รายการอ้างอิง

ภาษาไทย

ทรงศิริ แต้สมบัติ. **เทคนิคการพยากรณ์เชิงปริมาณ.** ภาควิชาสถิติ มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์, 2539.

ฝ่ายจัดสรรน้ำ กองจัดสรรน้ำและบำรุงรักษา กรมชลประทาน. **เทคนิคการสรรน้ำในลุ่มเจ้าพระยา – แม่กลอง.** กรุงเทพฯ : กรมชลประทาน กระทรวงเกษตรและสหกรณ์, 2537.

ฝ่ายประชาสัมพันธ์และเผยแพร่สำนักงานเลขานุการกรมชลประทาน. **เขื่อนเอนกประสงค์ของไทย.** กรุงเทพฯ : โรงพิมพ์ชุมนุมสหกรณ์การเกษตรแห่งประเทศไทย, 2525.

ฝ่ายประชาสัมพันธ์และเผยแพร่สำนักงานเลขานุการกรมชลประทาน. **แนะนำงานชลประทานเพื่อประชาชน.** กรุงเทพฯ : โรงพิมพ์ชุมนุมสหกรณ์การเกษตรแห่งประเทศไทย, 2536.

มานพ วราภักดิ์. **เอกสารประกอบการเรียนวิชาเทคนิคการพยากรณ์.** กรุงเทพฯ : ภาควิชาสถิติ คณะพาณิชยศาสตร์และการบัญชี จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย, 2542.

ภาษาต่างประเทศ

Abraham, B., and J. Ledolter. **Statistical Methods for Forecasting.** New York : John Wiley & Sons, Inc., 1983.

Box, G.E.P., G.M. Jenkins, and G.C. Reinsel. **Time Series Analysis. 3 rd ed.** New Jersey : Prentice – Hall, Inc., 1994.

Draper, N., and H. Smith. **Applied Regression Analysis. 2 nd ed.** New York : John Wiley & Sons, Inc., 1981.

Makridakis, S.G., S.C. Wheelwright, and V.E. McGee. **Forecasting Methods and Applications. 3 rd ed.** Hong Kong : John Wiley & Sons, Inc., 1983.

ภาคผนวก

ภาคผนวก ก ข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำขนาดใหญ่ของกรมชลประทาน

ตารางที่ 1 ข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำขนาดใหญ่ของกรมชลประทาน ปี 2530-2540 กรณี : เขื่อนภูมิพล

เดือน	ข้อมูลปริมาณปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำขนาดใหญ่ (หน่วย : ล้าน ลบ. ม.)										
	2530	2531	2532	2533	2534	2535	2536	2537	2538	2539	2540
มกราคม	8,703	8,011	10,506	8,148	5,926	6,494	7,036	4,853	10,285	11,596	10,732
กุมภาพันธ์	8,118	7,646	9,712	7,570	5,545	5,961	6,584	4,644	9,809	10,921	9,870
มีนาคม	7,142	6,468	8,371	6,565	4,884	5,211	5,953	4,440	8,991	9,891	8,839
เมษายน	6,276	5,457	7,108	5,667	4,286	4,494	5,318	4,342	8,293	8,998	8,055
พฤษภาคม	5,756	5,545	6,616	5,332	4,109	3,996	4,867	4,404	7,891	8,466	7,147
มิถุนายน	5,678	6,235	6,812	5,191	4,254	3,902	4,507	4,822	7,415	8,252	6,530
กรกฎาคม	5,071	6,629	6,917	5,070	4,242	3,951	4,240	5,490	7,441	8,157	6,254
สิงหาคม	5,342	7,346	6,717	5,131	4,902	4,529	4,009	7,427	8,774	8,552	6,910
กันยายน	6,498	8,157	7,012	5,724	5,983	5,776	4,871	9,709	10,912	10,152	7,782
ตุลาคม	7,442	9,934	8,414	6,337	6,798	6,935	5,289	10,481	11,944	11,132	8,815
พฤศจิกายน	7,933	10,611	8,414	6,404	6,980	7,136	5,011	10,486	12,138	11,377	8,798
ธันวาคม	8,130	10,796	8,461	6,268	6,824	7,149	4,976	10,458	12,027	11,253	8,557

ตารางที่ 2 ข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำขนาดใหญ่ของกรมชลประทาน ปี 2530-2540 กรณี : เขื่อนสิริกิติ์

เดือน	ข้อมูลปริมาณปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำขนาดใหญ่ (หน่วย : ล้าน ลบ. ม.)										
	2530	2531	2532	2533	2534	2535	2536	2537	2538	2539	2540
มกราคม	6,126	4,670	6,494	6,208	5,085	4,500	4,770	3,596	8,646	8,850	7,220
กุมภาพันธ์	5,439	4,169	6,214	5,831	4,598	4,203	4,502	3,395	8,068	8,164	6,674
มีนาคม	4,839	3,782	5,876	5,131	3,946	3,776	4,141	3,190	7,263	7,143	5,913
เมษายน	4,260	3,606	5,333	4,507	3,401	3,330	3,765	3,096	6,530	6,318	5,259
พฤษภาคม	3,758	3,750	5,022	4,238	3,284	3,043	3,511	3,186	6,027	5,683	4,701
มิถุนายน	3,629	4,012	5,092	4,202	3,376	2,997	3,402	3,549	5,739	5,308	4,337
กรกฎาคม	3,300	4,664	5,546	4,504	3,376	3,275	3,747	4,392	6,468	5,528	4,335
สิงหาคม	3,946	5,990	5,926	4,958	3,875	3,929	3,639	7,543	8,900	6,367	5,111
กันยายน	4,449	6,425	6,371	5,394	4,645	4,596	4,016	8,882	9,476	7,184	6,282
ตุลาคม	4,762	6,676	6,639	5,449	4,858	4,979	4,196	9,327	9,440	7,692	6,799
พฤศจิกายน	4,776	6,648	6,448	5,320	4,746	4,927	3,853	9,108	9,397	7,611	6,563
ธันวาคม	4,800	6,652	6,414	5,228	4,654	4,845	3,722	8,925	9,205	7,504	6,337

ตารางที่ 3 ข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำขนาดใหญ่ของกรมชลประทาน ปี 2530-2540 กรณี : เขื่อนแม่งัดสมบูรณ์ชล

เดือน	ข้อมูลปริมาณปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำขนาดใหญ่ (หน่วย : ล้าน ลบ. ม.)										
	2530	2531	2532	2533	2534	2535	2536	2537	2538	2539	2540
มกราคม	130	232	185	258	132	165	116	69	162	258	206
กุมภาพันธ์	114	206	169	236	105	143	98	50	156	221	181
มีนาคม	81	167	143	208	69	106	71	47	139	187	160
เมษายน	57	146	116	154	53	63	43	45	111	130	130
พฤษภาคม	46	169	112	127	38	40	29	58	104	107	96
มิถุนายน	38	158	128	92	39	23	20	94	90	80	63
กรกฎาคม	29	146	157	68	22	24	35	138	93	39	59
สิงหาคม	152	168	182	99	74	30	38	293	191	115	88
กันยายน	211	184	270	127	144	85	62	286	268	163	177
ตุลาคม	226	210	301	145	168	104	84	269	265	186	223
พฤศจิกายน	248	211	292	155	181	109	88	223	274	204	225
ธันวาคม	253	204	288	156	182	118	86	185	273	209	224

ตารางที่ 4 ข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำขนาดใหญ่ของกรมชลประทาน ปี 2530-2540 กรณี : เขื่อนกิ่วลม

เดือน	ข้อมูลปริมาณปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำขนาดใหญ่ (หน่วย : ล้าน ลบ. ม.)										
	2530	2531	2532	2533	2534	2535	2536	2537	2538	2539	2540
มกราคม	86	101	98	90	84	88	104	93	96	101	102
กุมภาพันธ์	76	88	86	76	70	74	90	78	82	93	90
มีนาคม	61	70	68	56	51	52	76	74	62	68	73
เมษายน	51	61	54	42	40	39	64	71	49	59	64
พฤษภาคม	54	105	83	60	39	30	68	102	70	67	54
มิถุนายน	60	83	88	53	47	31	52	61	63	67	33
กรกฎาคม	38	86	90	35	32	16	43	34	47	41	34
สิงหาคม	106	92	92	36	66	13	31	80	70	48	51
กันยายน	112	103	112	103	105	75	101	106	98	94	109
ตุลาคม	112	112	112	111	109	111	109	110	105	98	102
พฤศจิกายน	112	112	112	112	112	112	110	111	112	112	114
ธันวาคม	110	111	106	103	103	112	107	110	111	110	105

ตารางที่ 5 ข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำขนาดใหญ่ของกรมชลประทาน ปี 2537-2540 กรณี : เขื่อนแม่กวงอุดมธารา

เดือน	ข้อมูลปริมาณปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำขนาดใหญ่ (หน่วย : ล้าน ลบ. ม.)			
	2537	2538	2539	2540
มกราคม	30.40	224.70	218.30	146.70
กุมภาพันธ์	28.50	221.80	197.40	134.80
มีนาคม	28.00	213.30	174.40	122.50
เมษายน	27.50	206.20	158.40	113.30
พฤษภาคม	35.30	201.00	150.20	110.70
มิถุนายน	51.10	191.60	138.80	94.00
กรกฎาคม	53.20	157.70	111.70	72.30
สิงหาคม	137.10	195.50	114.60	69.70
กันยายน	202.20	238.10	130.40	87.60
ตุลาคม	211.50	223.70	130.90	90.00
พฤศจิกายน	216.60	226.10	147.60	95.00
ธันวาคม	227.10	226.40	153.50	92.50

ตารางที่ 7 ข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำขนาดใหญ่ของกรมชลประทาน ปี 2530-2540 กรณี : เขื่อนสิรินธร

เดือน	ข้อมูลปริมาณปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำขนาดใหญ่ (หน่วย : ล้าน ลบ. ม.)										
	2530	2531	2532	2533	2534	2535	2536	2537	2538	2539	2540
มกราคม	1,377	1,231	1,231	1,544	1,484	1,500	1,352	1,294	1,476	1,455	1,620
กุมภาพันธ์	1,296	1,102	1,166	1,455	1,366	1,364	1,265	1,237	1,373	1,366	1,486
มีนาคม	1,192	949	1,090	1,379	1,265	1,213	1,144	1,158	1,233	1,250	1,325
เมษายน	1,086	890	1,050	1,306	1,182	1,062	1,060	1,060	1,136	1,194	1,219
พฤษภาคม	983	947	1,058	1,323	1,136	895	996	1,052	1,100	1,194	1,128
มิถุนายน	1,112	1,188	1,090	1,499	1,102	932	922	1,182	1,072	1,206	1,090
กรกฎาคม	1,260	1,166	1,260	1,367	1,291	1,106	943	1,217	1,343	1,252	1,379
สิงหาคม	1,411	1,256	1,492	1,565	1,753	1,544	1,116	1,283	1,413	1,364	1,533
กันยายน	1,515	1,323	1,737	1,789	1,880	1,703	1,408	1,750	1,622	1,823	1,857
ตุลาคม	1,500	1,486	1,768	1,846	1,839	1,677	1,427	1,771	1,721	1,846	1,912
พฤศจิกายน	1,487	1,389	1,760	1,831	1,737	1,567	1,389	1,711	1,674	1,828	1,878
ธันวาคม	1,346	1,302	1,633	1,700	1,627	1,466	1,339	1,578	1,570	1,734	1,781

ตารางที่ 6 ข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำขนาดใหญ่ของกรมชลประทาน ปี 2530-2540 กรณี : เขื่อนอุบลรัตน์

เดือน	ข้อมูลปริมาณปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำขนาดใหญ่ (หน่วย : ล้าน ลบ. ม.)										
	2530	2531	2532	2533	2534	2535	2536	2537	2538	2539	2540
มกราคม	688	1,577	1,807	1,482	1,756	1,586	859	406	1,036	1,533	1,859
กุมภาพันธ์	616	1,455	1,640	1,346	1,580	1,400	758	386	982	1,414	1,722
มีนาคม	568	1,287	1,461	1,180	1,386	1,170	623	368	918	1,322	1,555
เมษายน	525	1,152	1,295	999	1,203	977	526	344	877	1,260	1,386
พฤษภาคม	519	1,120	1,185	1,031	1,066	782	502	382	865	1,145	1,185
มิถุนายน	573	966	1,047	1,052	953	629	479	406	867	960	1,015
กรกฎาคม	480	947	905	887	811	567	415	409	953	800	918
สิงหาคม	757	891	845	839	1,125	774	339	373	1,218	700	836
กันยายน	1,545	1,049	1,170	1,211	1,906	913	529	1,059	1,706	1,602	867
ตุลาคม	1,964	2,247	1,797	2,324	2,180	1,073	474	1,195	1,780	2,027	1,042
พฤศจิกายน	1,999	2,172	1,762	2,133	1,945	1,015	451	1,140	1,732	2,168	1,026
ธันวาคม	1,961	1,997	1,660	1,989	1,762	975	430	1,123	1,660	2,012	986

ตารางที่ 8 ข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำขนาดใหญ่ของกรมชลประทาน ปี 2530-2540 กรณี : เขื่อนจุฬาภรณ์

เดือน	ข้อมูลปริมาณปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำขนาดใหญ่ (หน่วย : ล้าน ลบ. ม.)										
	2530	2531	2532	2533	2534	2535	2536	2537	2538	2539	2540
มกราคม	128	167	173	172	152	171	119	71	148	145	164
กุมภาพันธ์	124	157	170	168	146	156	112	69	130	135	153
มีนาคม	123	143	166	166	138	135	93	56	117	122	138
เมษายน	119	138	158	160	127	116	92	58	113	123	134
พฤษภาคม	124	143	141	163	133	103	89	70	116	133	128
มิถุนายน	122	134	129	154	124	87	67	79	93	123	107
กรกฎาคม	88	123	128	131	100	68	56	92	85	94	77
สิงหาคม	93	132	128	114	175	84	54	112	95	88	61
กันยายน	144	150	153	128	186	121	78	148	143	151	73
ตุลาคม	170	185	188	181	187	133	79	158	165	165	108
พฤศจิกายน	175	184	187	178	181	131	76	158	163	178	108
ธันวาคม	171	180	186	170	179	126	74	157	157	175	105

ตารางที่ 9 ข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำขนาดใหญ่ของกรมชลประทาน ปี 2530-2540 กรณี : เขื่อนลำปาว

เดือน	ข้อมูลปริมาณปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำขนาดใหญ่ (หน่วย : ล้าน ลบ. ม.)										
	2530	2531	2532	2533	2534	2535	2536	2537	2538	2539	2540
มกราคม	847	920	499	884	1,139	1,116	971	467	1,143	963	1,070
กุมภาพันธ์	772	827	440	769	967	994	846	459	996	792	893
มีนาคม	509	703	391	642	783	859	676	452	819	647	741
เมษายน	443	559	363	523	603	701	584	429	698	552	616
พฤษภาคม	449	625	351	513	568	647	621	443	650	562	535
มิถุนายน	406	804	381	798	526	806	624	520	676	642	481
กรกฎาคม	984	695	396	975	461	783	621	503	895	487	642
สิงหาคม	1,223	595	793	1,535	868	1,246	551	661	1,223	472	1,061
กันยายน	1,129	572	1,154	1,452	1,285	1,377	698	1,412	1,340	1,258	1,223
ตุลาคม	1,128	617	1,177	1,435	1,347	1,308	579	1,368	1,260	1,375	1,216
พฤศจิกายน	1,080	614	1,107	1,412	1,338	1,212	509	1,310	1,192	1,409	1,166
ธันวาคม	1,011	596	994	1,333	1,251	1,133	486	1,244	1,137	1,232	1,080

ตารางที่ 10 ข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำขนาดใหญ่ของกรมชลประทาน ปี 2530-2540 กรณี : เขื่อนลำตะคอง

เดือน	ข้อมูลปริมาณปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำขนาดใหญ่ (หน่วย : ล้าน ลบ. ม.)										
	2530	2531	2532	2533	2534	2535	2536	2537	2538	2539	2540
มกราคม	154	136	240	97	204	194	57	90	102	231	310
กุมภาพันธ์	133	128	225	86	189	170	50	78	92	228	287
มีนาคม	118	117	216	79	181	155	47	76	84	217	268
เมษายน	113	108	203	68	166	137	43	68	77	209	250
พฤษภาคม	111	121	205	67	160	123	40	74	75	239	231
มิถุนายน	94	109	182	55	162	106	38	103	70	249	200
กรกฎาคม	65	89	160	40	149	77	34	121	69	243	170
สิงหาคม	56	85	133	37	164	69	46	128	95	246	153
กันยายน	118	159	128	39	177	56	98	146	198	314	191
ตุลาคม	151	257	135	204	227	76	121	151	250	326	210
พฤศจิกายน	150	251	114	215	211	68	108	118	250	326	187
ธันวาคม	144	248	106	214	202	63	100	111	248	321	175

ตารางที่ 11 ข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำขนาดใหญ่ของกรมชลประทาน ปี 2530-2540 กรณี : เขื่อนลำพระเพลิง

เดือน	ข้อมูลปริมาณปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำขนาดใหญ่ (หน่วย : ล้าน ลบ. ม.)										
	2530	2531	2532	2533	2534	2535	2536	2537	2538	2539	2540
มกราคม	132	134	134	74	146	129	85	83	40	96	110
กุมภาพันธ์	127	126	119	67	127	108	80	79	36	92	104
มีนาคม	105	106	96	69	102	84	78	78	34	83	91
เมษายน	92	91	77	71	82	54	86	77	34	81	85
พฤษภาคม	90	92	70	82	84	39	87	109	34	99	79
มิถุนายน	78	87	76	85	100	41	86	120	32	91	72
กรกฎาคม	60	82	79	66	92	54	62	117	24	75	60
สิงหาคม	39	61	72	41	90	78	34	110	27	64	31
กันยายน	125	102	84	63	129	64	89	111	93	120	47
ตุลาคม	136	154	94	154	152	103	115	105	111	113	53
พฤศจิกายน	134	138	79	152	133	94	92	77	101	110	34
ธันวาคม	134	134	75	148	133	85	87	69	100	110	33

ตารางที่ 12 ข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำขนาดใหญ่ของกรมชลประทาน ปี 2530-2540 กรณี : เขื่อนน้ำอูน

เดือน	ข้อมูลปริมาณปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำขนาดใหญ่ (หน่วย : ล้าน ลบ. ม.)										
	2530	2531	2532	2533	2534	2535	2536	2537	2538	2539	2540
มกราคม	284	424	324	297	438	302	254	180	298	298	366
กุมภาพันธ์	262	394	288	271	401	273	228	171	277	274	345
มีนาคม	246	364	264	254	352	242	177	154	253	256	329
เมษายน	232	337	242	220	308	212	212	145	242	250	315
พฤษภาคม	235	384	243	226	294	209	227	151	247	270	309
มิถุนายน	243	452	248	279	266	230	236	190	263	260	288
กรกฎาคม	220	417	258	408	254	218	278	209	268	254	356
สิงหาคม	443	423	309	637	326	325	283	277	363	287	502
กันยายน	525	405	362	556	393	376	300	405	420	452	528
ตุลาคม	500	393	367	513	362	324	248	368	379	413	480
พฤศจิกายน	485	381	359	508	344	299	227	350	359	414	458
ธันวาคม	461	359	333	478	320	284	206	331	335	403	423

ตารางที่ 13 ข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำขนาดใหญ่ของกรมชลประทาน ปี 2530-2540 กรณี : เขื่อนห้วยหลวง

เดือน	ข้อมูลปริมาณปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำขนาดใหญ่ (หน่วย : ล้าน ลบ. ม.)										
	2530	2531	2532	2533	2534	2535	2536	2537	2538	2539	2540
มกราคม	52	83	79	68	81	74	74	11	89	59	102
กุมภาพันธ์	50	75	69	60	69	64	63	9	81	54	92
มีนาคม	48	63	61	55	59	53	52	9	71	48	82
เมษายน	42	56	53	47	51	44	43	7	62	46	76
พฤษภาคม	37	66	51	53	50	41	41	7	60	44	72
มิถุนายน	32	76	38	73	31	42	39	10	58	54	44
กรกฎาคม	20	88	32	86	22	44	28	15	67	42	36
สิงหาคม	42	87	32	92	38	85	18	21	97	35	52
กันยายน	76	100	76	114	84	111	30	101	98	119	81
ตุลาคม	102	105	95	108	92	97	18	111	84	119	106
พฤศจิกายน	101	102	92	105	89	93	16	107	80	118	102
ธันวาคม	95	93	82	96	81	86	13	101	72	111	91

ตารางที่ 14 ข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำขนาดใหญ่ของกรมชลประทาน ปี 2531-2540 กรณี : เขื่อนลำนางรอง

เดือน	ข้อมูลปริมาณปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำขนาดใหญ่ (หน่วย : ล้าน ลบ. ม.)									
	2531	2532	2533	2534	2535	2536	2537	2538	2539	2540
มกราคม	55	47	52	57	54	35	42	20	59	67
กุมภาพันธ์	52	45	50	54	52	33	40	18	57	66
มีนาคม	48	44	49	50	49	32	38	18	56	64
เมษายน	46	42	48	46	45	31	35	9	55	63
พฤษภาคม	45	43	47	44	41	30	36	9	55	62
มิถุนายน	46	43	46	44	40	32	36	9	55	60
กรกฎาคม	46	43	43	39	33	27	32	8	49	53
สิงหาคม	42	42	39	34	24	24	23	13	43	43
กันยายน	41	45	41	41	25	32	23	40	46	52
ตุลาคม	53	57	61	65	36	46	26	59	64	66
พฤศจิกายน	52	56	62	61	39	45	22	62	70	62
ธันวาคม	49	54	60	58	37	44	21	60	69	60

ตารางที่ 15 ข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำขนาดใหญ่ของกรมชลประทาน ปี 2530-2540 กรณี : เขื่อนศรีนครินทร์

เดือน	ข้อมูลปริมาณปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำขนาดใหญ่ (หน่วย : ล้าน ลบ. ม.)										
	2530	2531	2532	2533	2534	2535	2536	2537	2538	2539	2540
มกราคม	14,786	14,364	17,180	13,956	13,497	14,463	12,796	12,080	15,477	14,704	16,635
กุมภาพันธ์	14,611	14,276	16,910	13,791	13,248	14,116	12,492	11,859	15,087	14,496	16,239
มีนาคม	14,226	14,047	16,390	13,388	12,848	13,539	12,133	11,623	14,526	13,993	15,713
เมษายน	13,859	13,899	15,763	13,126	12,435	13,057	11,807	11,344	14,094	13,606	15,239
พฤษภาคม	13,498	13,956	15,201	12,957	12,133	12,613	11,496	11,250	13,543	13,279	14,570
มิถุนายน	13,309	14,148	14,693	12,923	12,242	12,226	11,187	11,375	13,060	12,988	13,982
กรกฎาคม	13,240	14,156	14,408	13,088	12,485	12,175	11,162	12,691	12,909	13,521	14,116
สิงหาคม	13,264	14,382	14,430	13,123	13,881	12,722	11,607	14,593	13,335	14,247	15,125
กันยายน	13,867	15,300	14,393	13,437	14,261	12,827	12,117	15,635	14,891	15,216	15,511
ตุลาคม	14,226	17,118	14,386	13,938	14,933	13,223	12,318	16,108	15,385	16,914	15,627
พฤศจิกายน	14,349	17,267	14,079	13,847	14,801	13,213	12,255	16,006	15,228	17,016	15,500
ธันวาคม	14,409	17,209	14,061	13,806	14,644	12,923	12,186	15,755	15,046	16,910	15,087

ตารางที่ 16 ข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำขนาดใหญ่ของกรมชลประทาน ปี 2530-2540 กรณี : เขื่อนเขาแหลม

เดือน	ข้อมูลปริมาณปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำขนาดใหญ่ (หน่วย : ล้าน ลบ.ม.)										
	2530	2531	2532	2533	2534	2535	2536	2537	2538	2539	2540
มกราคม	5,902	5,905	6,821	5,877	4,646	6,191	4,704	5,186	6,619	6,868	6,764
กุมภาพันธ์	5,618	5,550	6,635	5,395	4,423	5,822	4,430	4,779	6,185	6,459	6,427
มีนาคม	5,349	4,955	6,292	4,723	3,937	5,164	4,047	4,218	5,589	5,832	5,973
เมษายน	5,105	4,497	5,979	4,144	3,511	4,599	3,582	3,727	5,044	5,300	5,509
พฤษภาคม	4,709	4,382	5,535	3,560	3,273	4,139	3,275	3,452	4,596	4,876	5,088
มิถุนายน	4,644	4,795	5,178	3,688	4,093	3,695	3,212	3,692	4,570	4,464	4,857
กรกฎาคม	4,782	5,044	5,317	4,125	5,113	3,674	3,558	6,544	4,803	5,395	7,088
สิงหาคม	5,192	5,844	6,200	4,487	7,712	4,939	5,024	9,087	6,047	6,375	8,923
กันยายน	5,850	6,078	6,469	5,010	7,622	5,280	5,612	8,860	7,583	7,139	8,830
ตุลาคม	6,156	6,851	6,521	5,240	7,442	5,158	5,735	8,614	7,712	7,502	8,625
พฤศจิกายน	6,115	6,992	6,395	5,013	6,881	4,914	5,565	7,752	7,396	7,208	8,477
ธันวาคม	6,084	6,986	6,147	4,895	6,491	4,774	5,407	7,054	7,201	6,982	8,095

ตารางที่ 17 ข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำขนาดใหญ่ของกรมชลประทาน ปี 2530-2540 กรณี : เขื่อนแก่งกระจาน

เดือน	ข้อมูลปริมาณปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำขนาดใหญ่ (หน่วย : ล้าน ลบ. ม.)										
	2530	2531	2532	2533	2534	2535	2536	2537	2538	2539	2540
มกราคม	493	304	566	295	154	383	222	355	566	607	690
กุมภาพันธ์	450	292	535	280	134	354	209	340	537	557	630
มีนาคม	416	270	434	261	123	321	199	329	499	492	540
เมษายน	368	260	413	237	112	287	191	318	465	440	454
พฤษภาคม	340	316	359	234	108	251	189	319	439	411	382
มิถุนายน	353	433	336	219	114	222	186	343	440	387	340
กรกฎาคม	310	430	301	203	152	203	171	500	416	553	375
สิงหาคม	268	417	302	174	309	228	229	726	472	627	644
กันยายน	266	429	309	169	322	221	273	714	655	756	664
ตุลาคม	247	633	340	160	433	252	395	691	698	737	667
พฤศจิกายน	301	598	329	161	418	247	381	610	641	710	695
ธันวาคม	310	586	310	158	392	228	361	581	618	704	674

ตารางที่ 18 ข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำขนาดใหญ่ของกรมชลประทาน ปี 2530-2540 กรณี : เขื่อนปราณบุรี

เดือน	ข้อมูลปริมาณปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำขนาดใหญ่ (หน่วย : ล้าน ลบ. ม.)										
	2530	2531	2532	2533	2534	2535	2536	2537	2538	2539	2540
มกราคม	383	252	244	126	98	359	162	197	316	406	447
กุมภาพันธ์	373	239	229	111	84	317	148	178	283	380	437
มีนาคม	335	209	193	95	79	280	135	170	247	357	397
เมษายน	305	185	151	86	73	219	116	161	220	331	367
พฤษภาคม	266	179	116	85	75	175	118	150	187	337	324
มิถุนายน	261	214	102	86	82	162	106	162	182	334	284
กรกฎาคม	223	200	98	88	94	161	90	222	169	396	296
สิงหาคม	170	173	98	110	194	173	127	407	182	377	409
กันยายน	153	175	104	116	207	159	141	396	297	390	388
ตุลาคม	142	268	120	121	349	197	228	395	436	540	393
พฤศจิกายน	225	256	149	125	371	189	234	362	415	451	444
ธันวาคม	254	244	133	110	362	169	208	328	410	445	429

ตารางที่ 19 ข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำขนาดใหญ่ของกรมชลประทาน ปี 2530-2540 กรณี : เขื่อนกระเสียว

เดือน	ข้อมูลปริมาณปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำขนาดใหญ่ (หน่วย : ล้าน ลบ. ม.)										
	2530	2531	2532	2533	2534	2535	2536	2537	2538	2539	2540
มกราคม	94	78	240	114	152	152	234	121	82	240	242
กุมภาพันธ์	89	75	238	110	143	141	213	106	69	211	217
มีนาคม	74	65	196	108	129	129	191	99	60	182	187
เมษายน	58	61	155	100	131	114	165	92	52	165	158
พฤษภาคม	43	77	134	104	122	102	145	88	53	165	134
มิถุนายน	40	81	119	102	112	112	138	88	57	172	117
กรกฎาคม	34	92	111	78	96	102	119	81	69	164	96
สิงหาคม	33	114	90	60	79	102	102	67	101	153	77
กันยายน	57	279	101	60	90	98	122	74	245	188	78
ตุลาคม	79	290	131	149	160	216	147	107	258	255	101
พฤศจิกายน	87	253	122	161	162	246	140	98	253	255	96
ธันวาคม	81	243	117	160	158	242	131	92	242	244	91

ตารางที่ 20 ข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำขนาดใหญ่ของกรมชลประทาน ปี 2532-2540 กรณี : เขื่อนทับเสลา

เดือน	ข้อมูลปริมาณปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำขนาดใหญ่ (หน่วย : ล้าน ลบ. ม.)								
	2532	2533	2534	2535	2536	2537	2538	2539	2540
มกราคม	160	51	51	62	159	43	23	164	144
กุมภาพันธ์	158	49	49	61	157	42	23	163	130
มีนาคม	155	49	47	58	153	43	23	136	109
เมษายน	148	47	46	54	149	43	22	135	88
พฤษภาคม	144	51	46	54	146	62	23	152	81
มิถุนายน	115	50	47	56	139	71	25	142	71
กรกฎาคม	92	41	45	55	89	73	28	107	67
สิงหาคม	50	19	18	38	47	29	48	91	27
กันยายน	43	18	17	37	57	28	133	147	32
ตุลาคม	62	50	86	151	73	41	166	161	51
พฤศจิกายน	52	52	62	161	45	23	163	162	36
ธันวาคม	51	52	62	161	45	24	165	161	36

ตารางที่ 21 ข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำขนาดใหญ่ของกรมชลประทาน ปี 2530-2540 กรณี : เขื่อนบางพระ

เดือน	ข้อมูลปริมาณปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำขนาดใหญ่ (หน่วย : ล้าน ลบ. ม.)										
	2530	2531	2532	2533	2534	2535	2536	2537	2538	2539	2540
มกราคม	83	98	87	47	39	27	41	28	28	105	102
กุมภาพันธ์	79	96	84	43	36	24	38	26	25	101	98
มีนาคม	75	94	79	43	34	18	35	26	21	98	92
เมษายน	73	93	75	40	32	13	34	24	18	95	88
พฤษภาคม	73	95	72	39	31	12	32	22	21	94	77
มิถุนายน	82	95	69	36	31	11	29	27	19	93	72
กรกฎาคม	78	97	65	32	28	14	26	29	17	92	69
สิงหาคม	77	92	61	30	25	29	24	28	22	86	65
กันยายน	77	96	59	29	25	30	30	34	70	86	67
ตุลาคม	94	101	60	45	32	45	37	39	112	106	70
พฤศจิกายน	107	96	57	46	30	47	35	35	113	112	69
ธันวาคม	103	91	52	42	29	44	31	31	109	107	65

ตารางที่ 22 ข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำขนาดใหญ่ของกรมชลประทาน ปี 2538 - 2540 กรณี : เขื่อนหนองปลาไหล

เดือน	ข้อมูลปริมาณปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำขนาดใหญ่ (หน่วย : ล้าน ลบ. ม.)		
	2538	2539	2540
มกราคม	139.60	153.90	150.40
กุมภาพันธ์	133.60	148.60	139.20
มีนาคม	119.30	136.60	120.80
เมษายน	101.80	120.80	114.40
พฤษภาคม	85.10	107.00	119.00
มิถุนายน	69.00	117.90	101.80
กรกฎาคม	61.10	126.00	89.70
สิงหาคม	71.80	114.40	77.20
กันยายน	125.80	117.80	91.40
ตุลาคม	169.00	146.40	136.00
พฤศจิกายน	162.40	158.10	149.90
ธันวาคม	158.30	159.20	144.70

ตารางที่ 23 ข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำขนาดใหญ่ของกรมชลประทาน ปี 2530-2540 กรณี : เขื่อนรัชชประภา

เดือน	ข้อมูลปริมาณปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำขนาดใหญ่ (หน่วย : ล้าน ลบ. ม.)										
	2530	2531	2532	2533	2534	2535	2536	2537	2538	2539	2540
มกราคม	2,975	3,082	3,373	2,764	2,555	2,435	2,098	2,388	2,666	3,148	3,850
กุมภาพันธ์	2,961	2,953	3,275	2,721	2,503	2,348	2,016	2,238	2,521	3,131	3,762
มีนาคม	2,911	2,779	3,118	2,674	2,387	2,166	1,921	2,119	2,298	3,021	3,598
เมษายน	2,838	2,632	2,948	2,589	2,254	2,008	1,852	1,967	2,160	3,021	3,519
พฤษภาคม	2,784	2,498	2,937	2,499	2,114	1,855	1,711	1,865	2,001	3,012	3,496
มิถุนายน	2,761	2,456	2,928	2,504	1,966	1,692	1,627	1,897	1,951	2,997	3,479
กรกฎาคม	2,717	2,611	3,021	2,502	2,135	1,583	1,977	2,274	2,058	3,131	3,779
สิงหาคม	2,943	2,568	3,332	2,664	2,477	1,898	2,122	2,606	2,455	3,349	4,606
กันยายน	2,984	2,862	3,362	2,824	2,616	2,128	2,283	3,070	3,083	3,732	4,878
ตุลาคม	3,001	3,278	3,399	2,931	2,670	2,228	2,362	2,996	3,151	3,720	4,732
พฤศจิกายน	3,096	3,416	3,181	2,838	2,576	2,232	2,410	2,865	3,175	3,727	4,711
ธันวาคม	3,149	3,457	2,899	2,732	2,507	2,158	2,473	2,760	3,180	3,893	4,521

ตารางที่ 24 ข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำขนาดใหญ่ของกรมชลประทาน ปี 2530-2540 กรณี : เขื่อนบางลาง

เดือน	ข้อมูลปริมาณปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำขนาดใหญ่ (หน่วย : ล้าน ลบ. ม.)										
	2530	2531	2532	2533	2534	2535	2536	2537	2538	2539	2540
มกราคม	1,107	1,226	1,226	706	1,008	907	834	1,350	1,114	1,146	1,065
กุมภาพันธ์	1,047	1,169	1,124	699	974	899	789	1,281	1,070	1,044	1,055
มีนาคม	983	1,007	979	662	946	813	741	1,264	1,023	937	976
เมษายน	901	925	912	642	904	761	705	1,234	967	940	933
พฤษภาคม	919	933	886	671	930	720	671	1,138	895	829	835
มิถุนายน	885	880	822	646	957	675	635	1,127	871	820	776
กรกฎาคม	809	864	778	603	902	607	636	1,023	911	787	762
สิงหาคม	803	961	692	556	793	587	607	880	985	726	765
กันยายน	802	1,085	681	530	696	564	580	735	889	633	803
ตุลาคม	934	960	756	635	692	602	690	733	909	679	863
พฤศจิกายน	1,070	1,264	739	763	749	753	936	998	944	748	948
ธันวาคม	1,292	1,296	702	1,010	900	823	1,407	1,072	1,131	1,045	1,167

ภาคผนวก ข รายละเอียดของผลการวิเคราะห์ข้อมูล

ภาคผนวก ข

รายละเอียดของผลการวิเคราะห์ข้อมูล

จากผลการวิเคราะห์ข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของทุก ๆ เขื่อน จะได้ตัวแบบพยากรณ์ที่มีรูปแบบการพยากรณ์เหมือนกัน แต่ค่าสัมประสิทธิ์จะแตกต่างกัน ซึ่งจะแบ่งตัวแบบพยากรณ์ตามเทคนิคการพยากรณ์เชิงปริมาณได้ดังต่อไปนี้

1. วิธีการถดถอย

รูปแบบการพยากรณ์ $Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 X_{1,t-1} + \beta_3 X_{2,t-1} + \varepsilon_t$

โดยที่ Y_t = ปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำ ณ ต้นเดือน t

Y_{t-1} = ปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำ ในเดือน t - 1

$X_{1,t-1}$ = ปริมาณน้ำไหลลงอ่างเก็บน้ำ ในเดือน t - 1

$X_{2,t-1}$ = ปริมาณน้ำระบายท้ายเขื่อน ในเดือน t - 1

ε_t = ค่าคลาดเคลื่อน

2. วิธีการวิเคราะห์อนุกรมเวลา

2.1 วิธีการปรับให้เรียบครั้งเดียวแบบเลขชี้กำลัง

ตัวแบบการพยากรณ์ $\hat{Y}_T(1) = S_T = \alpha Y_T + (1-\alpha) S_{T-1}$

โดยที่ $\hat{Y}_T(1)$ = ปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำ ณ เดือน t

