 5-1 = 9.49$$

$$B - P < \chi^2_{0.05, 4}$$

ดังนั้น เราสรุปว่าความคลาดเคลื่อนไม่มีอิทธิพลสัมพันธ์กัน ณ ระดับนัยสำคัญ

0.05

2.3 เกณฑ์ในการพิจารณาความสามารถในการควบคุมความผิดพลาดประเภทที่ 1 และค่าอำนาจการทดสอบ

ในการเปรียบเทียบตัวสถิติทดสอบอัตรสัมพันธ์ตำแหน่งที่ 4 โดยการเปรียบเทียบค่าอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว โดยจะดำเนินการเป็น 2 ขั้นตอน ตามลำดับ ดังนี้

2.3.1 พิจารณาความสามารถในการควบคุมความผิดพลาดประเภทที่ 1 โดยใช้ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดประเภทที่ 1 จากการทดลองในแต่ละสถานการณ์ ซึ่งกำหนดควบคุมความผิดพลาดประเภทที่ 1 ได้ จะทำการพิจารณาหาอำนาจการทดสอบของตัวสถิติในข้อ 2.3.2 ต่อไป แต่ถ้าไม่สามารถควบคุมความผิดพลาดประเภทที่ 1 ได้จะไม่พิจารณาหาอำนาจการทดสอบของตัวสถิติใน สำหรับสถานการณ์นั้น

ในการตรวจสอบว่าตัวสถิติใดสามารถควบคุมความผิดพลาดประเภทที่ 1 ได้หรือไม่นั้น ผู้วิจัยจะใช้เกณฑ์ของแบรดลีย์ (Bradley) ดังนี้ ถ้าหากความน่าจะเป็นของความผิดพลาดประเภทที่ 1 จากการทดลองในแต่ละสถานการณ์ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 มีค่าอยู่ในช่วง [0.025, 0.075] ตัวสถิติทดสอบนั้นจะควบคุมความผิดพลาดประเภทที่ 1 ได้สำหรับสถานการณ์นั้น

2.3.2 เมื่อทำการทดลองและตรวจสอบแล้วว่า ตัวสถิติทดสอบใดสามารถควบคุมความผิดพลาดประเภทที่ 1 ได้ในสถานการณ์ใบบ้าง แล้วจึงนำตัวสถิติทดสอบเหล่านั้นมาเปรียบเทียบค่าอำนาจการทดสอบว่าตัวสถิติทดสอบใดให้ค่าอำนาจการทดสอบสูงสุดในสถานการณ์นั้น ๆ ต่อไป