บทที่ 3

การวิเคราะห์ข้อมูล

นำข้อมูลอนุกรมเวลาทั้ง 3 ชุด ดังตารางที่ 1.2, 1.3 และ 1.4 มาวิเคราะห์ตามวิธีการในข้อ 2.1 ถึงข้อ 2.3 การคำนวณค่าต่าง ๆ ในแต่ละขั้นตอนนั้นจะคำนวณโดยใช้เครื่องคอมพิวเตอร์และแยกการวิเคราะห์เป็นเรื่อง ๆ ดังนี้

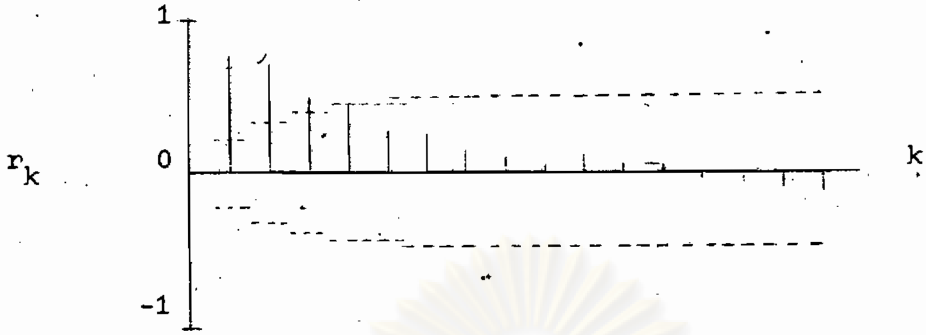
3.1 การวิเคราะห์หารูปแบบที่เหมาะสมกับข้อมูลอนุกรมเวลาของปริมาณข้าวที่ส่งออก

3.1.1 การกำหนดรูปแบบ จากข้อมูลอนุกรมเวลาของข้าวที่ได้เก็บรวบรวมดังตารางที่ 1.2 ในขั้นต้นนี้เป็นการเลือกรูปแบบที่จะมีความเหมาะสมกับข้อมูลชุดนี้ โดยการคำนวณหาค่าสัมประสิทธิ์ออโตคอริเลชั่นของตัวอย่าง ; r_k (Sample Autocorrelation Coefficient) และส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน (Standard Deviation) ของข้อมูลจริงและข้อมูลที่ได้จากผลต่างครั้งที่ 1 (First Difference) ทั้งนี้จะต้องพิจารณาก่อนว่าอนุกรมเวลาของข้าวนี้เป็นอนุกรมเวลาคงที่หรือไม่คงที่ ซึ่งจะพิจารณาจากค่าสัมประสิทธิ์ออโตคอริเลชั่นของตัวอย่าง ในตารางที่ 3.1 และแผนภาพที่ 3.1 (ก) และ 3.1 (ข)

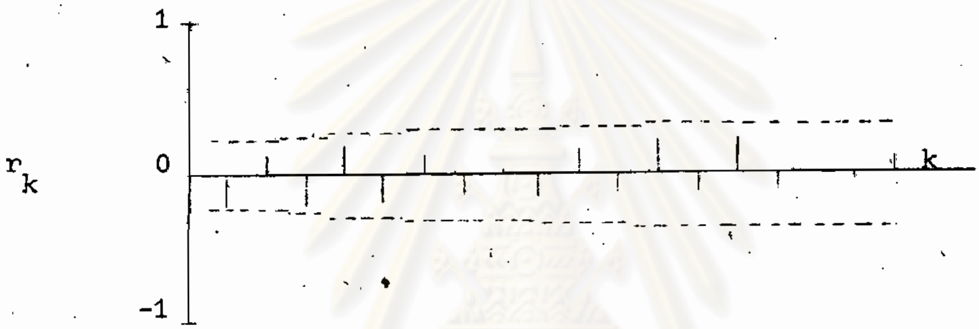
ตารางที่ 3.1 แสดงค่าสัมประสิทธิ์ออโตคอริเลชั่นของตัวอย่าง (r_k) และส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน ($\sqrt{Var\ r_k}$) ของปริมาณข้าวที่ส่งออก

k	ข้อมูลจริง		ข้อมูลจากผลต่างครั้งที่ 1	
	r_k	$\sqrt{Var\ r_k}$	r_k	$\sqrt{Var\ r_k}$
1	0.775	0.1178	- 0.288	0.1186
2	0.678	0.1749	0.159	0.1282
3	0.510	0.2083	- 0.245	0.1309
4	0.452	0.2250	0.229	0.1372
5	0.295	0.2373	- 0.229	0.1425
6	0.243	0.2424	0.135	0.1476
7	0.125	0.2458	- 0.173	0.1494
8	0.089	0.2467	0.025	0.1522
9	0.041	0.2471	- 0.219	0.1523
10	0.091	0.2472	0.186	0.1567
11	0.058	0.2477	- 0.165	0.1598
12	0.099	0.2479	0.197	0.1622
13	0.052	0.2484	- 0.143	0.1655
14	0.065	0.2486	0.278	0.1672
15	- 0.050	0.2488	- 0.145	0.1737
16	- 0.097	0.2490	- 0.003	0.1754
17	- 0.144	0.2495	- 0.053	0.1754
18	- 0.168	0.2507	0.112	0.1756

	ข้อมูลจริง	ข้อมูลจากผลต่างครั้งที่ 1
ค่าเฉลี่ย	= 105.268	- 0.402
ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน	= 53.711	36.129
จำนวนข้อมูล (t)	= 72	71



แผนภาพที่ 3.1 (ก) ค่าสัมประสิทธิ์ออโตคอริเลชั่นของตัวอย่างของข้อมูลจริง (ข้าว)



แผนภาพที่ 3.1 (ข) ค่าสัมประสิทธิ์ออโตคอริเลชั่นของตัวอย่างของข้อมูลจากผลต่างครั้งที่ 1 (ข้าว)

จากการพิจารณาค่า r_k ของข้อมูลจริง ดังแผนภาพที่ 3.1 (ก) จะเห็นว่าค่า r_k เมื่อ k = 1,2, ..., 18 มีการเปลี่ยนแปลงค่าในทางที่ลดลงค่อนข้างเร็ว ซึ่งจะเป็นลักษณะของอนุกรมเวลาคงที่ นั่นคืออนุกรมเวลาของข้าวเป็นอนุกรมเวลาคงที่ ในการเลือกรูปแบบสำหรับอนุกรมเวลาของข้าวนี้ ก็โดยพิจารณาเปรียบเทียบแผนภาพที่ 3.1 (ข) กับรูปที่ 2.4 (Theoretical Autocorrelation Function) ว่าสอดคล้องกับลักษณะใด ในที่นี้จะได้ว่ามีความสอดคล้องกับรูปแบบของ AR (1) AR (2) และ ARMA (1,1) ฉะนั้นรูปแบบที่ได้ก็คือ AR (1) AR (2) และ ARMA (1,1) ทั้งสามรูปแบบนี้ควรจะมีความเหมาะสมกับข้อมูลอนุกรมเวลาของข้าว ซึ่งจะต้องพิจารณาว่ารูปแบบใดที่มีความเหมาะสมมากที่สุดในขั้นตอนต่อไป

ลักษณะรูปแบบที่เลือก คือ

AR (1) : $\dot{Y}_t = \phi_1 \dot{Y}_{t-1} + e_t$; $|\phi_1| < 1$

AR (2) : $\dot{Y}_t = \phi_1 \dot{Y}_{t-1} + \phi_2 \dot{Y}_{t-2} + e_t$; $\phi_2 + \phi_1 < 1$

$\phi_2 - \phi_1 < 1$

$-1 < \phi_2 < 1$

ARMA (1,1) : $\dot{Y}_t - \phi \dot{Y}_{t-1} = e_t - \theta_1 e_{t-1}$; $|\phi_1| < 1$

$|\theta_1| < 1$

โดยที่ $\dot{Y}_t = Y_t - \mu$

$t = 1, 2, \ldots\ldots, 72$

ทั้งนี้ภายใต้ข้อสมมติว่า

1. $E(e_t) = 0$, $Var(e_t) = \sigma_e^2$ ทุกค่าของ t

2. $E(e_t e_{t'}) = 0$ สำหรับ $t \neq t'$

3. $E(e_t Y_{t'}) = 0$ สำหรับ $t' < t$

ค่าประมาณเบื้องต้นของพารามิเตอร์คำนวณหาจากความสัมพันธ์ระหว่างตัวสัมประสิทธิ์ออโตคอริเลชั่นกับพารามิเตอร์ของแต่ละรูปแบบ โดยการใช้ r_k เป็นค่าประมาณของ ρ_k คือ $\hat{\rho}_k$ จะได้ดังนี้

AR (1) : $\hat{\phi}_1 = 0.775$

รูปแบบคือ $\dot{Y}_t = 0.775 \dot{Y}_{t-1} + e_t$; $\dot{Y}_t = Y_t - \mu$

AR (2) : $\hat{\phi}_1 = 0.625$

$\hat{\phi}_2 = 0.194$

รูปแบบคือ $\dot{Y}_t = 0.625 \dot{Y}_{t-1} + 0.194 \dot{Y}_{t-2} + e_t$

ARMA (1,1) : $\hat{\phi}_1 = 0.875$

$\hat{\theta}_1 = 0.261$

รูปแบบคือ $\dot{Y}_t + 0.875\ \dot{Y}_{t-1} = e_t + 0.261\ e_{t-1}$

3.1.2 การหาค่าประมาณที่ดีที่สุดของพารามิเตอร์ คำนวณหาค่าประมาณที่ดีที่สุดของพารามิเตอร์ ซึ่งจะให้ค่าต่ำสุดของผลบวกกำลังสองของค่าเบี่ยงเบน (The Sum of Square Deviation) โดยวิธีการทางคณิตศาสตร์ คือ Iteration Method และคำนวณด้วยคอมพิวเตอร์ ใช้ค่าประมาณเบื้องต้นของพารามิเตอร์เป็นค่าเริ่มต้น ทั้งนี้โดยกำหนดเงื่อนไขในการคำนวณ ซึ่งควรจะให้ค่าผลบวกกำลังสองของค่าเบี่ยงเบนที่ต่ำสุดหรือเกือบต่ำสุด คือ ค่าการเปลี่ยนแปลงของพารามิเตอร์ และค่าผลต่างระหว่างค่าผลบวกกำลังสองของค่าเบี่ยงเบนตัวก่อนและตัวสุดท้ายควรจะเป็นเท่าไร ซึ่งจะต้องกำหนดขึ้นสำหรับแต่ละรูปแบบตามความเหมาะสม ดังนี้

	AR (1)	AR (2)	ARMA (1,1)
ค่าประมาณเบื้องต้นของพารามิเตอร์	$\hat{\phi}_1 = 0.775$	$\hat{\phi}_1 = 0.625$ $\hat{\phi}_2 = 0.194$	$\hat{\phi}_1 = 0.875$ $\hat{\theta}_1 = 0.261$
ค่าเปลี่ยนแปลงของพารามิเตอร์	0.002	0.002	0.002
ค่าผลต่างของ S.S	0.5	0.5	0.5
ค่าของ S.S. ที่ต่ำสุด	82,210.450	78,856.440	79,954.050
ค่าประมาณที่ดีที่สุดของพารามิเตอร์	$\hat{\phi}_1 = 0.779$	$\hat{\phi}_1 = 0.625$ $\hat{\phi}_2 = 0.202$	$\hat{\phi}_1 = 0.868$ $\hat{\theta}_1 = 0.207$