S_T = ตัวสถิติปรับให้เรียบ

2.2 วิธีพารามิเตอร์สองตัวของโฮลท์

ตัวแบบการพยากรณ์ $\hat{Y}_T(1) = S_T + I\hat{\beta}_T$

โดยที่ $\hat{Y}_T(1)$ = ปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำ ณ เดือน t

S_T = ตัวสถิติปรับระดับ

$\hat{\beta}_T$ = ตัวสถิติปรับแนวโน้ม

2.3 วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์

ตัวแบบการพยากรณ์ $\hat{Y}_t(l) = (\hat{\mu}_t + l\hat{\beta}_t)\hat{S}_{t+l-m}, \quad t = m, m+1, \ldots$

ซึ่ง

$$\hat{\mu}_t = \alpha_1(Y_t/\hat{S}_{t-m}) + (1-\alpha_1)(\hat{\mu}_{t-1} + \hat{\beta}_{t-1})$$
$$\hat{\beta}_t = \alpha_2(\hat{\mu}_t - \hat{\mu}_{t-1}) + (1-\alpha_2)\hat{\beta}_{t-1}$$
$$\hat{S}_t = \alpha_3(Y_t/\hat{\mu}_t) + (1-\alpha_3)\hat{S}_{t-m}$$

โดยที่ $\hat{Y}_T$ = ปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำ ณ เดือน t

$\hat{\mu}_t$ = ตัวสถิติปรับระดับ

$\hat{\beta}_t$ = ตัวสถิติปรับแนวโน้ม

$\hat{S}_{t+l-m}$ = ตัวสถิติปรับฤดูกาล

m = 12

3. วิธีการแยกองค์ประกอบ

ตัวแบบการพยากรณ์ $Z_t = \beta_0 + \beta_1 t + \sum_{i=1}^{11}\delta_i X_{it} + \varepsilon_t$

โดยที่ Z_t = ปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำ ณ เดือน t

t = องค์ประกอบของแนวโน้ม ณ เดือนพยากรณ์

X_{it} = ตัวบ่งชี้ ณ เดือนพยากรณ์ ; i = 1, 2, . . . , 11

ε_t = ค่าคลาดเคลื่อน

4. วิธีการของบ็อกซ์ - เจนกินส์

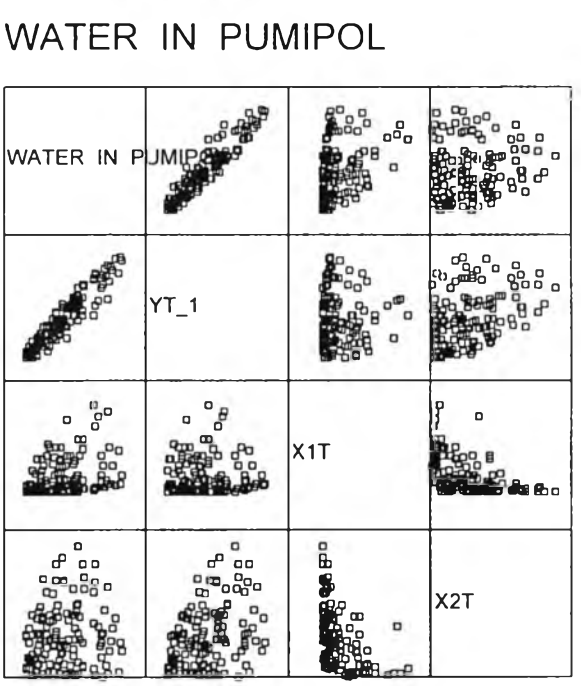
ตัวแบบการพยากรณ์จะขึ้นอยู่กับข้อมูลของแต่ละเขื่อน

ผลการศึกษาและวิเคราะห์ข้อมูลจะมีรายละเอียดของวิธีที่ให้ค่าพยากรณ์เหมาะสมเป็นดังนี้

1. <u>ตัวแบบพยากรณ์สำหรับข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนภูมิพล</u>

1.1 วิธีการถดถอย

- กำหนดรูปแบบความสัมพันธ์ระหว่าง Y_t กับ Y_{t-1}, $X_{1,t-1}$, $X_{2,t-1}$ โดยทั่วไปจะสมมติให้ Y_t มีการแจกแจงความน่าจะเป็นแบบปกติ และพิจารณากำหนดรูปแบบความสัมพันธ์เป็นคู่ ๆ ระหว่าง Y_t กับ Y_{t-1}, $X_{1,t-1}$, $X_{2,t-1}$ ดังนั้นกราฟระหว่างตัวแปรตามกับตัวแปรอิสระเป็นดังนี้



กำหนดความสัมพันธ์ดังนี้

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 X_{1,t-1} + \beta_3 X_{2,t-1} + \varepsilon_t$$

- การประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบการถดถอย ในกรณีของตัวแบบการถดถอยเชิงเส้นและภายใต้ข้อสมมติ ในการประมาณค่าพารามิเตอร์ จะใช้วิธีวิเคราะห์การถดถอยแบบเชิงเส้น ในการอนุมานเกี่ยวกับพารามิเตอร์ตลอดจนค่าพยากรณ์แบบช่วง ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	1.000[a]	1.000	1.000	19.3777

a. Predictors: (Constant), X2T, YT_1, X1T

ANOVA[b]

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	5.98E+08	3	199302022.5	530770.1	.000[a]
	Residual	47687.987	127	375.496		
	Total	5.98E+08	130			

a. Predictors: (Constant), X2T, YT_1, X1T

b. Dependent Variable: WATER IN PUMIPOL

Coefficients[a]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-17.970	6.260		-2.870	.005
	YT_1	1.001	.001	1.002	1148.033	.000
	X1T	1.007	.004	.237	252.593	.000
	X2T	-1.067	.007	-.144	-142.825	.000

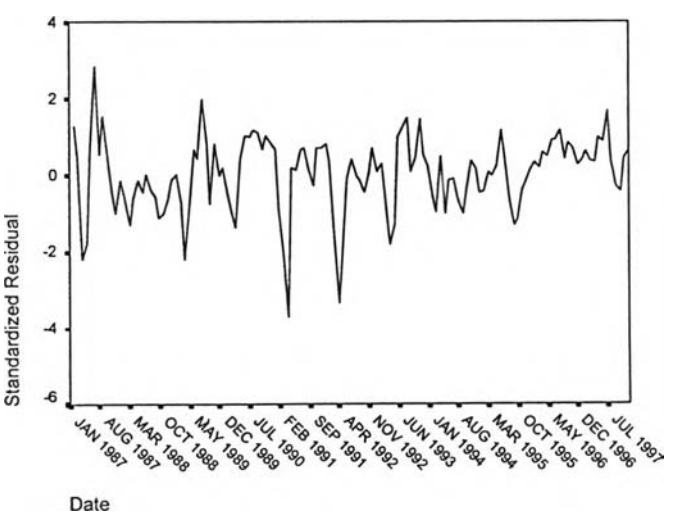
a. Dependent Variable: YT

จากตารางข้างต้นจะได้ตัวแบบพยากรณ์เป็นดังนี้

$$\hat{Y}_t = -17.970 + 1.001\, Y_{t-1} + 1.007\, X_{1,t-1} - 1.067\, X_{2,t-1}$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบการถดถอยจะตรวจสอบคุณสมบัติของของเศษตกค้าง ซึ่งจะมีการตรวจสอบดังนี้

  - ตรวจสอบค่าเฉลี่ยและความแปรปรวน

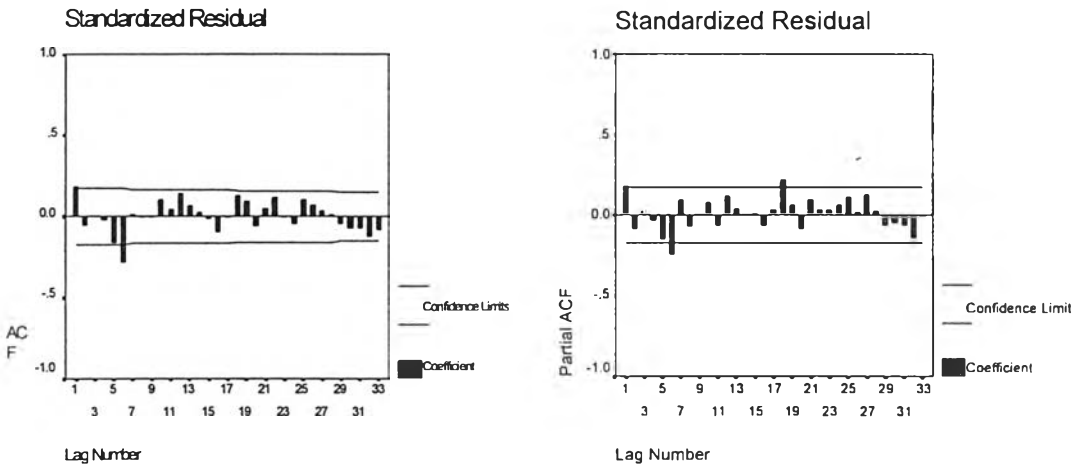


Mean Standardized Residual = 0.000

กราฟแสดงการกระจายของค่าคลาดเคลื่อน e_t กับเวลา

จากรูปกราฟข้างต้นพบว่าค่าคลาดเคลื่อน e_t กระจายเป็นแนวในลักษณะขนานรอบค่าศูนย์ และพบว่า e_t มีค่าเฉลี่ยเข้าใกล้ศูนย์ (มีค่าเท่ากับ $-5.90 * 10^{-13}$) ดังนั้นจากค่าเฉลี่ยและลักษณะการกระจายของ e_t ประมาณได้ว่าค่าคลาดเคลื่อนสุ่มมีค่าเฉลี่ยเป็นศูนย์และความแปรปรวนคงที่

- ตรวจสอบสหสัมพันธ์ของค่าคลาดเคลื่อน



กราฟแสดง ACF และ PACF ของ e_t

การพิจารณาจากกราฟแสดง ACF และ PACF พบว่าค่าคลาดเคลื่อน e_t ไม่มีสหสัมพันธ์กัน ถึงแม้ว่าจะมี lag ที่ 7 จะมีนัยสำคัญแต่เนื่องจากเป็นคาบเวลาที่ห่างมาก โดยอิทธิพลที่มีต่อข้อมูลในอนาคตอาจจะละไว้ได้ (เนื่องจากในการศึกษาโดยทั่วไปให้ความสำคัญกับข้อมูลใน 4 lag แรก ซึ่งคาบเวลาใน 4 lag แรกมีผลกระทบกับข้อมูลในอนาคตมากกว่า)

- ตรวจสอบคุณสมบัติของการแจกแจงของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม โดยใช้การทดสอบ Kolmogorov – Smirnov Test

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Standardized Residual
N		131
Normal Parameters [a,b]	Mean	-1.33655E-09
	Std. Deviation	.9883942
Most Extreme Differences	Absolute	.092
	Positive	.057
	Negative	-.092
Kolmogorov-Smirnov Z		1.055
Asymp. Sig. (2-tailed)		.216

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

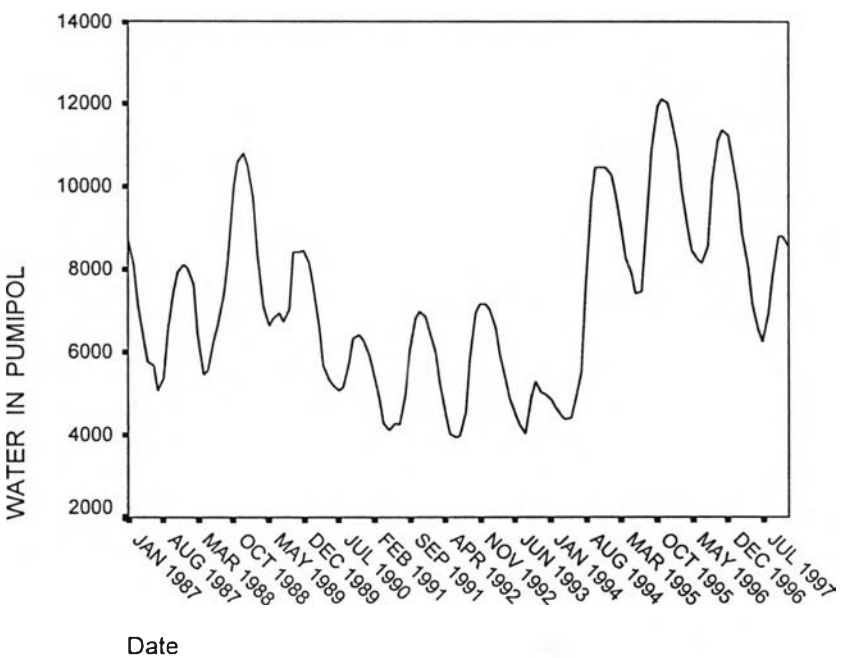
จากตาราง Kolmogorov – Smirnov Test พบว่าค่าสถิติทดสอบของ Kolmogorov – Smirnov เท่ากับ 1.055 และค่า Sig. = 0.216 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่กำหนด ($\alpha = 0.05$) จึงสรุปได้ว่าค่าคลาดเคลื่อนสุ่มมีการแจกแจงแบบปกติ

จากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ด้วยวิธีการถดถอยสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม โดยใช้ตัวแบบพยากรณ์

$$\hat{Y}_t = -17.970 + 1.001\, Y_{t-1} + 1.007\, X_{1,t-1} - 1.067\, X_{2,t-1}$$

1.2 วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์

- พิจารณาการกระจายและการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนภูมิพล



กราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนภูมิพล

จากกราฟข้างต้นพบว่าข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนภูมิพล มีลักษณะการเคลื่อนไหวแบบมีแนวโน้มและฤดูกาล โดยเฉพาะลักษณะการเคลื่อนไหวแบบฤดูกาลเป็นแบบเชิงพหุแนวโน้ม ซึ่งสอดคล้องกับวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์

- การประมาณค่าคงที่ของวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

ExSmooth

```
MODEL= WINTERS (Linear trend, multiplicative seasonality)      Period= 12

 Initial values:      Series (ค่าเฉลี่ย)      Trend (ความชัน)
    (ค่าเริ่มต้น)      6773.25000              11.25000

DFE = 119.

The 10 smallest SSE's are:      Alpha       Gamma       Delta        SSE
                              1.000000    .1000000    .1000000   4848524.129
                              1.000000    .1000000    .2000000   4848524.129
                              1.000000    .1000000    .3000000   4848524.129
                              1.000000    .1000000    .4000000   4848524.129
                              1.000000    .1000000    .5000000   4848524.129
                              1.000000    .1000000    .6000000   4848524.129
                              1.000000    .1000000    .7000000  14848524.129
                              1.000000    .1000000    .8000000  14848524.129
                              1.000000    .1000000    .9000000  14848524.129
                              1.000000    .1000000   1.000000   14848524.129
```

เมื่อประมาณค่าคงที่จะได้ค่าคงที่สำหรับการปรับให้เรียบสำหรับข้อมูลชุดนี้ทั้ง 3 ค่า จะได้ค่าคงที่สำหรับปรับให้เรียบสำหรับระดับ (α) เท่ากับ 1.000 , ค่าคงที่สำหรับปรับให้เรียบสำหรับแนวโน้ม (γ) เท่ากับ 0.100 และค่าคงที่สำหรับปรับให้เรียบสำหรับฤดูกาล (δ) เท่ากับ 0.100 ซึ่งตัวแบบพยากรณ์มีรูปแบบเป็นดังนี้

$$\hat{Y}_t(l) = \left(\hat{\mu}_t + l\,\hat{\beta}_t\, t\right)\hat{S}_{t+1-m}, \qquad t = m,\ m+1, \ldots$$

ซึ่ง

$$\hat{\mu}_t = \alpha_1\left(Y_t/\hat{S}_{t-m}\right) + (1-\alpha_1)\left(\hat{\mu}_{t-1} + \hat{\beta}_{t-1}\right)$$

$$\hat{\beta}_t = \alpha_2\left(\hat{\mu}_t - \hat{\mu}_{t-1}\right) + (1-\alpha_2)\hat{\beta}_{t-1}$$

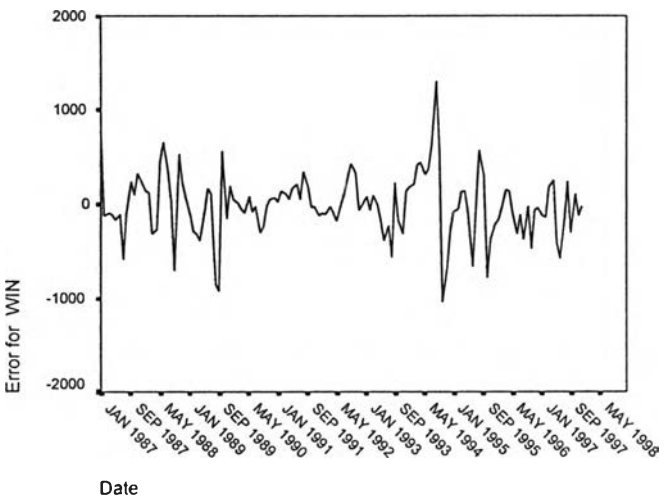
$$\hat{S}_t = \alpha_3\left(Y_t/\hat{\mu}_t\right) + (1-\alpha_3)\hat{S}_{t-m}$$

$$m = 12$$

การคำนวณค่าพยากรณ์จะต้องเริ่มกำหนดค่าเริ่มต้นของ $\hat{\mu}_t$ ซึ่งจะมีค่าเท่ากับ 6773.25, $\hat{S}_t$ (ความชัน) มีค่าเท่ากับ 11.25, และ $\hat{\beta}_t$ มีค่าเท่ากับ 0 เพื่อทำให้คำตอบดีขึ้น

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์จะตรวจสอบคุณสมบัติของของเศษตกค้าง ซึ่งจะมีการตรวจสอบดังนี้

- ตรวจสอบค่าเฉลี่ยและความแปรปรวน

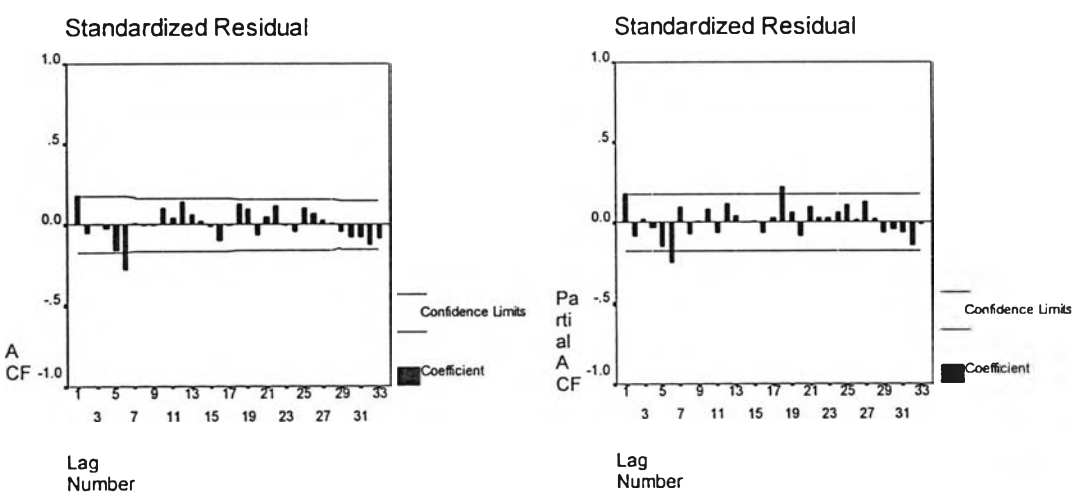


Mean Standardized Residual = 0.000

กราฟแสดงการกระจายของค่าคลาดเคลื่อน e_t กับเวลา

จากรูปกราฟข้างต้นพบว่าค่าคลาดเคลื่อน e_t กระจายเป็นแนวในลักษณะขนานรอบค่าศูนย์ และพบว่า e_t มีค่าเฉลี่ยเข้าใกล้ศูนย์ (มีค่าเท่ากับ $-13.44 * 10^{-12}$) ดังนั้นจากค่าเฉลี่ยและลักษณะการกระจายของ e_t ประมาณได้ว่าค่าคลาดเคลื่อนสุ่มมีค่าเฉลี่ยเป็นศูนย์และความแปรปรวนคงที่

- ตรวจสอบสหสัมพันธ์ของค่าคลาดเคลื่อน



กราฟแสดง ACF และ PACF ของ e_t

การพิจารณาจากกราฟแสดง ACF และ PACF พบว่าค่าคลาดเคลื่อน e_t ไม่มีสหสัมพันธ์กัน ถึงแม้ว่าจะมี lag ที่ 7 จะมีนัยสำคัญแต่เนื่องจากเป็นคาบเวลาที่ห่างมาก โดยอิทธิพลที่มีต่อข้อมูลในอนาคตอาจจะละไว้ได้ (เนื่องจากในการศึกษาโดยทั่วไปให้ความสำคัญกับข้อมูลใน 4 lag แรก ซึ่งคาบเวลาใน 4 lag แรกมีผลกระทบกับข้อมูลในอนาคตมากกว่า)

- ตรวจสอบคุณสมบัติของการแจกแจงของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม โดยใช้การทดสอบ Kolmogorov – Smirnov Test

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Error from WIN
N		132
Normal Parameters [a,b]	Mean	-13.4429197
	Std. Deviation	336.4006958
Most Extreme Differences	Absolute	.099
	Positive	.062
	Negative	-.099
Kolmogorov-Smirnov Z		1.142
Asymp. Sig. (2-tailed)		.147

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

จากตาราง Kolmogorov – Smirnov Test พบว่าค่าสถิติทดสอบของ Kolmogorov – Smirnov เท่ากับ 1.142 และค่า Sig. = 0.147 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่กำหนด ($\alpha = 0.05$) จึงสรุปได้ว่าค่าคลาดเคลื่อนสุ่มมีการแจกแจงแบบปกติ

จากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ด้วยวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์สอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

1.3 วิธีการแยกองค์ประกอบ

- จากการพิจารณากราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนภูมิพล รูปแบบการพยากรณ์จะอยู่ในรูปของผลบวก โดยจะหาค่าการพยากรณ์วิธีการแยกองค์ประกอบในรูปของสมการเชิงเส้น ผลจากการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Regression

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.609[a]	.371	.307	1781.3095

a. Predictors: (Constant), I11, I0, I6, I7, I5, I8, I4, I9, I3, I10, I2, I1

ANOVA[b]

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	2.23E+08	12	18552129.32	5.847	.000[a]
	Residual	3.78E+08	119	3173063.679		
	Total	6.00E+08	131			

a. Predictors: (Constant), I11, I0, I6, I7, I5, I8, I4, I9, I3, I10, I2, I1

b. Dependent Variable: WATER IN PUMIPOL

Coefficients[a]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	7438.755	612.371		12.147	.000
	I0	16.506	4.086	.295	4.040	.000
	I1	-55.617	760.881	-.007	-.073	.942
	I2	-609.395	760.651	-.079	-.801	.425
	I3	-1500.901	760.443	-.195	-1.974	.051
	I4	-2286.589	760.256	-.296	-3.008	.003
	I5	-2681.731	760.091	-.348	-3.528	.001
	I6	-2746.510	759.948	-.356	-3.614	.000
	I7	-2775.379	759.828	-.360	-3.653	.000
	I8	-2230.340	759.729	-.289	-2.936	.004
	I9	-1070.755	759.652	-.139	-1.410	.161
	I10	-92.261	759.597	-.012	-.121	.904
	I11	51.870	759.564	.007	.068	.946

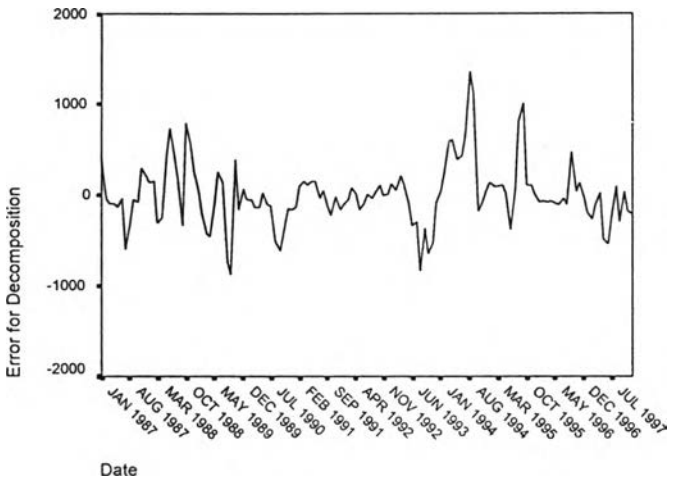
a. Dependent Variable: WATER IN PUMIPOL

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้รูปแบบการพยากรณ์เป็นดังนี้

$$Z_t = 7438.755 + 16.506\, t_1 - 55.617\, x_{1t} - 609.395\, x_{2t} - 1500.901\, x_{3t} - 2286.589\, x_{4t} - 2681.731\, x_{5t} - 2746.510\, x_{6t} - 2775.379\, x_{7t} - 1130.340\, x_{8t} - 1070.755\, x_{9t} - 92.261\, x_{10t} + 51.870\, x_{11t}$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบวิธีการแยกองค์ประกอบจะตรวจสอบคุณสมบัติของของเศษตกค้าง ซึ่งจะมีการตรวจสอบดังนี้

- ตรวจสอบค่าเฉลี่ยและความแปรปรวน

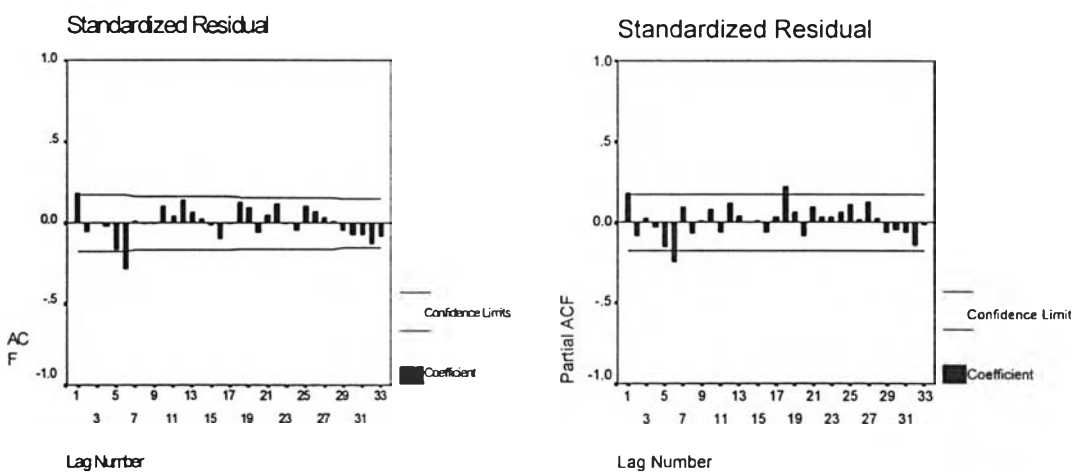


Mean Standardized Residual = 0.000

กราฟแสดงการกระจายของค่าคลาดเคลื่อน e_t กับเวลา

จากรูปกราฟข้างต้นพบว่าค่าคลาดเคลื่อน e_t กระจายเป็นแนวในลักษณะขนานรอบค่าศูนย์ และพบว่า e_t มีค่าเฉลี่ยเข้าใกล้ศูนย์ (มีค่าเท่ากับ $-3.01 * 10^{-12}$) ดังนั้นจากค่าเฉลี่ยและลักษณะการกระจายของ e_t ประมาณได้ว่าค่าคลาดเคลื่อนสุ่มมีค่าเฉลี่ยเป็นศูนย์และความแปรปรวนคงที่

- ตรวจสอบสหสัมพันธ์ของค่าคลาดเคลื่อน



กราฟแสดง ACF และ PACF ของ e_t

การพิจารณาจากกราฟแสดง ACF และ PACF พบว่าค่าคลาดเคลื่อน e_t ไม่มีสหสัมพันธ์กัน ถึงแม้ว่าจะมี lag ที่ 7 จะมีนัยสำคัญแต่เนื่องจากเป็นคาบเวลาที่ห่างมาก โดยอิทธิพลที่มีต่อข้อมูลในอนาคตอาจจะละไว้ได้ (เนื่องจากในการศึกษาโดยทั่วไปให้ความสำคัญกับข้อมูลใน 4 lag แรก ซึ่งคาบเวลาใน 4 lag แรกมีผลกระทบกับข้อมูลในอนาคตมากกว่า)

- ตรวจสอบคุณสมบัติของการแจกแจงของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม โดยใช้การทดสอบ Kolmogorov – Smirnov Test

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Error for Decompo
N		132
Normal Parameters [a,b]	Mean	-3.01E-12
	Std. Deviation	349.0697
Most Extreme Differences	Absolute	.139
	Positive	.139
	Negative	-.095
Kolmogorov-Smirnov Z		1.595
Asymp. Sig. (2-tailed)		.072

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

จากตาราง Kolmogorov – Smirnov Test พบว่าค่าสถิติทดสอบของ Kolmogorov – Smirnov เท่ากับ 1.595 และค่า Sig. = 0.072 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่กำหนด ($\alpha = 0.05$) จึงสรุปได้ว่าค่าคลาดเคลื่อนสุ่มมีการแจกแจงแบบปกติ

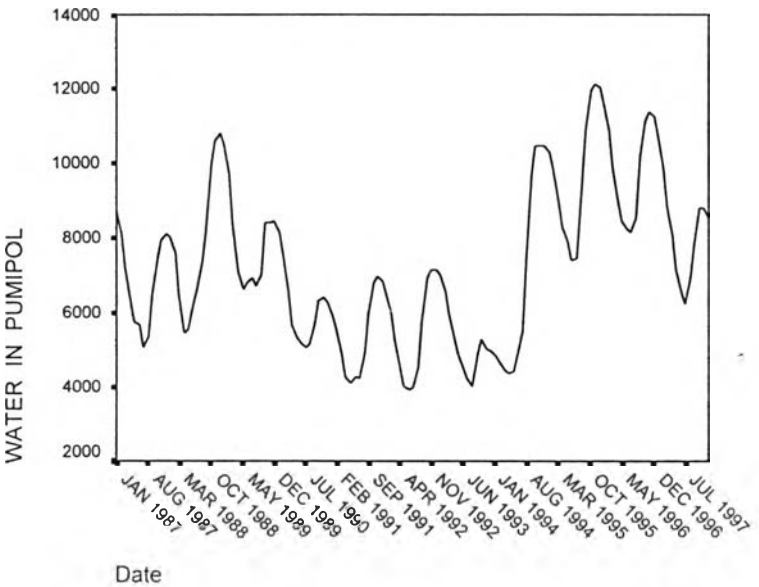
จากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ด้วยวิธีการแยกองค์ประกอบสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม โดยใช้ตัวแบบพยากรณ์

$$Z_t = 7438.755 + 16.506\, t_t - 55.617\, x_{1t} - 609.395\, x_{2t} - 1500.901\, x_{3t} - 2286.589\, x_{4t} - 2681.731\, x_{5t} - 2746.510\, x_{6t} - 2775.379\, x_{7t} - 1130.340\, x_{8t} - 1070.755\, x_{9t} - 92.261\, x_{10t} + 51.870\, x_{11t}$$

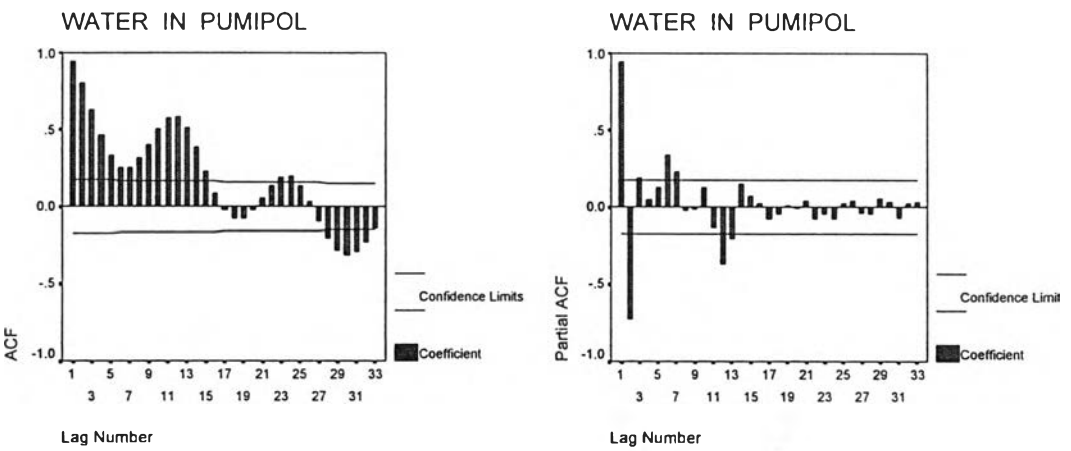
1.4 วิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์

- กำหนดตัวแบบทดลอง

- พิจารณาจากกราฟการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนภูมิพล



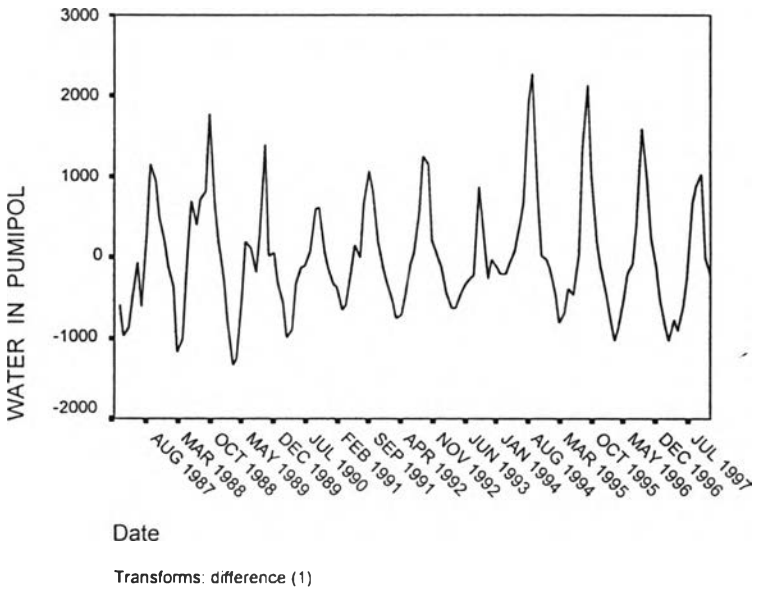
กราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนภูมิพล



กราฟแสดง ACF และ PACF ของข้อมูล ริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนภูมิพล

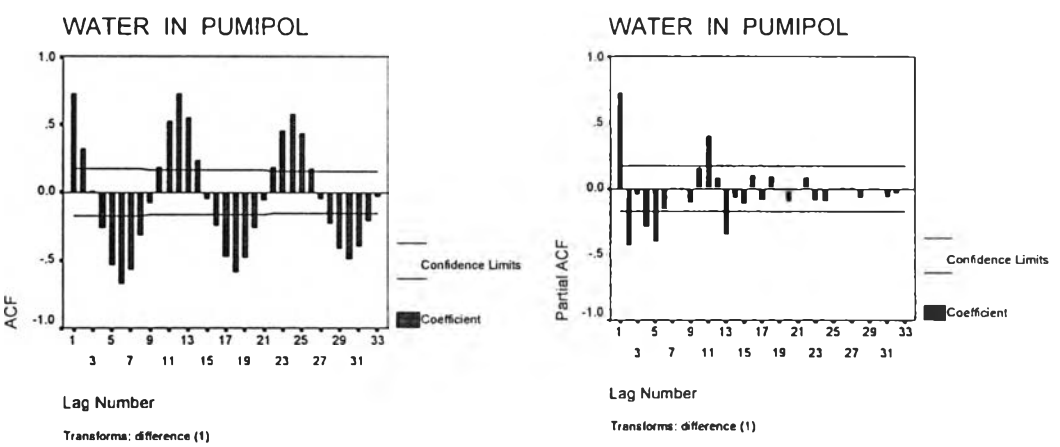
พิจารณากราฟอนุกรมเวลาในข้างต้นพบว่า ข้อมูลมีลักษณะการเคลื่อนไหวแปรผันตามเวลาและไม่คงที่ในค่าเฉลี่ย และเมื่อพิจารณากราฟ ACF พบว่าลดลงอย่างช้า ๆ และไม่ลู่เข้าสู่ศูนย์ ซึ่งบ่งบอกได้ว่าอนุกรมเวลาไม่อยู่ในสภาพคงที่ (Stationary) ในค่าเฉลี่ย จึงจำเป็นต้องแปลงข้อมูลให้อยู่ในสภาพคงที่ โดยเริ่มจากการแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างหนึ่งครั้งในข้อมูลอนุกรมเวลาชุดเดิม แล้วพิจารณากราฟการเคลื่อนไหวของข้อมูลอนุกรมเวลาชุดใหม่ดังนี้