จากรูปแบบทั้งสามนี้ รูปแบบที่เหมาะสมที่สุดควรจะเป็นรูปแบบที่ให้ค่า S.S Deviation ที่ต่ำสุดซึ่งก็คือ AR (2) ฉะนั้นรูปแบบ คือ

$$AR\ (2)\ :\ \dot{Y}_t = 0.625\ \dot{Y}_{t-1} + 0.202\ \dot{Y}_{t-2} + e_t$$

จากรูปแบบที่ได้นี้คำนวณหาค่าคาดหมาย (Fitted Value; $\hat{Y}_t$) และนำมาเปรียบเทียบกับค่าข้อมูลจริง ดังตารางที่ 3.2 และแผนภาพที่ 3.2

3.1.3 การทดสอบความเหมาะสมของรูปแบบ จากตารางที่ 3.2 หาค่าความคลาดเคลื่อน (Residuals) ทำการทดสอบว่ารูปแบบที่เลือกใช้มีความเหมาะสมดีพอหรือไม่ โดยมีข้อสมมติฐานในการทดสอบ ดังนี้

1. ค่าความคลาดเคลื่อน : $\hat{e}_t$ จะต้องไม่มีสหพันธ์ต่อกันทุก ๆ ช่วงเวลา k, (k = 1,2, ..., 18) หรือ $r_k(\hat{e}) = 0$
2. ค่าความคลาดเคลื่อนนี้ จะมีการกระจายแบบปกติด้วย ค่าเฉลี่ย (Mean) = 0 และค่าความแปรปรวน (Variance) = σ_e^2

นั่นคือจะต้องทดสอบสมมติฐานทั้งสองข้อดังนี้

$$E(e_t) = 0$$

$$E(e_t e_{t'}) = 0\ ;\ t \neq t' \text{ หรือ } r_k(\hat{e}) = 0;\ k = 1,2,\ ....,\ 18$$

ดำเนินการทดสอบสมมติฐาน $H_o : E(\hat{e}_t) = \bar{\hat{e}}_t = 0$ โดยการวิเคราะห์เปรียบเทียบค่ามัชฌิมเลขคณิต ($\bar{\hat{e}}_t$) กับค่าประมาณของส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของค่าความคลาดเคลื่อน ($\hat{\sigma}_e/\sqrt{N}$)

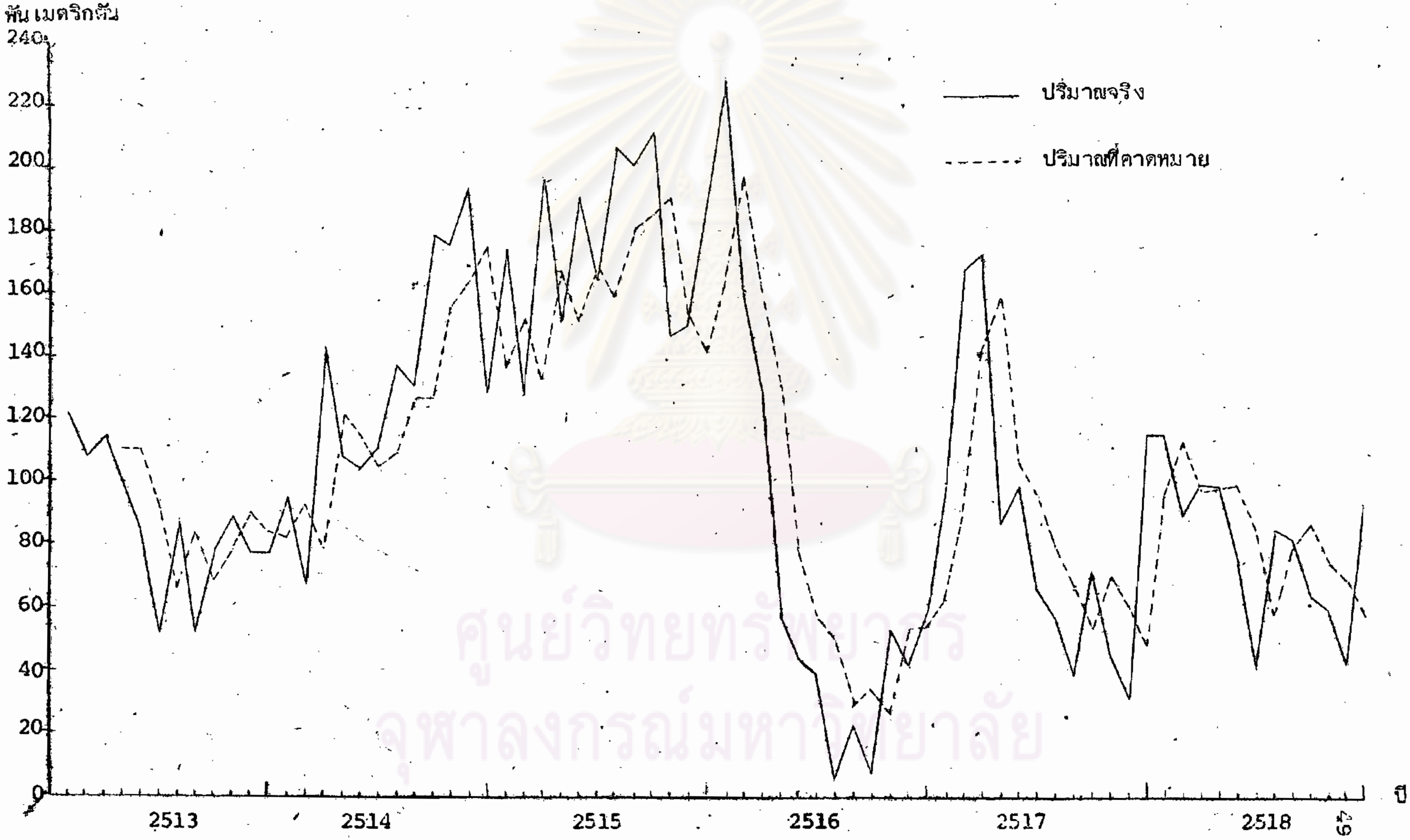
$$\bar{\hat{e}} = -0.5348 \qquad \frac{\hat{\sigma}_e}{\sqrt{N}} = 4.1612$$

ตารางที่ 3.2 เปรียบเทียบค่าจริงและค่าคาดหมายของปริมาณข้าวที่ส่งออกจากรูปแบบ ARIMA (2,0,0)

หน่วย: พันเมตริกตัน

t	ค่าจริง	ค่าคาดหมาย	t	ค่าจริง	ค่าคาดหมาย	t	ค่าจริง	ค่าคาดหมาย
1	122.00	*	25	174.20	137.66	49	95.50	63.85
2	108.10	*	26	127.00	152.93	50	167.50	89.98
3	114.30	*	27	198.30	132.74	51	172.80	142.17
4	110.70	111.48	28	151.60	167.76	52	87.80	159.59
5	83.10	110.48	29	192.20	152.96	53	97.30	107.97
6	51.10	92.52	30	165.20	168.91	54	67.00	96.77
7	89.70	66.97	31	207.80	160.23	55	56.50	79.76
8	52.00	84.62	32	201.50	181.39	56	38.90	67.09
9	78.00	68.86	33	212.30	186.04	57	71.30	53.98
10	89.40	77.50	34	145.90	191.52	58	44.70	70.67
11	77.40	89.86	35	150.10	152.224	59	32.00	60.59
12	77.50	84.66	36	186.00	141.46	60	115.50	47.29
13	95.00	82.31	37	228.70	164.73	61	115.30	96.89
14	67.20	93.26	38	159.00	198.94	62	89.50	113.60
15	143.70	79.42	39	128.70	163.71	63	99.50	97.44
16	108.00	121.60	40	57.60	130.74	64	98.40	98.49
17	104.10	114.72	41	44.00	80.22	65	74.60	99.82
18	111.70	105.09	42	39.50	57.39	66	40.10	84.73
19	137.00	109.05	43	6.10	51.84	67	84.40	58.38
20	130.10	126.38	44	23.70	30.07	68	81.20	79.10
21	179.10	127.18	45	7.10	34.33	69	63.40	86.03
22	176.20	156.39	46	53.60	27.51	70	59.90	74.26
23	195.20	164.46	47	41.00	53.21	71	43.30	68.49
24	128.10	175.74	48	59.70	54.71	72	93.40	57.42

แผนภาพที่ 3.2 เปรียบเทียบปริมาณข้าวที่ส่งออกจริงกับปริมาณที่คาดหมาย จากรูปแบบ ARIMA (2,0,0) เป็นรายเดือน ตั้งแต่ปี 2513 - 2518



จากการคำนวณจะได้ว่า $\hat{\bar{e}}_t$ มีค่าน้อยกว่า $\hat{\sigma}_e/\sqrt{N}$ อยู่ในเกณฑ์ที่จะยอมรับข้อสมมติฐาน

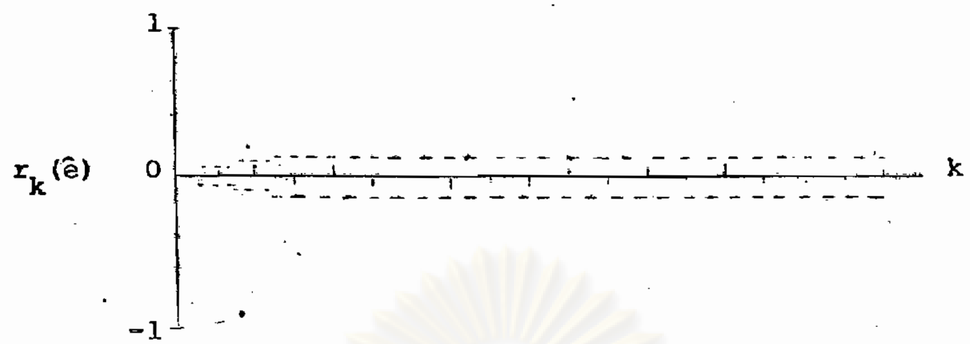
สรุปได้ว่า $E(\hat{e}_t) = 0$

ดำเนินการทดสอบสมมติฐาน H_o : $r_k(\hat{e}) = 0$; $k = 1, 2, \ldots\ldots, 18$ โดยการวิเคราะห์เปรียบเทียบ $r_k(\hat{e})$ กับค่าประมาณของส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของ $r_k(\hat{e})$ คือ $\hat{\sigma}_{r_k(\hat{e})} = +\sqrt{\hat{V}ar\left[r_k(\hat{e})\right]}$ ซึ่งเกณฑ์ในการยอมรับสมมติฐานก็คือ $r_k(e)$

$r_k(e)$ และ $\pm\ 2\sigma_{r_k(e)}$ ดังตารางที่ 3.3 และแผนภาพที่ 3.3 ทั้งนี้ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05

ตารางที่ 3.3 แสดงค่าสัมประสิทธิ์ออโตคอริเลชั่นของค่าความคลาดเคลื่อน ; $\left[r_k(\hat{e})\right]$ และค่าประมาณของส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของ $r_k(\hat{e})$; $\left[\hat{\sigma}_{r_k(\hat{e})}\right]$ ของปริมาณข้าวที่ส่งออก

k	$r_k(\hat{e})$	$\hat{\sigma}_{r_k(\hat{e})}$	k	$r_k(\hat{e})$	$\hat{\sigma}_{r_k(\hat{e})}$
1	0.028	0.024	10	0.114	0.120
2	0.102	0.093	11	-0.072	0.120
3	-0.126	0.120	12	0.136	0.120
4	0.164	0.120	13	-0.031	0.120
5	-0.126	0.120	14	0.235	0.120
6	0.062	0.120	15	-0.091	0.120
7	-0.127	0.120	16	-0.059	0.120
8	-0.053	0.120	17	-0.033	0.120
9	-0.180	0.120	18	0.074	0.120



แผนภาพที่ 3.3 เปรียบเทียบ $r_k(\hat{e})$ และ $\pm 2\ \hat{\sigma}_{r_k(\hat{e})}$ ของปริมาณข้าวที่ส่งออก

นั่นคือ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 มีเหตุผลเพียงพอที่จะยอมรับว่า $r_k(\hat{e}) = 0$ หรือ $E(e_t e_{t'}) = 0$; $t \neq t'$ หมายความว่าค่าความคลาดเคลื่อนไม่มีสหสัมพันธ์ต่อกัน

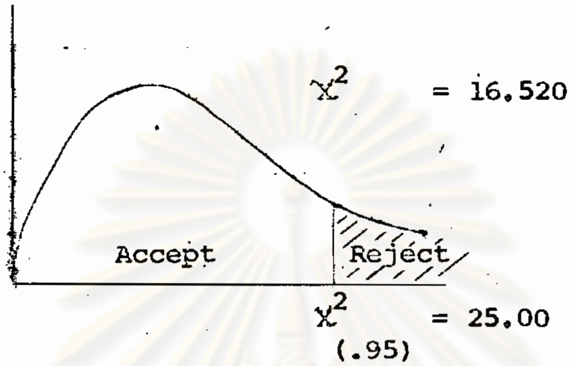
จากการทดสอบทั้ง 2 กรณีสรุปได้ว่า ค่าความคลาดเคลื่อน (Residual); $\hat{e}_t$ จะไม่มีสหสัมพันธ์ต่อกันในทุก ๆ ช่วงเวลา k ในที่นี้ k = 1, 2, ..., 18 และมีการกระจายแบบปกติด้วยค่าเฉลี่ย = 0 และค่าแปรปรวน = σ_e^2

และการทดสอบความเหมาะสมของรูปแบบ อีกวิธีหนึ่งที่จะนำมาทดสอบก็คือ การทดสอบไค - สแควร์ หรือ X^2 - Test

ดำเนินการทดสอบสมมติฐาน H_o : รูปแบบ ARIMA (2,0,0,) หรือ $\dot{Y}_t = 0.625\dot{Y}_{t-1} + 0.202\dot{Y}_{t-2} + e_t$ มีความเหมาะสมกับข้อมูลอนุกรมเวลาปริมาณข้าวส่งออก โดยการวิเคราะห์เปรียบเทียบค่า ไค - สแควร์ จากการคำนวณและจากตารางสถิติดังนี้

จากการคำนวณ $X^2 = 16.520$ degree of freedom = 15

จากตารางสถิติ $\chi^2_{(1-\alpha)}$ ณ ระดับนัยสำคัญ = 0.05 และ degree of freedom = 15



ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 มีเหตุผลเพียงพอที่จะยอมรับสมมติฐาน

จากการทดสอบทั้งหมดดังข้างต้น แสดงว่ารูปแบบ ARIMA (2,0,0) คือ

$$\dot{Y}_t = \underset{(0.115)}{0.625}\ \dot{Y}_{t-1} + \underset{(0.115)}{0.202}\ \dot{Y}_{t-2} + e_t \quad \text{หรือ}$$

$$(Y_t - 105.268) = 0.625(Y_{t-1} - 105.268) + 0.202(Y_{t-2} + 105.268) + e_t$$

มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาของปริมาณข้าวที่ส่งออกดีพอ

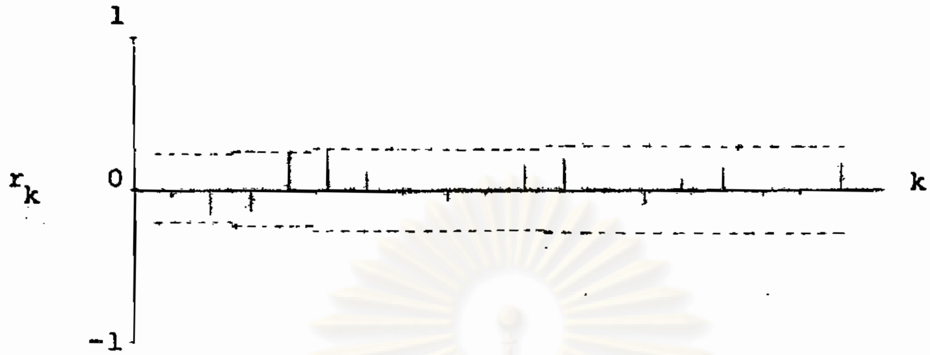
3.2 <u>การวิเคราะห์หารูปแบบที่เหมาะสมกับข้อมูลอนุกรมเวลาของปริมาณยางที่ส่งออก</u>

3.2.1 การกำหนดรูปแบบ จากข้อมูลอนุกรมเวลาของปริมาณยางที่ส่งออกในตารางที่ 1.3 นำมาคำนวณหาค่าสัมประสิทธิ์ออโตคอริเลชั่นของตัวอย่าง (Sample Autocorrelation Coefficient) และส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน (Standard Deviation) ของข้อมูลจริงและข้อมูลที่ได้จากผลต่างครั้งที่ 1 ดังตาราง 3.4 และแผนภาพที่ 3.4 (ก) และ 3.4 (ข)

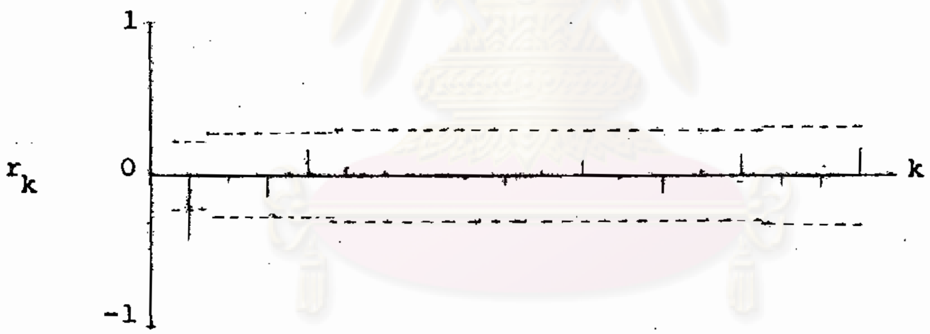
ตารางที่ 3.4 แสดงค่าสัมประสิทธิ์ออโตคอริเลชั่นของตัวอย่าง (r_k) และส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน ($\sqrt{Var\ r_k}$) ของปริมาณยางที่ส่งออก

k	ข้อมูลจริง		ข้อมูลจากผลต่างครั้งที่	
	r_k	$\sqrt{Var\ r_k}$	r_k	$\sqrt{Var\ r_k}$
1	-0.087	0.1178	-0.452	0.1186
2	-0.193	0.1187	-0.051	0.1408
3	-0.182	0.1230	-0.168	0.1411
4	0.198	0.1267	0.165	0.1439
5	0.218	0.1309	0.056	0.1466
6	0.107	0.1359	0.006	0.1469
7	-0.016	0.1371	-0.016	0.1469
8	-0.097	0.1371	-0.055	0.1469
9	-0.057	0.1381	-0.078	0.1472
10	0.147	0.1384	0.065	0.1478
11	0.204	0.1405	0.112	0.1482
12	0.029	0.1446	-0.016	0.1494
13	-0.125	0.1447	-0.145	0.1494
14	0.050	0.1462	0.042	0.1514
15	0.123	0.1464	0.125	0.1516
16	-0.063	0.1479	-0.095	0.1530
17	-0.053	0.1483	-0.086	0.1539
18	0.158	0.1485	0.181	0.1545

ค่าเฉลี่ย	= 27.644	0.024
ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน	= 10.301	15.293
จำนวนข้อมูล (t)	= 72	71



แผนภาพที่ 3.4(ก) **ค่าสัมประสิทธิ์ออโตคอริเลชั่นของตัวอย่างของข้อมูลจริง** (ยาง)



แผนภาพที่ 3.4(ข) **ค่าสัมประสิทธิ์ออโตคอริเลชั่นของตัวอย่างของข้อมูล**
จากผลต่างครั้งที่ 1 (ยาง)

จากการพิจารณาค่า r_k ของข้อมูลจริง ดังแผนภาพที่ 3.4(ก) เมื่อ $k = 1, 2, ...18$ มีการเปลี่ยนแปลงค่าค่อนข้างเร็ว ซึ่งจะเป็นลักษณะของอนุกรมเวลาคงที่ นั่นคือแสดงว่าข้อมูลอนุกรมนี้เป็นอนุกรมเวลาคงที่ ในการเลือกรูปแบบที่มีความเหมาะสมกับข้อมูลชุดนี้ก็เช่นเดียวกัน นำแผนภาพที่ 3.4(ก) เปรียบเทียบกับรูปที่ 2.4 รูปแบบที่ได้คือ

$$\text{ARIMA}(2,0,0) \; : \; \mathring{y}_t = \emptyset_1 \mathring{y}_{t-1} + \emptyset_2 \mathring{y}_{t-2} + e_t$$

โดยที่ $\mathring{y}_t = y_t - \mu$

$\emptyset_2 + \emptyset_1 < 1$

$\emptyset_2 - \emptyset_1 < 1$

$-1 < \emptyset_2 < 1$

และ $t = 1, 2, \ldots, 72$

ทั้งนี้ภายใต้ข้อสมมติว่า

1. $E(e_t) = 0$, $Var(e_t) = \sigma_e^2$ ทุกค่าของ t
2. $E(e_t e_{t'}) = 0$ สำหรับ $t \neq t'$
3. $E(e_t y_{t'}) = 0$ " $t' < t$

ค่าประมาณเบื้องต้นของพารามิเตอร์ของ $\emptyset_1, \emptyset_2$; $\hat{\emptyset}_2$ และ $\hat{\emptyset}_2$ คำนวณหาจากความสัมพันธ์ระหว่างตัวสัมประสิทธิ์ออโตคอริเลชั่นกับพารามิเตอร์ โดยใช้ r_k เป็นค่าประมาณของ ρ_k คือ $\hat{\rho}_k$ ได้ค่าดังนี้

$\hat{\emptyset}_1 = -0.105$ และ $\hat{\emptyset}_2 = -0.202$

รูปแบบคือ $\mathring{y}_t = -0.105 \, \mathring{y}_{t-1} - 0.202 \, \mathring{y}_{t-2} + e_t$; $\mathring{y}_t = y_t - \mu$

3.2.2 การหาค่าประมาณที่ดีที่สุดของพารามิเตอร์ ใช้วิธีการคำนวณเช่นเดียวกับวิธีการในข้อ 3.1.2 โดยกำหนดเงื่อนไขในการคำนวณดังนี้

ค่าเปลี่ยนแปลงของพารามิเตอร์ ($\emptyset_1, \emptyset_2$)		= 0.004
ค่าผลต่างของ S.S. Deviation		= 0.25
ค่าประมาณเบื้องต้นของพารามิเตอร์	$\hat{\emptyset}_1$	= -0.105
	$\hat{\emptyset}_2$	= -0.202

ค่าของ S.S. Deviation ที่ต่ำสุด = 6902.978

ค่าประมาณที่ดีที่สุดของพารามิเตอร์ $\hat{\phi}_1$ = -0.133

$\hat{\phi}_2$ = -0.202

ฉะนั้นรูปแบบ คือ

ARIMA (2,0,0) : $\mathring{y}_t = -0.133\, \mathring{y}_{t-1} - 0.202\, \mathring{y}_{t-2} + e_t$