- พิจารณากราฟแสดงการแปลงข้อมูลเพื่อให้คงที่ในค่าเฉลี่ยจากการหาผลต่าง



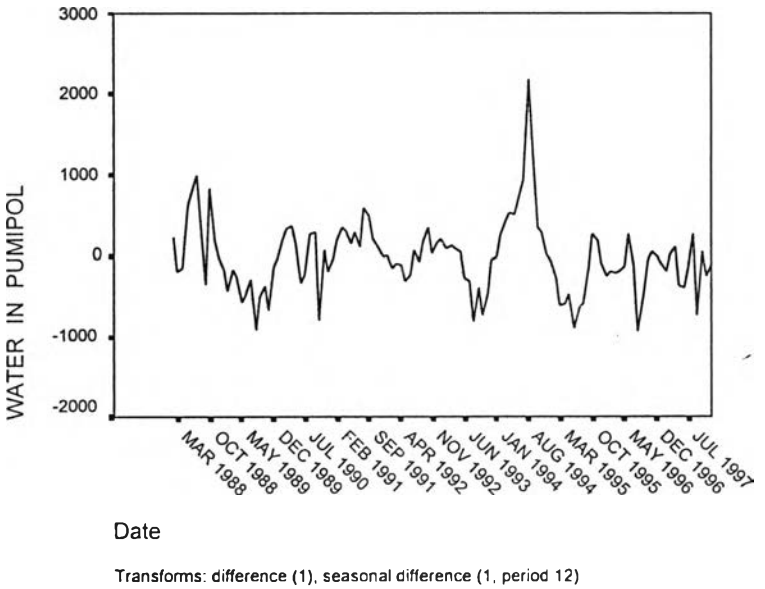
จากกราฟข้างต้นพบว่าข้อมูลมีลักษณะคงที่ในค่าเฉลี่ยแล้ว จึงพิจารณาการเคลื่อนไหวของข้อมูลจากกราฟแสดง ACF และ PACF ดังนี้

- กราฟแสดง ACF และ PACF ของข้อมูลอนุกรมเวลาหลังจากการแปลงข้อมูล โดยการหาผลต่าง

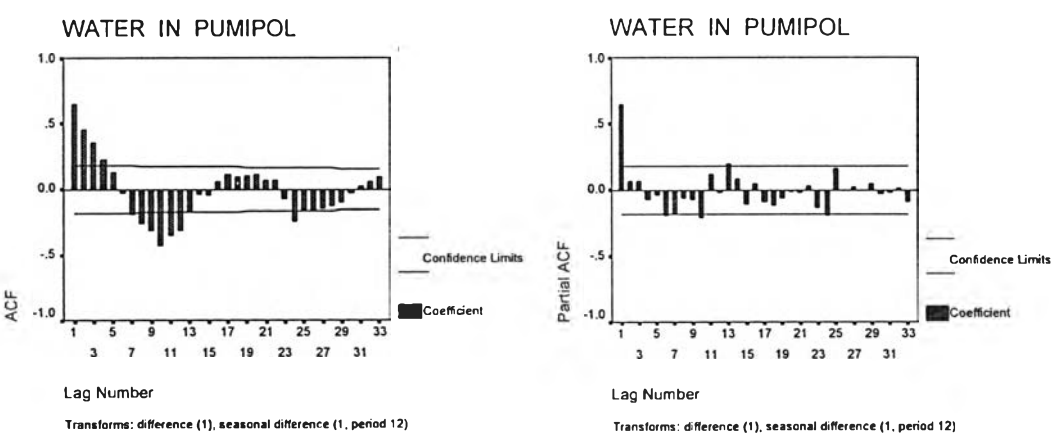


จากกราฟการแปลงข้อมูล โดยการหาผลต่าง และกราฟ ACF และ PACF พบว่าอนุกรมเวลาชุดนี้อยู่ในสภาพคงที่ จากนั้นพิจารณากราฟ ACF ในส่วนฤดูกาลพบว่า ข้อมูลชุดนี้มีฤดูกาลมาเกี่ยวข้อง และอนุกรมเวลาในส่วนที่เป็นฤดูกาลยังไม่อยู่ในสภาพคงที่ จึงต้องทำการหาผลต่างระยะยาวของข้อมูลต่างครั้งแรก เป็นดังนี้

- พิจารณากราฟแสดงการแปลงข้อมูลเพื่อให้คงที่ในส่วนที่มีองค์ประกอบของฤดูกาล



- กราฟแสดง ACF และ PACF ของข้อมูลหลังการแปลงให้อยู่ในสภาพคงที่



จากกราฟแสดงการแปลงข้อมูลเพื่อให้คงที่ในส่วนที่มีองค์ประกอบของฤดูกาล และกราฟแสดง ACF และ PACF พบว่าข้อมูลอนุกรมเวลาชุดนี้อยู่ในสภาพคงที่ และนำมาพิจารณากำหนดตัวแบบเบื้องต้น จะได้ตัวแบบ ARIMA$(1, 1, 0)(1, 1, 0)_{12}$ มีรูปแบบดังนี้

$$(1 - \phi_1 B)(1 - \Phi_{12} B^{12})(1 - B)(1 - B^{12}) Y_t = \delta + a_t$$

หรือ $$W_t = \delta + \phi_1 W_{t-1} + \Phi_{12} W_{t-12} - \phi_1 \Phi_{12} W_{t-13} + a_t$$

เมื่อ $$W_t = (1 - B)(1 - B^{12}) Y_t$$

- การประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการของบ็อกซ์ - เจนกินส์ ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Arima

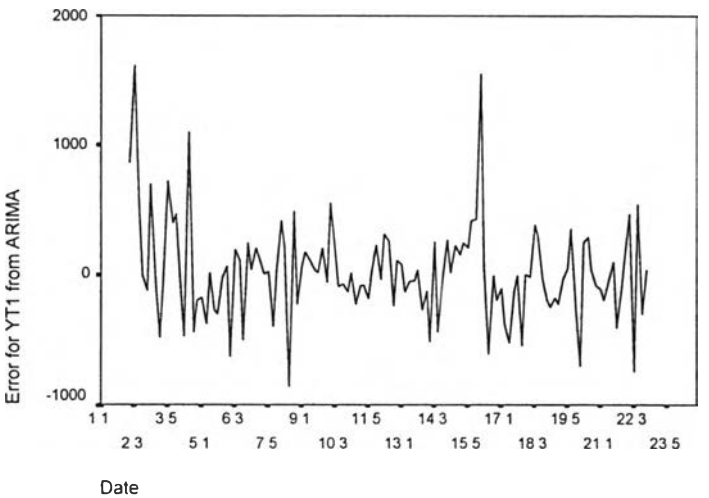
```
Non-seasonal differencing: 1
    Seasonal differencing: 1
Length of Seasonal Cycle: 12

Parameters:
AR1         _______  < value originating from estimation >
SAR1        _______  < value originating from estimation >
95.00 percent confidence intervals will be generated.

Initial values:

AR1          .76694
SAR1        -.89636

FINAL PARAMETERS:

Number of residuals  125
Standard error       342.33141
Log likelihood       -911.59405
AIC                  1827.1881
SBC                  1832.8447


            Analysis of Variance:

               DF  Adj. Sum of Squares    Residual Variance

Residuals     123           15763175.4            117190.79

           Variables in the Model:

                  B         SEB      T-RATIO   APPROX. PROB.

AR1       .66429643   .06524617    10.181386        .0000000
SAR1     -.91285393   .03139134   -29.079802        .0000000
```

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ จะได้รูปแบบการพยากรณ์เป็นดังนี้

$$W_t = 0.64767\, W_{t-1} - 0.30627\, W_{t-12} + 0.19836\, W_{t-13}$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์จะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะมีการตรวจสอบดังนี้

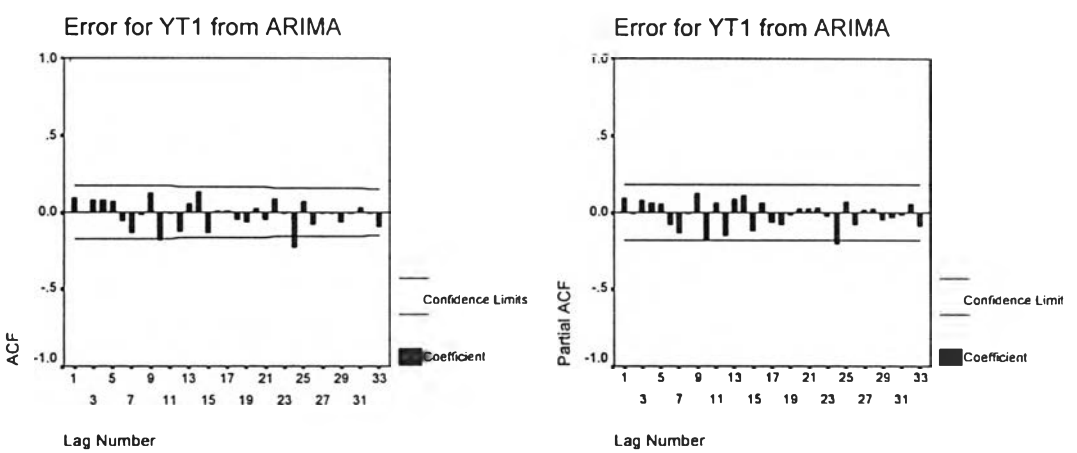
- ตรวจสอบค่าเฉลี่ยและความแปรปรวน



กราฟแสดงการกระจายของค่าคลาดเคลื่อน e_t กับเวลา

จากรูปกราฟข้างต้นพบว่าค่าคลาดเคลื่อน e_t กระจายเป็นแนวในลักษณะขนานรอบค่าศูนย์ และพบว่า e_t มีค่าเฉลี่ยเข้าใกล้ศูนย์ (มีค่าเท่ากับ $-6.95 * 10^{-13}$) ดังนั้นจากค่าเฉลี่ยและลักษณะการกระจายของ e_t ประมาณได้ว่าค่าคลาดเคลื่อนสุ่มมีค่าเฉลี่ยเป็นศูนย์และความแปรปรวนคงที่

- ตรวจสอบสหสัมพันธ์ของค่าคลาดเคลื่อน



กราฟแสดง ACF และ PACF ของ e_t

การพิจารณาจากกราฟแสดง ACF และ PACF พบว่าค่าคลาดเคลื่อน e_t ไม่มีสหสัมพันธ์กัน

- ตรวจสอบคุณสมบัติของการแจกแจงของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม โดยใช้การทดสอบ Kolmogorov – Smirnov Test

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Error for YT1 from ARIMA
N		125
Normal Parameters [a,b]	Mean	21.4626026
	Std. Deviation	378.9670410
Most Extreme Differences	Absolute	.102
	Positive	.102
	Negative	-.072
Kolmogorov-Smirnov Z		1.140
Asymp. Sig. (2-tailed)		.148

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

จากตาราง Kolmogorov – Smirnov Test พบว่าค่าสถิติทดสอบของ Kolmogorov – Smirnov เท่ากับ 1.140 และค่า Sig. = 0.148 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่กำหนด ($\alpha = 0.05$) จึงสรุปได้ว่าค่าคลาดเคลื่อนสุ่มมีการแจกแจงแบบปกติ

จากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ด้วยวิธีการบ็อกซ์ - เจนกินส์ สอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม โดยใช้ตัวแบบพยากรณ์

$$W_t = 0.64767\, W_{t-1} - 0.30627\, W_{t-12} + 0.19836\, W_{t-13}$$

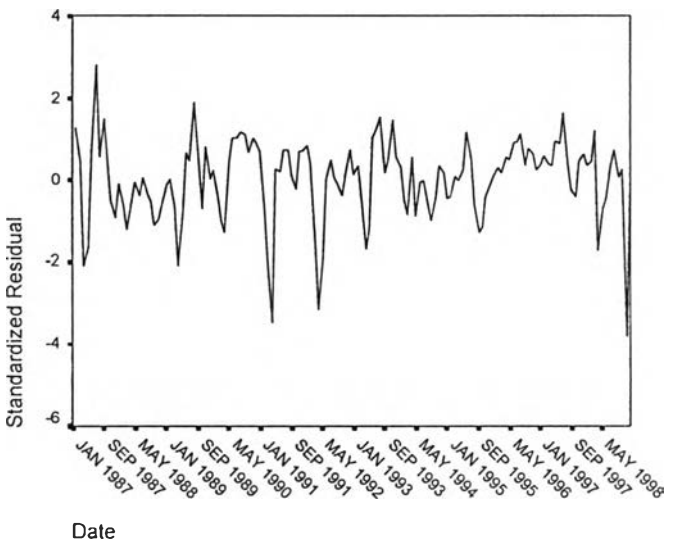
การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ เมื่อพิจารณาจากค่าคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ โดยพิจารณาจากค่า MAPE จะได้ว่าค่าพยากรณ์โดยวิธีถดถอยจะให้ค่า MAPE เท่ากับ 0.3126% วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ให้ค่า MAPE เท่ากับ 7.7387% วิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์ ให้ค่า MAPE เท่ากับ 11.2462% และวิธีการแยกองค์ประกอบให้ค่า MAPE เท่ากับ 15.8374% ดังนั้นในการพยากรณ์ปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนภูมิพลโดยวิธีการถดถอยจะเหมาะสมกับข้อมูลอนุกรมเวลาชุดนี้ ส่วนค่าพยากรณ์จากวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ ค่าพยากรณ์โดยวิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์ และค่าพยากรณ์โดยวิธีการแยกองค์ประกอบเหมาะสมเป็นอันดับ 2 , 3 และ 4 ตามลำดับ

ผลการศึกษาเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ทั้ง 4 วิธี พบว่าวิธีการพยากรณ์วิธีการถดถอยเหมาะสมกับข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนภูมิพล ดังนั้นจึงนำเอาวิธีการถดถอยมาพยากรณ์ปริมาณน้ำในปี พ. ศ. 2542 – 2543 โดยนำข้อมูลปี พ. ศ. 2530 – 2540 มารวมกับข้อมูลของปี พ. ศ. 2541 เพื่อหาค่าสัมประสิทธิ์ใหม่ ซึ่งจะมีตัวแบบใหม่เป็นดังนี้

รูปแบบการพยากรณ์ : $\hat{Y}_t = -20.904 + 1.001\, Y_{t-1} + 1.008\, X_{1,t-1} - 1.066\, X_{2,t-1}$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบการถดถอยจะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะมีการตรวจสอบดังนี้

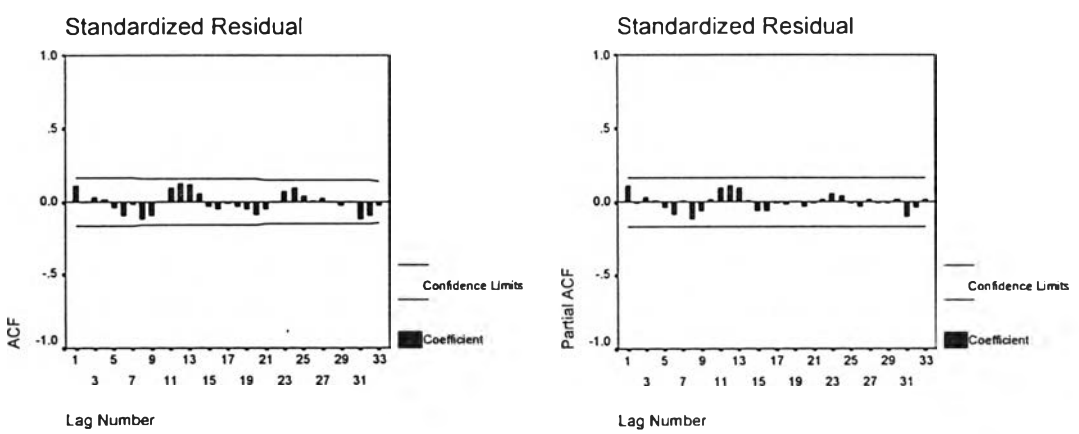
  - ตรวจสอบค่าเฉลี่ยและความแปรปรวน



กราฟแสดงการกระจายของค่าคลาดเคลื่อน e_t กับเวลา

จากรูปกราฟข้างต้นพบว่าค่าคลาดเคลื่อน e_t กระจายเป็นแนวในลักษณะขนานรอบค่าศูนย์ และพบว่า e_t มีค่าเฉลี่ยเข้าใกล้ศูนย์ (มีค่าเท่ากับ $5.55 * 10^{-14}$) ดังนั้นจากค่าเฉลี่ยและลักษณะการกระจายของ e_t ประมาณได้ว่าค่าคลาดเคลื่อนสุ่มมีค่าเฉลี่ยเป็นศูนย์และความแปรปรวนคงที่

  - ตรวจสอบสหสัมพันธ์ของค่าคลาดเคลื่อน



กราฟแสดง ACF และ PACF ของ e_t

การพิจารณาจากกราฟแสดง ACF และ PACF พบว่าค่าคลาดเคลื่อน c_t ไม่มีสหสัมพันธ์กัน

- ตรวจสอบคุณสมบัติของการแจกแจงของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม โดยใช้การทดสอบ Kolmogorov – Smirnov Test

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Standardized Residual
N		143
Normal Parameters [a,b]	Mean	-1.4507140E-09
	Std. Deviation	.9893802
Most Extreme Differences	Absolute	.096
	Positive	.059
	Negative	-.096
Kolmogorov-Smirnov Z		1.144
Asymp. Sig. (2-tailed)		.146

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

จากตาราง Kolmogorov – Smirnov Test พบว่าค่าสถิติทดสอบของ Kolmogorov – Smirnov เท่ากับ 1.144 และค่า Sig. = 0.146 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่กำหนด ($\alpha = 0.05$) จึงสรุปได้ว่าค่าคลาดเคลื่อนสุ่มมีการแจกแจงแบบปกติ

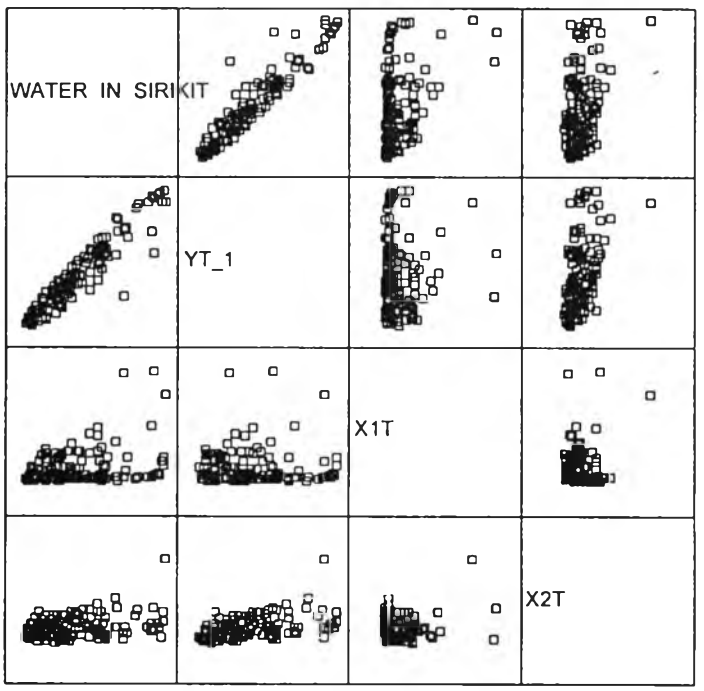
จากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ด้วยวิธีการถดถอยสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม โดยใช้ตัวแบบพยากรณ์

$$\hat{Y}_t = -20.904 + 1.001\, Y_{t-1} + 1.008\, X_{1,t-1} - 1.066\, X_{2,t-1}$$

2. <u>ตัวแบบพยากรณ์สำหรับข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนสิริกิติ์</u>

2.1 วิธีการถดถอย

- กำหนดรูปแบบความสัมพันธ์ระหว่าง Y_t กับ Y_{t-1}, $X_{1,t-1}$, $X_{2,t-1}$ โดยทั่วไปจะสมมติให้ Y_t มีการแจกแจงความน่าจะเป็นแบบปกติ และพิจารณากำหนดรูปแบบความสัมพันธ์เป็นคู่ ๆ ระหว่าง Y_t กับ Y_{t-1}, $X_{1,t-1}$, $X_{2,t-1}$ ดังนั้นกราฟระหว่างตัวแปรตามกับตัวแปรอิสระเป็นดังนี้



กำหนดความสัมพันธ์ดังนี้

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 X_{1,t-1} + \beta_3 X_{2,t-1} + \varepsilon_t$$

- การประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบการถดถอย ในกรณีของตัวแบบการถดถอยเชิงเส้นและภายใต้ข้อสมมติ ในการประมาณค่าพารามิเตอร์ จะใช้วิธีวิเคราะห์การถดถอยแบบเชิงเส้น ในการอนุมานเกี่ยวกับพารามิเตอร์ตลอดจนค่าพยากรณ์แบบช่วง ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	1.000[a]	1.000	1.000	8.3019

a. Predictors: (Constant), X2T, X1T, YT_1

ANOVA[b]

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	3.68E+08	3	122525442.4	1777749	.000[a]
	Residual	8753.051	127	68.922		
	Total	3.68E+08	130			

a. Predictors: (Constant), X2T, X1T, YT_1

b. Dependent Variable: WATER IN SIRIKIT

Coefficients[a]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-17.400	2.477		-7.025	.000
	YT_1	.999	.000	.998	2076.201	.000
	X1T	1.007	.001	.325	743.243	.000
	X2T	-1.016	.003	-.161	-332.003	.000

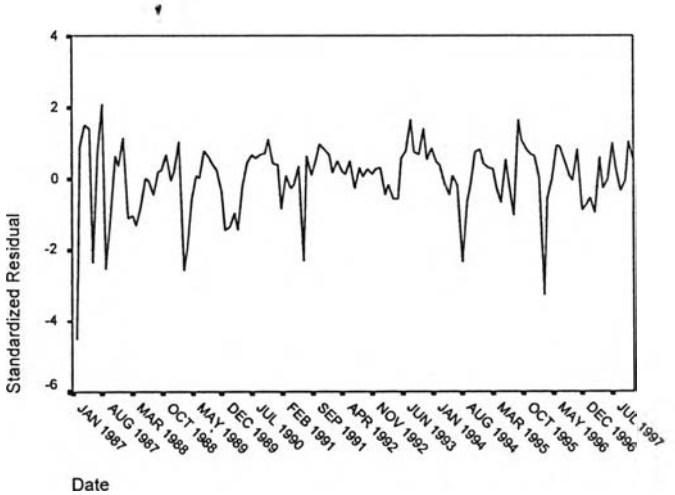
a. Dependent Variable: YT

จากตารางข้างต้นจะได้ตัวแบบพยากรณ์เป็นดังนี้

$$\hat{Y}_t = -17.400 + 0.999\, Y_{t-1} + 1.007\, X_{1,t-1} - 1.016\, X_{2,t-1}$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบการถดถอยจะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะมีการตรวจสอบดังนี้

  - ตรวจสอบค่าเฉลี่ยและความแปรปรวน

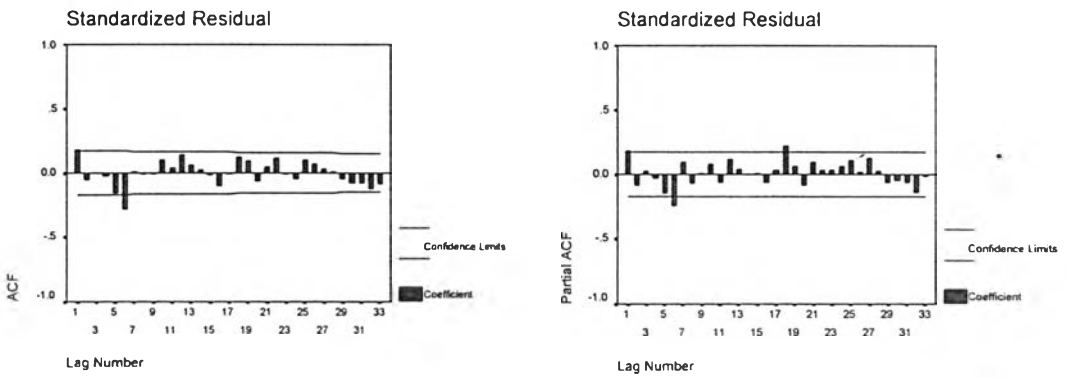


Mean Standardized Residual = 0.000

กราฟแสดงการกระจายของค่าคลาดเคลื่อน e_t กับเวลา

จากรูปกราฟข้างต้นพบว่าค่าคลาดเคลื่อน e_t กระจายเป็นแนวในลักษณะขนานรอบค่าศูนย์ และพบว่า e_t มีค่าเฉลี่ยเข้าใกล้ศูนย์ (มีค่าเท่ากับ $-6.70 * 10^{-13}$) ดังนั้นจากค่าเฉลี่ยและลักษณะการกระจายของ e_t ประมาณได้ว่าค่าคลาดเคลื่อนสุ่มมีค่าเฉลี่ยเป็นศูนย์และความแปรปรวนคงที่

- ตรวจสอบสหสัมพันธ์ของค่าคลาดเคลื่อน



กราฟแสดง ACF และ PACF ของ e_t

การพิจารณาจากกราฟแสดง ACF และ PACF พบว่าค่าคลาดเคลื่อน e_t ไม่มีสหสัมพันธ์กัน ถึงแม้ว่าจะมี lag ที่ 6 จะมีนัยสำคัญแต่เนื่องจากเป็นคาบเวลาที่ห่างมาก โดยอิทธิพลที่มีต่อข้อมูลในอนาคตอาจจะละไว้ได้

- ตรวจสอบคุณสมบัติของการแจกแจงของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม โดยใช้การทดสอบ Kolmogorov – Smirnov Test

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Standardized Residual
N		131
Normal Parameters [a,b]	Mean	-2.58069E-09
	Std. Deviation	.9883942
Most Extreme Differences	Absolute	.129
	Positive	.086
	Negative	-.129
Kolmogorov-Smirnov Z		1.472
Asymp. Sig. (2-tailed)		.262

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

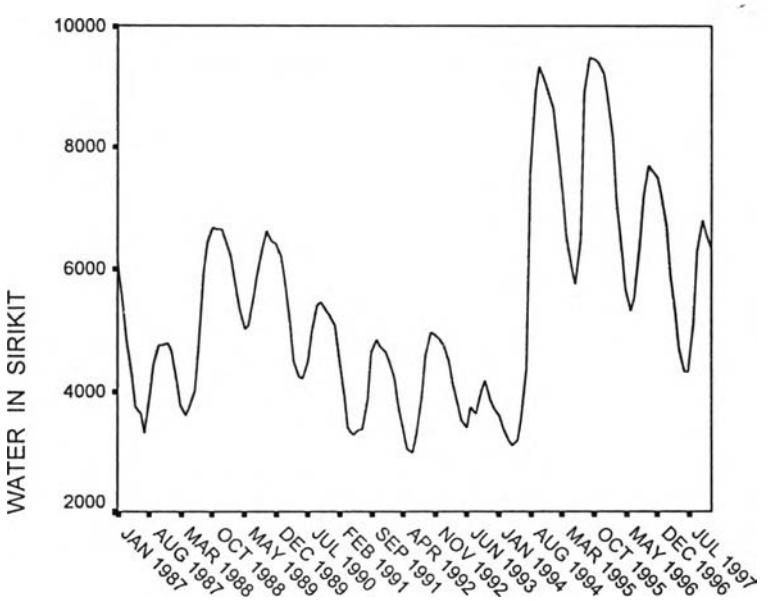
จากตาราง Kolmogorov – Smirnov Test พบว่าค่าสถิติทดสอบของ Kolmogorov – Smirnov เท่ากับ 1.472 และค่า Sig. = 0.262 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่กำหนด ($\alpha = 0.05$) จึงสรุปได้ว่าค่าคลาดเคลื่อนสุ่มมีการแจกแจงแบบปกติ

จากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ด้วยวิธีการถดถอยสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม โดยใช้ตัวแบบพยากรณ์

$$\hat{Y}_t = -17.400 + 0.999\, Y_{t-1} + 1.007\, X_{1,t-1} - 1.016\, X_{2,t-1}$$

2.2 วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์

- พิจารณาการกระจายและการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนสิริกิติ์



กราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนสิริกิติ์

จากกราฟข้างต้นพบว่าข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนสิริกิติ์ มีลักษณะการเคลื่อนไหวแบบมีแนวโน้มและฤดูกาล โดยเฉพาะลักษณะการเคลื่อนไหวแบบฤดูกาลเป็นแบบเชิงพหุแนวโน้ม ซึ่งสอดคล้องกับวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์

- การประมาณค่าคงที่ของวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

ExSmooth

```
MODEL= WINTERS (Linear trend, multiplicative seasonality)      Period= 12

 Initial values:      Series (ค่าเฉลี่ย)      Trend (ความชัน)
   (ค่าเริ่มต้น)          6773.25000              11.25000

DFE = 119.
```

The 10 smallest SSE's are:	Alpha	Gamma	Delta	SSE
	1.000000	.1000000	.1000000	4848524.129
	1.000000	.1000000	.2000000	4848524.129
	1.000000	.1000000	.3000000	4848524.129
	1.000000	.1000000	.4000000	4848524.129
	1.000000	.1000000	.5000000	4848524.129
	1.000000	.1000000	.6000000	4848524.129
	1.000000	.1000000	.7000000	14848524.129
	1.000000	.1000000	.8000000	14848524.129
	1.000000	.1000000	.9000000	14848524.129
	1.000000	.1000000	1.000000	14848524.129

เมื่อประมาณค่าคงที่จะได้ค่าคงที่สำหรับการปรับให้เรียบสำหรับข้อมูลชุดนี้ทั้ง 3 ค่า จะได้ค่าคงที่สำหรับปรับให้เรียบสำหรับระดับ (α) เท่ากับ 1.000 , ค่าคงที่สำหรับปรับให้เรียบสำหรับแนวโน้ม (γ) เท่ากับ 0.100 และค่าคงที่สำหรับปรับให้เรียบสำหรับฤดูกาล (δ) เท่ากับ 0.100 ซึ่งตัวแบบพยากรณ์มีรูปแบบเป็นดังนี้

$$\hat{Y}_t(l) = \left(\hat{\mu}_t + l\hat{\beta}_t t\right)\hat{S}_{t+l-m}, \qquad t = m, m+1, \ldots$$

ซึ่ง

$$\hat{\mu}_t = \alpha_1\left(Y_t/\hat{S}_{t-m}\right) + (1-\alpha_1)\left(\hat{\mu}_{t-1} + \hat{\beta}_{t-1}\right)$$

$$\hat{\beta}_t = \alpha_2(\hat{\mu}_t - \hat{\mu}_{t-1}) + (1-\alpha_2)\hat{\beta}_{t-1}$$

$$\hat{S}_t = \alpha_3(Y_t/\hat{\mu}_t) + (1-\alpha_3)\hat{S}_{t-m}$$

$$m = 12$$

การคำนวณค่าพยากรณ์จะต้องเริ่มกำหนดค่าเริ่มต้นของ $\hat{\mu}_t$ ซึ่งจะมีค่าเท่ากับ 6773.25, $\hat{S}_t$ มีค่าเท่ากับ 11.25, และ $\hat{\beta}_t = 0$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์ของวินเตอร์จะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล และจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

2.3 วิธีการแยกองค์ประกอบ

- จากการพิจารณากราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนสิริกิติ์รูปแบบการพยากรณ์จะอยู่ในรูปของผลบวก โดยจะหาค่าการพยากรณ์วิธีการแยกองค์ประกอบในรูปของสมการเชิงเส้น ผลจากการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Regression

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.616[a]	.379	.316	1386.1043

a. Predictors: (Constant), I11, I0, I6, I7, I5, I8, I4, I9, I3, I10, I2, I1

ANOVA[b]

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	1.40E+08	12	11626979.47	6.052	.000[a]
	Residual	2.29E+08	119	1921285.211		
	Total	3.68E+08	131			

a. Predictors: (Constant), I11, I0, I6, I7, I5, I8, I4, I9, I3, I10, I2, I1

b. Dependent Variable: WATER IN SIRIKIT

Coefficients[a]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	5072.923	476.509		10.646	.000
	I0	15.762	3.179	.360	4.958	.000
	I1	-19.431	592.071	-.003	-.033	.974
	I2	-481.376	591.891	-.080	-.813	.418
	I3	-1065.956	591.729	-.176	-1.801	.074
	I4	-1590.355	591.584	-.263	-2.688	.008
	I5	-1897.208	591.456	-.314	-3.208	.002
	I6	-1963.880	591.345	-.325	-3.321	.001
	I7	-1662.188	591.251	-.275	-2.811	.006
	I8	-673.496	591.174	-.111	-1.139	.257
	I9	-4.167	591.114	-.001	-.007	.994
	I10	261.616	591.071	.043	.443	.659
	I11	116.762	591.045	.019	.198	.844

a. Dependent Variable: WATER IN SIRIKIT

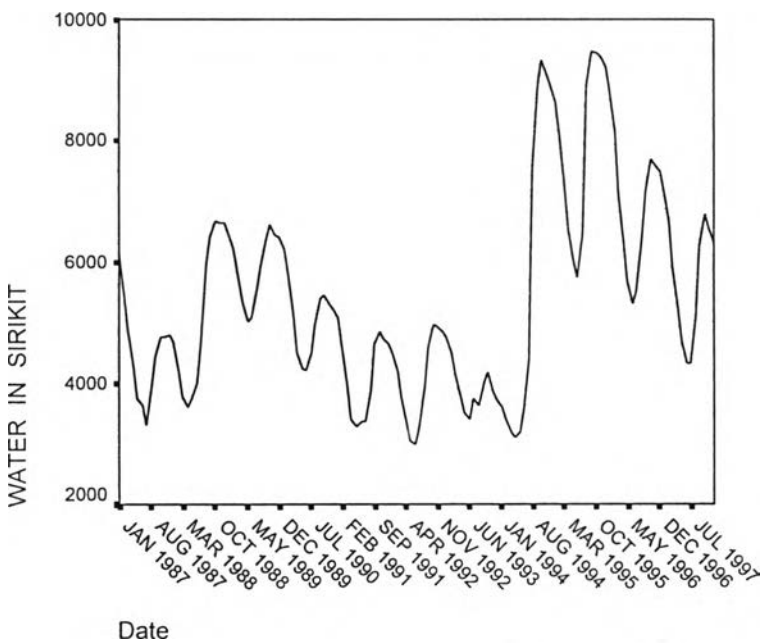
เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้รูปแบบการพยากรณ์เป็นดังนี้

$$Z_t = 5072.923 + 15.762\, t_1 - 19.431\, x_{1t} - 481.376\, x_{2t} - 1065.956\, x_{3t} - 1590.355\, x_{4t} - 1879.208\, x_{5t} - 1963.880\, x_{6t} - 1662.188\, x_{7t} - 673.496\, x_{8t} - 4.167\, x_{9t} + 261.616\, x_{10t} + 116.762\, x_{11t}$$

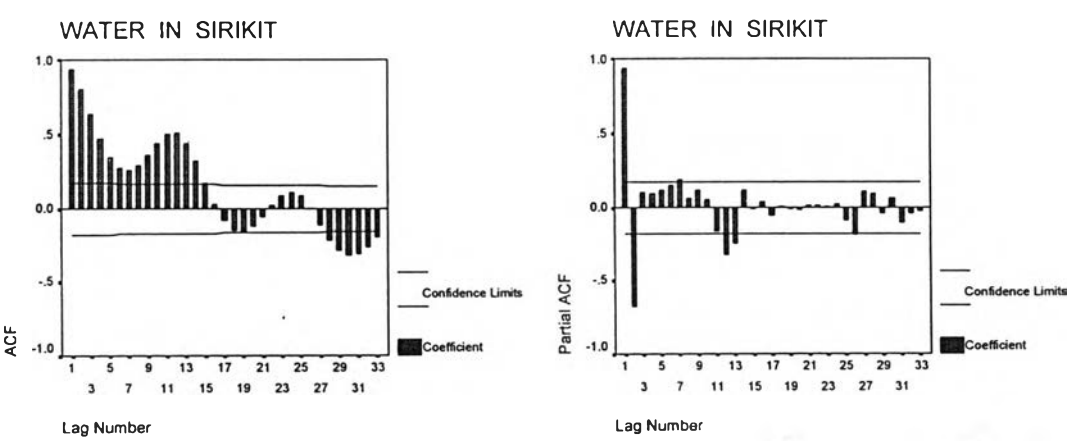
- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบวิธีการแยกองค์ประกอบจะตรวจสอบคุณสมบัติของของเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล และจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