จากรูปแบบที่ได้นี้หาค่าคาดหมาย (Fitted Value; $\hat{y}_t$) และนำมาเปรียบเทียบกับค่าข้อมูลจริง ดังตารางที่ 3.5 และแผนภาพที่ 3.5

3.2.3 การทดสอบความเหมาะสมของรูปแบบ จากรูปแบบที่ได้จะต้องนำมาทดสอบว่ามีความเหมาะสมกับข้อมูลนี้เป็นอย่างดีหรือไม่ จากตารางที่ 3.5 หาค่าความคลาดเคลื่อนระหว่างข้อมูลจริงและค่าคาดหมาย คือ Residuals โดยมีข้อสมมติฐานในการทดสอบดังนี้

1. ค่าความคลาดเคลื่อน : $\hat{e}_t$ จะต้องไม่มีสหสัมพันธ์ต่อกันทุก ๆ ช่วงเวลา k; (k = 1, 2,...,18) หรือ $r_k(\hat{e}) = 0$
2. ค่าความคลาดเคลื่อนนี้จะมีการกระจายแบบปกติด้วย ค่าเฉลี่ย = 0 และค่าความแปรปรวน = $\hat{\sigma}_e^2$

ดำเนินการทดสอบสมมุติฐาน $H_o : E(\hat{e}_t) = \bar{\hat{e}}_t = 0$ โดยการวิเคราะห์เปรียบเทียบค่ามัชฌิมเลขคณิต ($\bar{\hat{e}}_t$) กับค่าประมาณของส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของค่าความคลาดเคลื่อน ($\hat{\sigma}_e / \sqrt{N}$)

ในที่นี้ $\bar{\hat{e}}_t = 0.3165$ และ $\hat{\sigma}_e / \sqrt{N} = 1.2312$

จะเห็นได้ว่า $\bar{\hat{e}}_t$ มีค่าน้อยกว่า $\hat{\sigma}_e / \sqrt{N}$ อยู่ในเกณฑ์ที่จะยอมรับสมมุติฐาน

สรุปได้ว่า $E(\hat{e}_t) = 0$

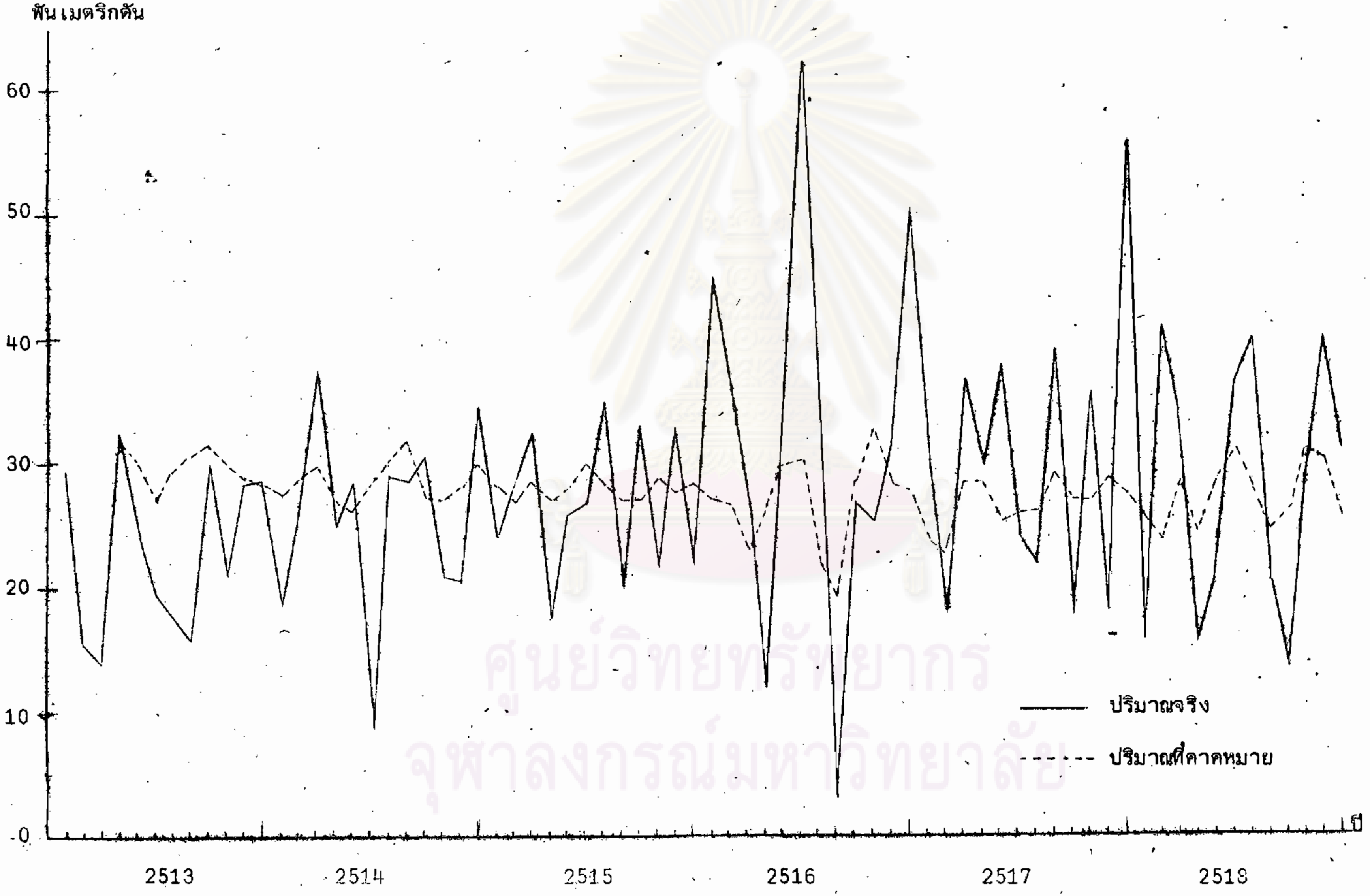
ดำเนินการทดสอบสมมุติฐาน H_o : $r_k(\hat{e}) = 0;\ k = 1, 2, \ldots, 18$ โดยการวิเคราะห์เปรียบเทียบ $r_k(\hat{e})$ กับค่าประมาณของส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของ $r_k(\hat{e})$ คือ $\hat{\sigma}_{r_k(\hat{e})} = +\sqrt{\hat{Var}\left[r_k(\hat{e})\right]}$ ซึ่งเกณฑ์ในการยอมรับสมมุติฐานก็คือ $\left|r_k(\hat{e})\right| \leq Z_{\alpha/2}\ \hat{\sigma}_{r_k(\hat{e})}$ **ดังตารางที่ 3.6** และแผนภาพที่ 3.6 **ทั้งนี้ ณ ระดับนัยสำคัญ** 0.05

ตารางที่ 3.5 เปรียบเทียบค่าจริงและค่าคาดหมายของปริมาณยางที่ส่งออกจากรูปแบบ ARIMA (2,0,0)

หน่วย : พันเมตริกตัน

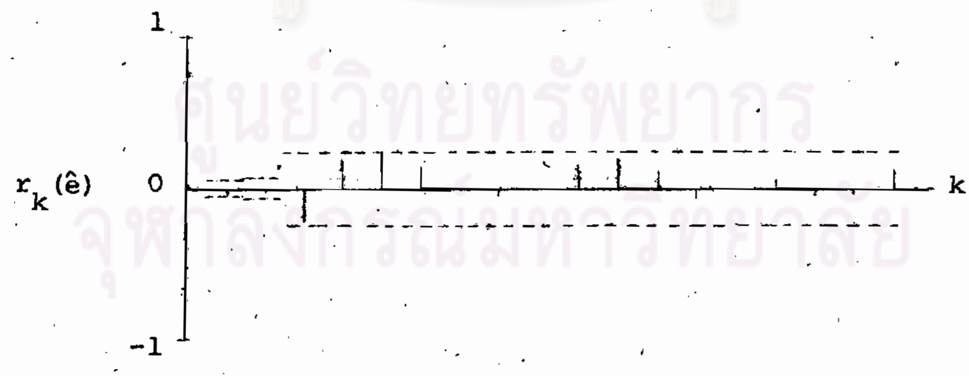
t	ค่าจริง	ค่าคาดหมาย	t	ค่าจริง	ค่าคาดหมาย	t	ค่าจริง	ค่าคาดหมาย
1	29.34	*	25	23.86	28.17	49	30.24	23.87
2	15.67	*	26	28.11	26.89	50	17.91	22.65
3	13.88	*	27	32.88	28.35	51	36.56	28.41
4	32.52	31.89	28	17.55	26.85	52	29.37	28.42
5	24.24	29.78	29	25.91	27.93	53	37.78	25.61
6	19.33	27.11	30	26.47	29.91	54	23.89	25.95
7	17.44	29.44	31	34.94	28.15	55	21.78	26.10
8	15.91	30.68	32	19.72	26.91	56	38.89	29.18
9	29.59	31.26	33	32.31	27.22	57	17.56	27.33
10	20.76	29.76	34	21.38	28.62	58	35.30	26.71
11	28.74	28.17	35	32.88	27.53	59	17.94	28.66
12	28.19	28.89	36	21.68	28.21	60	55.69	27.39
13	18.57	27.35	37	44.73	27.38	61	15.90	25.87
14	26.18	28.74	38	36.24	26.58	62	40.80	23.54
15	37.51	29.67	39	26.91	23.06	63	32.84	28.27
16	24.83	26.63	40	11.47	26.02	64	15.29	24.30
17	28.37	26.02	41	33.48	29.94	65	20.62	28.24
18	8.66	28.12	42	62.24	30.13	66	36.01	31.07
19	28.79	30.02	43	38.68	21.86	67	39.97	27.95
20	28.54	31.33	44	3.00	19.19	68	20.51	24.31
21	30.20	27.29	45	26.94	28.69	69	13.22	26.10
22	21.24	27.12	46	25.08	32.72	70	29.80	31.00
23	20.60	27.98	47	31.16	28.13	71	39.82	30.27
24	34.38	29.87	48	50.65	27.69	72	31.05	25.59

แผนภาพที่ 3.5 เปรียบเทียบปริมาณยางที่ส่งออกจริงกับปริมาณที่คาดหมาย จากรูปแบบ ARIMA (2,0,0) เป็นรายเดือน ตั้งแต่ปี 2513 - 2518



ตารางที่ 3.6 แสดงค่าสัมประสิทธิ์ออโตคอริเลชั่นของค่าความคลาดเคลื่อน ; $[r_k(\hat{e})]$ และค่าประมาณของส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของ $r_k(\hat{e})$; $[\hat{\sigma}_{r_k(\hat{e})}]$ ของปริมาณยางที่ส่งออก

k	$r_k(\hat{e})$	$\hat{\sigma}_{r_k(\hat{e})}$	k	$r_k(\hat{e})$	$\hat{\sigma}_{r_k(\hat{e})}$
1	-0.04415	0.02414	10	0.16149	0.11952
2	-0.01796	0.02727	11	0.20174	0.11952
3	-0.21080	0.11952	12	0.10973	0.11952
4	0.18692	0.11952	13	-0.06037	0.11952
5	0.21759	0.11952	14	0.05290	0.11952
6	0.15319	0.11952	15	0.06242	0.11952
7	-0.00430	0.11952	16	-0.04864	0.11952
8	-0.08178	0.11952	17	-0.03106	0.11952
9	-0.01076	0.11952	18	0.14892	0.11952