2.4 วิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์

- กำหนดตัวแบบทดลอง
  - พิจารณาจากกราฟการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนสิริกิติ์



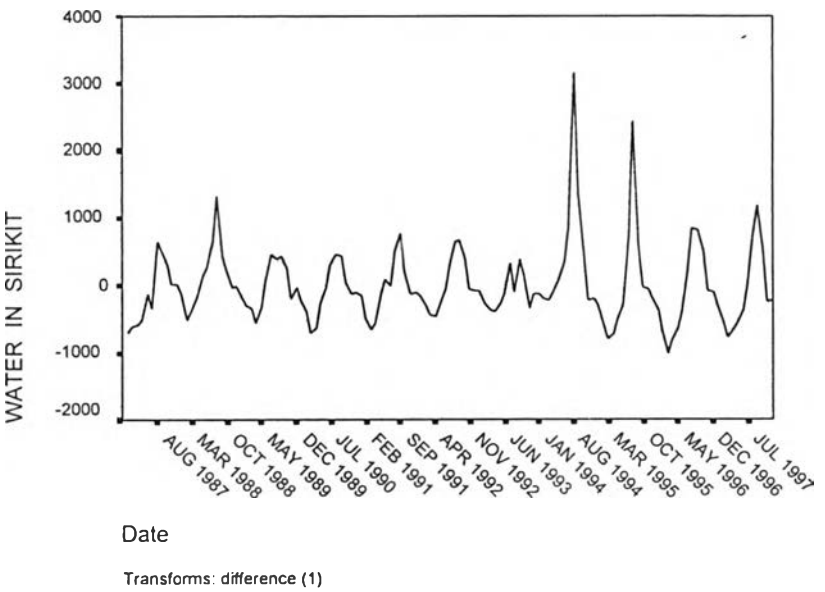
กราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนสิริกิติ์



กราฟแสดง ACF และ PACF ของข้อมูล ริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนสิริกิติ์

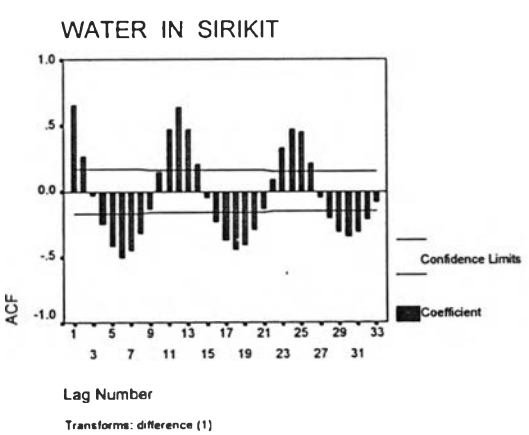
พิจารณากราฟอนุกรมเวลาในข้างต้นพบว่า ข้อมูลมีลักษณะการเคลื่อนไหวแปรผันตามเวลาและไม่คงที่ในค่าเฉลี่ย และเมื่อพิจารณากราฟ ACF พบว่าลดลงอย่างช้า ๆ และไม่ลู่เข้าสู่ศูนย์ ซึ่งบ่งบอกได้ว่าอนุกรมเวลาไม่อยู่ในสภาพคงที่ (Stationary) ในค่าเฉลี่ย จึงจำเป็นต้องแปลงข้อมูลให้อยู่ในสภาพคงที่ โดยเริ่มจากการแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างหนึ่งครั้งในข้อมูลอนุกรมเวลาชุดเดิม แล้วพิจารณากราฟการเคลื่อนไหวของข้อมูลอนุกรมเวลาชุดใหม่ดังนี้

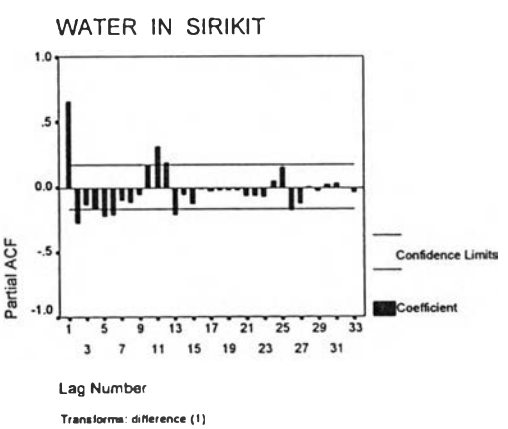
- พิจารณากราฟแสดงการแปลงข้อมูลเพื่อให้คงที่ในค่าเฉลี่ยจากหาผลต่าง



จากกราฟข้างต้นพบว่าข้อมูลมีลักษณะคงที่ในค่าเฉลี่ยแล้ว จึงพิจารณาการเคลื่อนไหวของข้อมูลจากกราฟแสดง ACF และ PACF ดังนี้

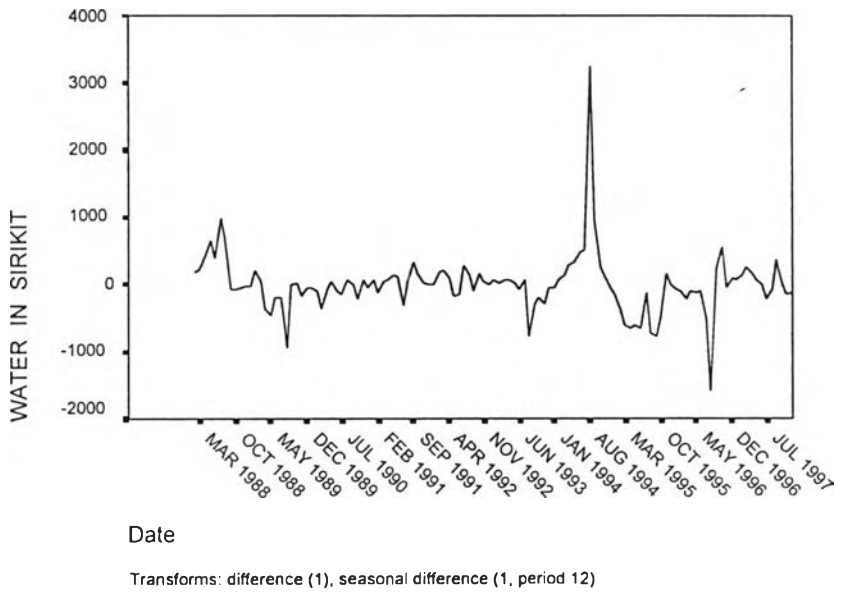
- กราฟแสดง ACF และ PACF ของข้อมูลอนุกรมเวลาหลังจากการแปลงข้อมูล โดยการหาผลต่าง



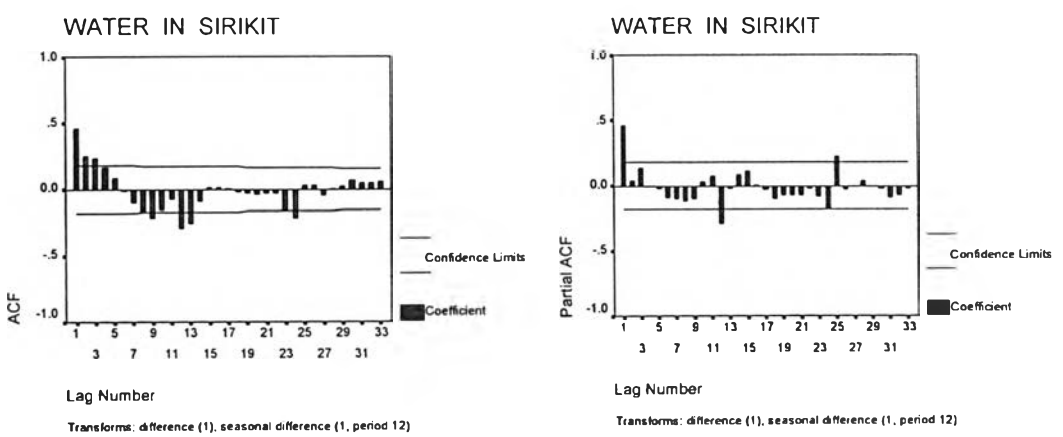


จากกราฟการแปลงข้อมูล โดยการหาผลต่าง และกราฟ ACF และ PACF พบว่าอนุกรมเวลาชุดนี้อยู่ในสภาพคงที่ จากนั้นพิจารณากราฟ ACF ในส่วนฤดูกาลพบว่า ข้อมูลชุดนี้มีฤดูกาลมาเกี่ยวข้อง และอนุกรมเวลาในส่วนที่เป็นฤดูกาลยังไม่อยู่ในสภาพคงที่ จึงต้องทำการหาผลต่างระยะยาวของข้อมูลต่างครั้งแรก เป็นดังนี้

- พิจารณากราฟแสดงการแปลงข้อมูลเพื่อให้คงที่ในส่วนที่มีองค์ประกอบของฤดูกาล



- กราฟ ACF และ PACF ของข้อมูลหลังการแปลงให้อยู่ในสภาพคงที่



จากกราฟแสดงการแปลงข้อมูลเพื่อให้คงที่ในส่วนที่มีองค์ประกอบของฤดูกาล และกราฟแสดง ACF และ PACF พบว่าข้อมูลอนุกรมเวลาชุดนี้อยู่ในสภาพคงที่ และนำมาพิจารณากำหนดตัวแบบเบื้องต้น จะได้ตัวแบบ ARIMA$(1, 1, 0)\,(1, 1, 0)_{12}$

- การประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการของบ็อกซ์ - เจนกินส์ ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Arima

```
Non-seasonal differencing: 1
    Seasonal differencing: 1
Length of Seasonal Cycle: 12

Parameters:
AR1         _________  < value originating from estimation >
SAR1        _________  < value originating from estimation >
95.00 percent confidence intervals will be generated.

Initial values:

AR1          .76694
SAR1        -.89636

FINAL PARAMETERS:

Number of residuals   125
Standard error        342.33141
Log likelihood        -911.59405
AIC                   1827.1881
SBC                   1832.8447

            Analysis of Variance:

               DF  Adj. Sum of Squares    Residual Variance

Residuals      123          15763175.4            117190.79

           Variables in the Model:

                  B         SEB      T-RATIO   APPROX. PROB.

AR1       .66429643   .06524617    10.181386        .0000000
SAR1     -.91285393   .03139134   -29.079802        .0000000
```

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ จะได้รูปแบบการพยากรณ์เป็นดังนี้

$$W_t = 0.44448\, W_{t-1} - 0.25050\, W_{t-12} + 0.11134\, W_{t-13}$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์จะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล และจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าความคลาดเคลื่อนสุ่ม

การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ เมื่อพิจารณาจากค่าคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ โดยพิจารณาจากค่า MAPE จะได้ว่าค่าพยากรณ์โดยวิธีถดถอยจะให้ค่า MAPE เท่ากับ 0.1308% วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ให้ค่า MAPE เท่ากับ 3.1886% วิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์ ให้ค่า MAPE เท่ากับ 8.0597% และวิธีการแยกองค์ประกอบให้ค่า MAPE เท่ากับ 10.4748% ดังนั้นในการพยากรณ์ปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนสิริกิติ์โดยวิธีการถดถอยจะเหมาะสมกับข้อมูลอนุกรมเวลาชุดนี้ ส่วนค่าพยากรณ์จากวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ ค่าพยากรณ์โดยวิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์ และค่าพยากรณ์จากวิธีการแยกองค์ประกอบเหมาะสมเป็นอันดับ 2, 3 และ 4 ตามลำดับ

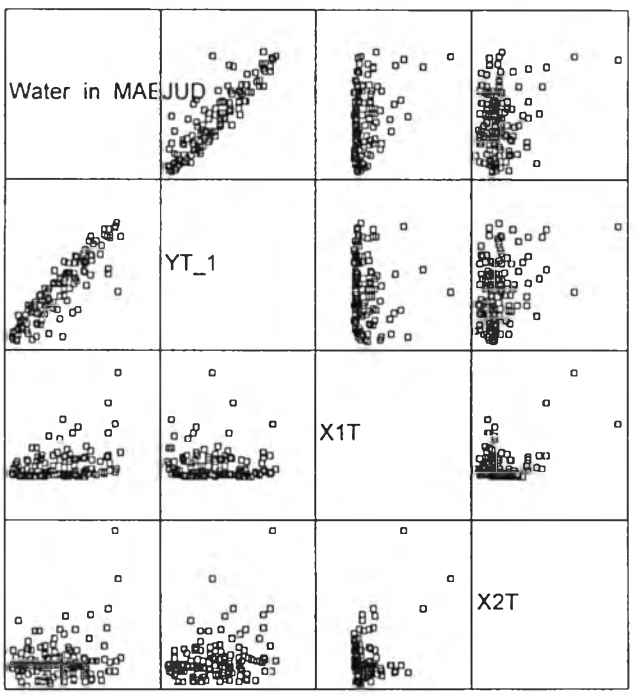
ผลการศึกษาเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ทั้ง 4 วิธี พบว่าวิธีการพยากรณ์วิธีการถดถอยเหมาะสมกับข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนสิริกิติ์ ดังนั้นจึงนำเอาวิธีการถดถอยมาพยากรณ์ปริมาณน้ำในปี พ. ศ. 2542 – 2543 โดยนำข้อมูลปี พ. ศ. 2530 – 2540 มารวมกับข้อมูลของปี พ. ศ. 2541 มาหาค่าสัมประสิทธิ์ใหม่และผ่านการวินิจฉัยตัวแบบด้วยวิธีการทางสถิติ ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล มีตัวแบบเป็นดังนี้

รูปแบบการพยากรณ์ : $\hat{Y}_t = -22.405 + 0.998\, Y_{t-1} + 1.005\, X_{1,t-1} - 1.023\, X_{2,t-1}$

3. <u>ตัวแบบพยากรณ์สำหรับข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนแม่งัดสมบูรณ์ชล</u>

3.1 วิธีการถดถอย

- กำหนดรูปแบบความสัมพันธ์ระหว่าง Y_t กับ Y_{t-1}, $X_{1,t-1}$, $X_{2,t-1}$ โดยทั่วไปจะสมมติให้ Y_t มีการแจกแจงความน่าจะเป็นแบบปกติ และพิจารณากำหนดรูปแบบความสัมพันธ์เป็นคู่ ๆ ระหว่าง Y_t กับ Y_{t-1}, $X_{1,t-1}$, $X_{2,t-1}$ ดังนั้นกราฟระหว่างตัวแปรตามกับตัวแปรอิสระเป็นดังนี้



กำหนดความสัมพันธ์ดังนี้

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 X_{1,t-1} + \beta_3 X_{2,t-1} + \varepsilon_t$$

- การประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบการถดถอย ในกรณีของตัวแบบการถดถอยเชิงเส้นและภายใต้ข้อสมมติ ในการประมาณค่าพารามิเตอร์ จะใช้วิธีวิเคราะห์การถดถอยแบบเชิงเส้น ในการอนุมานเกี่ยวกับพารามิเตอร์ตลอดจนค่าพยากรณ์แบบช่วง ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.999[a]	.998	.998	3.5958

a. Predictors: (Constant), X2T, YT_1, X1T

ANOVA[b]

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	724757.7	3	241585.915	18684.239	.000[a]
	Residual	1642.101	127	12.930		
	Total	726399.8	130			

a. Predictors: (Constant), X2T, YT_1, X1T

b. Dependent Variable: Water in MAEJUD

Coefficients[a]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-1.045	.754		-1.387	.168
	YT_1	.997	.005	.992	220.380	.000
	X1T	.999	.009	.486	105.763	.000
	X2T	-1.062	.021	-.244	-50.636	.000

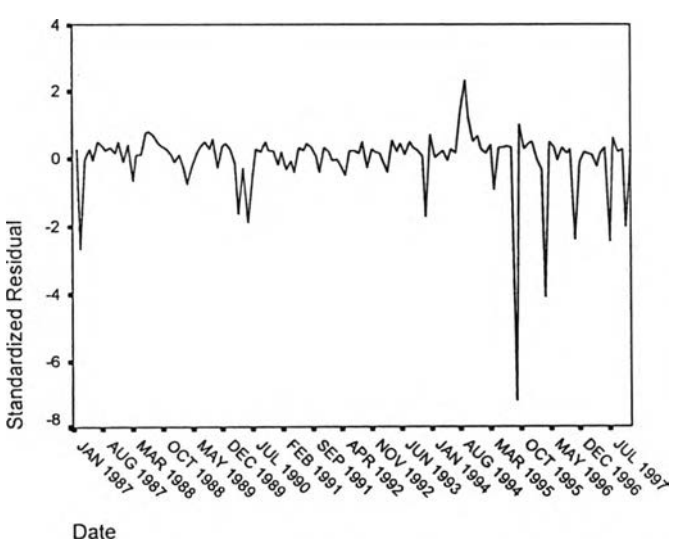
a. Dependent Variable: YT

จากตารางข้างต้นจะได้ตัวแบบพยากรณ์เป็นดังนี้

$$\hat{Y}_t = 0.997\, Y_{t-1} + 0.999\, X_{1,t-1} - 1.062\, X_{2,t-1}$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบการถดถอยจะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะมีการตรวจสอบดังนี้

  - ตรวจสอบค่าเฉลี่ยและความแปรปรวน

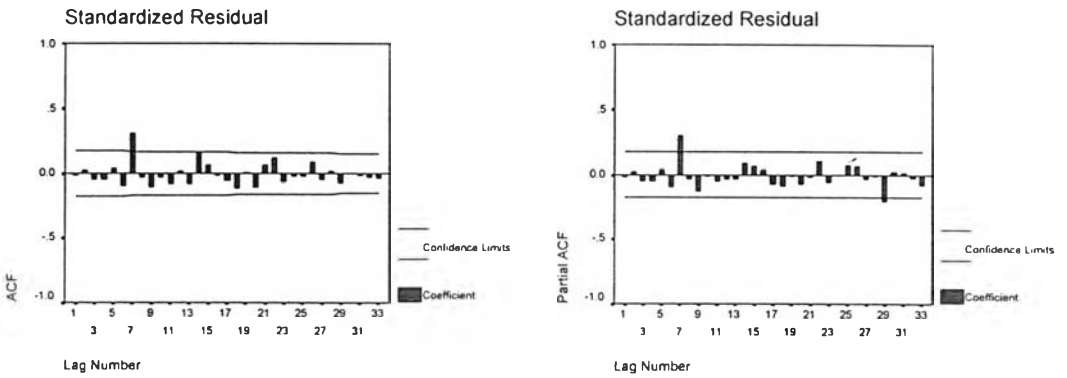


Mean Standardized Residual = 0.000

กราฟแสดงการกระจายของค่าคลาดเคลื่อน e_t กับเวลา

จากรูปกราฟข้างต้นพบว่าค่าคลาดเคลื่อน e_t กระจายเป็นแนวในลักษณะขนานรอบค่าศูนย์ และพบว่า e_t มีค่าเฉลี่ยเข้าใกล้ศูนย์ (มีค่าเท่ากับ $-4.393 * 10^{-15}$) ดังนั้นจากค่าเฉลี่ยและลักษณะการกระจายของ e_t ประมาณได้ว่าค่าคลาดเคลื่อนสุ่มมีค่าเฉลี่ยเป็นศูนย์และความแปรปรวนคงที่

- ตรวจสอบสหสัมพันธ์ของค่าคลาดเคลื่อน



กราฟแสดง ACF และ PACF ของ e_t

การพิจารณาจากกราฟแสดง ACF และ PACF พบว่าค่าคลาดเคลื่อน e_t ไม่มีสหสัมพันธ์กัน ถึงแม้ว่าจะมี lag ที่ 8 จะมีนัยสำคัญแต่เนื่องจากเป็นคาบเวลาที่ห่างมาก โดยอิทธิพลที่มีต่อข้อมูลในอนาคตอาจจะละไว้ได้

- ตรวจสอบคุณสมบัติของการแจกแจงของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม โดยใช้การทดสอบ Kolmogorov – Smirnov Test

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Standardized Residual
N		131
Normal Parameters [a,b]	Mean	-4.05943E-09
	Std. Deviation	.9883942
Most Extreme Differences	Absolute	.242
	Positive	.208
	Negative	-.242
Kolmogorov-Smirnov Z		2.767
Asymp. Sig. (2-tailed)		.076

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

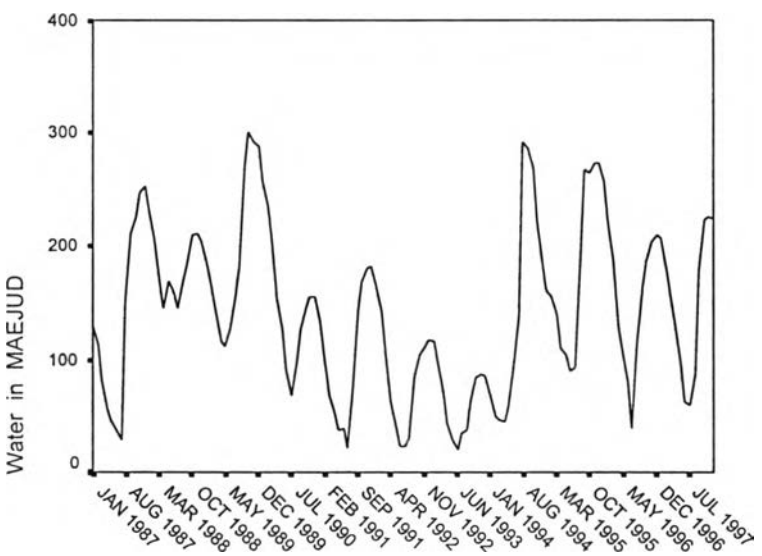
จากตาราง Kolmogorov – Smirnov Test พบว่าค่าสถิติทดสอบของ Kolmogorov – Smirnov เท่ากับ 2.767 และค่า Sig. = 0.076 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่กำหนด ($\alpha = 0.05$) จึงสรุปได้ว่าค่าคลาดเคลื่อนสุ่มมีการแจกแจงแบบปกติ

จากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ด้วยวิธีการถดถอยสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม โดยใช้ตัวแบบพยากรณ์

$$\hat{Y}_t = 0.997\, Y_{t-1} + 0.999\, X_{1,t-1} - 1.062\, X_{2,t-1}$$

3.2 วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์

- พิจารณาการกระจายและการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนแม่งัดสมบูรณ์ชล



กราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนแม่งัดสมบูรณ์ชล

จากกราฟข้างต้นพบว่าข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนแม่งัดสมบูรณ์ชล มีลักษณะการเคลื่อนไหวแบบมีแนวโน้มและฤดูกาล โดยเฉพาะลักษณะการเคลื่อนไหวแบบฤดูกาลเป็นแบบเชิงพหุแนวโน้ม ซึ่งสอดคล้องกับวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์

- การประมาณค่าคงที่ของวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

ExSmooth

```
MODEL= WINTERS (Linear trend, multiplicative seasonality)      Period= 12

 Initial values:      Series (ค่าเฉลี่ย)      Trend (ความชัน)
   (ค่าเริ่มต้น)          31.05417                .17153

DFE = 119.
```

The 10 smallest SSE's are:	Alpha	Gamma	Delta	SSE
	1.000000	.1000000	.1000000	115468.95196
	1.000000	.1000000	.2000000	115468.95196
	1.000000	.1000000	.3000000	115468.95196
	1.000000	.1000000	.4000000	115468.95196
	1.000000	.1000000	.5000000	115468.95196
	1.000000	.1000000	.6000000	115468.95196
	1.000000	.1000000	.7000000	115468.95196
	1.000000	.1000000	.8000000	115468.95196
	1.000000	.1000000	.9000000	115468.95196
	1.000000	.1000000	1.000000	115468.95196

เมื่อประมาณค่าคงที่จะได้ค่าคงที่สำหรับการปรับให้เรียบสำหรับข้อมูลชุดนี้ทั้ง 3 ค่า จะได้ค่าคงที่สำหรับปรับให้เรียบสำหรับระดับ (α) เท่ากับ 1.000 , ค่าคงที่สำหรับปรับให้เรียบสำหรับแนวโน้ม (γ) เท่ากับ 0.100 และค่าคงที่สำหรับปรับให้เรียบสำหรับฤดูกาล (δ) เท่ากับ 0.100 ซึ่งตัวแบบพยากรณ์มีรูปแบบเป็นดังนี้

$$\hat{Y}_t(l) = \left(\hat{\mu}_t + l\hat{\beta}_t\right)\hat{S}_{t+l-m}, \qquad t = m,\ m+1,\ \ldots$$

ซึ่ง

$$\hat{\mu}_t = \alpha_1\left(Y_t/\hat{S}_{t-m}\right) + (1-\alpha_1)\left(\hat{\mu}_{t-1} + \hat{\beta}_{t-1}\right)$$

$$\hat{\beta}_t = \alpha_2(\hat{\mu}_t - \hat{\mu}_{t-1}) + (1-\alpha_2)\hat{\beta}_{t-1}$$

$$\hat{S}_t = \alpha_3\left(Y_t/\hat{\mu}_t\right) + (1-\alpha_3)\hat{S}_{t-m}$$

$$m = 12$$

การคำนวณค่าพยากรณ์จะต้องเริ่มกำหนดค่าเริ่มต้นของ $\hat{\mu}_t$ ซึ่งจะมีค่าเท่ากับ 31.05417, $\hat{S}_t$ มีค่าเท่ากับ 0.17153, และ $\hat{\beta}_t = 0$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์ของวินเตอร์จะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล และจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

3.3 วิธีการแยกองค์ประกอบ

- จากการพิจารณากราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนแม่งัดสมบูรณ์ชล รูปแบบการพยากรณ์จะอยู่ในรูปของผลบวก โดยจะหาค่าการพยากรณ์วิธีการแยกองค์ประกอบในรูปของสมการเชิงเส้น ผลจากการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Regression

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.645[a]	.417	.358	59.6808

a. Predictors: (Constant), I11, I0, I6, I7, I5, I8, I4, I9, I3, I10, I2, I1

ANOVA[b]

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	302658.6	12	25221.548	7.081	.000[a]
	Residual	423853.8	119	3561.797		
	Total	726512.4	131			

a. Predictors: (Constant), I11, I0, I6, I7, I5, I8, I4, I9, I3, I10, I2, I1

b. Dependent Variable: Water in MAEJUD

Coefficients[a]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	203.441	20.517		9.916	.000
	I0	-7.56E-02	.137	-.039	-.552	.582
	I1	-24.922	25.492	-.093	-.978	.330
	I2	-46.119	25.485	-.172	-1.810	.073
	I3	-73.407	25.478	-.273	-2.881	.005
	I4	-103.332	25.472	-.385	-4.057	.000
	I5	-114.347	25.466	-.426	-4.490	.000
	I6	-123.453	25.461	-.460	-4.849	.000
	I7	-124.741	25.457	-.465	-4.900	.000
	I8	-68.302	25.454	-.254	-2.683	.008
	I9	-18.499	25.451	-.069	-.727	.469
	I10	.122	25.449	.000	.005	.996
	I11	2.834	25.448	.011	.111	.912

a. Dependent Variable: Water in MAEJUD

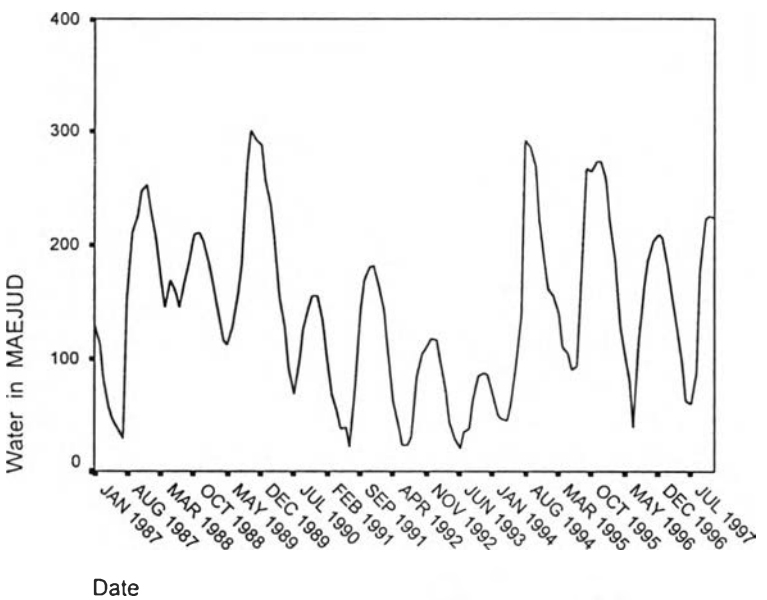
เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้รูปแบบการพยากรณ์เป็นดังนี้

$$Z_t = 203.441 - 7.56E\text{-}02\, t_1 - 24.992\, x_{1t} - 46.119\, x_{2t} - 73.407\, x_{3t} - 103.332\, x_{4t} - 114.347\, x_{5t} - 123.453\, x_{6t} - 124.741\, x_{7t} - 68.302\, x_{8t} - 18.499\, x_{9t} + 0.122\, x_{10t} + 2.834\, x_{11t}$$

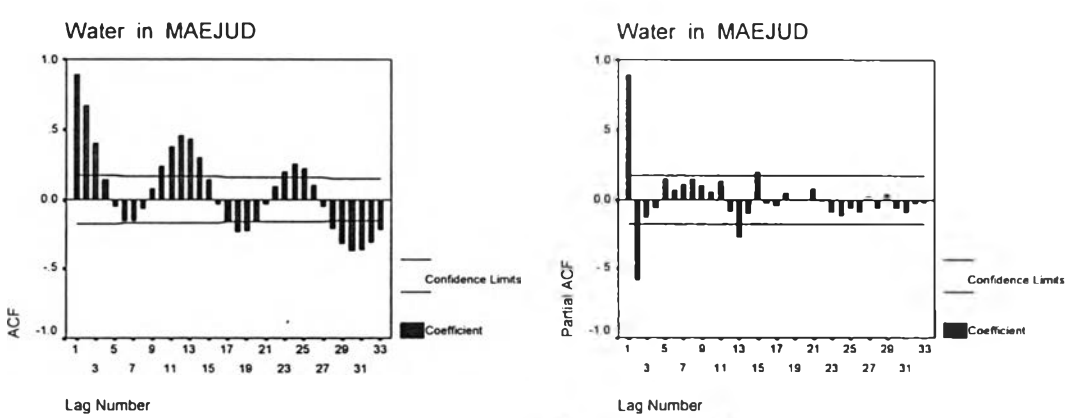
- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบวิธีการแยกองค์ประกอบจะตรวจสอบคุณสมบัติของของเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล และจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

3.4 วิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์

- กำหนดตัวแบบทดลอง
  - พิจารณาจากกราฟการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนแม่งัดสมบูรณ์ชล



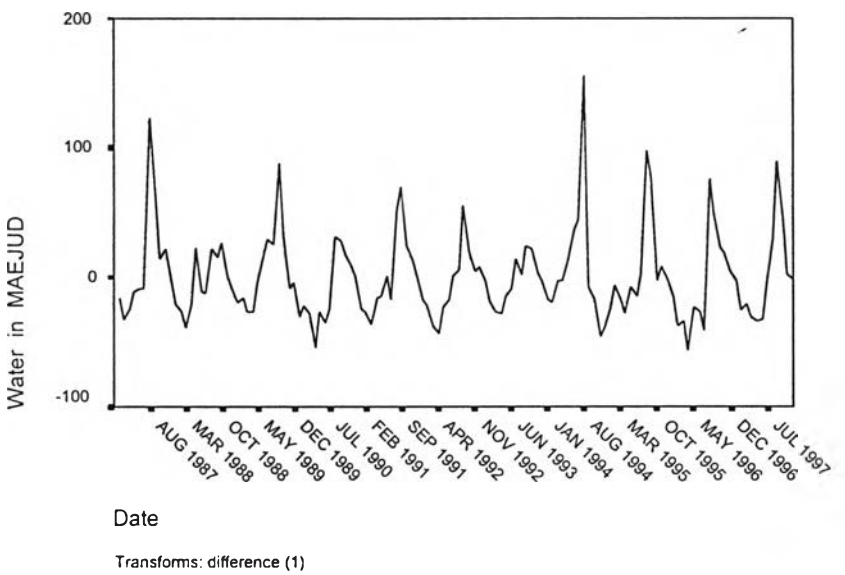
กราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนแม่งัดสมบูรณ์ชล



กราฟแสดง ACF และ PACF ของข้อมูลปริมา น้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนแม่งัดสมบูรณ์ชล

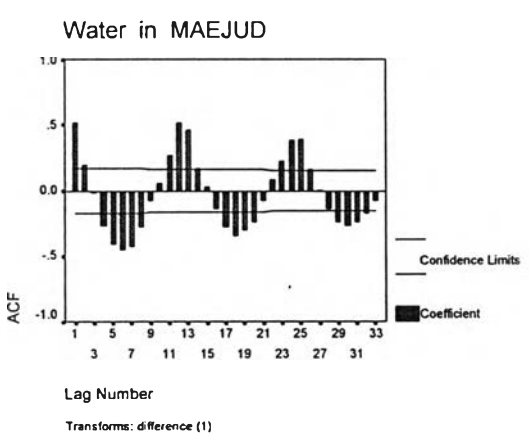
พิจารณากราฟอนุกรมเวลาในข้างต้นพบว่า ข้อมูลมีลักษณะการเคลื่อนไหวแปรผันตามเวลาและไม่คงที่ในค่าเฉลี่ย และเมื่อพิจารณากราฟ ACF พบว่าลดลงอย่างช้า ๆ และไม่ลู่เข้าสู่ศูนย์ ซึ่งบ่งบอกได้ว่าอนุกรมเวลาไม่อยู่ในสภาพคงที่ (Stationary) ในค่าเฉลี่ย จึงจำเป็นต้องแปลงข้อมูลให้อยู่ในสภาพคงที่ โดยเริ่มจากการแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างหนึ่งครั้งในข้อมูลอนุกรมเวลาชุดเดิม แล้วพิจารณากราฟการเคลื่อนไหวของข้อมูลอนุกรมเวลาชุดใหม่ดังนี้

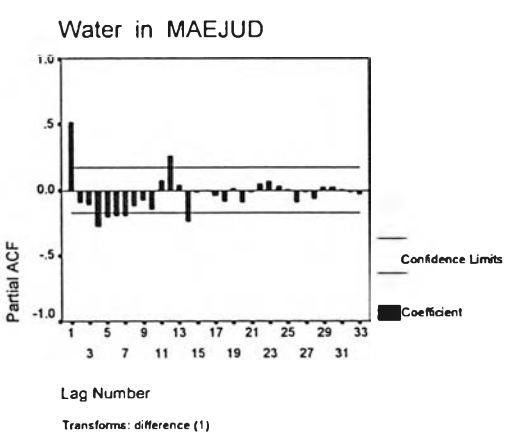
- พิจารณากราฟแสดงการแปลงข้อมูลเพื่อให้คงที่ในค่าเฉลี่ยจากหาผลต่าง



จากกราฟข้างต้นพบว่าข้อมูลมีลักษณะคงที่ในค่าเฉลี่ยแล้ว จึงพิจารณาการเคลื่อนไหวของข้อมูลจากกราฟแสดง ACF และ PACF ดังนี้

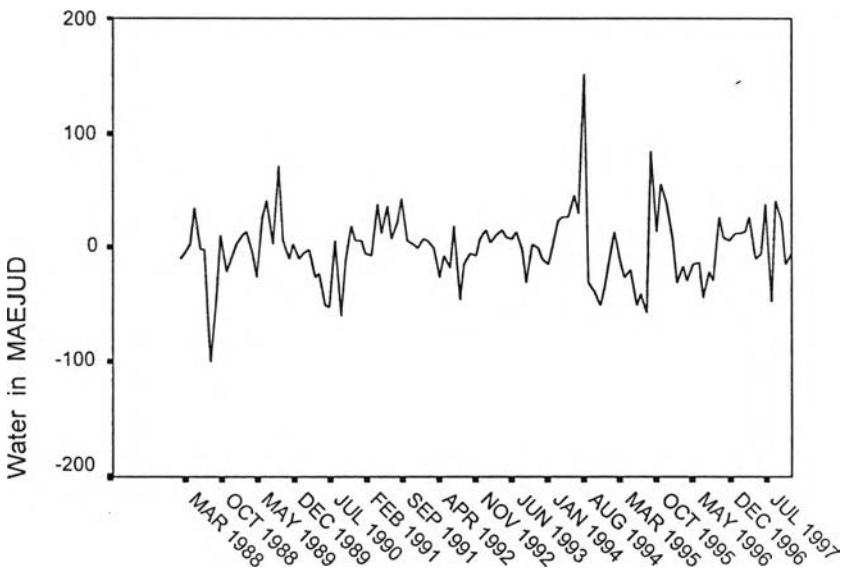
- กราฟแสดง ACF และ PACF ของข้อมูลอนุกรมเวลาหลังจากการแปลงข้อมูล โดยการหาผลต่าง