แผนภาพที่ 3.6 เปรียบเทียบค่า $r_k(\hat{e})$ และ $\pm 2\,\hat{\sigma}_{r_k(\hat{e})}$ ของปริมาณที่ส่งออก

นั่นคือ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 มีเหตุผลเพียงพอที่จะยอมรับว่า $r_k(\hat{e}) = 0$; $k = 1,2,...,18$ หมายความว่า ค่าความคลาดเคลื่อนไม่มีสหสัมพันธ์ต่อกัน

จากการทดสอบทั้ง 2 กรณีสรุปได้ว่าค่าความคลาดเคลื่อน $\hat{e}_t$ จะไม่มีสหสัมพันธ์ต่อกันในทุก ๆ ช่วงเวลา k: k = 1, 2,... 18 และมีการกระจายแบบปกติด้วย ค่าเฉลี่ย = 0 และค่าความแปรปรวน $= \sigma_e^2$

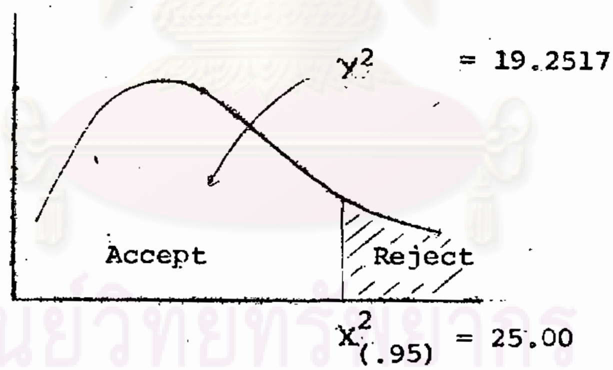
การทดสอบโดยใช้ χ^2 - test ดังนี้

ดำเนินการทดสอบสมมติฐาน H_o : รูปแบบ ARIMA (2,0,0) :

$\mathring{y}_t = -0.133\ \mathring{y}_{t-1} - 0.202\ \mathring{y}_{t-2} + e_t$ มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาปริมาณยางที่ส่งออก โดยการวิเคราะห์เปรียบเทียบค่า χ^2 จากการคำนวณและจากตารางสถิติดังนี้

จากการคำนวณ $\chi^2 = 19.2517$

จากตารางสถิติ $\chi^2_{(.95)} = 25.00$; degree of freedom = 15



ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 มีเหตุผลเพียงพอที่จะยอมรับสมมติฐาน

จากการทดสอบทั้งหมดดังข้างต้น แสดงว่ารูปแบบ ARIMA (2,0,0) :

$$\mathring{y}_t = \underset{(0.115)}{-0.133}\ \mathring{y}_{t-1} - \underset{(0.115)}{0.202}\ \mathring{y}_{t-2} + e_t$$ หรือ

$$(Y_t - 27.644) = -0.113(Y_{t-1} - 27.644) - 0.202(Y_{t-2} - 27.644) + e_t$$

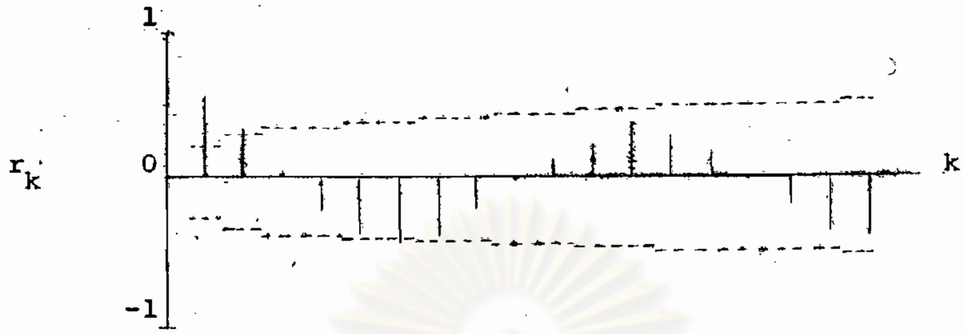
มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาของปริมาณยางส่งออกดีพอ

3.3 <u>การวิเคราะห์หารูปแบบที่เหมาะสมกับข้อมูลอนุกรมเวลาของปริมาณข้าวโพดที่ส่งออก</u>

3.3.1 การกำหนดรูปแบบ จากข้อมูลอนุกรมเวลาของปริมาณข้าวโพดที่ส่งออก ในตารางที่ 1.4 นำมาคำนวณค่าสัมประสิทธิ์ออโตคอริเลชันของตัวอย่าง (Sample Autocorrelation Coefficient) และส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน (Standard Deviation) ของข้อมูลจริงและข้อมูลที่ได้จากผลต่างครั้งที่ 1 ดังตาราง 3.7 และแผนภาพที่ 3.7 (ก) และ 3.7(ข)

ตารางที่ 3.7 แสดงค่าสัมประสิทธิ์ออโตคอริเลชันของตัวอย่าง(r_k) และส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน ($\sqrt{Var\ r_k}$) ของปริมาณข้าวโพดที่ส่งออก

k	ข้อมูลจริง		ข้อมูลจากผลต่างครั้งที่ 1	
	r_k	$\sqrt{Var\ r_k}$	r_k	$\sqrt{Var\ r_k}$
1	0.677	0.1178	-0.019	0.1186
2	0.394	0.1632	0.085	0.1187
3	0.071	0.1759	0.021	0.1195
4	-0.225	0.1763	-0.203	0.1196
5	-0.434	0.1803	-0.220	0.1244
6	-0.458	0.1943	-0.156	0.1297
7	-0.386	0.2088	-0.186	0.1324
8	-0.224	0.2185	-0.089	0.1360
9	-0.035	0.2217	0.048	0.1368
10	0.124	0.2217	0.040	0.1371
11	0.232	0.2227	-0.102	0.1372
12	0.379	0.2260	0.428	0.1383
13	0.300	0.2347	0.012	0.1559
14	0.202	0.2400	0.215	0.1559
15	-0.011	0.2424	0.047	0.1600
16	-0.205	0.2424	-0.101	0.1602
17	-0.384	0.2448	-0.155	0.1611
18	-0.417	0.2531	-0.235	0.1632
	ค่าเฉลี่ย =149.181		2.284	
	ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน = 96.719		74.137	
	จำนวนข้อมูล (t) = 72		71	



แผนภาพที่ 3.7(ก) **ค่าสัมประสิทธิ์ออโตคอริเลชั่นของตัวอย่างของข้อมูลจริง (ข้าวโพด)**

แผนภาพที่ 3.7(ข) **ค่าสัมประสิทธิ์ออโตคอริเลชั่นของตัวอย่างของข้อมูลจากผลต่างครั้งที่ 1 (ข้าวโพด)**

จากการพิจารณาค่า r_k ของข้อมูลจริง ดังแผนภาพที่ 3.7(ก) เมื่อ $k = 1, 2, ..., 18$ มีการเปลี่ยนแปลงค่าค่อนข้างเร็ว ซึ่งจะเป็นลักษณะของอนุกรมเวลาคงที่ นั่นคือแสดงว่าอนุกรมเวลาของปริมาณข้าวโพดส่งออกนี้เป็นอนุกรมเวลาคงที่ ในการเลือกรูปแบบที่มีความเหมาะสมกับข้อมูลชุดนี้ โดยนำแผนภาพที่ 3.7(ก) เปรียบเทียบกับรูปที่ 2.4 รูปแบบนี้ได้คือ

ARIMA (2,0,0) : $\mathring{y}_t = \phi_1\mathring{y}_{t-1} + \phi_2\mathring{y}_{t-2} + e_t$

โดยที่ $\mathring{y}_t = y_t - \mu = y_t - 149.181$

$\phi_2 + \phi_1 < 1$

$\phi_2 - \phi_1 < 1$

$-1 < \phi_2 < 1$

และ $t = 1, 2, \ldots, 72$

ทั้งนี้ภายใต้ข้อสมมติว่า

1. $E(e_t) = 0$, $Var(e_t) = \sigma_e^2$ ทุกค่าของ t
2. $E(e_t e_{t'}) = 0$ สำหรับ $t \neq t'$
3. $E(e_t y_{t'}) = 0$ " $t' < t$

คำนวณหาค่าประมาณเบื้องต้นของพารามิเตอร์ ϕ_1, ϕ_2; $\hat{\phi}_1$ และ $\hat{\phi}_2$ โดยใช้ค่า r_k เป็นค่าประมาณของ ρ_k คือ $\hat{\rho}_k$ ได้ค่าดังนี้

$\hat{\phi}_1 = 0.757$ และ $\hat{\phi}_2 = -0.119$

รูปแบบคือ $\mathring{y}_t = 0.757\, \mathring{y}_{t-1} - 0.119\, \mathring{y}_{t-2} + e_t; \mathring{y}_t = y_t - \mu$

3.3.2 การหาค่าประมาณที่ดีที่สุดของพารามิเตอร์ ใช้วิธีการคำนวณเช่นเดียวกับวิธีการในข้อ 3.1.2 โดยมีเงื่อนไขในการคำนวณดังนี้

ค่าเปลี่ยนแปลงของพารามิเตอร์ (ϕ_1, ϕ_2) = 0.001

ค่าผลต่างของ S.S. Deviation = 0.50

ค่าประมาณเบื้องต้นของพารามิเตอร์ $\hat{\phi}_1$ = 0.757

$\hat{\phi}_2$ = -0.119

ค่าของ S.S. Deviation ที่ต่ำสุด $= 324,477.38$

ค่าประมาณที่ดีที่สุดของพารามิเตอร์ $\hat{\phi}_1 = 0.828$

$\hat{\phi}_2 = -0.146$

ฉะนั้นรูปแบบคือ

ARIMA (2,0,0): $\dot{y}_t = 0.828\ \dot{y}_{t-1} - 0.146\ \dot{y}_{t-2} + e_t$

จากรูปแบบที่ได้นี้คำนวณหาค่าคาดหมาย และนำมาเปรียบเทียบกับค่าข้อมูลจริง ดังตารางที่ 3.8 และแผนภาพที่ 3.8

3.3.3 การทดสอบความเหมาะสมของรูปแบบ จากตารางที่ 3.8 หาค่าความคลาดเคลื่อน (Residuals) ทำการทดสอบว่ารูปแบบที่เลือกใช้มีความเหมาะสมดีพอหรือไม่ โดยมีข้อสมมติฐานในการทดสอบดังนี้

1. ค่าความคลาดเคลื่อน : $\hat{e}_t$ จะต้องไม่มีสหสัมพันธ์ต่อกันทุก ๆ ช่วงเวลา k; $(k = 1,2, \ldots, 18)$ หรือ $r_k(\hat{e}) = 0$
2. ค่าความคลาดเคลื่อนนี้จะมีการกระจายแบบปกติด้วย ค่าเฉลี่ย = 0 และค่าความแปรปรวน = $\hat{\sigma}_e^2$

ดำเนินการทดสอบสมมุติฐานH_o : $E(\hat{e}_t) = \bar{\hat{e}}_t = 0$ โดยการวิเคราะห์เปรียบเทียบค่ามัชฌิมเลขคณิต $(\bar{\hat{e}}_t)$ กับค่าประมาณของส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของค่าความคลาดเคลื่อน $(\hat{\sigma}_e/\sqrt{N})$

ในที่นี้ $\bar{\hat{e}}_t = 2.7405$ และ $\hat{\sigma}_e/\sqrt{N} = 8.4411$

จะเห็นได้ว่า $\bar{\hat{e}}_t$ มีค่าน้อยกว่า $\hat{\sigma}_e/\sqrt{N}$ อยู่ในเกณฑ์ที่จะยอมรับสมมุติฐาน