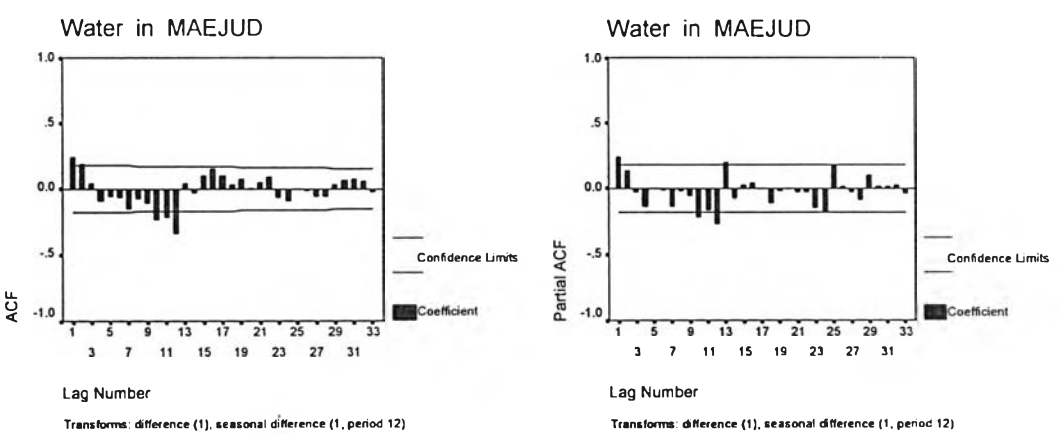
จากกราฟการแปลงข้อมูล โดยการหาผลต่าง และกราฟ ACF และ PACF พบว่าอนุกรมเวลาชุดนี้อยู่ในสภาพคงที่ จากนั้นพิจารณากราฟ ACF ในส่วนฤดูกาลพบว่า ข้อมูลชุดนี้มีฤดูกาลมาเกี่ยวข้อง และอนุกรมเวลาในส่วนที่เป็นฤดูกาลยังไม่อยู่ในสภาพคงที่ จึงต้องทำการหาผลต่างระยะยาวของข้อมูลต่างครั้งแรก เป็นดังนี้

- พิจารณากราฟแสดงการแปลงข้อมูลเพื่อให้คงที่ในส่วนที่มีองค์ประกอบของฤดูกาล



Transforms: difference (1), seasonal difference (1, period 12)

- กราฟแสดง ACF และ PACF ของข้อมูลหลังการแปลงให้อยู่ในสภาพคงที่



จากกราฟแสดงการแปลงข้อมูลเพื่อให้คงที่ในส่วนที่มีองค์ประกอบของฤดูกาล และกราฟแสดง ACF และ PACF พบว่าข้อมูลอนุกรมเวลาชุดนี้อยู่ในสภาพคงที่ และนำมาพิจารณากำหนดตัวแบบเบื้องต้น จะได้ตัวแบบ ARIMA$(1, 1, 0)\,(1, 1, 0)_{12}$

- การประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการของบ็อกซ์และเจนกินส์ ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Arima

```
Non-seasonal differencing: 1
    Seasonal differencing: 1
Length of Seasonal Cycle: 12

Parameters:
AR1         ________  < value originating from estimation >
SAR1        ________  < value originating from estimation >
95.00 percent confidence intervals will be generated.

Initial values:
AR1          .24188
SAR1        -.33788

FINAL PARAMETERS:
Number of residuals  119
Standard error       28.135546
Log likelihood       -565.88269
AIC                  1135.7654
SBC                  1141.3236

            Analysis of Variance:

               DF  Adj. Sum of Squares    Residual Variance

Residuals     117            94077.967            791.60896

            Variables in the Model:

                  B         SEB      T-RATIO   APPROX. PROB.

AR1       .23957955   .08993583    2.6638945       .00881358
SAR1     -.37338870   .08899118   -4.1957947       .00005320
```

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ จะได้รูปแบบการพยากรณ์เป็นดังนี้

$$W_t = 0.23958\, W_{t-1} - 0.37339\, W_{t-12} + 0.088946\, W_{t-13}$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์จะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล

และจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ เมื่อพิจารณาจากค่าคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ โดยพิจารณาจากค่า MAPE จะได้ว่าค่าพยากรณ์โดยวิธีถดถอยจะให้ค่า MAPE เท่ากับ 3.1964% วิธีการแยกองค์ประกอบให้ค่า MAPE เท่ากับ 39.9091% วิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์ ให้ค่า MAPE เท่ากับ 35.7855% และวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ให้ค่า MAPE เท่ากับ 41.6989% ดังนั้นในการพยากรณ์ปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนแม่งัดสมบูรณ์ชลโดยวิธีการถดถอยจะเหมาะสมกับข้อมูลอนุกรมเวลาชุดนี้ ส่วนค่าพยากรณ์จากวิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์ ค่าพยากรณ์โดยวิธีการแยกองค์ประกอบ และค่าพยากรณ์จากวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์เหมาะสมเป็นอันดับ 2, 3 และ 4 ตามลำดับ

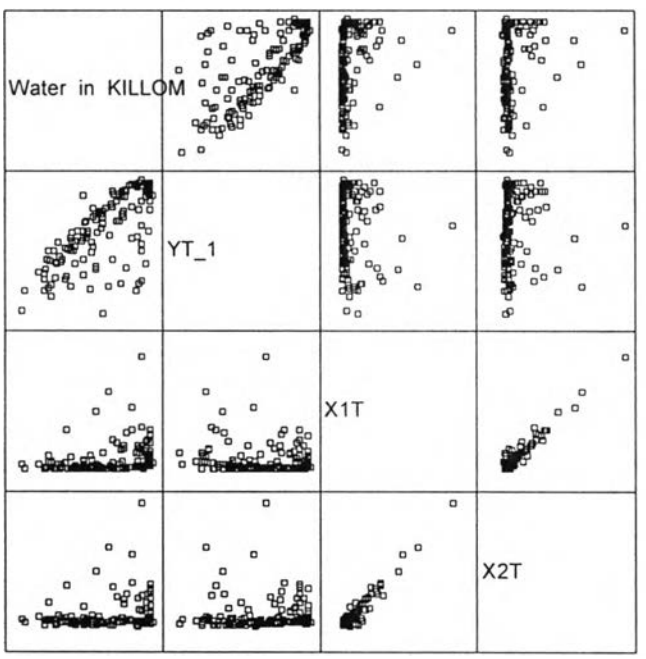
ผลการศึกษาเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ทั้ง 4 วิธี พบว่าวิธีการพยากรณ์วิธีการถดถอยเหมาะสมกับข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนแม่งัดสมบูรณ์ชล ดังนั้นจึงนำเอาวิธีการถดถอยมาพยากรณ์ปริมาณน้ำในปี พ. ศ. 2542 – 2543 โดยนำข้อมูลปี พ. ศ. 2530 – 2540 มารวมกับข้อมูลของปี พ. ศ. 2541 มาหาค่าสัมประสิทธิ์ใหม่และผ่านการวินิจฉัยตัวแบบด้วยวิธีการทางสถิติ ซึ่งจะมีตัวแบบเป็นดังนี้

รูปแบบการพยากรณ์ : $\hat{Y}_t = 0.992\, Y_{t-1} + 1.001\, X_{1,t-1} - 1.036\, X_{2,t-1}$

4. ตัวแบบพยากรณ์สำหรับข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนกิ่วลม

4.1 วิธีการถดถอย

- กำหนดรูปแบบความสัมพันธ์ระหว่าง Y_t กับ Y_{t-1}, $X_{1,t-1}$, $X_{2,t-1}$ โดยทั่วไปจะสมมติให้ Y_t มีการแจกแจงความน่าจะเป็นแบบปกติ และพิจารณากำหนดรูปแบบความสัมพันธ์เป็นคู่ ๆ ระหว่าง Y_t กับ Y_{t-1}, $X_{1,t-1}$, $X_{2,t-1}$ ดังนั้นกราฟระหว่างตัวแปรตามกับตัวแปรอิสระเป็นดังนี้



กำหนดความสัมพันธ์ดังนี้

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 X_{1,t-1} + \beta_3 X_{2,t-1} + \varepsilon_t$$

- การประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบการถดถอย ในกรณีของตัวแบบการถดถอยเชิงเส้นและภายใต้ข้อสมมติ ในการประมาณค่าพารามิเตอร์ จะใช้วิธีวิเคราะห์การถดถอยแบบเชิงเส้น ในการอนุมานเกี่ยวกับพารามิเตอร์ตลอดจนค่าพยากรณ์แบบช่วง ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Model Summary[b]

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	.991[a]	.981	.981	3.8012	2.660

a. Predictors: (Constant), X2T, YT_1, X1T

b. Dependent Variable: Water in KILLOM

ANOVA[b]

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig
1	Regression	95285.051	3	31761.684	2198.153	.000[a]
	Residual	1835.056	127	14.449		
	Total	97120.107	130			

a. Predictors: (Constant), X2T, YT_1, X1T

b. Dependent Variable: YT1

Coefficients[a]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-1.303	1.113		-1.170	.244
	YT_1	1.004	.013	1.001	75.135	.000
	X1T	1.009	.019	2.627	51.903	.000
	X2T	-1.011	.022	-2.309	-45.813	.000

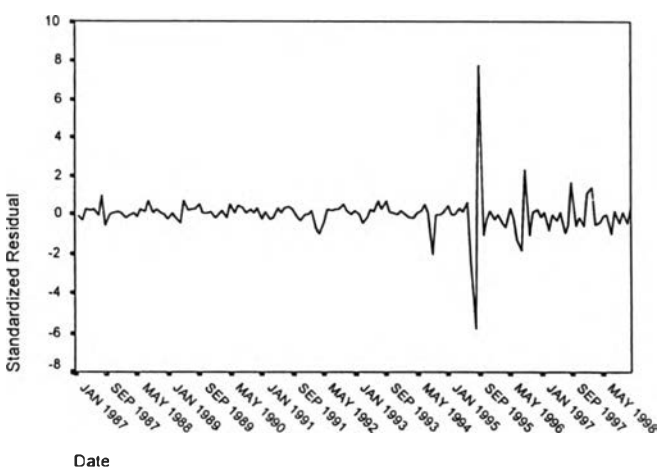
a. Dependent Variable: YT1

จากตารางข้างต้นจะได้ตัวแบบพยากรณ์เป็นดังนี้

$$\hat{Y}_t = 1.004\, Y_{t-1} + 1.009\, X_{1,t-1} - 1.011\, X_{2,t-1}$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบการถดถอยจะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะมีการตรวจสอบดังนี้

  - ตรวจสอบค่าเฉลี่ยและความแปรปรวน

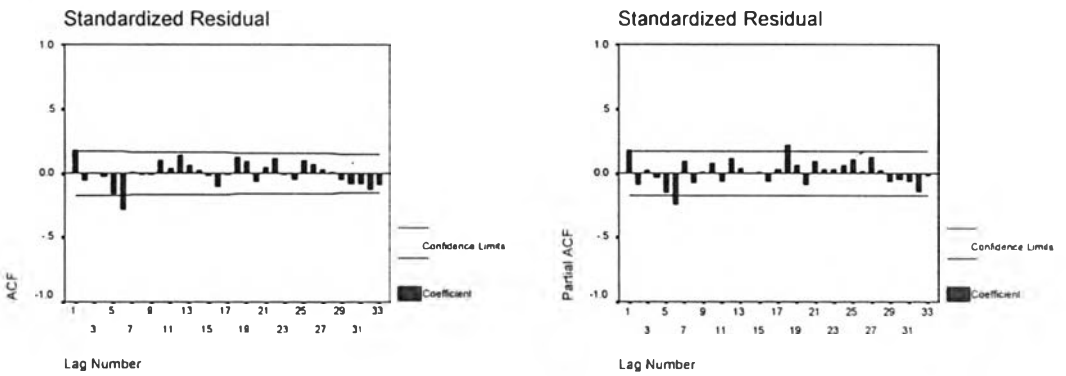


Mean Standardized Residual = 0.000

กราฟแสดงการกระจายของค่าคลาดเคลื่อน e_t กับเวลา

จากรูปกราฟข้างต้นพบว่าค่าคลาดเคลื่อน e_t กระจายเป็นแนวในลักษณะขนานรอบค่าศูนย์ และพบว่า e_t มีค่าเฉลี่ยเข้าใกล้ศูนย์ (มีค่าเท่ากับ $-4.75 * 10^{-15}$) ดังนั้นจากค่าเฉลี่ยและลักษณะการกระจายของ e_t ประมาณได้ว่าค่าคลาดเคลื่อนสุ่มมีค่าเฉลี่ยเป็นศูนย์และความแปรปรวนคงที่

- ตรวจสอบสหสัมพันธ์ของค่าคลาดเคลื่อน



กราฟแสดง ACF และ PACF ของ e_t

การพิจารณาจากกราฟแสดง ACF และ PACF พบว่าค่าคลาดเคลื่อน e_t ไม่มีสหสัมพันธ์กัน ถึงแม้ว่าจะมี lag ที่ 6 จะมีนัยสำคัญแต่เนื่องจากเป็นคาบเวลาที่ห่างมาก โดยอิทธิพลที่มีต่อข้อมูลในอนาคตอาจจะละไว้ได้

- ตรวจสอบคุณสมบัติของการแจกแจงของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม โดยใช้การทดสอบ Kolmogorov – Smirnov Test

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Standardized Residual
N		143
Normal Parameters [a,b]	Mean	-7.80715E-10
	Std. Deviation	.9893802
Most Extreme Differences	Absolute	.238
	Positive	.238
	Negative	-.186
Kolmogorov-Smirnov Z		2.843
Asymp. Sig. (2-tailed)		.079

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

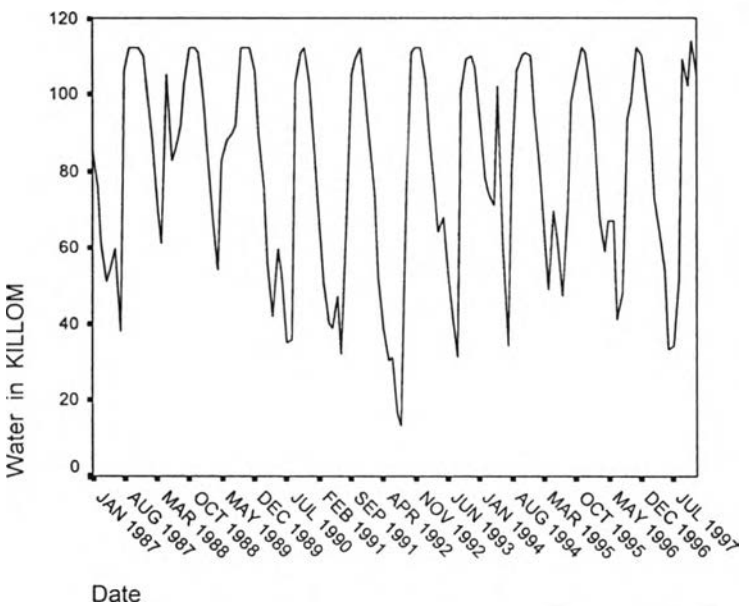
จากตาราง Kolmogorov – Smirnov Test พบว่าค่าสถิติทดสอบของ Kolmogorov – Smirnov เท่ากับ 2.843 และค่า Sig. = 0.079 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่กำหนด ($\alpha = 0.05$) จึงสรุปได้ว่าค่าคลาดเคลื่อนสุ่มมีการแจกแจงแบบปกติ

จากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ด้วยวิธีการถดถอยสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม โดยใช้ตัวแบบพยากรณ์

$$\hat{Y}_t = 1.004\, Y_{t-1} + 1.009\, X_{1,t-1} - 1.011\, X_{2,t-1}$$

4.2 วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์

- พิจารณาการกระจายและการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนกิ่วลม



กราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนกิ่วลม

จากกราฟข้างต้นพบว่าข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนกิ่วลม มีลักษณะการเคลื่อนไหวแบบมีแนวโน้มและฤดูกาล โดยเฉพาะลักษณะการเคลื่อนไหวแบบฤดูกาลเป็นแบบเชิงพหุแนวโน้ม ซึ่งสอดคล้องกับวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์

- การประมาณค่าคงที่ของวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

ExSmooth

```
MODEL= WINTERS (Linear trend, multiplicative seasonality)      Period= 12

 Initial values:      Series (ค่าเฉลี่ย)      Trend (ความชัน)
   (ค่าเริ่มต้น)           81.69583              -.03264

DFE = 119.
```

The 10 smallest SSE's are:	Alpha	Gamma	Delta	SSE
	.8000000	.1000000	.1000000	35985.56472
	.8000000	.1000000	.2000000	36121.72768
	.9000000	.1000000	.1000000	36338.81031
	.9000000	.1000000	.2000000	36372.57970
	.7000000	.1000000	.1000000	36447.46317
	.8000000	.1000000	.3000000	36470.94939
	.9000000	.1000000	.3000000	36478.81894
	.9000000	.1000000	.4000000	36653.16079
	.7000000	.1000000	.2000000	36758.00809

เมื่อประมาณค่าคงที่จะได้ค่าคงที่สำหรับการปรับให้เรียบสำหรับข้อมูลชุดนี้ทั้ง 3 ค่า จะได้ค่าคงที่สำหรับปรับให้เรียบสำหรับระดับ (α) เท่ากับ 0.800 , ค่าคงที่สำหรับปรับให้เรียบสำหรับแนวโน้ม (γ) เท่ากับ 0.100 และค่าคงที่สำหรับปรับให้เรียบสำหรับฤดูกาล (δ) เท่ากับ 0.100 ซึ่งตัวแบบพยากรณ์มีรูปแบบเป็นดังนี้

$$\hat{Y}_t(l) = \left(\hat{\mu}_t + l\hat{\beta}_t\right)\hat{S}_{t+l-m}, \qquad t = m,\ m+1,\ldots$$

ซึ่ง

$$\hat{\mu}_t = \alpha_1\left(Y_t/\hat{S}_{t-m}\right) + (1-\alpha_1)\left(\hat{\mu}_{t-1} + \hat{\beta}_{t-1}\right)$$

$$\hat{\beta}_t = \alpha_2(\hat{\mu}_t - \hat{\mu}_{t-1}) + (1-\alpha_2)\hat{\beta}_{t-1}$$

$$\hat{S}_t = \alpha_3(Y_t/\hat{\mu}_t) + (1-\alpha_3)\hat{S}_{t-m}$$

$$m = 12$$

การคำนวณค่าพยากรณ์จะต้องเริ่มกำหนดค่าเริ่มต้นของ $\hat{\mu}_t$ ซึ่งจะมีค่าเท่ากับ 81.696, $\hat{S}_t$ มีค่าเท่ากับ - 0.033, และ $\hat{\beta}_t = 0$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์ของวินเตอร์จะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล และจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

4.3 วิธีการแยกองค์ประกอบ

- จากการพิจารณากราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนกิ่วลมรูปแบบการพยากรณ์จะอยู่ในรูปของผลบวก โดยจะหาค่าการพยากรณ์วิธีการแยกองค์ประกอบในรูปของสมการเชิงเส้น ผลจากการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Regression

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.855[a]	.731	.704	14.8118

a. Predictors: (Constant), I11, I0, I6, I7, I5, I8, I4, I9, I3, I10, I2, I1

ANOVA[b]

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	71051.739	12	5920.978	26.988	.000[a]
	Residual	26107.442	119	219.390		
	Total	97159.182	131			

a. Predictors: (Constant), I11, I0, I6, I7, I5, I8, I4, I9, I3, I10, I2, I1

b. Dependent Variable: Water in KILLOM

Coefficients[a]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	112.109	5.092		22.017	.000
	I0	-5.71E-02	.034	-.080	-1.680	.096
	I1	-13.810	6.327	-.141	-2.183	.031
	I2	-26.480	6.325	-.270	-4.187	.000
	I3	-43.877	6.323	-.447	-6.939	.000
	I4	-54.457	6.322	-.555	-8.614	.000
	I5	-41.854	6.320	-.426	-6.622	.000
	I6	-50.342	6.319	-.513	-7.967	.000
	I7	-63.194	6.318	-.644	-10.002	.000
	I8	-45.956	6.317	-.468	-7.275	.000
	I9	-6.535	6.317	-.067	-1.035	.303
	I10	.159	6.316	.002	.025	.980
	I11	3.852	6.316	.039	.610	.543

a. Dependent Variable: Water in KILLOM

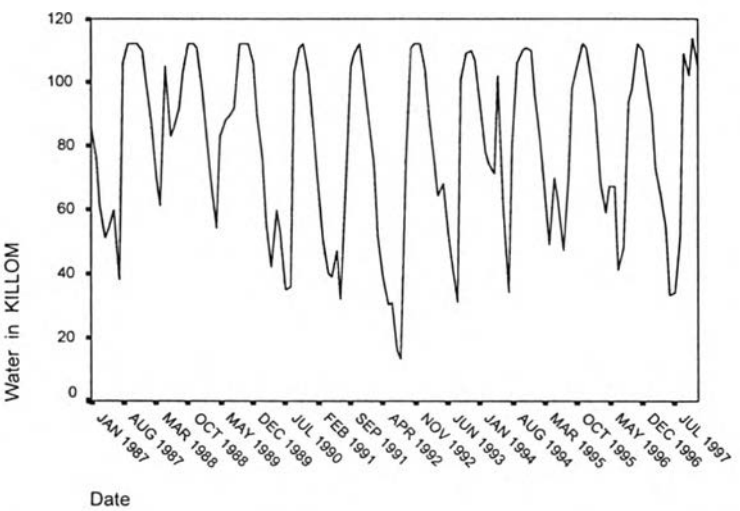
เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้รูปแบบการพยากรณ์เป็นดังนี้

$$Z_t = 112.109 - 5.71E\text{-}02\, t_1 - 13.810\, x_{1t} - 26.480\, x_{2t} - 43.887\, x_{3t} - 54.457\, x_{4t} - 41.854\, x_{5t} - 50.342\, x_{6t} - 63.194\, x_{7t} - 45.956\, x_{8t} - 6.535\, x_{9t} + 0.159\, x_{10t} + 3.852\, x_{11t}$$

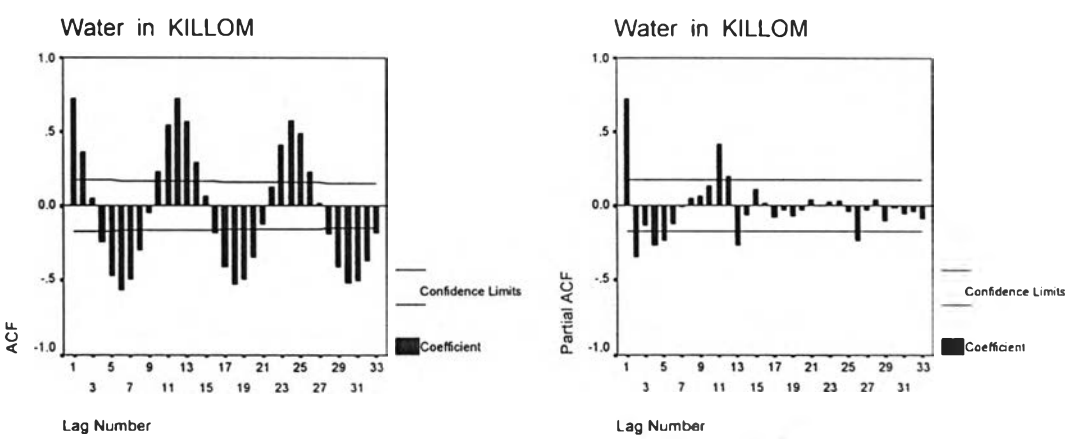
- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบวิธีการแยกองค์ประกอบจะตรวจสอบคุณสมบัติของของเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล และจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

4.3 วิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์

- กำหนดตัวแบบทดลอง
  - พิจารณาจากกราฟการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนกิ่วลม



กราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนกิ่วลม

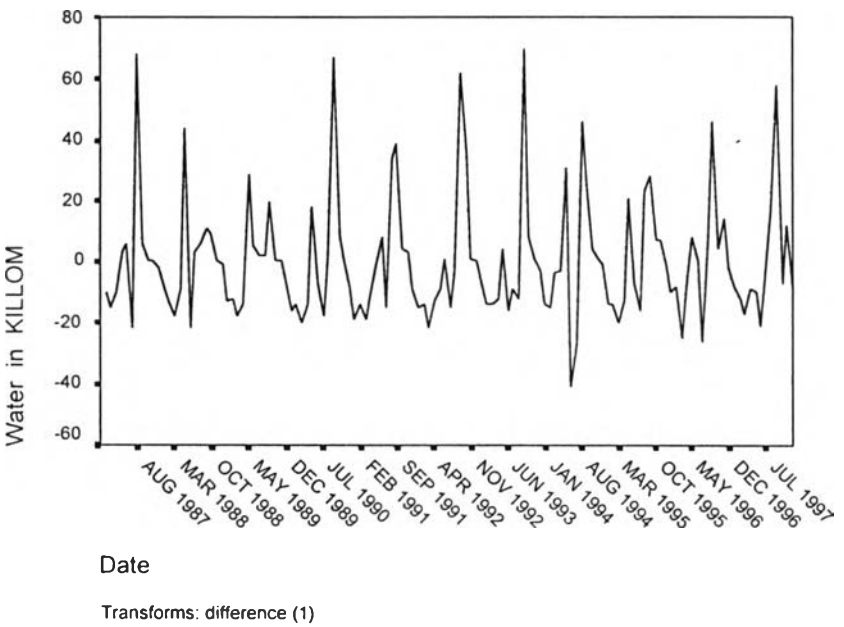


กราฟแสดง ACF และ PACF ของข้อมูล ริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนกิ่วลม

พิจารณากราฟอนุกรมเวลาในข้างต้นพบว่า ข้อมูลมีลักษณะการเคลื่อนไหวแปรผันตามเวลาและไม่คงที่ในค่าเฉลี่ย และเมื่อพิจารณากราฟ ACF พบว่าลดลงอย่างช้า ๆ และไม่ลู่เข้าสู่

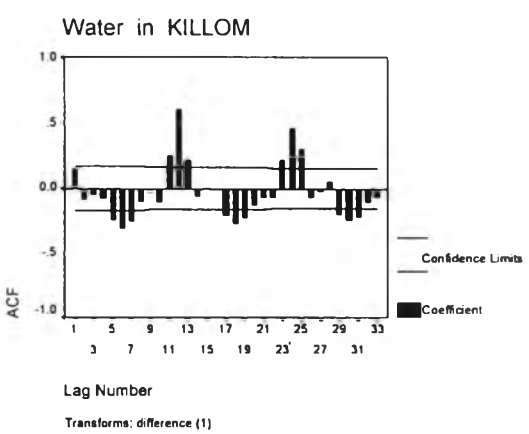
ศูนย์ ซึ่งบ่งบอกได้ว่าอนุกรมเวลาไม่อยู่ในสภาพคงที่ (Stationary) ในค่าเฉลี่ย จึงจำเป็นต้องแปลงข้อมูลให้อยู่ในสภาพคงที่ โดยเริ่มจากการแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างหนึ่งครั้งในข้อมูลอนุกรมเวลาชุดเดิม แล้วพิจารณากราฟการเคลื่อนไหวของข้อมูลอนุกรมเวลาชุดใหม่ดังนี้

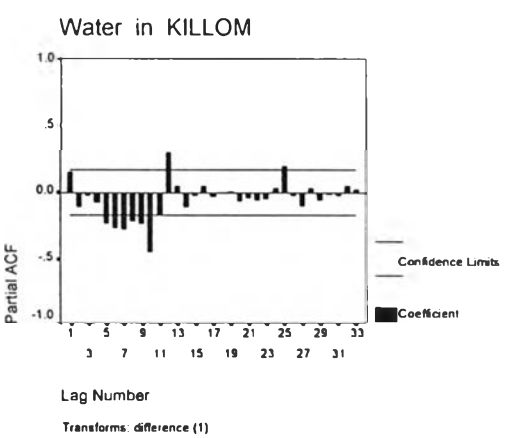
- พิจารณากราฟแสดงการแปลงข้อมูลเพื่อให้คงที่ในค่าเฉลี่ยจากหาผลต่าง



จากกราฟข้างต้นพบว่าข้อมูลมีลักษณะคงที่ในค่าเฉลี่ยแล้ว จึงพิจารณาการเคลื่อนไหวของข้อมูลจากกราฟแสดง ACF และ PACF ดังนี้

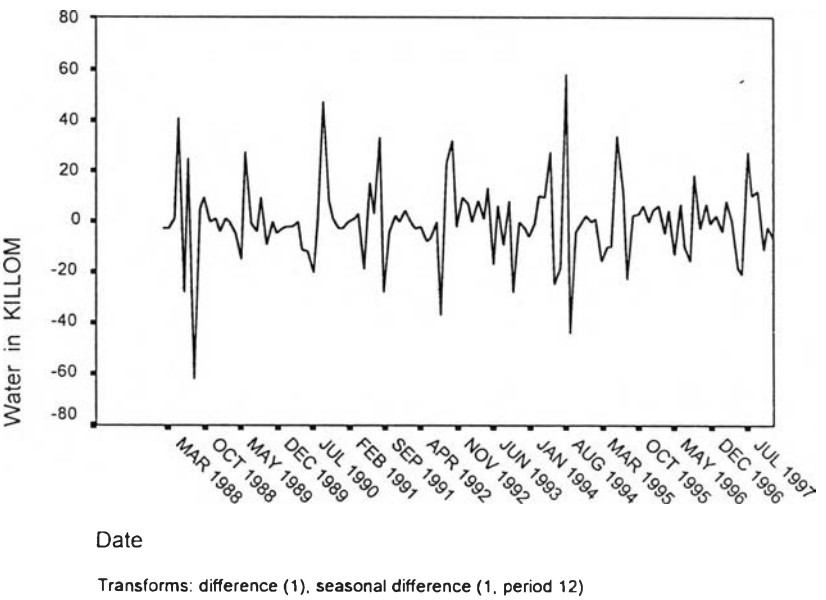
- กราฟแสดง ACF และ PACF ของข้อมูลอนุกรมเวลาหลังจากการแปลงข้อมูล โดยการหาผลต่าง



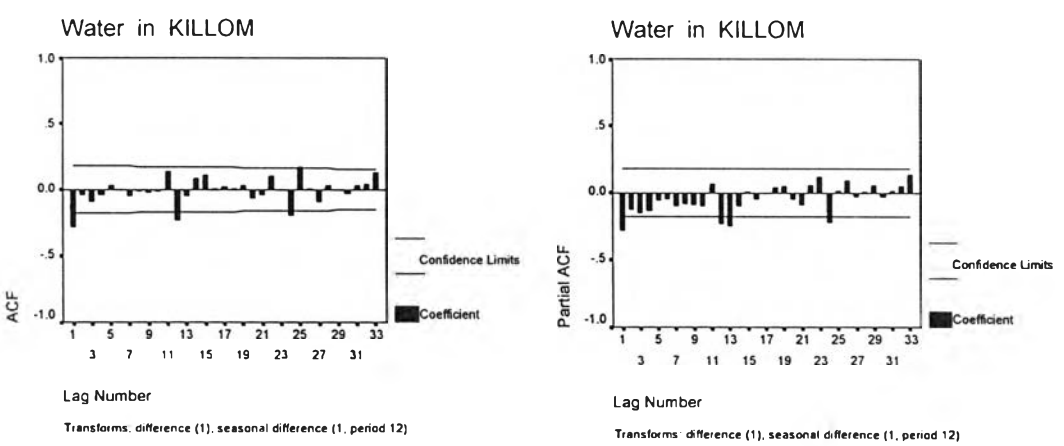


จากกราฟการแปลงข้อมูล โดยการหาผลต่าง และกราฟ ACF และ PACF พบว่าอนุกรมเวลาชุดนี้อยู่ในสภาพคงที่ จากนั้นพิจารณากราฟ ACF ในส่วนฤดูกาลพบว่า ข้อมูลชุดนี้มีฤดูกาลมาเกี่ยวข้อง และอนุกรมเวลาในส่วนที่เป็นฤดูกาลยังไม่อยู่ในสภาพคงที่ จึงต้องทำการหาผลต่างระยะยาวของข้อมูลต่างครั้งแรก เป็นดังนี้

- พิจารณากราฟแสดงการแปลงข้อมูลเพื่อให้คงที่ในส่วนที่มีองค์ประกอบของฤดูกาล



- กราฟแสดง ACF และ PACF ของข้อมูลหลังการแปลงให้อยู่ในสภาพคงที่



จากกราฟแสดงการแปลงข้อมูลเพื่อให้คงที่ในส่วนที่มีองค์ประกอบของฤดูกาล และกราฟแสดง ACF และ PACF พบว่าข้อมูลอนุกรมเวลาชุดนี้อยู่ในสภาพคงที่ และนำมาพิจารณากำหนดตัวแบบเบื้องต้น จะได้ตัวแบบ ARIMA$(1, 1, 0)\,(1, 1, 0)_{12}$

- การประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการของบ็อกซ์และเจนกินส์ ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Arima

```
Non-seasonal differencing: 1
    Seasonal differencing: 1
Length of Seasonal Cycle: 12

Parameters:
AR1         _________  < value originating from estimation >
SAR1        _________  < value originating from estimation >
95.00 percent confidence intervals will be generated.

Initial values:

AR1         -.28185
SAR1        -.23195

FINAL PARAMETERS:

Number of residuals   119
Standard error        14.963123
Log likelihood        -490.40878
AIC                   984.81756
SBC                   990.37581

            Analysis of Variance:

               DF  Adj. Sum of Squares    Residual Variance

Residuals     117           26459.936           223.89506

            Variables in the Model:

                  B         SEB       T-RATIO   APPROX. PROB.

AR1      -.29126284   .08834906   -3.2967281        .00129554
SAR1     -.29667420   .09120400   -3.2528638        .00149335
```

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ จะได้รูปแบบการพยากรณ์เป็นดังนี้

$$W_t = -0.29126\, W_{t-1} - 0.29667\, W_{t-12} - 0.08641\, W_{t-13}$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์จะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพลและจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ เมื่อพิจารณาจากค่า MAPE จะได้ว่าค่าพยากรณ์โดย วิธีถดถอยจะให้ค่า MAPE เท่ากับ 4.6317% วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ให้ค่า MAPE เท่ากับ 27.7051% วิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์ ให้ค่า MAPE เท่ากับ 22.6271% และวิธีการแยกองค์ประกอบให้ค่า MAPE เท่ากับ 35.7177% ดังนั้นในการพยากรณ์ปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนกิ่วลมโดยวิธีการถดถอยจะเหมาะสมกับข้อมูลอนุกรมเวลาชุดนี้ ส่วนค่าพยากรณ์จากวิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์ ค่าพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์และค่าพยากรณ์โดยวิธีการแยกองค์ประกอบเหมาะสมเป็นอันดับ 2, 3 และ 4 ตามลำดับ

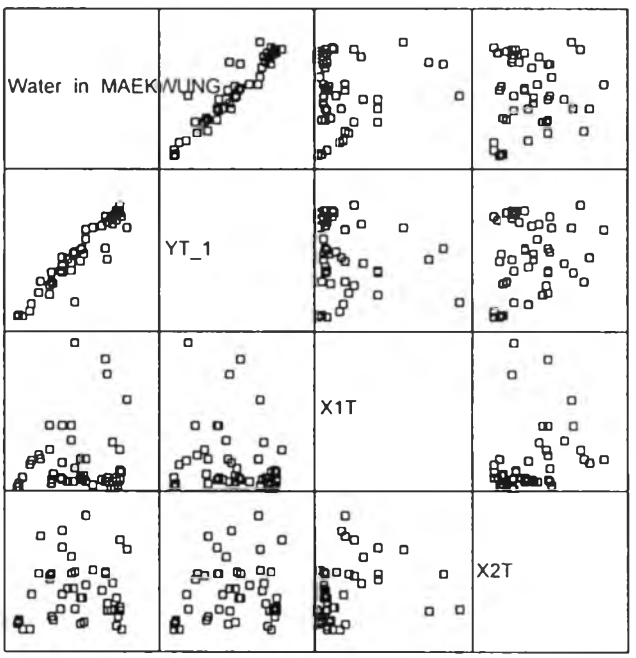
ผลการศึกษาเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ทั้ง 4 วิธี พบว่าวิธีการพยากรณ์วิธีการถดถอยเหมาะสมกับข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนกิ่วลม ดังนั้นจึงนำเอาวิธีการถดถอยมาพยากรณ์ปริมาณน้ำในปี พ. ศ. 2542 – 2543 โดยนำข้อมูลปี พ. ศ. 2530 – 2540 มารวมกับข้อมูลของปี พ. ศ. 2541 มาหาค่าสัมประสิทธิ์ใหม่และผ่านการวินิจฉัยตัวแบบด้วยวิธีการทางสถิติ ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล มีตัวแบบเป็นดังนี้

รูปแบบการพยากรณ์ : $\hat{Y}_t = 0.983\, Y_{t-1} + 0.972\, X_{1,t-1} - 1.051\, X_{2,t-1}$

5. <u>ตัวแบบพยากรณ์สำหรับข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนแม่กวงอุดมธารา</u>

5.1 วิธีการถดถอย

- กำหนดรูปแบบความสัมพันธ์ระหว่าง Y_t กับ Y_{t-1}, $X_{1,t-1}$, $X_{2,t-1}$ โดยทั่วไปจะสมมติให้ Y_t มีการแจกแจงความน่าจะเป็นแบบปกติ และพิจารณากำหนดรูปแบบความสัมพันธ์เป็นคู่ ๆ ระหว่าง Y_t กับ Y_{t-1}, $X_{1,t-1}$, $X_{2,t-1}$ ดังนั้นกราฟระหว่างตัวแปรตามกับตัวแปรอิสระเป็นดังนี้



กำหนดความสัมพันธ์ดังนี้

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 X_{1,t-1} + \beta_3 X_{2,t-1} + \varepsilon_t$$

- การประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบการถดถอย ในกรณีของตัวแบบการถดถอยเชิงเส้นและภายใต้ข้อสมมติ ในการประมาณค่าพารามิเตอร์ จะใช้วิธีวิเคราะห์การถดถอยแบบเชิงเส้น ในการอนุมานเกี่ยวกับพารามิเตอร์ตลอดจนค่าพยากรณ์แบบช่วง ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.998[a]	.995	.995	4.4546

a. Predictors: (Constant), X2T, YT_1, X1T

ANOVA[b]

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	185534.4	3	61844.794	3116.605	.000[a]
	Residual	853.277	43	19.844		
	Total	186387.7	46			

a. Predictors: (Constant), X2T, YT_1, X1T

b. Dependent Variable: Water in MAEKWUNG

Coefficients[a]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-.261	1.815		-.144	.887
	YT_1	1.001	.010	1.028	95.990	.000
	X1T	.972	.033	.323	29.489	000
	X2T	-.968	.055	-.192	-17.479	.000

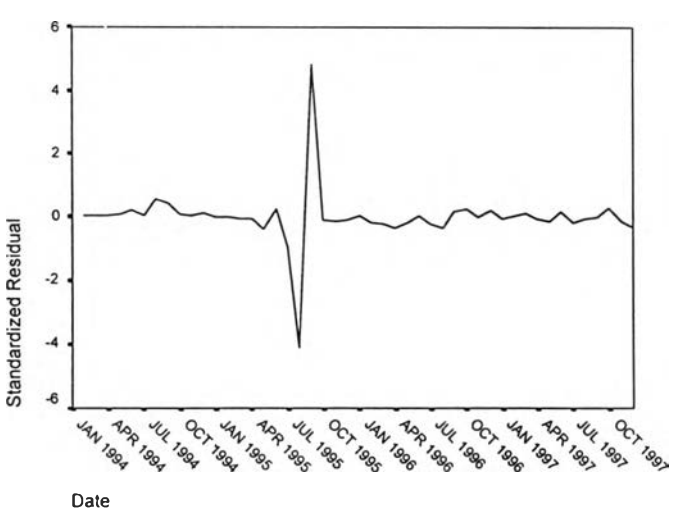
a. Dependent Variable: Water in MAEKWUNG

จากตารางข้างต้นจะได้ตัวแบบพยากรณ์เป็นดังนี้

$$\hat{Y}_t = 1.001\, Y_{t-1} + 0.972\, X_{1,t-1} - 0.968\, X_{2,t-1}$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบการถดถอยจะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะมีการตรวจสอบดังนี้

  - ตรวจสอบค่าเฉลี่ยและความแปรปรวน

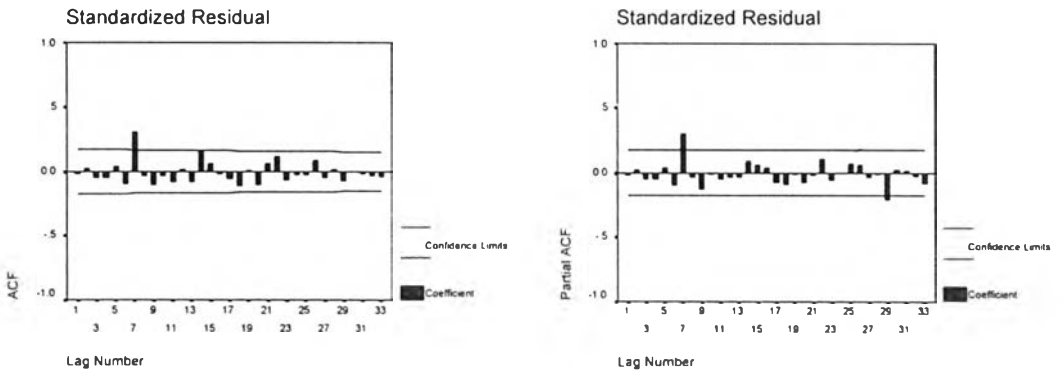


Mean Standardized Residual = 0.000

กราฟแสดงการกระจายของค่าคลาดเคลื่อน e_t กับเวลา

จากรูปกราฟข้างต้นพบว่าค่าคลาดเคลื่อน e_t กระจายเป็นแนวในลักษณะขนานรอบค่าศูนย์ และพบว่า e_t มีค่าเฉลี่ยเข้าใกล้ศูนย์ (มีค่าเท่ากับ $-1.081 * 10^{-14}$) ดังนั้นจากค่าเฉลี่ยและลักษณะการกระจายของ e_t ประมาณได้ว่าค่าคลาดเคลื่อนสุ่มมีค่าเฉลี่ยเป็นศูนย์และความแปรปรวนคงที่

- ตรวจสอบสหสัมพันธ์ของค่าคลาดเคลื่อน



กราฟแสดง ACF และ PACF ของ e_t

การพิจารณาจากกราฟแสดง ACF และ PACF พบว่าค่าคลาดเคลื่อน e_t ไม่มีสหสัมพันธ์กัน ถึงแม้ว่าจะมี lag ที่ 7 จะมีนัยสำคัญแต่เนื่องจากเป็นคาบเวลาที่ห่างมาก โดยอิทธิพลที่มีต่อข้อมูลในอนาคตอาจจะละไว้ได้

- ตรวจสอบคุณสมบัติของการแจกแจงของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม โดยใช้การทดสอบ Kolmogorov – Smirnov Test

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Standardized Residual
N		47
Normal Parameters [a,b]	Mean	2.942583E-09
	Std. Deviation	.9668415
Most Extreme Differences	Absolute	.314
	Positive	.314
	Negative	-.295
Kolmogorov-Smirnov Z		2.154
Asymp. Sig. (2-tailed)		.186

a. Test distribution is Normal.

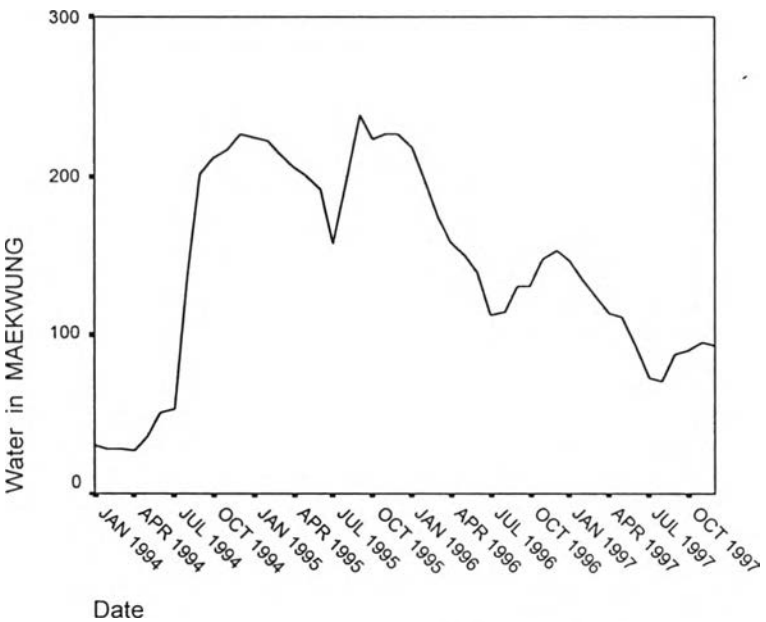
b. Calculated from data.

จากตาราง Kolmogorov – Smirnov Test พบว่าค่าสถิติทดสอบของ Kolmogorov – Smirnov เท่ากับ 2.154 และค่า Sig. = 0.186 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่กำหนด ($\alpha = 0.05$) จึงสรุปได้ว่าค่าคลาดเคลื่อนสุ่มมีการแจกแจงแบบปกติ

$$\hat{Y}_t = 1.001\ Y_{t-1} + 0.972\ X_{1,t-1} - 0.968\ X_{2,t-1}$$

5.2 วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์

- พิจารณาการกระจายและการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนแม่งัดสมบูรณ์ชล



กราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนแม่งัดสมบูรณ์ชล

จากกราฟข้างต้นพบว่าข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนแม่งัดสมบูรณ์ชล มีลักษณะการเคลื่อนไหวแบบมีแนวโน้มและฤดูกาล โดยเฉพาะลักษณะการเคลื่อนไหวแบบฤดูกาลเป็นแบบเชิงพหุแนวโน้ม ซึ่งสอดคล้องกับวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์

- การประมาณค่าคงที่ของวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

ExSmooth

```
MODEL= WINTERS (Linear trend, multiplicative seasonality)      Period= 12

 Initial values:      Series (ค่าเฉลี่ย)       Trend (ความชัน)
   (ค่าเริ่มต้น)          104.31111              -.04491

DFE = 35.

The 10 smallest SSE's are:      Alpha        Gamma        Delta          SSE
                              1.000000     .1000000     .1000000    17418.18619
```

1.000000	.1000000	.2000000	17418.18619
1.000000	.1000000	.3000000	17418.18619
1.000000	.1000000	.4000000	17418.18619
1.000000	.1000000	.5000000	17418.18619
1.000000	.1000000	.6000000	17418.18619
1.000000	.1000000	.7000000	17418.18619
1.000000	.1000000	.8000000	17418.18619
1.000000	.1000000	.9000000	17418.18619
1.000000	.1000000	1.000000	17418.18619

เมื่อประมาณค่าคงที่จะได้ค่าคงที่สำหรับการปรับให้เรียบสำหรับข้อมูลชุดนี้ทั้ง 3 ค่า จะได้ค่าคงที่สำหรับปรับให้เรียบสำหรับระดับ (α) เท่ากับ 1.000 , ค่าคงที่สำหรับปรับให้เรียบสำหรับแนวโน้ม (γ) เท่ากับ 0.100 และค่าคงที่สำหรับปรับให้เรียบสำหรับฤดูกาล (δ) เท่ากับ 0.100 ซึ่งตัวแบบพยากรณ์มีรูปแบบเป็นดังนี้

$$\hat{Y}_t(l) = \left(\hat{\mu}_t + l\hat{\beta}_t\right)\hat{S}_{t+l-m}, \qquad t = m,\ m+1,\ \ldots$$

ซึ่ง

$$\hat{\mu}_t = \alpha_1\left(Y_t/\hat{S}_{t-m}\right) + (1-\alpha_1)\left(\hat{\mu}_{t-1} + \hat{\beta}_{t-1}\right)$$

$$\hat{\beta}_t = \alpha_2(\hat{\mu}_t - \hat{\mu}_{t-1}) + (1-\alpha_2)\hat{\beta}_{t-1}$$

$$\hat{S}_t = \alpha_3(Y_t/\hat{\mu}_t) + (1-\alpha_3)\hat{S}_{t-m}$$

$$m = 12$$

การคำนวณค่าพยากรณ์จะต้องเริ่มกำหนดค่าเริ่มต้นของ $\hat{\mu}_t$ ซึ่งจะมีค่าเท่ากับ 6773.25, $\hat{S}_t$ มีค่าเท่ากับ 11.25, และ $\hat{\beta}_t = 0$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์ของวินเตอร์จะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล และจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

5.3 วิธีการแยกองค์ประกอบ

- จากการพิจารณากราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนแม่กวงอุดมธารารูปแบบการพยากรณ์จะอยู่ในรูปของผลบวก โดยจะหาค่าการพยากรณ์วิธีการแยกองค์ประกอบในรูปของสมการเชิงเส้น ผลจากการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Regression

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.372[a]	.139	-.157	70.0147

a. Predictors: (Constant), I11, I10, I0, I6, I5, I7, I4, I8, I3, I9, I2, I1

ANOVA[b]

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	27601.226	12	2300.102	.469	.915[a]
	Residual	171572.1	35	4902.059		
	Total	199173.3	47			

a. Predictors: (Constant), I11, I10, I0, I6, I5, I7, I4, I8, I3, I9, I2, I1

b. Dependent Variable: Water in MAEKWUNG

Coefficients[a]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	190.669	41.667		4.576	.000
	I0	-.526	.753	-.113	-.699	.489
	I1	-25.641	50.196	-.110	-.511	.613
	I2	-34.515	50.078	-.148	-.689	.495
	I3	-45.063	49.970	-.193	-.902	.373
	I4	-52.737	49.873	-.226	-1.057	.298
	I5	-54.260	49.788	-.233	-1.090	.283
	I6	-59.159	49.714	-.254	-1.190	.242
	I7	-78.782	49.651	-.338	-1.587	.122
	I8	-47.756	49.599	-.205	-.963	.342
	I9	-11.879	49.559	-.051	-.240	.812
	I10	-11.903	49.531	-.051	-.240	.811
	I11	-4.076	49.514	-.017	-.082	.935

a. Dependent Variable: Water in MAEKWUNG

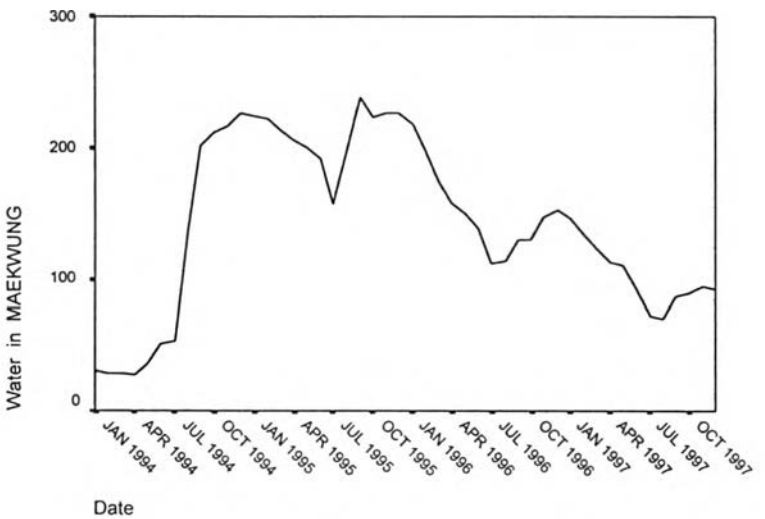
เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้รูปแบบการพยากรณ์เป็นดังนี้

$$Z_t = 190.669 - 0.526\, t_1 - 25.641\, x_{1t} - 34.515\, x_{2t} - 45.063\, x_{3t} - 52.737\, x_{4t} - 54.260\, x_{5t} - 59.159\, x_{6t} - 78.782\, x_{7t} - 47.756\, x_{8t} - 11.879\, x_{9t} - 11.903\, x_{10t} - 4.076\, x_{11t}$$

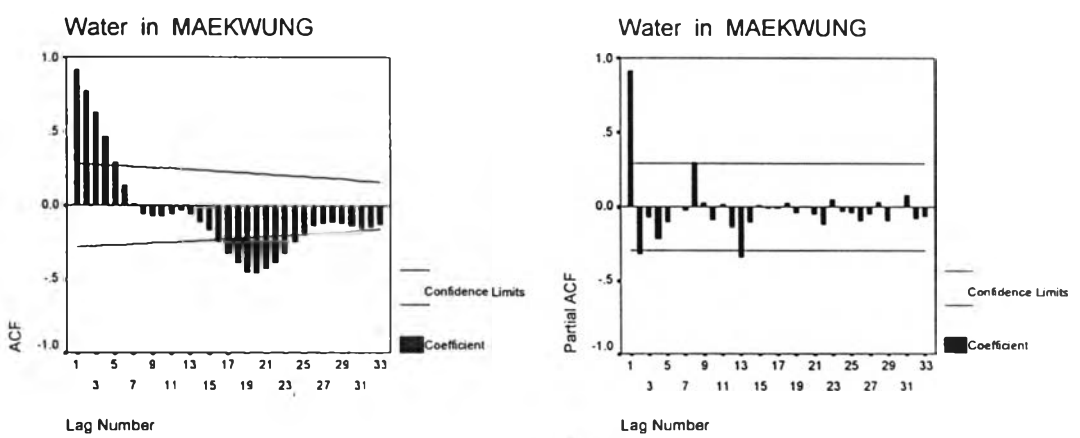
- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบวิธีการแยกองค์ประกอบจะตรวจสอบคุณสมบัติของของเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล และจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

5.4 วิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์

- กำหนดตัวแบบทดลอง
  - พิจารณาจากกราฟการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนแม่กวงอุดมธารา



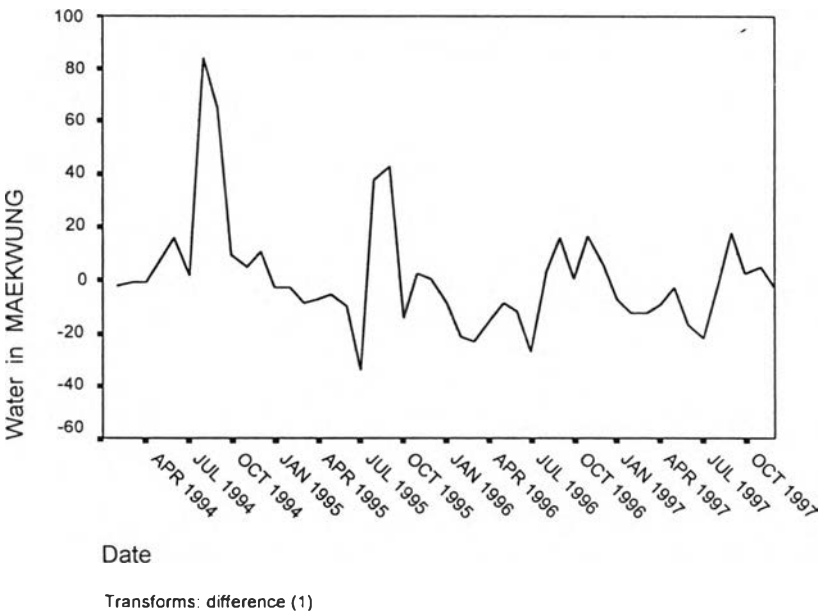
กราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนแม่กวงอุดมธารา



กราฟแสดง ACF และ PACF ของข้อมูลปริมา น้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนแม่กวงอุดมธารา

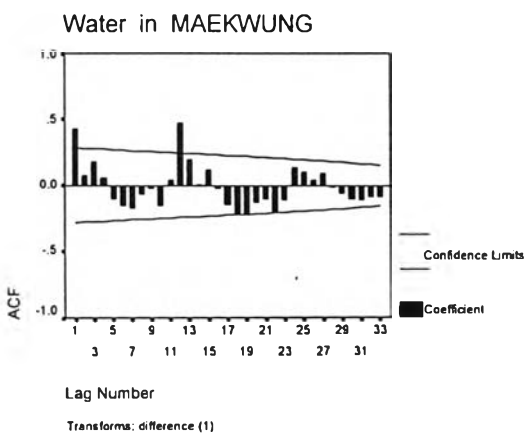
พิจารณากราฟอนุกรมเวลาในข้างต้นพบว่า ข้อมูลมีลักษณะการเคลื่อนไหวแปรผันตามเวลาและไม่คงที่ในค่าเฉลี่ย และเมื่อพิจารณากราฟ ACF พบว่าลดลงอย่างช้า ๆ และไม่ลู่เข้าสู่ศูนย์ ซึ่งบ่งบอกได้ว่าอนุกรมเวลาไม่อยู่ในสภาพคงที่ (Stationary) ในค่าเฉลี่ย จึงจำเป็นต้องแปลงข้อมูลให้อยู่ในสภาพคงที่ โดยเริ่มจากการแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างหนึ่งครั้งในข้อมูลอนุกรมเวลาชุดเดิม แล้วพิจารณากราฟการเคลื่อนไหวของข้อมูลอนุกรมเวลาชุดใหม่ดังนี้

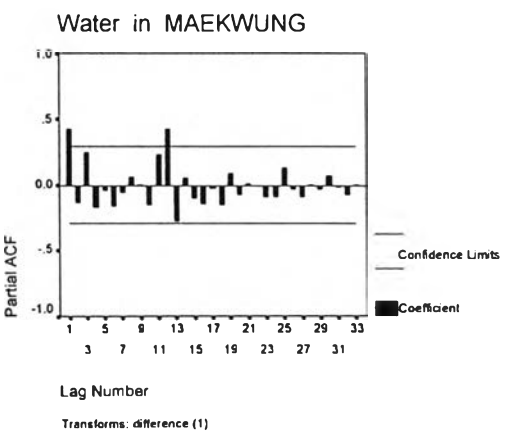
- พิจารณากราฟแสดงการแปลงข้อมูลเพื่อให้คงที่ในค่าเฉลี่ยจากหาผลต่าง



จากกราฟข้างต้นพบว่าข้อมูลมีลักษณะคงที่ในค่าเฉลี่ยแล้ว จึงพิจารณาการเคลื่อนไหวของข้อมูลจากกราฟแสดง ACF และ PACF ดังนี้

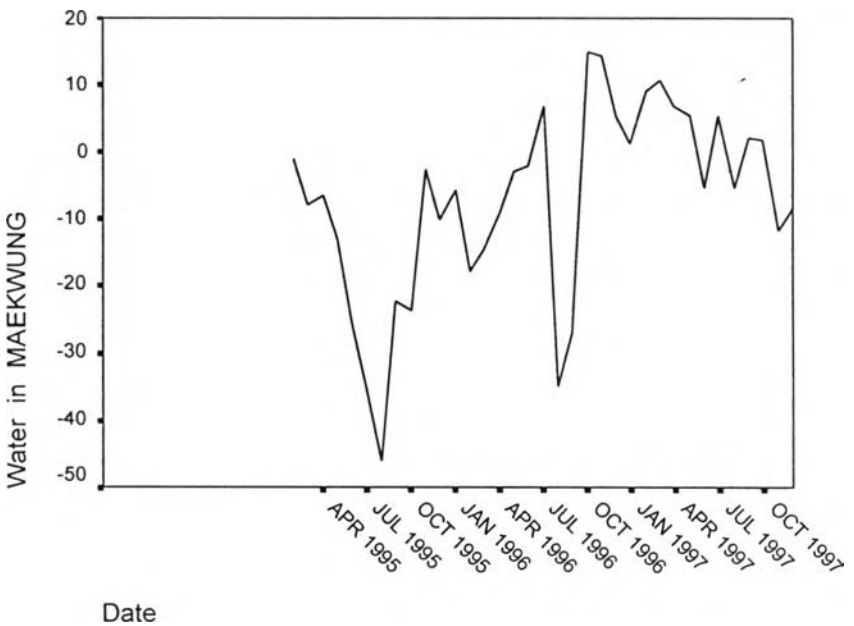
- กราฟแสดง ACF และ PACF ของข้อมูลอนุกรมเวลาหลังจากการแปลงข้อมูล โดยการหาผลต่าง





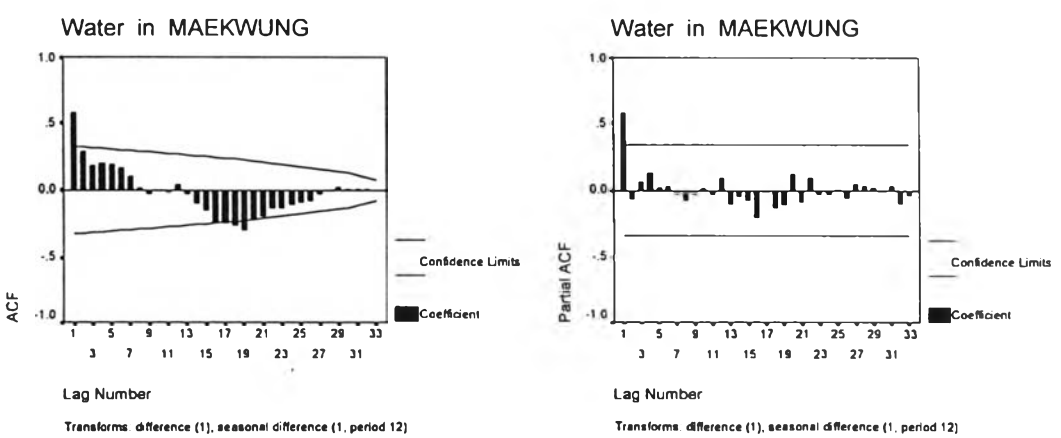
จากกราฟการแปลงข้อมูล โดยการหาผลต่าง และกราฟ ACF และ PACF พบว่าอนุกรมเวลาชุดนี้อยู่ในสภาพคงที่ จากนั้นพิจารณากราฟ ACF ในส่วนฤดูกาลพบว่า ข้อมูลชุดนี้มีฤดูกาลมาเกี่ยวข้อง และอนุกรมเวลาในส่วนที่เป็นฤดูกาลยังไม่อยู่ในสภาพคงที่ จึงต้องทำการหาผลต่างระยะยาวของข้อมูลต่างครั้งแรก เป็นดังนี้

- พิจารณากราฟแสดงการแปลงข้อมูลเพื่อให้คงที่ในส่วนที่มีองค์ประกอบของฤดูกาล



Transforms: difference (1), seasonal difference (1, period 12)

- กราฟแสดง ACF และ PACF ของข้อมูลหลังการแปลงให้อยู่ในสภาพคงที่



จากกราฟแสดงการแปลงข้อมูลเพื่อให้คงที่ในส่วนที่มีองค์ประกอบของฤดูกาล และกราฟแสดง ACF และ PACF พบว่าข้อมูลอนุกรมเวลาชุดนี้อยู่ในสภาพคงที่ และนำมาพิจารณากำหนดตัวแบบเบื้องต้น จะได้ตัวแบบ ARIMA$(1, 1, 0)(0, 1, 0)_{12}$ มีรูปแบบดังนี้

$$(1 - B)(1 - B^{12}) Y_t = \delta + (1 - \theta_1 B) a_t$$

หรือ $$W_t = \delta - \theta_1 a_{t-1} + a_t$$

เมื่อ $$W_t = (1 - B)(1 - B^{12}) Y_t$$

- การประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการของบ็อกซ์และเจนกินส์ ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Arima

```
Non-seasonal differencing: 1
    Seasonal differencing: 1
Length of Seasonal Cycle: 12

Parameters:
MA1         _________  < value originating from estimation >
95.00 percent confidence intervals will be generated.


Initial values:

MA1        -.94954

FINAL PARAMETERS:

Number of residuals   35
Standard error        13.309068
Log likelihood        -139.93051
AIC                   281.86103
SBC                   283.41638


            Analysis of Variance:

               DF  Adj. Sum of Squares    Residual Variance

Residuals      34            6083.4218            177.13128

           Variables in the Model:

                B         SEB      T-RATIO   APPROX. PROB.

MA1     -.54503221   .14431839   -3.7765957       .00061113
```

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ จะได้รูปแบบการพยากรณ์เป็นดังนี้

$$W_t = 0.54503\ a_{t-1}$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์จะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพลและจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ เมื่อพิจารณาจากค่าคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ โดยพิจารณาจากค่า MAPE จะได้ว่าค่าพยากรณ์โดยวิธีถดถอยจะให้ค่า MAPE เท่ากับ 3.1259% วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ให้ค่า MAPE เท่ากับ 37.6376% วิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์ ให้ค่า MAPE เท่ากับ 22.6737% และวิธีการแยกองค์ประกอบให้ค่า MAPE เท่ากับ 50.2236% ดังนั้นในการคาดคะเนปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนแม่กวงอุดมธาราโดยวิธีการถดถอยจะเหมาะสมกับข้อมูลอนุกรมเวลาชุดนี้ ส่วนค่าพยากรณ์จากวิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์ ค่าพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ และค่าพยากรณ์โดยวิธีการแยกองค์ประกอบเหมาะสมเป็นอันดับ 2, 3 และ 4 ตามลำดับ

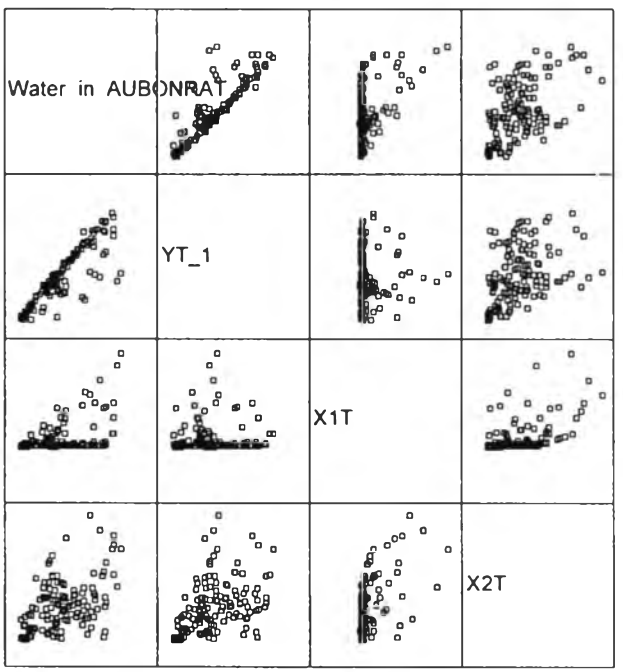
ผลการศึกษาเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ทั้ง 4 วิธี พบว่าวิธีการพยากรณ์วิธีการถดถอยเหมาะสมกับข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนแม่กวงอุดมธารา ดังนั้นจึงนำเอาวิธีการถดถอยมาพยากรณ์ปริมาณน้ำในปี พ. ศ. 2542 – 2543 โดยนำข้อมูลปี พ. ศ. 2530 – 2540 มารวมกับข้อมูลของปี พ. ศ. 2541 มาหาค่าสัมประสิทธิ์ใหม่และผ่านการวินิจฉัยตัวแบบด้วยวิธีการทางสถิติซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล มีตัวแบบเป็นดังนี้

รูปแบบการพยากรณ์ : $\hat{Y}_t = 1.033\ Y_{t-1} + 0.980\ X_{1,t-1} - 0.973\ X_{2,t-1}$

6. <u>ตัวแบบพยากรณ์สำหรับข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนอุบลรัตน์</u>

6.1 วิธีการถดถอย

- กำหนดรูปแบบความสัมพันธ์ระหว่าง Y_t กับ Y_{t-1}, $X_{1,t-1}$, $X_{2,t-1}$ โดยทั่วไปจะสมมติให้ Y_t มีการแจกแจงความน่าจะเป็นแบบปกติ และพิจารณากำหนดรูปแบบความสัมพันธ์เป็นคู่ ๆ ระหว่าง Y_t กับ Y_{t-1}, $X_{1,t-1}$, $X_{2,t-1}$ ดังนั้นกราฟระหว่างตัวแปรตามกับตัวแปรอิสระเป็นดังนี้



กำหนดความสัมพันธ์ดังนี้

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 X_{1,t-1} + \beta_3 X_{2,t-1} + \varepsilon_t$$

- การประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบการถดถอย ในกรณีของตัวแบบการถดถอยเชิงเส้นและภายใต้ข้อสมมติ ในการประมาณค่าพารามิเตอร์ จะใช้วิธีวิเคราะห์การถดถอยแบบเชิงเส้น ในการอนุมานเกี่ยวกับพารามิเตอร์ตลอดจนค่าพยากรณ์แบบช่วง ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.998[a]	.996	.996	32.9496

a. Predictors: (Constant), X2T, YT_1, X1T

ANOVA[b]

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	33871359	3	11290453.01	10399.480	.000[a]
	Residual	137880.7	127	1085.675		
	Total	34009240	130			

a. Predictors: (Constant), X2T, YT_1, X1T

b. Dependent Variable: Water in AUBONRAT

Coefficients[a]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-2.163	7.352		-.294	.769
	YT_1	.961	.006	.964	148.575	.000
	X1T	.958	.012	.558	80.995	.000
	X2T	-.975	.040	-.182	-24.158	.000

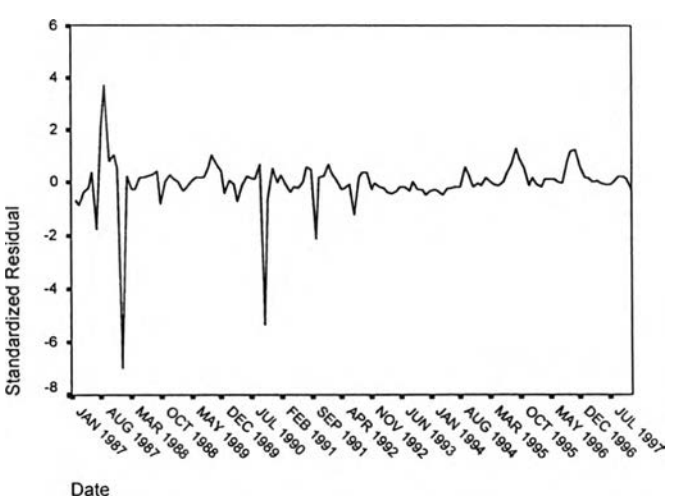
a. Dependent Variable: Water in AUBONRAT

จากตารางข้างต้นจะได้ตัวแบบพยากรณ์เป็นดังนี้

$$\hat{Y}_t = 0.961\, Y_{t-1} + 0.958\, X_{1,t-1} - 0.975\, X_{2,t-1}$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบการถดถอยจะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะมีการตรวจสอบดังนี้

  - ตรวจสอบค่าเฉลี่ยและความแปรปรวน

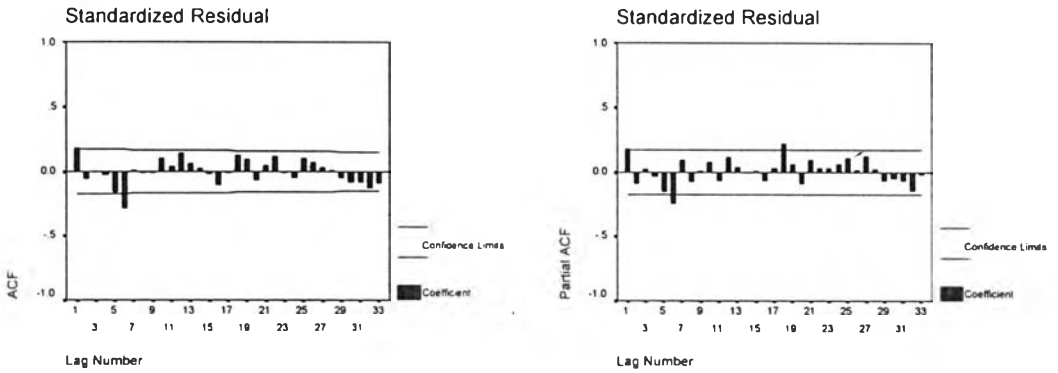


Mean Standardized Residual = 0.000

กราฟแสดงการกระจายของค่าคลาดเคลื่อน e_t กับเวลา

จากรูปกราฟข้างต้นพบว่าค่าคลาดเคลื่อน e_t กระจายเป็นแนวในลักษณะขนานรอบค่าศูนย์ และพบว่า e_t มีค่าเฉลี่ยเข้าใกล้ศูนย์ (มีค่าเท่ากับ $-8.895 * 10^{-14}$) ดังนั้นจากค่าเฉลี่ยและลักษณะการกระจายของ e_t ประมาณได้ว่าค่าคลาดเคลื่อนสุ่มมีค่าเฉลี่ยเป็นศูนย์และความแปรปรวนคงที่

- ตรวจสอบสหสัมพันธ์ของค่าคลาดเคลื่อน



กราฟแสดง ACF และ PACF ของ e_t

การพิจารณาจากกราฟแสดง ACF และ PACF พบว่าค่าคลาดเคลื่อน e_t ไม่มีสหสัมพันธ์กัน ถึงแม้ว่าจะมี lag ที่ 6 จะมีนัยสำคัญแต่เนื่องจากเป็นคาบเวลาที่ห่างมาก โดยอิทธิพลที่มีต่อข้อมูลในอนาคตอาจจะละไว้ได้

- ตรวจสอบคุณสมบัติของการแจกแจงของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม โดยใช้การทดสอบ Kolmogorov – Smirnov Test