สรุปได้ว่า $E(\hat{e}_t) = 0$

ดำเนินการทดสอบสมมุติฐานH_o : $r_k(\hat{e}) = 0$; $k = 1, 2, \ldots, 18$ โดยการวิเคราะห์เปรียบเทียบ $r_k(\hat{e})$ กับค่าประมาณของส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของ $r_k(\hat{e})$ คือ $\hat{\sigma}_{r_k(\hat{e})} = +\sqrt{\hat{Var}\left[r_k(\hat{e})\right]}$ ซึ่งเกณฑ์ในการยอมรับสมมุติฐานก็คือ $|r_k(\hat{e})| \leq Z_{\alpha/2}\ \hat{\sigma}_{r_k(\hat{e})}$ ดังตารางที่ 3.9 และแผนภาพ 3.9 ทั้งนี้ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05

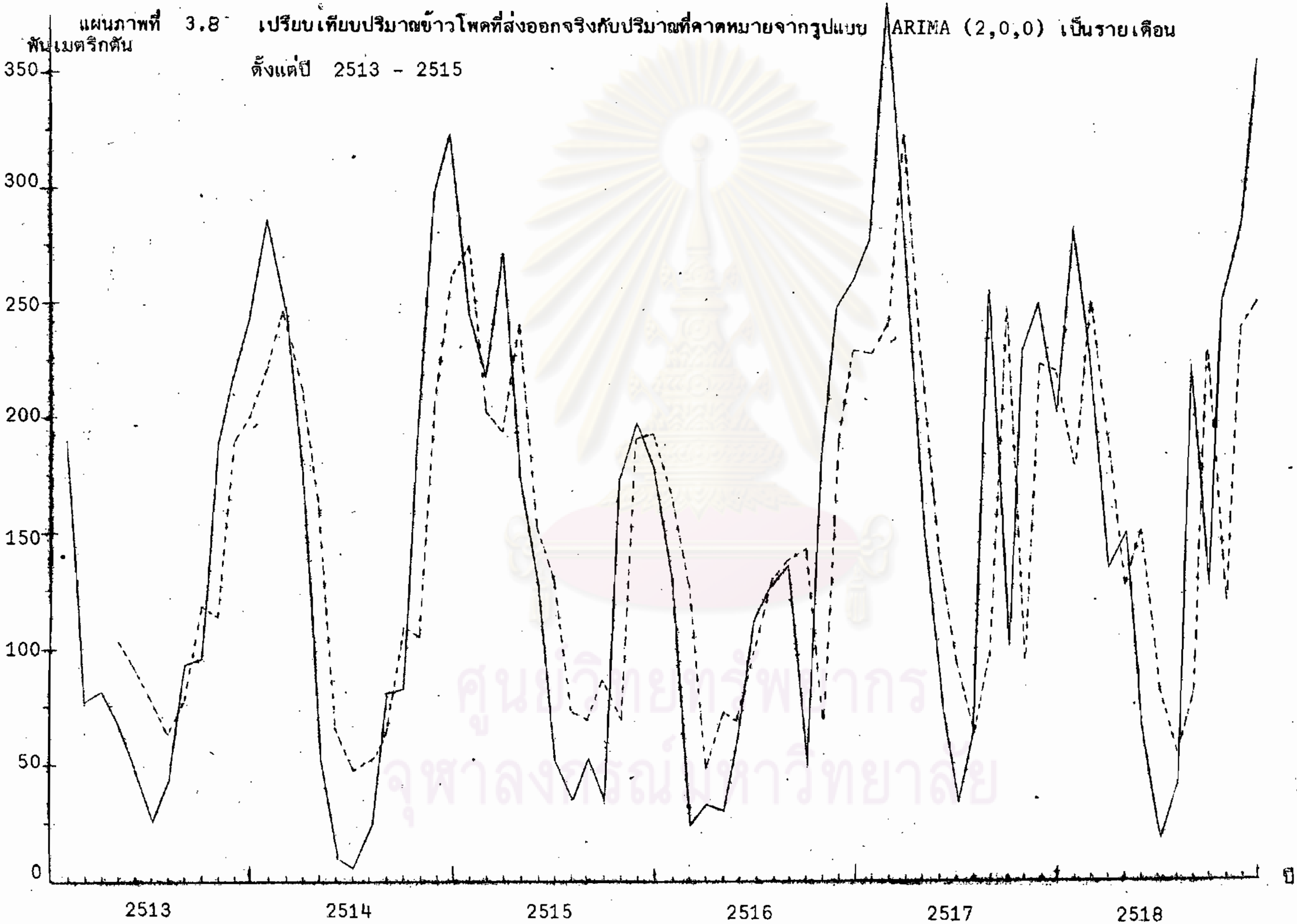
ตารางที่ 3.8 เปรียบเทียบค่าจริงและค่าคาดหมายของปริมาณข้าวโพดที่ส่งออกจาก

รูปแบบ ARIMA (2, 0, 0)

หน่วย : พันเมตริกตัน

t	ค่าจริง	ค่าคาดหมาย	t	ค่าจริง	ค่าคาดหมาย	t	ค่าจริง	ค่าคาดหมาย
1	191.25	*	25	243.71	273.01	49	277.20	225.92
2	76.91	*	26	216.63	201.90	50	380.52	239.05
3	81.54	*	27	270.19	191.23	51	266.81	322.04
4	67.29	103.72	28	174.68	239.53	52	155.12	212.80
5	48.56	91.25	29	130.22	152.63	53	81.18	136.92
6	26.26	77.82	30	52.62	129.76	54	33.56	92.01
7	42.61	62.09	31	34.66	72.00	55	65.40	63.37
8	93.19	78.89	32	52.79	68.46	56	25.88	96.69
9	95.18	118.38	33	33.88	86.09	57	100.43	247.28
10	187.20	112.64	34	172.26	67.78	58	228.73	93.68
11	218.18	188.54	35	197.31	185.12	59	248.57	222.16
12	243.39	200.76	36	178.12	185.66	60	201.08	219.86
13	286.10	217.11	37	129.01	166.12	61	279.15	177.64
14	248.52	248.80	38	22.96	128.25	62	221.00	249.22
15	178.43	211.44	39	32.80	47.61	63	132.75	189.67
16	54.09	158.90	40	29.66	71.24	64	148.60	125.29
17	9.30	66.18	41	63.16	67.21	65	66.49	151.10
18	6.76	47.24	42	111.87	95.40	66	18.68	80.80
19	24.78	51.68	43	126.62	130.85	67	40.44	53.20
20	80.82	66.97	44	135.10	135.95	68	222.66	78.20
21	81.88	110.74	45	47.14	140.82	69	124.06	225.90
22	204.59	103.44	46	179.44	66.75	70	249.73	117.65
23	293.38	204.88	47	249.97	189.13	71	283.75	236.10
24	324.16	260.49	48	259.64	228.22	72	353.44	245.92

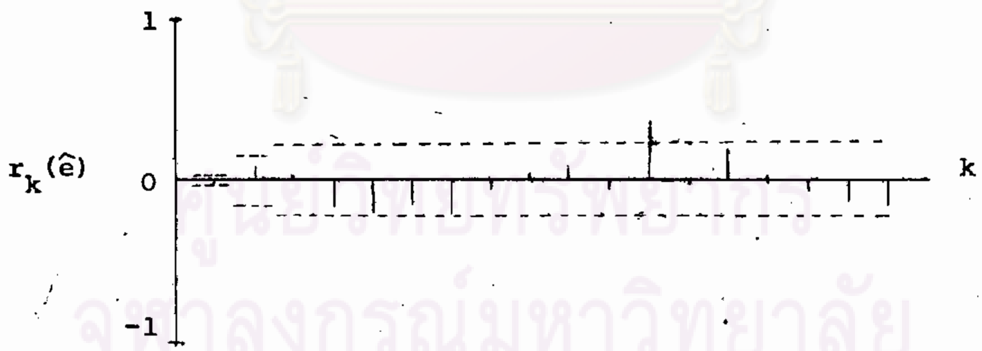
แผนภาพที่ 3.8 เปรียบเทียบปริมาณข้าวโพดที่ส่งออกจริงกับปริมาณที่คาดหมายจากรูปแบบ ARIMA (2,0,0) เป็นรายเดือน ตั้งแต่ปี 2513 - 2515



67

ตารางที่ 3.9 แสดงค่าสัมประสิทธิ์ออโตคอริเลชั่นของค่าความคลาดเคลื่อน ; $[r_k(\hat{e})]$ และค่าประมาณของส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของ $r_k(\hat{e})$; $[\hat{\sigma}_{r_k(\hat{e})}]$ ของปริมาณข้าวโพดที่ส่งออก

k	$r_k(\hat{e})$	$\hat{\sigma}_{r_k}(\hat{e})$	k	$r_k(\hat{e})$	$\hat{\sigma}_{r_k}(\hat{e})$
1	-0.04211	0.01745	10	0.08292	0.11952
2	0.15741	0.08629	11	-0.08061	0.11952
3	0.04046	0.11952	12	0.43546	0.11952
4	-0.17460	0.11952	13	-0.04365	0.11952
5	-0.21020	0.11952	14	0.18239	0.11952
6	-0.15633	0.11952	15	-0.00428	0.11952
7	-0.20361	0.11952	16	-0.09905	0.11952
8	-0.07010	0.11952	17	-0.15055	0.11952
9	-0.04285	0.11952	18	-0.22579	0.11952



แผนภาพที่ 3.9 เปรียบเทียบค่า $r_k(\hat{e})$ และ $\pm 2\,\hat{\sigma}_{r_k(\hat{e})}$ ของปริมาณข้าวโพดที่ส่งออก

นั่นคือ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 มีเหตุผลเพียงพอที่จะยอมรับว่า $r_k(\hat{e}) = 0;\ k = 1, 2, \ldots, 18$ หมายความว่าค่าความคลาดเคลื่อนไม่มีสหสัมพันธ์ต่อกัน

จากการทดสอบทั้ง 2 กรณี สรุปได้ว่าค่าความคลาดเคลื่อน $\hat{e}_t$ จะไม่มีสหสัมพันธ์ต่อกันในทุก ๆ ช่วงเวลา k; k = 1,2,..,18 และมีการกระจายแบบปกติด้วยค่าเฉลี่ย = 0 และค่าความแปรปรวน = σ_e^2

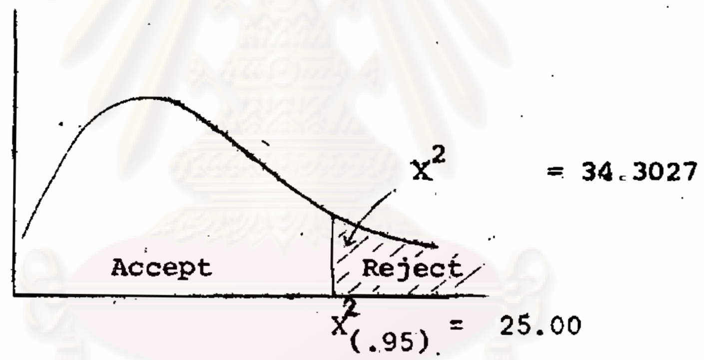
การทดสอบโดยใช้ X^2 - Test ดังนี้

ดำเนินการทดสอบสมมุติฐาน H_o : รูปแบบ ARIMA (2, 0, 0)