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Standardized Residual
N		131
Normal Parameters [a,b]	Mean	-4.47532E-09
	Std. Deviation	.9883942
Most Extreme Differences	Absolute	.249
	Positive	.162
	Negative	-.249
Kolmogorov-Smirnov Z		2.851
Asymp. Sig. (2-tailed)		.179

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

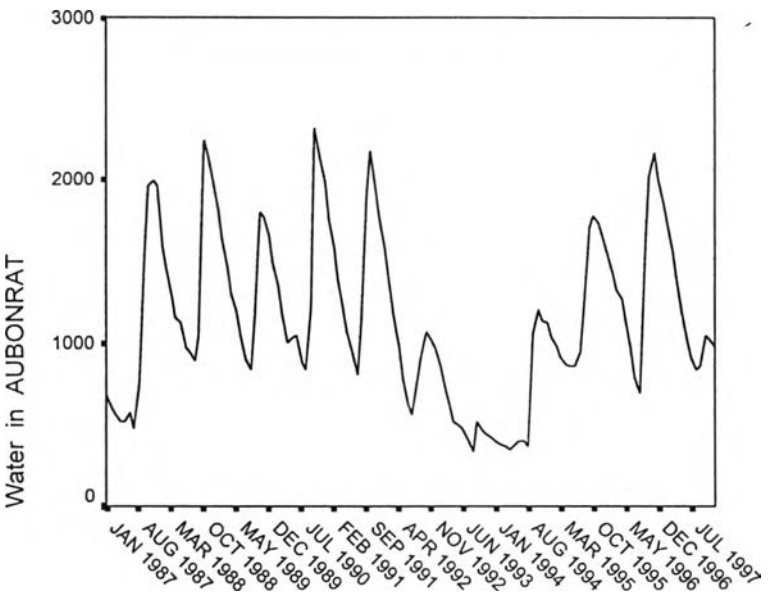
จากตาราง Kolmogorov – Smirnov Test พบว่าค่าสถิติทดสอบของ Kolmogorov – Smirnov เท่ากับ 2.851 และค่า Sig. = 0.179 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่กำหนด ($\alpha = 0.05$) จึงสรุปได้ว่าค่าคลาดเคลื่อนสุ่มมีการแจกแจงแบบปกติ

จากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ด้วยวิธีการถดถอยสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าความคลาดเคลื่อนสุ่ม โดยใช้ตัวแบบพยากรณ์

$$\hat{Y}_t = 0.961\, Y_{t-1} + 0.958\, X_{1,t-1} - 0.975\, X_{2,t-1}$$

6.2 วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์

- พิจารณาการกระจายและการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนอุบลรัตน์



กราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนอุบลรัตน์

จากกราฟข้างต้นพบว่าข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนอุบลรัตน์ มีลักษณะการเคลื่อนไหวแบบมีแนวโน้มและฤดูกาล โดยเฉพาะลักษณะการเคลื่อนไหวแบบฤดูกาลเป็นแบบเชิงพหุแนวโน้ม ซึ่งสอดคล้องกับวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์

- การประมาณค่าคงที่ของวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

ExSmooth

```
MODEL= WINTERS (Linear trend, multiplicative seasonality)      Period= 12

 Initial values:      Series (ค่าเฉลี่ย)      Trend (ความชัน)
   (ค่าเริ่มต้น)          1007.07500              1.52917

DFE = 119.
```

The 10 smallest SSE's are:	Alpha	Gamma	Delta	SSE
	.8000000	.1000000	.1000000	4192274.1777
	.8000000	.1000000	.2000000	4222991.6468
	.9000000	.1000000	.1000000	4231265.7518
	.7000000	.1000000	.1000000	4238941.2779
	.9000000	.1000000	.2000000	4240452.8055
	.9000000	.1000000	.3000000	4252838.9093
	.8000000	.1000000	.3000000	4264396.2877
	.9000000	.1000000	.4000000	4267878.7551
	.9000000	.1000000	.5000000	4285578.6659
	.7000000	.1000000	.2000000	4300023.3412

เมื่อประมาณค่าคงที่จะได้ค่าคงที่สำหรับการปรับให้เรียบสำหรับข้อมูลชุดนี้ทั้ง 3 ค่า จะได้ค่าคงที่สำหรับปรับให้เรียบสำหรับระดับ (α) เท่ากับ 0.800 , ค่าคงที่สำหรับปรับให้เรียบสำหรับแนวโน้ม (γ) เท่ากับ 0.100 และค่าคงที่สำหรับปรับให้เรียบสำหรับฤดูกาล (δ) เท่ากับ 0.100 ซึ่งตัวแบบพยากรณ์มีรูปแบบเป็นดังนี้

$$\hat{Y}_t(l) = \left(\hat{\mu}_t + l\hat{\beta}_t\right)\hat{S}_{t+l-m}, \qquad t = m, m+1, \ldots$$

ซึ่ง

$$\hat{\mu}_t = \alpha_1\left(Y_t/\hat{S}_{t-m}\right) + (1-\alpha_1)\left(\hat{\mu}_{t-1} + \hat{\beta}_{t-1}\right)$$

$$\hat{\beta}_t = \alpha_2(\hat{\mu}_t - \hat{\mu}_{t-1}) + (1-\alpha_2)\hat{\beta}_{t-1}$$

$$\hat{S}_t = \alpha_3\left(Y_t/\hat{\mu}_t\right) + (1-\alpha_3)\hat{S}_{t-m}$$

$$m = 12$$

การคำนวณค่าพยากรณ์จะต้องเริ่มกำหนดค่าเริ่มต้นของ $\hat{\mu}_t$ ซึ่งจะมีค่าเท่ากับ 1007.08, $\hat{S}_t$ มีค่าเท่ากับ 1.53, และ $\hat{\beta}_t = 0$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์ของวินเตอร์จะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล และจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

6.3 วิธีการแยกองค์ประกอบ

- จากการพิจารณากราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนอุบลรัตน์รูปแบบการพยากรณ์จะอยู่ในรูปของผลบวก โดยจะหาค่าการพยากรณ์วิธีการแยกองค์ประกอบในรูปของสมการเชิงเส้น ผลจากการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Regression

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.614[a]	.377	.314	423.1905

a. Predictors: (Constant), I11, I0, I6, I7, I5, I8, I4, I9, I3, I10, I2, I1

ANOVA[b]

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	12910790	12	1075899.125	6.008	.000[a]
	Residual	21311736	119	179090.216		
	Total	34222525	131			

a. Predictors: (Constant), I11, I0, I6, I7, I5, I8, I4, I9, I3, I10, I2, I1

b. Dependent Variable: Water in AUBONRAT

Coefficients[a]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	1612.500	145.483		11.084	.000
	I0	-1.493	.971	-.112	-1.538	.127
	I1	-195.151	180.765	-.106	-1.080	.283
	I2	-310.931	180.710	-.169	-1.721	.088
	I3	-442.256	180.660	-.240	-2.448	.016
	I4	-558.399	180.616	-.303	-3.092	.002
	I5	-626.179	180.577	-.340	-3.468	.001
	I6	-700.595	180.543	-.380	-3.880	.000
	I7	-776.829	180.514	-.422	-4.303	.000
	I8	-720.336	180.491	-.391	-3.991	.000
	I9	-277.025	180.473	-.150	-1.535	.127
	I10	137.741	180.459	.075	.763	.447
	I11	88.325	180.452	.048	.489	.625

a. Dependent Variable: Water in AUBONRAT

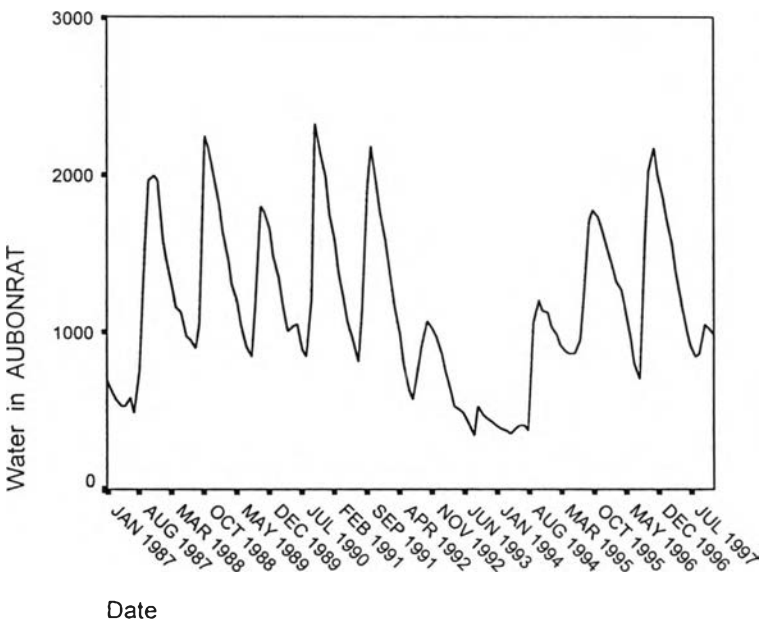
เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้รูปแบบการพยากรณ์เป็นดังนี้

$$Z_t = 1612.500 - 1.493\, t_t - 195.151\, x_{1t} - 310.931\, x_{2t} - 442.256\, x_{3t} - 558.399\, x_{4t} - 626.179\, x_{5t} - 700.595\, x_{6t} - 776.829\, x_{7t} - 720.336\, x_{8t} - 277.025\, x_{9t} + 137.741\, x_{10t} + 88.352\, x_{11t}$$

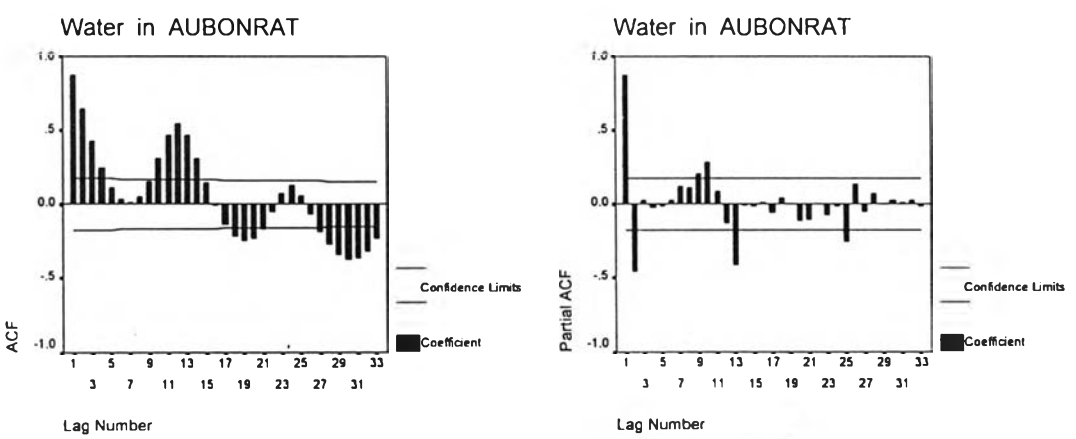
- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบวิธีการแยกองค์ประกอบจะตรวจสอบคุณสมบัติของของเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล และจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

6.4 วิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์

- กำหนดตัวแบบทดลอง
  - พิจารณาจากกราฟการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนอุบลรัตน์



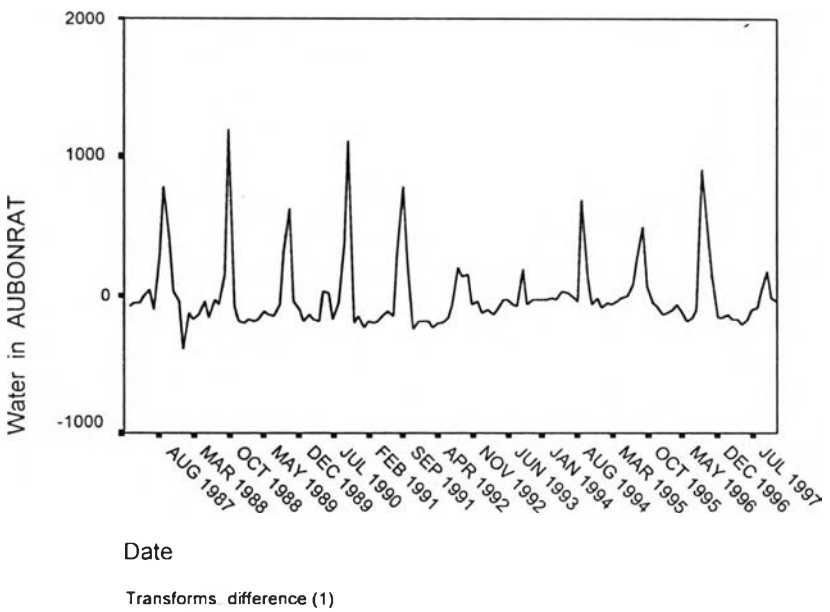
กราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนอุบลรัตน์



กราฟแสดง ACF และ PACF ของข้อมูล ริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนอุบลรัตน์

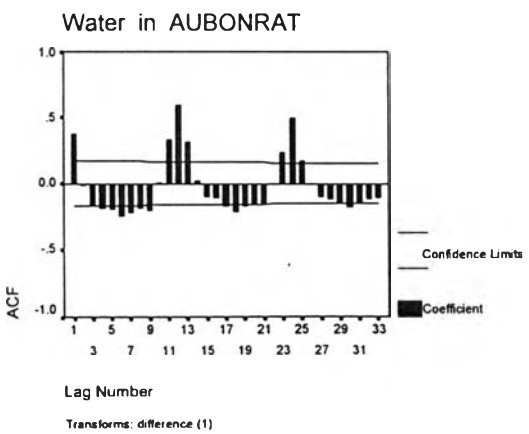
พิจารณากราฟอนุกรมเวลาในข้างต้นพบว่า ข้อมูลมีลักษณะการเคลื่อนไหวแปรผันตามเวลาและไม่คงที่ในค่าเฉลี่ย และเมื่อพิจารณากราฟ ACF พบว่าลดลงอย่างช้า ๆ และไม่ลู่เข้าสู่ศูนย์ ซึ่งบ่งบอกได้ว่าอนุกรมเวลาไม่อยู่ในสภาพคงที่ (Stationary) ในค่าเฉลี่ย จึงจำเป็นต้องแปลงข้อมูลให้อยู่ในสภาพคงที่ โดยเริ่มจากการแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างหนึ่งครั้งในข้อมูลอนุกรมเวลาชุดเดิม แล้วพิจารณากราฟการเคลื่อนไหวของข้อมูลอนุกรมเวลาชุดใหม่ดังนี้

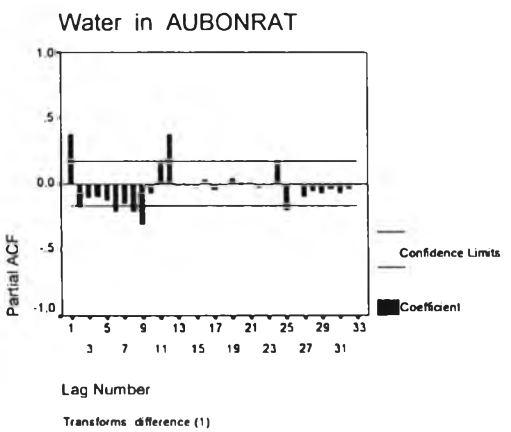
- พิจารณากราฟแสดงการแปลงข้อมูลเพื่อให้คงที่ในค่าเฉลี่ยจากหาผลต่าง



จากกราฟข้างต้นพบว่าข้อมูลมีลักษณะคงที่ในค่าเฉลี่ยแล้ว จึงพิจารณาการเคลื่อนไหวของข้อมูลจากกราฟแสดง ACF และ PACF ดังนี้

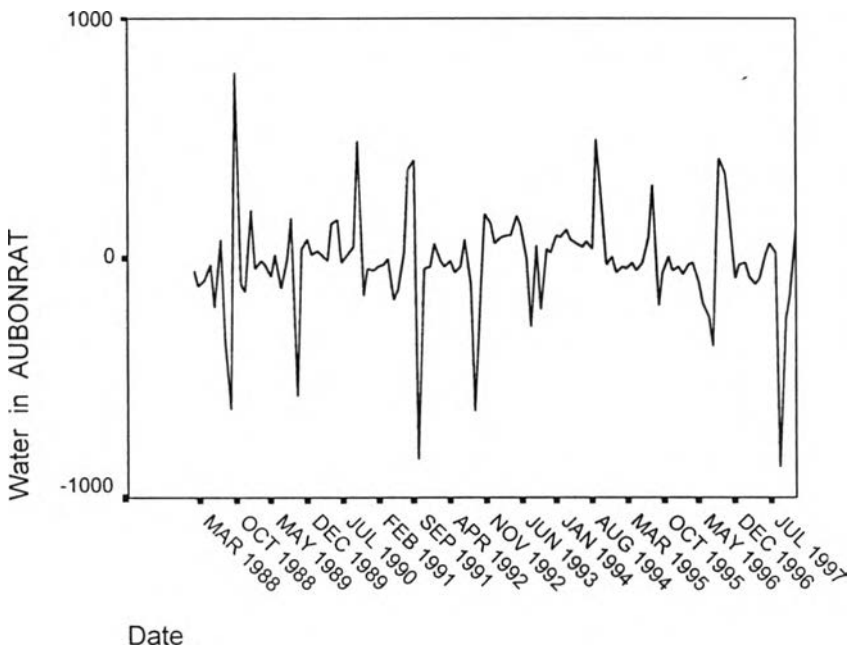
- กราฟแสดง ACF และ PACF ของข้อมูลอนุกรมเวลาหลังจากการแปลงข้อมูล โดยการหาผลต่าง





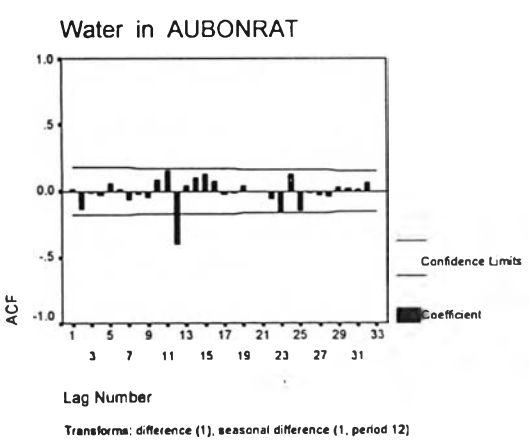
จากกราฟการแปลงข้อมูล โดยการหาผลต่าง และกราฟ ACF และ PACF พบว่าอนุกรมเวลาชุดนี้อยู่ในสภาพคงที่ จากนั้นพิจารณากราฟ ACF ในส่วนฤดูกาลพบว่า ข้อมูลชุดนี้มีฤดูกาลมาเกี่ยวข้อง และอนุกรมเวลาในส่วนที่เป็นฤดูกาลยังไม่อยู่ในสภาพคงที่ จึงต้องทำการหาผลต่างระยะยาวของข้อมูลต่างครั้งแรก เป็นดังนี้

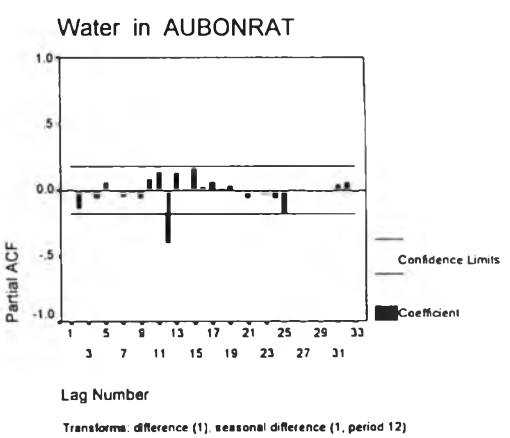
- พิจารณากราฟแสดงการแปลงข้อมูลเพื่อให้คงที่ในส่วนที่มีองค์ประกอบของฤดูกาล



Transforms: difference (1), seasonal difference (1, period 12)

- กราฟแสดง ACF และ PACF ของข้อมูลหลังการแปลงให้อยู่ในสภาพคงที่





จากกราฟแสดงการแปลงข้อมูลเพื่อให้คงที่ในส่วนที่มีองค์ประกอบของฤดูกาล และกราฟแสดง ACF และ PACF พบว่าข้อมูลอนุกรมเวลาชุดนี้อยู่ในสภาพคงที่ และนำมาพิจารณากำหนดตัวแบบเบื้องต้น จะได้ตัวแบบ ARIMA$(1, 1, 0)(0, 1, 1)_{12}$ มีรูปแบบดังนี้

$$(1 - \phi_1 B)(1 - B)(1 - B^{12}) Y_t = \delta + (1 - \Theta_{12} B^{12}) a_t$$

หรือ $$W_t = \delta + \phi_1 W_{t-1} - \Theta_{12} a_{t-12} + a_t$$

เมื่อ $$W_t = (1 - B)(1 - B^{12}) Y_t$$

- การประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการของบ็อกซ์และเจนกินส์ ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Arima

```
Non-seasonal differencing: 1
    Seasonal differencing: 1
Length of Seasonal Cycle: 12

Parameters:
AR1         _________  < value originating from estimation >
SMA1        _________  < value originating from estimation >
95.00 percent confidence intervals will be generated.

Initial values:

AR1          .85056
SMA1        -.08727


FINAL PARAMETERS:

Number of residuals  120
Standard error       180.10326
Log likelihood       -797.44672
AIC                  1598.8934
SBC                  1604.4684
           Analysis of Variance:

               DF  Adj. Sum of Squares    Residual Variance

Residuals     118           4148745.9            32437.186

           Variables in the Model:

                B         SEB      T-RATIO   APPROX. PROB.

AR1      .93852754   .03468315   27.060046        .0000000
SMA1     .70806649   .08156744    8.680749        .0000000
```

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ จะได้รูปแบบการพยากรณ์เป็นดังนี้

$$W_t = 0.93853\, W_{t-1} + 0.70807\, a_{t-12}$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์จะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพลและจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ เมื่อพิจารณาจากค่าคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ โดยพิจารณาจากค่า MAPE จะได้ว่าค่าพยากรณ์โดย วิธีถดถอยจะให้ค่า MAPE เท่ากับ 1.13295% วิธีการแยกองค์ประกอบให้ค่า MAPE เท่ากับ 45.9905% วิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์ ให้ค่า MAPE เท่ากับ 13.5373% และวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ให้ค่า MAPE เท่ากับ 51.2461% ดังนั้นในการพยากรณ์ปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของอุบลรัตน์โดยวิธีการถดถอยจะเหมาะสมกับข้อมูลอนุกรมเวลาชุดนี้ ส่วนค่าพยากรณ์จากวิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์ ค่าพยากรณ์โดยวิธีการแยกองค์ประกอบ และค่าพยากรณ์จากวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์เหมาะสมเป็นอันดับ 2, 3 และ 4 ตามลำดับ

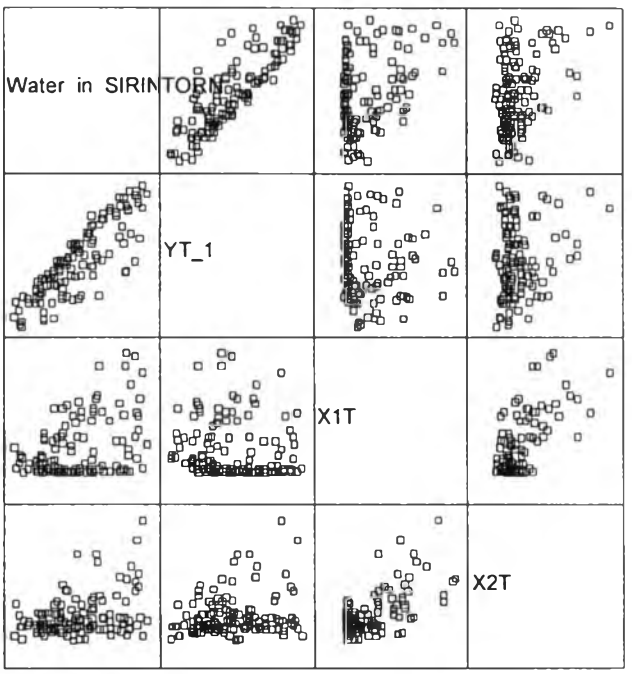
ผลการศึกษาเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ทั้ง 4 วิธี พบว่าวิธีการพยากรณ์วิธีการถดถอยเหมาะสมกับข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนอุบลรัตน์ ดังนั้นจึงนำเอาวิธีการถดถอยมาพยากรณ์ปริมาณน้ำในปี พ. ศ. 2542 – 2543 โดยนำข้อมูลปี พ. ศ. 2530 – 2540 มารวมกับข้อมูลของปี พ. ศ. 2541 มาหาค่าสัมประสิทธิ์ใหม่และผ่านการวินิจฉัยตัวแบบด้วยวิธีการทางสถิติ ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล มีตัวแบบเป็นดังนี้

รูปแบบการพยากรณ์ : $\hat{Y}_t = 0.961\, Y_{t-1} + 0.959\, X_{1,t-1} - 0.975\, X_{2,t-1}$

7. <u>พยากรณ์สำหรับข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนสิรินธร</u>

7.1 วิธีการถดถอย

- กำหนดรูปแบบความสัมพันธ์ระหว่าง Y_t กับ Y_{t-1}, $X_{1,t-1}$, $X_{2,t-1}$ โดยทั่วไปจะสมมติให้ Y_t มีการแจกแจงความน่าจะเป็นแบบปกติ และพิจารณากำหนดรูปแบบความสัมพันธ์เป็นคู่ ๆ ระหว่าง Y_t กับ Y_{t-1}, $X_{1,t-1}$, $X_{2,t-1}$ ดังนั้นกราฟระหว่างตัวแปรตามกับตัวแปรอิสระเป็นดังนี้



กำหนดความสัมพันธ์ดังนี้

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 X_{1,t-1} + \beta_3 X_{2,t-1} + \varepsilon_t$$

- การประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบการถดถอย ในกรณีของตัวแบบการถดถอยเชิงเส้นและภายใต้ข้อสมมติ ในการประมาณค่าพารามิเตอร์ จะใช้วิธีวิเคราะห์การถดถอยแบบเชิงเส้น ในการอนุมานเกี่ยวกับพารามิเตอร์ตลอดจนค่าพยากรณ์แบบช่วง ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.997[a]	.994	.994	20.5850

a. Predictors: (Constant), X2T, YT_1, X1T

ANOVA[b]

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	9074171	3	3024723.793	7138.130	.000[a]
	Residual	53815.202	127	423.742		
	Total	9127987	130			

a. Predictors: (Constant), X2T, YT_1, X1T

b. Dependent Variable: Water in SIRINTORN

Coefficients[a]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-31.090	10.083		-3.083	.003
	YT_1	.987	.007	.978	133.203	.000
	X1T	1.034	.015	.675	69.289	.000
	X2T	-.972	.035	-.277	-28.032	.000

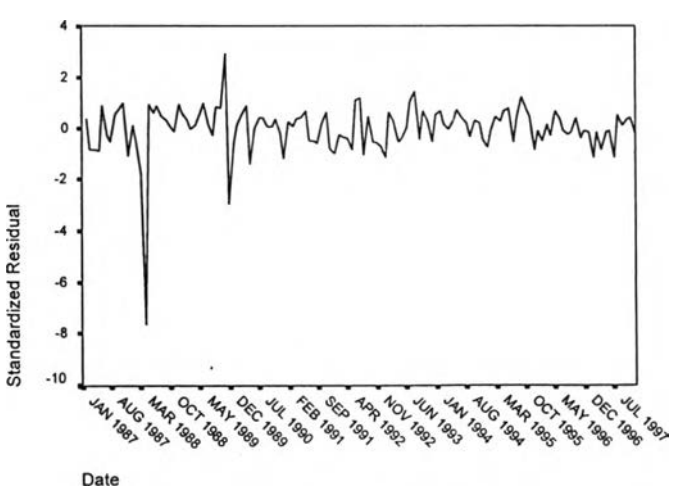
a. Dependent Variable: Water in SIRINTORN

จากตารางข้างต้นจะได้ตัวแบบพยากรณ์เป็นดังนี้

$$\hat{Y}_t = -31.090 + 0.987\, Y_{t-1} + 1.034\, X_{1,t-1} - 0.972\, X_{2,t-1}$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบการถดถอยจะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะมีการตรวจสอบดังนี้

  - ตรวจสอบค่าเฉลี่ยและความแปรปรวน

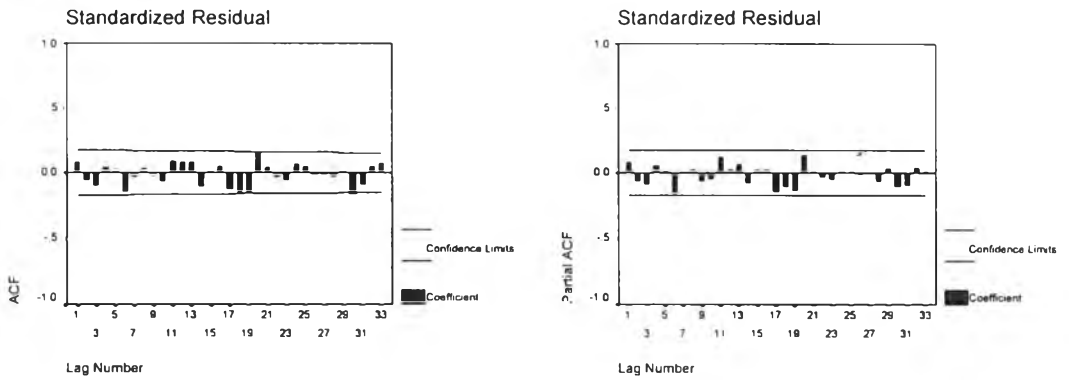


Mean Standardized Residual = 0.000

กราฟแสดงการกระจายของค่าคลาดเคลื่อน e_t กับเวลา

จากรูปกราฟข้างต้นพบว่าค่าคลาดเคลื่อน e_t กระจายเป็นแนวในลักษณะขนานรอบค่าศูนย์ และพบว่า e_t มีค่าเฉลี่ยเข้าใกล้ศูนย์ (มีค่าเท่ากับ $6.162 * 10^{-14}$) ดังนั้นจากค่าเฉลี่ยและลักษณะการกระจายของ e_t ประมาณได้ว่าค่าคลาดเคลื่อนสุ่มมีค่าเฉลี่ยเป็นศูนย์และความแปรปรวนคงที่

- ตรวจสอบสหสัมพันธ์ของค่าคลาดเคลื่อน



กราฟแสดง ACF และ PACF ของ e_t

การพิจารณาจากกราฟแสดง ACF และ PACF พบว่าค่าคลาดเคลื่อน e_t ไม่มีสหสัมพันธ์กัน

- ตรวจสอบคุณสมบัติของการแจกแจงของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม โดยใช้การทดสอบ Kolmogorov – Smirnov Test

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Standardized Residual
N		131
Normal Parameters [a,b]	Mean	3.455136E-09
	Std. Deviation	.9883942
Most Extreme Differences	Absolute	.122
	Positive	.109
	Negative	-.122
Kolmogorov-Smirnov Z		1.402
Asymp. Sig. (2-tailed)		.059

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

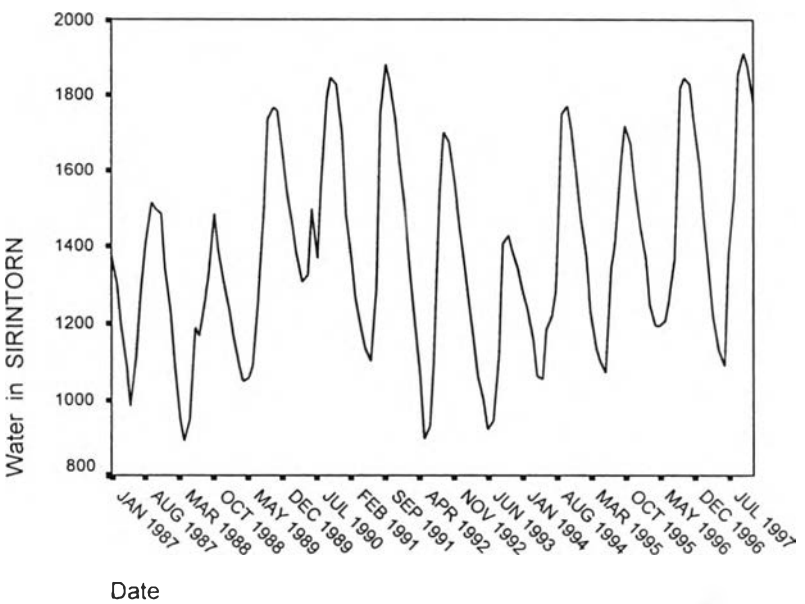
จากตาราง Kolmogorov – Smirnov Test พบว่าค่าสถิติทดสอบของ Kolmogorov – Smirnov เท่ากับ 1.402 และค่า Sig. = 0.059 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่กำหนด ($\alpha = 0.05$) จึงสรุปได้ว่าค่าคลาดเคลื่อนสุ่มมีการแจกแจงแบบปกติ

จากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ด้วยวิธีการถดถอยสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม โดยใช้ตัวแบบพยากรณ์

$$\hat{Y}_t = -31.090 + 0.987\, Y_{t-1} + 1.034\, X_{1,t-1} - 0.972\, X_{2,t-1}$$

7.2 วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์

- พิจารณาการกระจายและการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนสิรินธร



กราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนสิรินธร

จากกราฟข้างต้นพบว่าข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนสิรินธร มีลักษณะการเคลื่อนไหวแบบมีแนวโน้มและฤดูกาล โดยเฉพาะลักษณะการเคลื่อนไหวแบบฤดูกาลเป็นแบบเชิงพหุแนวโน้ม ซึ่งสอดคล้องกับวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์

- การประมาณค่าคงที่ของวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

ExSmooth

```
MODEL= WINTERS (Linear trend, multiplicative seasonality)      Period= 12

 Initial values:      Series (ค่าเฉลี่ย)      Trend (ความชัน)
   (ค่าเริ่มต้น)          1286.07083              1.83542

DFE = 119.
```

The 10 smallest SSE's are:	Alpha	Gamma	Delta	SSE
	.8000000	.1000000	.1000000	35985.56472
	.8000000	.1000000	.2000000	36121.72768
	.9000000	.1000000	.1000000	36338.81031
	.9000000	.1000000	.2000000	36372.57970
	.7000000	.1000000	.1000000	36447.46317
	.8000000	.1000000	.3000000	36470.94939
	.9000000	.1000000	.3000000	36478.81894
	.9000000	.1000000	.4000000	36653.16079
	.7000000	.1000000	.2000000	36758.00809

เมื่อประมาณค่าคงที่จะได้ค่าคงที่สำหรับการปรับให้เรียบสำหรับข้อมูลชุดนี้ทั้ง 3 ค่า จะได้ค่าคงที่สำหรับปรับให้เรียบสำหรับระดับ (α) เท่ากับ 0.800 , ค่าคงที่สำหรับปรับให้เรียบสำหรับแนวโน้ม (γ) เท่ากับ 0.100 และค่าคงที่สำหรับปรับให้เรียบสำหรับฤดูกาล (δ) เท่ากับ 0.100 ซึ่งตัวแบบพยากรณ์มีรูปแบบเป็นดังนี้

$$\hat{Y}_t(l) = (\hat{\mu}_t + l\hat{\beta}_t)\hat{S}_{t+l-m}, \qquad t = m, m+1, \ldots$$

ซึ่ง

$$\hat{\mu}_t = \alpha_1(Y_t/\hat{S}_{t-m}) + (1-\alpha_1)(\hat{\mu}_{t-1} + \hat{\beta}_{t-1})$$
$$\hat{\beta}_t = \alpha_2(\hat{\mu}_t - \hat{\mu}_{t-1}) + (1-\alpha_2)\hat{\beta}_{t-1}$$
$$\hat{S}_t = \alpha_3(Y_t/\hat{\mu}_t) + (1-\alpha_3)\hat{S}_{t-m}$$
$$m = 12$$

การคำนวณค่าพยากรณ์จะต้องเริ่มกำหนดค่าเริ่มต้นของ $\hat{\mu}_t$ ซึ่งจะมีค่าเท่ากับ 1286.071, $\hat{S}_t$ มีค่าเท่ากับ 1.835, และ $\hat{\beta}_t = 0$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์ของวินเตอร์จะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล และจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

7.3 วิธีการแยกองค์ประกอบ

- จากการพิจารณากราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนสิรินธรรูปแบบการพยากรณ์จะอยู่ในรูปของผลบวก โดยจะหาค่าการพยากรณ์วิธีการแยกองค์ประกอบในรูปของสมการเชิงเส้น ผลจากการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Regression

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.863[a]	.745	.719	139.8611

a. Predictors: (Constant), I11, I0, I6, I7, I5, I8, I4, I9, I3, I10, I2, I1

ANOVA[b]