$\mathring{y}_t = 0.828\ \mathring{y}_{t-1} - 0.146\ \mathring{y}_{t-2} + e_t$ มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาปริมาณข้าวโพดที่ส่งออก โดยการวิเคราะห์เปรียบเทียบค่า X^2 จากการคำนวณและจากตารางสถิติ ดังนี้

จากการคำนวณ $X^2 = 34.3027$

จากตารางสถิติ $X^2_{(.95)} = 25.00$; degree of freedom = 15



ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 ปรากฏว่าอยู่ในเกณฑ์ปฏิเสธสมมุติฐาน ซึ่งหมายความว่ารูปแบบที่เลือกใช้กับข้อมูลนี้ไม่มีความเหมาะสมดีพอ

จากการทดสอบทั้งหมดข้างต้น ในการทดสอบตอนต้นปรากฏว่าอยู่ในเกณฑ์รับสมมุติฐาน แต่การทดสอบโดย X^2 - Test อยู่ในเกณฑ์ปฏิเสธ ฉะนั้นพอสรุปได้ว่ารูปแบบนี้มีความเหมาะสมพอจะใช้ในการคาดคะเนค่าในอนาคตได้แต่ไม่ดีพอ และจากการพิจารณาข้อมูลชุดนี้จากตารางที่ 1.4 และแผนภาพที่ 1.4 พอจะกล่าวได้ว่าข้อมูลของปริมาณข้าวโพดที่ส่งออกน่าจะเป็นอนุกรมเวลาฤดูกาล

3.4 ในส่วนนี้จะได้นำข้อมูลอนุกรมเวลาปริมาณข้าวโพดที่ส่งออกมาวิเคราะห์หารูปแบบอนุกรมเวลาฤดูกาล โดยวิธีการของบ๊อกซ์และเจนกิ้นส์ ทั้งนี้จากการวิเคราะห์ดังข้างต้นของข้อมูลปริมาณข้าวโพดที่ส่งออกปรากฏว่ารูปแบบ AR (2) มีความเหมาะสมไม่ดีพอ และข้อมูลอนุกรมเวลาชุดนี้ควรจะเป็นอนุกรมเวลาฤดูกาลมากกว่า และถ้าพิจารณาค่า r_k จากแผนภาพที่ 3.9(ข) ค่า r_{12} จะมีค่าสูง แสดงว่าข้อมูลตัวที่ Y_1 และ Y_{12} มีความสัมพันธ์ต่อกันสูง ซึ่งเป็นลักษณะของอนุกรมเวลาฤดูกาล ซึ่งขั้นตอนในการวิเคราะห์ก็เช่นเดียวกับวิธีการในข้อ 2.1 ถึง 2.5 นั่นเอง รูปแบบของอนุกรมเวลาฤดูกาลจะเป็นรูปแบบที่แสดงความมีผลเกี่ยวข้องกันระหว่างเดือนและระหว่างปีภายในข้อมูลชุดนั้น รูปแบบที่จะนำมาวิเคราะห์ในที่นี้ คือ

ARIMA $(0,1,1)_{12}$: $Y_t - Y_{t-1} = e_t - \Theta_1^* e_{t-12}$; $|\Theta_1^*| < 1$

ARIMA (0,1,1) X ARIMA $(0,1,1)_{12}$ หรือเรียกว่า Multiplicative Seasonal Model of Order (0,1,1) X $(0,1,1)_{12}$:

$$Y_t - Y_{t-1} - Y_{t-12} + Y_{t-13} = e_t - \Theta_1 e_{t-1} - \Theta_1^* e_{t-12} + \Theta_1 \Theta_1^* e_{t-13} \quad ;$$

$$|\Theta_1| < 1$$

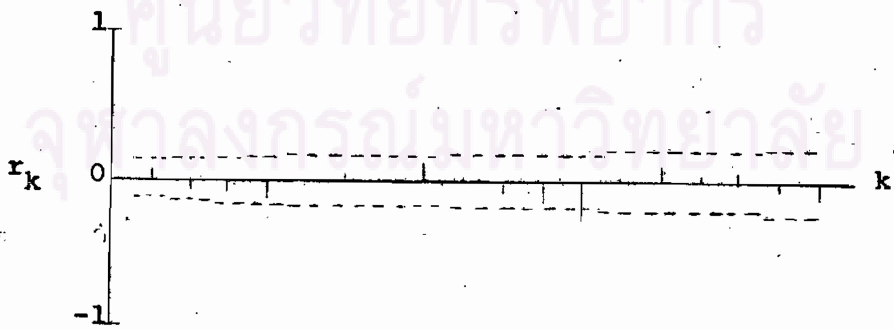
$$|\Theta_1^*| < 1$$

3.4.1 การกำหนดรูปแบบอนุกรมเวลาฤดูกาลสำหรับข้อมูลปริมาณข้าวโพดที่ส่งออก

จากการพิจารณาค่า r_k ของข้อมูลที่ได้จากผลต่างครั้งที่ 1 ดังตารางที่ 3.9 และแผนภาพที่ 3.9 r_{12} มีค่าสูงมาก รูปแบบอนุกรมเวลา ฤดูกาลจะเป็น ARIMA $(0,1,1)_{12}$ และจากการพิจารณาค่า r_k ของข้อมูลที่ได้จากผลต่าง ณ lag k ที่ 1 และ 12 ดังตารางที่ 3.10 และแผนภาพที่ 3.10

ตารางที่ 3.10 แสดงค่าสัมประสิทธิ์ออโตคอริเลชั่นของตัวอย่าง (r_k) และส่วนเบี่ยงเบนมาตราฐาน ($\sqrt{Var\ r_k}$) ของข้อมูลที่ได้จากผลต่าง ณ lag k ที่ 1 และ 12 ของปริมาณข้าวโพดที่ส่งออก

k	r_k	$\sqrt{Var\ r_k}$	k	r_k	$\sqrt{Var\ r_k}$
1	0.123	0.130	13	0.075	0.203
2	-0.190	0.132	14	0.292	0.204
3	-0.121	0.136	15	0.087	0.211
4	-0.309	0.138	16	0.157	0.211
5	-0.023	0.149	17	-0.133	0.213
6	0.126	0.149	18	-0.221	0.215
7	0.015	0.151	19	0.029	0.218
8	0.333	0.151	20	-0.087	0.219
9	0.082	0.163	21	0.054	0.219
10	-0.200	0.164	22	0.315	0.219
11	-0.338	0.168	23	0.294	0.227
12	-0.521	0.179	24	-0.013	0.233



แผนภาพที่ 3.10 ค่าสัมประสิทธิ์ออโตคอริเลชั่นของตัวอย่างของข้อมูลจากผลต่าง ณ lag k ที่ 1 และ 12 (ข้าวโพด)

รูปแบบอนุกรมเวลาฤดูกาลที่ได้ คือ

ARIMA $(0,1,1)_{12}$ $w_t = e_t - \theta_1^* e_{t-12}$; $|\theta_1^*| < 1$

หรือ $y_t - y_{t-1} = e_t - \theta_1^* e_{t-12}$

ค่าประมาณเบื้องต้นของพารามิเตอร์ $\theta_1 = -0.25$

ARIMA (0,1,1) X ARIMA $(0,1,1)_{12}$

$$y_t - y_{t-1} - y_{t-12} + y_{t-13} = e_t - \theta_1 e_{t-1} - \theta_1^* e_{t-12} + \theta_1 \theta_1^* e_{t-13}; \quad |\theta_1| < 1, \quad |\theta_1^*| < 1$$

ค่าประมาณเบื้องต้นของพารามิเตอร์ $\theta_1 = 0.318$

$\theta_1^* = 0.810$

ทั้งนี้ภายใต้ข้อสมมุติว่า

1. $E(e_t) = 0$, $Var(e_t) = \sigma_e^2$ ทุกค่าของ t
2. $E(e_t e_{t'}) = 0$ สำหรับ $t \neq t'$
3. $E(e_t y_{t'}) = 0$ " $t' < t$

3.4.2 การหาค่าประมาณที่ดีที่สุดของพารามิเตอร์ ใช้วิธีการเดียวกับวิธีการในข้อ 3.1.2 ได้ผลดังนี้

	ARIMA $(0,1,1)_{12}$	ARIMA (0,1,1) X ARIMA $(0,1,1)_{12}$
ค่าประมาณที่ดีที่สุดของพารามิเตอร์	$\theta_1^* = -0.392$	$\theta_1 = 0.192$, $\theta_1^* = 0.760$
ค่าของ S.S. Deviation ที่ต่ำที่สุด	309,720.80	235,597.10

จะเห็นได้ว่ารูปแบบ ARIMA (0,1,1) X ARIMA $(0,1,1)_{12}$ ให้ค่า S.S. Deviation ที่ต่ำกว่ารูปแบบ ARIMA $(0,1,1)_{12}$ และ ARIMA (2,0,0)

ในตอนต้นมาก ฉะนั้นรูปแบบที่ได้คือ

$$y_t - y_{t-1} - y_{t-12} + y_{t-13} = e_t - 0.192\, e_{t-1} - 0.760\, e_{t-12} + 0.146\, e_{t-13}$$

จากรูปแบบที่ได้นี้คำนวณหาค่าคาดหมาย; $\hat{y}_t$ และนำมาเปรียบเทียบกับค่าข้อมูลจริง ดังตารางที่ 3.11 และแผนภาพที่ 3.11

3.4.3 การทดสอบความเหมาะสมของรูปแบบ จากตารางที่ 3.11 หาค่าความคลาดเคลื่อนทำการทดสอบว่ารูปแบบที่เลือกใช้มีความเหมาะสมดีพอหรือไม่ โดยมีข้อสมมติฐานในการทดสอบดังนี้

1. ค่าความคลาดเคลื่อน ; $\hat{e}_t$ จะต้องไม่มีสหสัมพันธ์ต่อกันทุก ๆ ช่วงเวลา k; (k = 1,2, ... 18) หรือ $r_k(\hat{e}) = 0$
2. ค่าความคลาดเคลื่อนนี้จะมีการกระจายแบบปกติด้วยค่าเฉลี่ย = 0 และค่าความแปรปรวน $= \sigma_e^2$

ดำเนินการทดสอบสมมติฐาน $H_o: E(\hat{e}_t) = \bar{\hat{e}}_t = 0$ โดยการวิเคราะห์เปรียบเทียบค่ามัชฌิมเลขคณิต $(\bar{\hat{e}}_t)$ กับค่าประมาณของส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของค่าความคลาดเคลื่อน $(\hat{\sigma}_e / \sqrt{N})$

ในที่นี้ $\bar{\hat{e}}_t = -5.724$ และ $\hat{\sigma}_e / \sqrt{N} = 8.370$

จะเห็นได้ว่า $\bar{\hat{e}}_t$ มีค่าน้อยกว่า $\hat{\sigma}_e / \sqrt{N}$ อยู่ในเกณฑ์ที่จะยอมรับสมมติฐาน สรุปได้ว่า $E(\hat{e}_t) = 0$

ดำเนินการทดสอบสมมติฐาน $H_o: r_k(\hat{e}) = 0$; $k = 1,2, \ldots 18$ โดยการวิเคราะห์เปรียบเทียบ $r_k(\hat{e})$ กับค่าประมาณของส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของ $r_k(\hat{e})$ คือ $\hat{\sigma}_{r_k(\hat{e})}$ เกณฑ์ในการยอมรับสมมติฐานก็คือ $|r_k(\hat{e})| \leq Z_{\alpha/2}\, \hat{\sigma}_{r_k(\hat{e})}$ ดังตารางที่ 3.12 และแผนภาพที่ 3.12 ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05

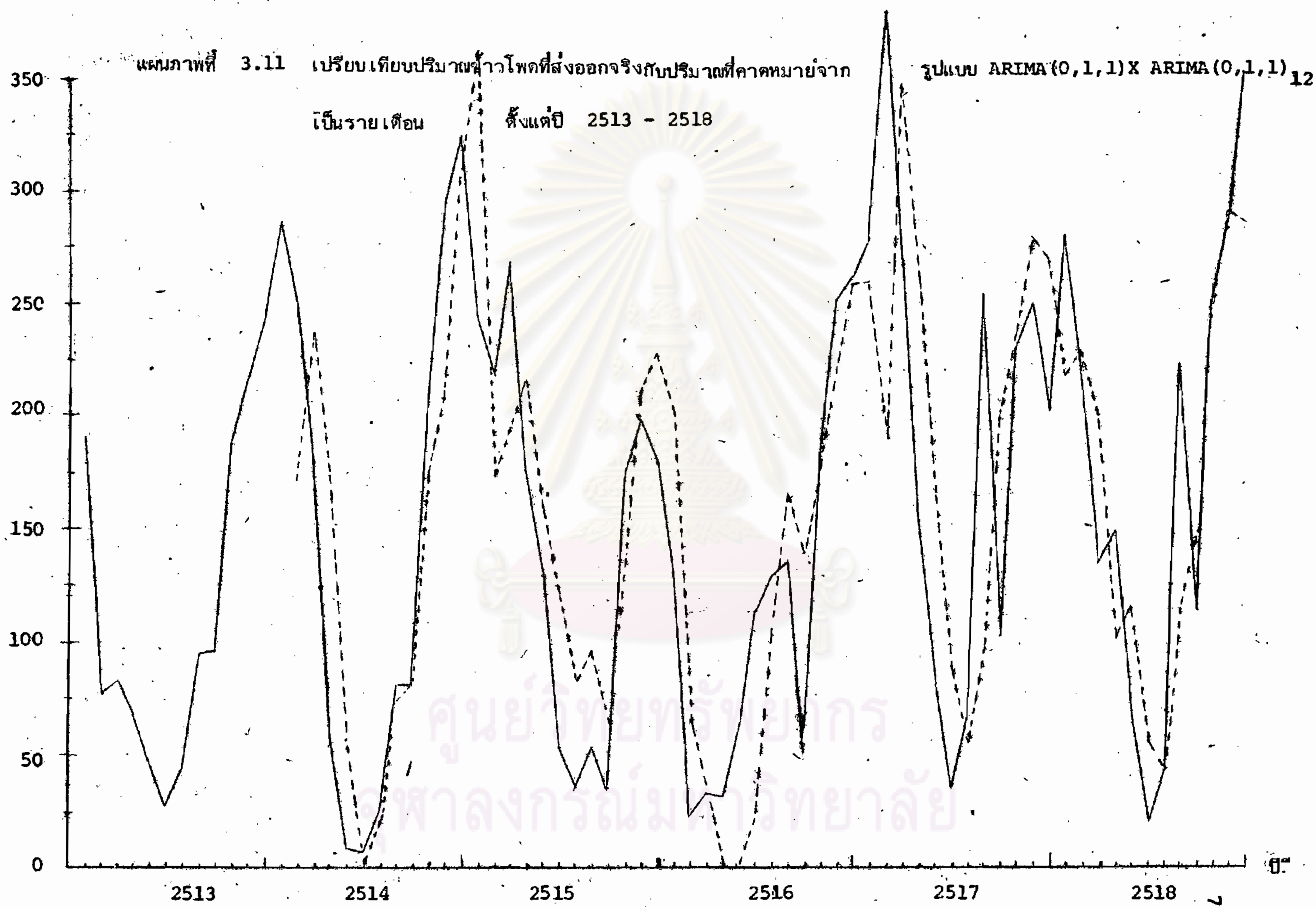
ตารางที่ 3.11 เปรียบเทียบค่าจริงและค่าคาดหมายของปริมาณข้าวโพดที่ส่งออกจากรูปแบบ ARIMA (0,1,1) X ARIMA $(0,1,1)_{12}$

หน่วย : พันเมตริกตัน

t	ค่าจริง	ค่าคาดหมาย	t	ค่าจริง	ค่าคาดหมาย	t	ค่าจริง	ค่าคาดหมาย
1	191.25	*	25	243.71	363.45	49	277.20	257.82
2	76.91	*	26	216.63	170.78	50	380.52	187.68
3	81.54	*	27	270.19	194.52	51	266.81	347.94
4	67.29	*	28	174.68	214.99	52	155.12	256.61
5	48.56	*	29	130.22	157.44	53	81.18	164.43
6	26.26	*	30	52.62	120.56	54	33.56	86.10
7	42.61	*	31	34.66	82.42	55	65.40	53.59
8	93.19	*	32	52.79	95.72	56	25.88	98.45
9	95.18	*	33	33.88	62.80	57	100.43	199.69
10	187.20	*	34	172.26	138.82	58	228.73	233.89
11	218.18	*	35	197.31	210.69	59	248.57	277.12
12	243.39	*	36	178.12	226.43	60	201.08	268.21
13	286.10	*	37	129.01	200.55	61	279.15	216.82
14	248.52	171.76	38	22.96	63.35	62	221.00	226.78
15	178.43	238.41	39	32.80	33.46	63	132.75	198.20
16	54.09	175.70	40	29.66	0.00	64	148.60	98.92
17.	9.30	58.71	41	63.16	0.00	65	66.49	113.58
18	6.76	0.00	42	111.87	21.10	66	18.68	55.70
19	24.78	21.81	43	126.62	102.86	67	40.44	40.98
20	80.82	74.79	44	135.10	165.85	68	222.66	112.38
21	81.88	81.65	45	47.14	137.81	69	124.06	147.01
22	204.59	173.86	46	179.44	173.29	70	249.73	246.20
23	293.38	229.67	47	249.97	218.97	71	283.75	289.84
24	324.16	306.36	48	259.64	259.47	72	353.44	284.28

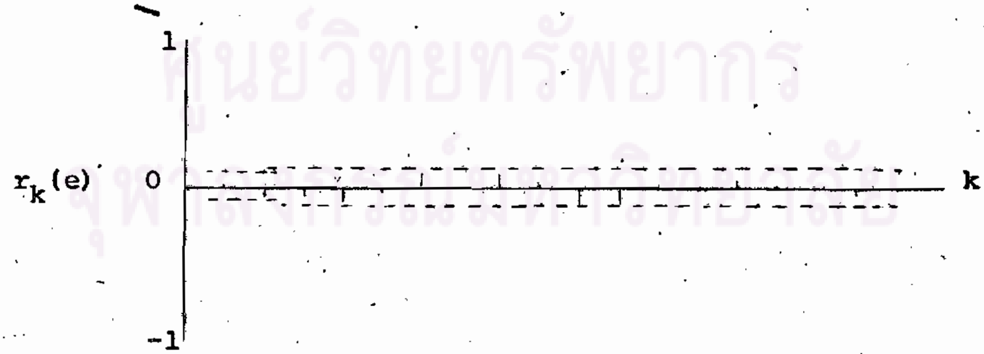
แผนภาพที่ 3.11 เปรียบเทียบปริมาณข้าวโพดที่ส่งออกจริงกับปริมาณที่คาดหมายจาก รูปแบบ ARIMA(0,1,1)X ARIMA(0,1,1)$_{12}$

เป็นรายเดือน ตั้งแต่ปี 2513 - 2518



ตารางที่ 3.12 แสดงค่าสัมประสิทธิ์ออโตคอริเลชั่นของค่าความคลาดเคลื่อน ; $[r_k(\hat{e})]$ และค่าประมาณของส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของ $r_k(\hat{e})$; $[\hat{\sigma}_{r_k(\hat{e})}]$ จากรูปแบบ ARIMA (0,1,1) X ARIMA $(0,1,1)_{12}$ ของปริมาณข้าวโพดที่ส่งออก

k	$r_k(\hat{e})$	$\hat{\sigma}_{r_k}(\hat{e})$	k	$r_k(\hat{e})$	$\hat{\sigma}_{r_k}(\hat{e})$
1	0.074	0.088	10	-0.233	0.118
2	-0.199	0.092	11	-0.245	0.118
3	-0.117	0.118	12	0.027	0.118
4	-0.166	0.118	13	-0.036	0.118
5	-0.097	0.118	14	0.151	0.118
6	0.203	0.118	15	0.066	0.118
7	-0.005	0.118	16	0.035	0.118
8	0.213	0.118	17	-0.096	0.118
9	0.035	0.118	18	-0.030	0.118



แผนภาพที่ 3.12 เปรียบเทียบ $r_k(\hat{e})$ และ $\pm 2\hat{\sigma}_{r_k}(\hat{e})$ จากรูปแบบ ARIMA (0,1,1) X ARIMA $(0,1,1)_{12}$ ของปริมาณข้าวโพดที่ส่งออก

นั่นคือ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 มีเหตุผลเพียงพอที่จะยอมรับว่า $r_k(\hat{e}) = 0;$ $k = 1,2, \ldots,18$ หมายความว่าค่าความคลาดเคลื่อนไม่มีสหสัมพันธ์ต่อกัน

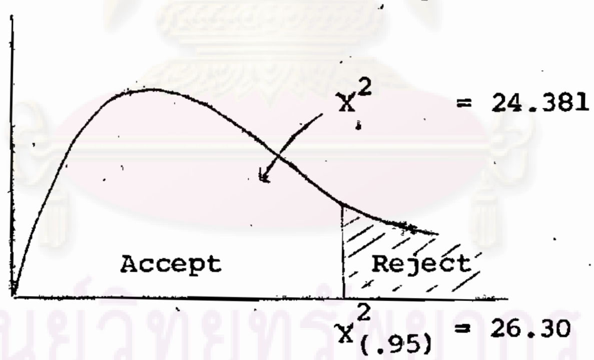
จากการทดสอบทั้งสองกรณี สรุปได้ว่าค่าความคลาดเคลื่อน $\hat{e}_t$ จะไม่มีสหสัมพันธ์ต่อกันในทุก ๆ ช่วงเวลา k; $k = 1,2, \ldots, 18$ และมีการกระจายแบบปกติด้วยค่าเฉลี่ย $= 0$ และค่าความแปรปรวน $= \sigma_e^2$

การทดสอบโดยใช้ X^2 - Test ดังนี้

ดำเนินการทดสอบสมมติฐาน H_o: รูปแบบ ARIMA (0,1,1) X ARIMA $(0,1,1)_{12}$ มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาปริมาณข้าวโพดที่ส่งออก โดยการวิเคราะห์เปรียบเทียบค่า X^2 จากการคำนวณและจากตารางสถิติดังนี้

จากการคำนวณ $X^2 = 24.381$

จากตารางสถิติ $X^2_{(.95)} = 26.30$; degree of freedom = 16



ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 มีเหตุผลเพียงพอที่จะยอมรับสมมติฐาน

จากการทดสอบทั้งหมดข้างต้น แสดงว่ารูปแบบ

ARIMA (0,1,1) X ARIMA $(0,1,1)_{12}$:

$$y_t - y_{t-1} - y_{t-12} + y_{t-13} = e_t \underset{(0.116)}{-0.192} e_{t-1} \underset{(0.076)}{-0.760} e_{t-12} + 0.146\, e_{t-13}$$

มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาฤดูกาลของปริมาณข้าวโพดที่ส่งออกดีพอ ซึ่งจะได้นำไปใช้หาค่าคาดคะเนต่อไป