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	6800217	12	566684.750	28.970	.000[a]
	Residual	2327773	119	19561.115		
	Total	9127990	131			

a. Predictors: (Constant), I11, I0, I6, I7, I5, I8, I4, I9, I3, I10, I2, I1

b. Dependent Variable: Water in SIRINTORN

Coefficients[a]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	1463.191	48.081		30.432	.000
	I0	1.239	.321	.179	3.861	.000
	I1	-123.831	59.741	-.130	-2.073	.040
	I2	-223.979	59.723	-.235	-3.750	.000
	I3	-341.399	59.707	-.359	-5.718	.000
	I4	-429.274	59.692	-.451	-7.191	.000
	I5	-469.876	59.679	-.494	-7.873	.000
	I6	-418.114	59.668	-.439	-7.007	.000
	I7	-311.262	59.659	-.327	-5.217	.000
	I8	-117.410	59.651	-.123	-1.968	.051
	I9	124.716	59.645	.131	2.091	.039
	I10	158.568	59.640	.167	2.659	.009
	I11	108.057	59.638	.114	1.812	.073

a. Dependent Variable: Water in SIRINTORN

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้รูปแบบการพยากรณ์เป็นดังนี้

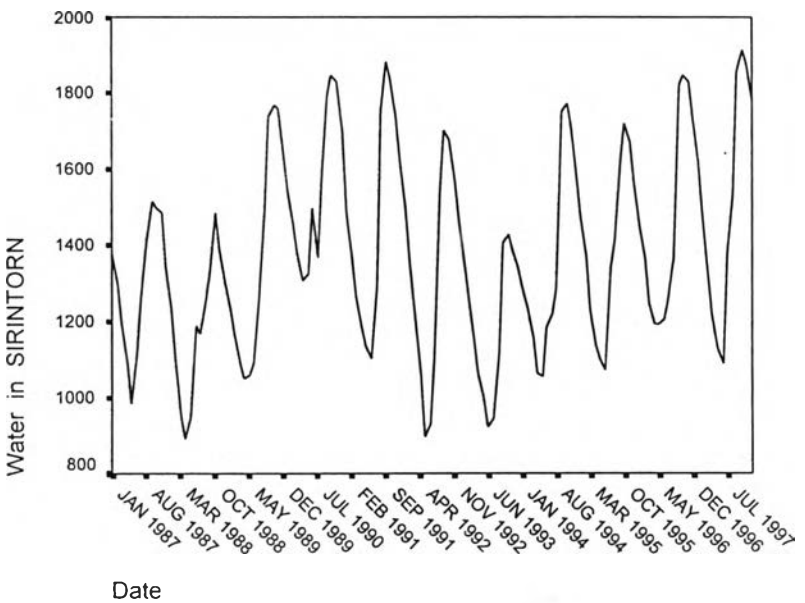
$$Z_t = 1463.191 + 1.239\, t_1 - 123.831\, x_{1t} - 223.979\, x_{2t} - 341.399\, x_{3t} - 429.274\, x_{4t} - 469.876\, x_{5t} - 418.114\, x_{6t} - 311.262\, x_{7t} - 117.410\, x_{8t} - 124.716\, x_{9t} + 158.586\, x_{10t} + 108.057\, x_{11t}$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบวิธีการแยกองค์ประกอบจะตรวจสอบคุณสมบัติของของเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล และจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

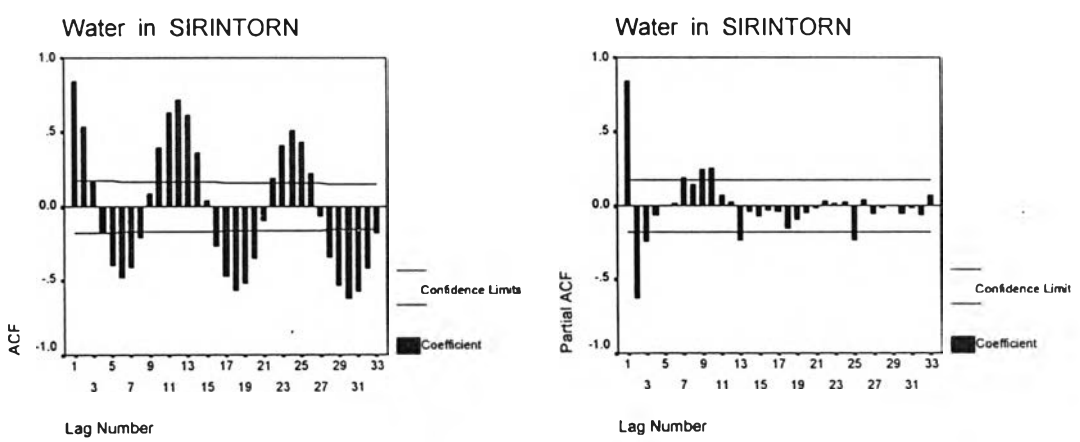
7.4 วิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์

- กำหนดตัวแบบทดลอง

- พิจารณาจากกราฟการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนสิรินธร



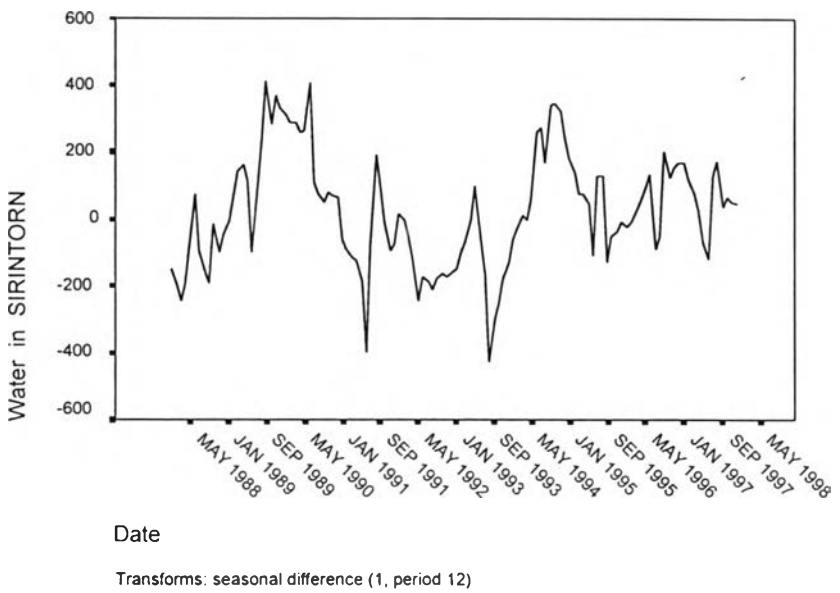
กราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนสิรินธร



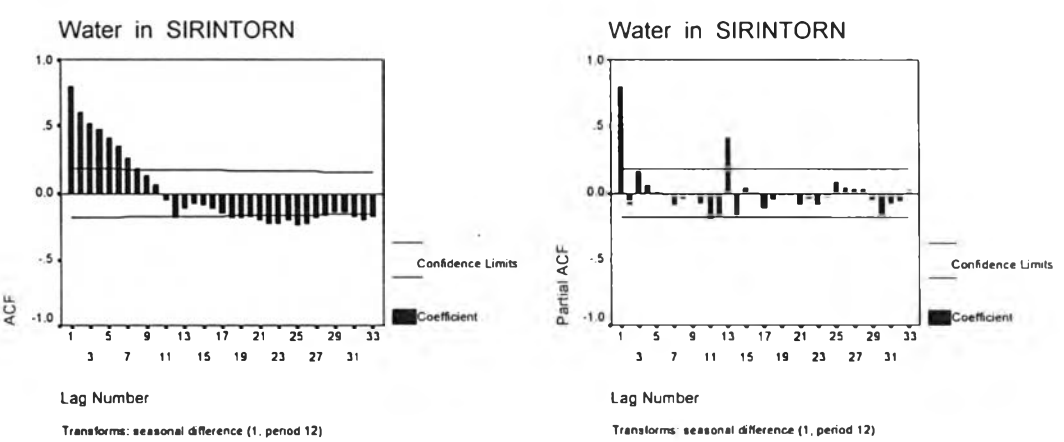
กราฟแสดง ACF และ PACF ของข้อมูล ริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนสิรินธร

พิจารณากราฟอนุกรมเวลาในข้างต้นพบว่า ข้อมูลมีลักษณะการเคลื่อนไหวไม่แปรผันตามเวลาและคงที่ในค่าเฉลี่ย ซึ่งบ่งบอกได้ว่าอนุกรมเวลาอยู่ในสภาพคงที่ในค่าเฉลี่ย และเมื่อพิจารณากราฟ ACF ในส่วนฤดูกาลพบว่า ข้อมูลชุดนี้มีฤดูกาลมาเกี่ยวข้อง และอนุกรมเวลาในส่วนที่เป็นฤดูกาลยังไม่อยู่ในสภาพคงที่ จึงต้องทำการหาผลต่างระยะยาวของข้อมูลต่างครั้งแรก เป็นดังนี้

- พิจารณากราฟแสดงการแปลงข้อมูลเพื่อให้คงที่ในส่วนที่มีองค์ประกอบของฤดูกาล



- กราฟแสดง ACF และ PACF ของข้อมูลหลังการแปลงให้อยู่ในสภาพคงที่



จากกราฟแสดงการแปลงข้อมูลเพื่อให้คงที่ในส่วนที่มีองค์ประกอบของฤดูกาล และกราฟแสดง ACF และ PACF พบว่าข้อมูลอนุกรมเวลาชุดนี้อยู่ในสภาพคงที่ และนำมาพิจารณากำหนดตัวแบบเบื้องต้น จะได้ตัวแบบ ARIMA$(1, 0, 0)$ $(0, 1, 1)_{12}$ มีรูปแบบดังนี้

$$(1 - \phi_1 B)(1 - B^{12}) Y_t = \delta + (1 - \Theta_{12} B^{12}) a_t$$

หรือ $$W_t = \delta + \phi_1 W_{t-1} - \Theta_{12} a_{t-12} + a_t$$

เมื่อ $$W_t = (1 - B^{12}) Y_t$$

- การประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการของบ็อกซ์และเจนกินส์ ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Arima

```
Non-seasonal differencing: 1
    Seasonal differencing: 1
Length of Seasonal Cycle: 12

Parameters:
AR1         ________  < value originating from estimation >
SMA1        ________  < value originating from estimation >
95.00 percent confidence intervals will be generated.
Initial values:

AR1         .80282
SMA1        .15650

FINAL PARAMETERS:

Number of residuals  120
Standard error       83.328884
Log likelihood       -704.45106
AIC                  1412.9021
SBC                  1418.4771

            Analysis of Variance:

               DF  Adj. Sum of Squares    Residual Variance

Residuals     118           881058.79           6943.7029

           Variables in the Model:

                B         SEB      T-RATIO   APPROX. PROB.

AR1      .85779629   .04688462   18.295900        .0000000
SMA1     .68544534   .08701293    7.877512        .0000000
```

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ จะได้รูปแบบการพยากรณ์เป็นดังนี้

$$W_t = 0.85780\, W_{t-1} - 0.68545\, a_{t-12}$$

การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ เมื่อพิจารณาจากค่าคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ โดยพิจารณาจากค่า MAPE จะได้ว่าค่าพยากรณ์โดยวิธีถดถอย จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 0.8241% วิธีการแยกองค์ประกอบให้ค่า MAPE เท่ากับ 9.3900% วิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์ ให้ค่า MAPE เท่ากับ 7.7305% และวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ให้ค่า MAPE เท่ากับ 16.8243% ดังนั้นในการพยากรณ์ปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำขนาดใหญ่กรณีเขื่อนสิรินธร โดยวิธีการถดถอยจะเหมาะสมกับข้อมูลอนุกรมเวลาชุดนี้ ส่วนค่าพยากรณ์จากวิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์ ค่าพยากรณ์โดยวิธีการแยกองค์ประกอบ และค่าพยากรณ์จากวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์เหมาะสมเป็นอันดับ 2, 3 และ 4 ตามลำดับ

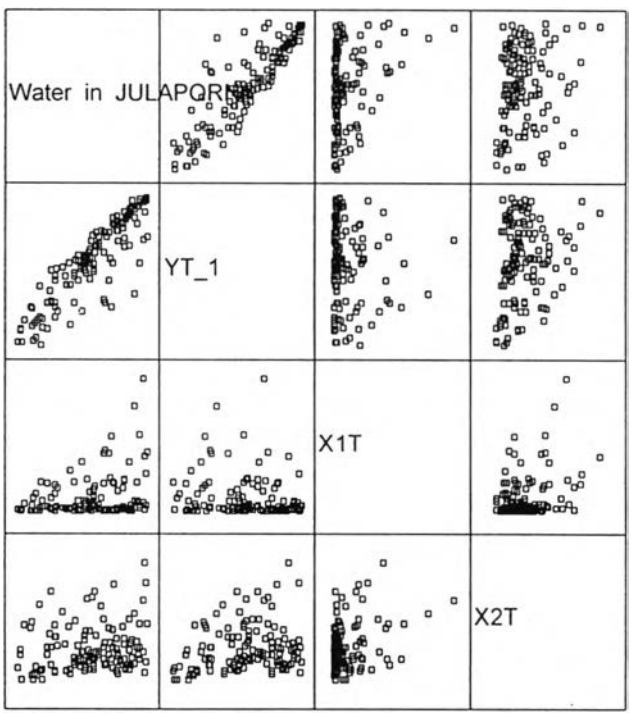
ผลการศึกษาเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ทั้ง 4 วิธี พบว่าวิธีการพยากรณ์วิธีการถดถอยเหมาะสมกับข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนสิรินธร ดังนั้นจึงนำเอาวิธีการถดถอยมาพยากรณ์ปริมาณน้ำในปี พ. ศ. 2542 – 2543 โดยนำข้อมูลปี พ. ศ. 2530 – 2540 มารวมกับข้อมูลของปี พ. ศ. 2541 มาหาค่าสัมประสิทธิ์ใหม่และผ่านการวินิจฉัยตัวแบบด้วยวิธีการทางสถิติ ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล มีตัวแบบเป็นดังนี้

รูปแบบการพยากรณ์ : $\hat{Y}_t = -30.194 + 0.986\, Y_{t-1} + 1.038\, X_{1,t-1} - 0.977\, X_{2,t-1}$

8. <u>ตัวแบบพยากรณ์สำหรับข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนจุฬาภรณ์</u>

8.1 วิธีการถดถอย

- กำหนดรูปแบบความสัมพันธ์ระหว่าง Y_t กับ Y_{t-1}, $X_{1,t-1}$, $X_{2,t-1}$ โดยทั่วไปจะสมมติให้ Y_t มีการแจกแจงความน่าจะเป็นแบบปกติ และพิจารณากำหนดรูปแบบความสัมพันธ์เป็นคู่ ๆ ระหว่าง Y_t กับ Y_{t-1}, $X_{1,t-1}$, $X_{2,t-1}$ ดังนั้นกราฟระหว่างตัวแปรตามกับตัวแปรอิสระเป็นดังนี้



กำหนดความสัมพันธ์ดังนี้

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 X_{1,t-1} + \beta_3 X_{2,t-1} + \varepsilon_t$$

- การประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบการถดถอย ในกรณีของตัวแบบการถดถอยเชิงเส้นและภายใต้ข้อสมมติ ในการประมาณค่าพารามิเตอร์ จะใช้วิธีวิเคราะห์การถดถอยแบบเชิงเส้น ในการอนุมานเกี่ยวกับพารามิเตอร์ตลอดจนค่าพยากรณ์แบบช่วง ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.988[a]	.977	.976	5.5908

a. Predictors: (Constant), X2T, YT_1, X1T

ANOVA[b]

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	165498.2	3	55166.059	1764.932	.000[a]
	Residual	3969.608	127	31.257		
	Total	169467.8	130			

a. Predictors: (Constant), X2T, YT_1, X1T

b. Dependent Variable: Water in JULAPORN

Coefficients[a]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	.715	1.922		.372	.711
	YT_1	.994	.014	.992	69.416	.000
	X1T	.914	.027	.500	33.426	.000
	X2T	-1.134	.071	-.244	-16.007	.000

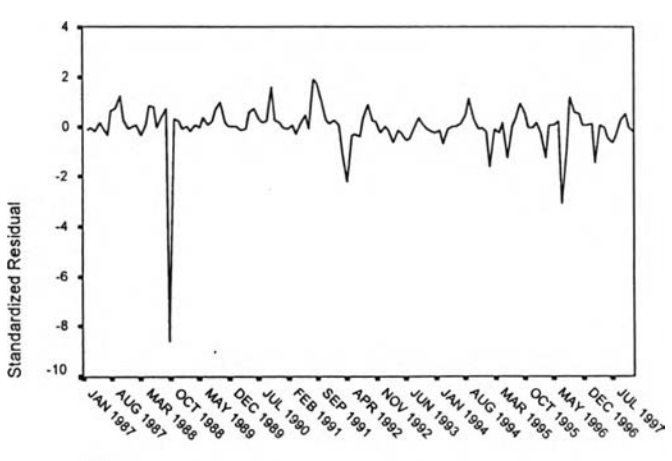
a. Dependent Variable: Water in JULAPORN

จากตารางข้างต้นจะได้ตัวแบบพยากรณ์เป็นดังนี้

$$\hat{Y}_t = 0.994\, Y_{t-1} + 0.914\, X_{1,t-1} - 1.134\, X_{2,t-1}$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบการถดถอยจะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะมีการตรวจสอบดังนี้

  - ตรวจสอบค่าเฉลี่ยและความแปรปรวน

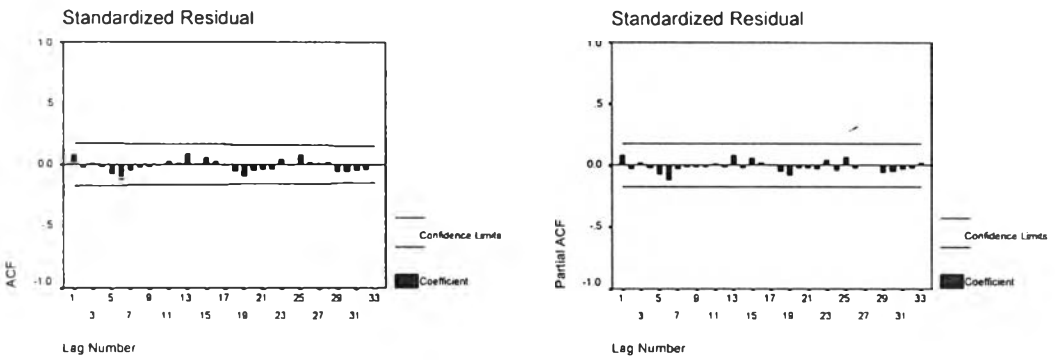


Mean Standardized Residual = 0.000

กราฟแสดงการกระจายของค่าคลาดเคลื่อน e_t กับเวลา

จากรูปกราฟข้างต้นพบว่าค่าคลาดเคลื่อน e_t กระจายเป็นแนวในลักษณะขนานรอบค่าศูนย์ และพบว่า e_t มีค่าเฉลี่ยเข้าใกล้ศูนย์ (มีค่าเท่ากับ $1.437 * 10^{-14}$) ดังนั้นจากค่าเฉลี่ยและลักษณะการกระจายของ e_t ประมาณได้ว่าค่าคลาดเคลื่อนสุ่มมีค่าเฉลี่ยเป็นศูนย์และความแปรปรวนคงที่

- ตรวจสอบสหสัมพันธ์ของค่าคลาดเคลื่อน



กราฟแสดง ACF และ PACF ของ e_t

การพิจารณาจากกราฟแสดง ACF และ PACF พบว่าค่าคลาดเคลื่อน e_t ไม่มีสหสัมพันธ์กัน

- ตรวจสอบคุณสมบัติของการแจกแจงของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม โดยใช้การทดสอบ Kolmogorov – Smirnov Test

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Standardized Residual
N		131
Normal Parameters [a,b]	Mean	3.929239E-09
	Std. Deviation	.9883941
Most Extreme Differences	Absolute	.247
	Positive	.162
	Negative	-.247
Kolmogorov-Smirnov Z		2.823
Asymp. Sig. (2-tailed)		.238

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

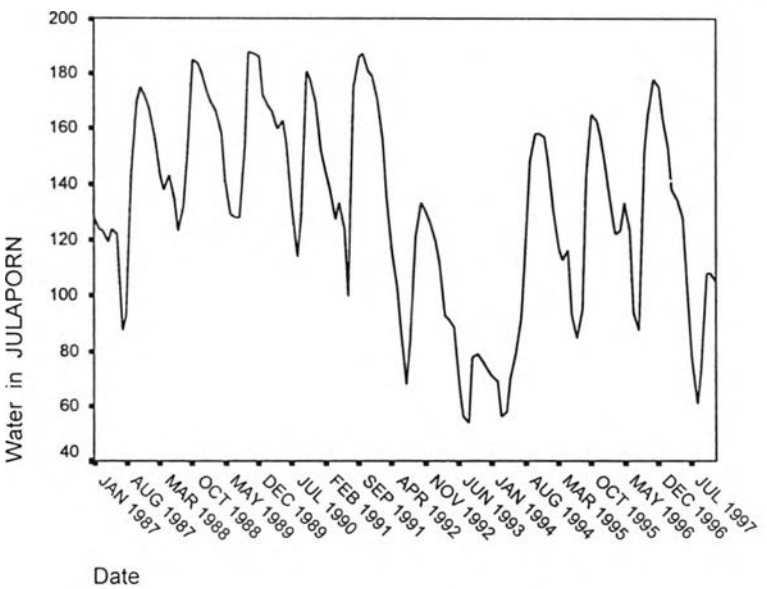
จากตาราง Kolmogorov – Smirnov Test พบว่าค่าสถิติทดสอบของ Kolmogorov – Smirnov เท่ากับ 2.823 และค่า Sig. = 0.238 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่กำหนด ($\alpha = 0.05$) จึงสรุปได้ว่าค่าคลาดเคลื่อนสุ่มมีการแจกแจงแบบปกติ

จากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ด้วยวิธีการถดถอยสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม โดยใช้ตัวแบบพยากรณ์

$$\hat{Y}_t = 0.994\, Y_{t-1} + 0.914\, X_{1,t-1} - 1.134\, X_{2,t-1}$$

8.2 วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์

- พิจารณาการกระจายและการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนจุฬาภรณ์



กราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนจุฬาภรณ์

จากกราฟข้างต้นพบว่าข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนจุฬาภรณ์ มีลักษณะการเคลื่อนไหวแบบมีแนวโน้มและฤดูกาล โดยเฉพาะลักษณะการเคลื่อนไหวแบบฤดูกาลเป็นแบบเชิงพหุแนวโน้ม ซึ่งสอดคล้องกับวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์

- การประมาณค่าคงที่ของวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

ExSmooth

```
MODEL= WINTERS (Linear trend, multiplicative seasonality)      Period= 12

 Initial values:      Series (ค่าเฉลี่ย)      Trend (ความชัน)
   (ค่าเริ่มต้น)          132.68750              -.15625

DFE = 119.
```

The 10 smallest SSE's are:	Alpha	Gamma	Delta	SSE
	.9000000	.1000000	.1000000	23451.24006
	.8000000	.1000000	.1000000	23526.79696
	.9000000	.1000000	.2000000	23723.02126
	1.000000	.1000000	.1000000	23761.47700
	1.000000	.1000000	.2000000	23761.47700
	1.000000	.1000000	.3000000	23761.47700
	1.000000	.1000000	.4000000	23761.47700
	1.000000	.1000000	.5000000	23761.47700
	1.000000	.1000000	.6000000	23761.47700
	1.000000	.1000000	.7000000	23761.47700

เมื่อประมาณค่าคงที่จะได้ค่าคงที่สำหรับการปรับให้เรียบสำหรับข้อมูลชุดนี้ทั้ง 3 ค่า จะได้ค่าคงที่สำหรับปรับให้เรียบสำหรับระดับ (α) เท่ากับ 0.900 , ค่าคงที่สำหรับปรับให้เรียบสำหรับแนวโน้ม (γ) เท่ากับ 0.100 และค่าคงที่สำหรับปรับให้เรียบสำหรับฤดูกาล (δ) เท่ากับ 0.100 ซึ่งตัวแบบพยากรณ์มีรูปแบบเป็นดังนี้

$$\hat{Y}_t(l) = \left(\hat{\mu}_t + l\hat{\beta}_t\right)\hat{S}_{t+l-m}, \qquad t = m,\ m+1,\ldots$$

ซึ่ง

$$\hat{\mu}_t = \alpha_1\left(Y_t/\hat{S}_{t-m}\right) + (1-\alpha_1)\left(\hat{\mu}_{t-1} + \hat{\beta}_{t-1}\right)$$
$$\hat{\beta}_t = \alpha_2(\hat{\mu}_t - \hat{\mu}_{t-1}) + (1-\alpha_2)\hat{\beta}_{t-1}$$
$$\hat{S}_t = \alpha_3(Y_t/\hat{\mu}_t) + (1-\alpha_3)\hat{S}_{t-m}$$
$$m = 12$$

การคำนวณค่าพยากรณ์จะต้องเริ่มกำหนดค่าเริ่มต้นของ $\hat{\mu}_t$ ซึ่งจะมีค่าเท่ากับ 132.688, $\hat{S}_t$ มีค่าเท่ากับ - 0.156, และ $\hat{\beta}_t = 0$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์ของวินเตอร์จะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล และจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

8.3 วิธีการแยกองค์ประกอบ

- จากการพิจารณากราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนจุฬาภรณ์รูปแบบการพยากรณ์จะอยู่ในรูปของผลบวก โดยจะหาค่าการพยากรณ์วิธีการแยกองค์ประกอบในรูปของสมการเชิงเส้น ผลจากการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Regression

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.655[a]	.429	.371	28.5212

a. Predictors: (Constant), I11, I0, I6, I7, I5, I8, I4, I9, I3, I10, I2, I1

ANOVA[b]

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	72671.182	12	6055.932	7.445	.000[a]
	Residual	96801.879	119	813.461		
	Total	169473.1	131			

a. Predictors: (Constant), I11, I0, I6, I7, I5, I8, I4, I9, I3, I10, I2, I1

b. Dependent Variable: Water in JULAPORN

Coefficients[a]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	176.545	9.805		18.006	.000
	I0	-.331	.065	-.352	-5.057	.000
	I1	-10.003	12.183	-.077	-.821	.413
	I2	-17.854	12.179	-.138	-1.466	.145
	I3	-28.705	12.176	-.221	-2.358	.020
	I4	-33.737	12.173	-.260	-2.772	.006
	I5	-32.952	12.170	-.254	-2.708	.008
	I6	-43.894	12.168	-.339	-3.607	.000
	I7	-59.654	12.166	-.460	-4.903	.000
	I8	-50.778	12.164	-.392	-4.174	.000
	I9	-19.629	12.163	-.151	-1.614	.109
	I10	2.884	12.162	.022	.237	.813
	I11	3.215	12.162	.025	.264	.792

a. Dependent Variable: Water in JULAPORN

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้รูปแบบการพยากรณ์เป็นดังนี้

$$Z_t = 176.545 - 0.331\, t_t - 10.003\, x_{1t} - 17.854\, x_{2t} - 28.705\, x_{3t} - 33.737\, x_{4t} - 32.952\, x_{5t} - 43.894\, x_{6t} - 59.654\, x_{7t} - 50.778\, x_{8t} - 19.629\, x_{9t} + 2.884\, x_{10t} + 3.215\, x_{11t}$$

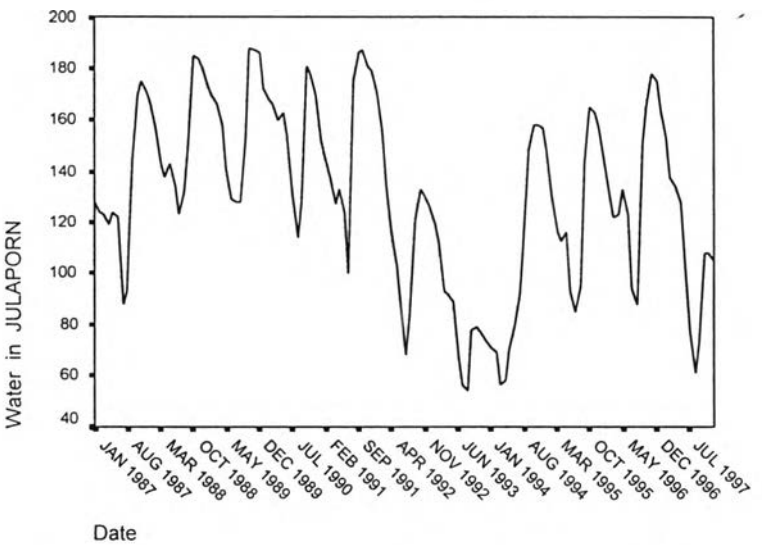
- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบวิธีการแยกองค์ประกอบจะตรวจสอบคุณสมบัติของของเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล และจากการตรวจ

สอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าความคลาดเคลื่อนสุ่ม

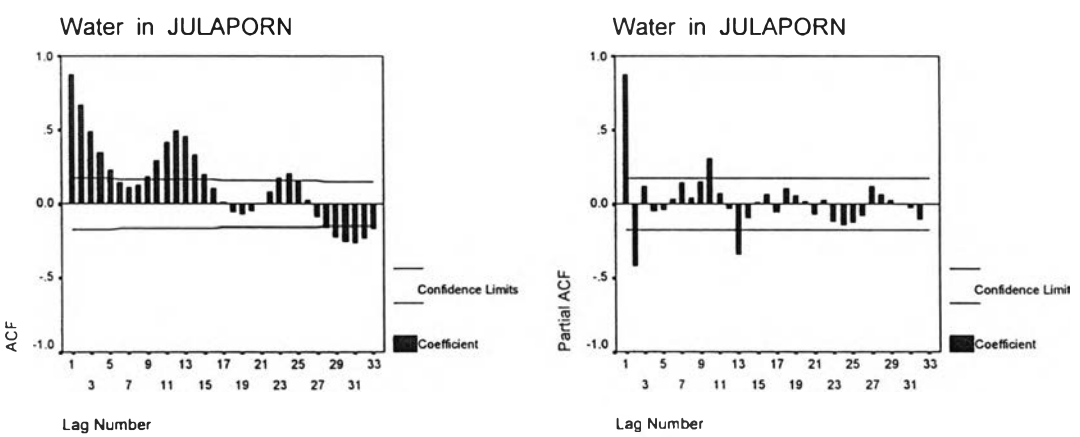
8.3 วิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์

- กำหนดตัวแบบทดลอง

▪ พิจารณาจากกราฟการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนจุฬาภรณ์



กราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนจุฬาภรณ์

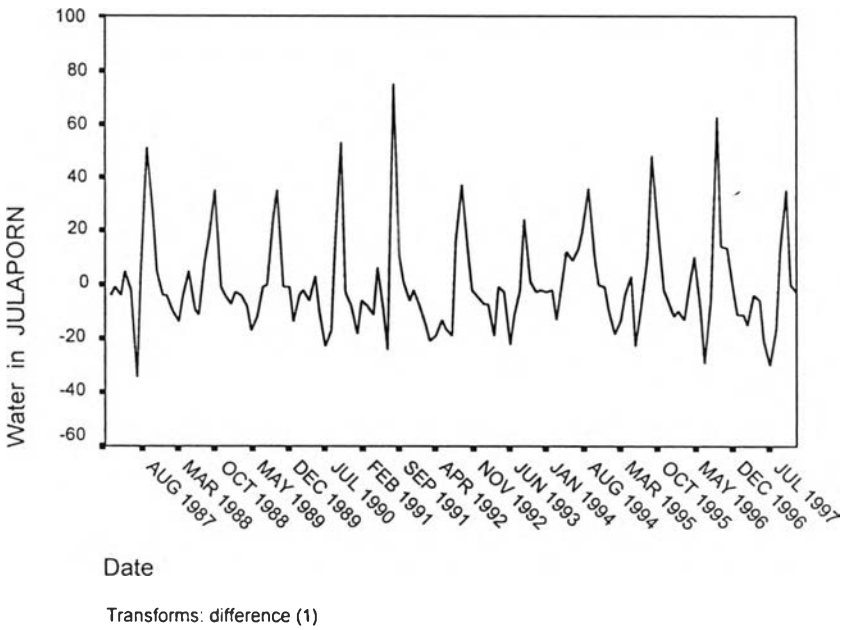


กราฟแสดง ACF และ PACF ของข้อมูล ริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนจุฬาภรณ์

พิจารณากราฟอนุกรมเวลาในข้างต้นพบว่า ข้อมูลมีลักษณะการเคลื่อนไหวแปรผันตามเวลาและไม่คงที่ในค่าเฉลี่ย และเมื่อพิจารณากราฟ ACF พบว่าลดลงอย่างช้า ๆ และไม่ลู่เข้าสู่ศูนย์ ซึ่งบ่งบอกได้ว่าอนุกรมเวลาไม่อยู่ในสภาพคงที่ (Stationary) ในค่าเฉลี่ย จึงจำเป็นต้องแปลง

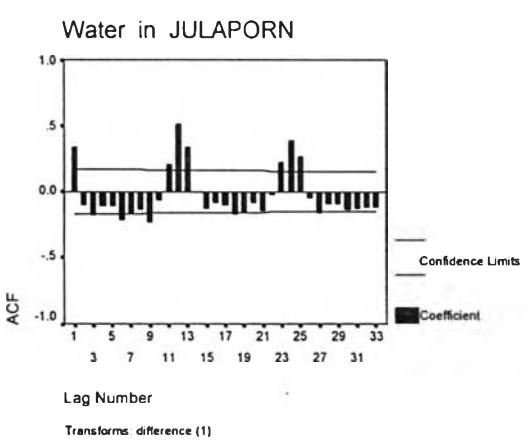
ข้อมูลให้อยู่ในสภาพคงที่ โดยเริ่มจากการแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างหนึ่งครั้งในข้อมูลอนุกรมเวลาชุดเดิม แล้วพิจารณากราฟการเคลื่อนไหวของข้อมูลอนุกรมเวลาชุดใหม่ดังนี้

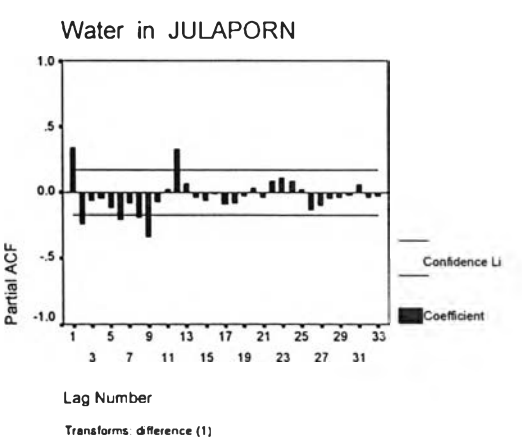
- พิจารณากราฟแสดงการแปลงข้อมูลเพื่อให้คงที่ในค่าเฉลี่ยจากหาผลต่าง



จากกราฟข้างต้นพบว่าข้อมูลมีลักษณะคงที่ในค่าเฉลี่ยแล้ว จึงพิจารณาการเคลื่อนไหวของข้อมูลจากกราฟแสดง ACF และ PACF ดังนี้

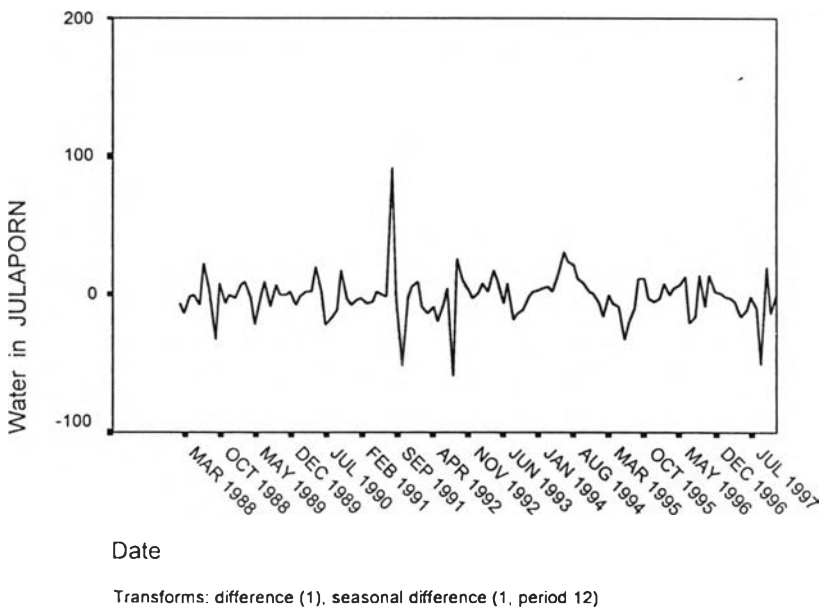
- กราฟแสดง ACF และ PACF ของข้อมูลอนุกรมเวลาหลังจากการแปลงข้อมูล โดยการหาผลต่าง



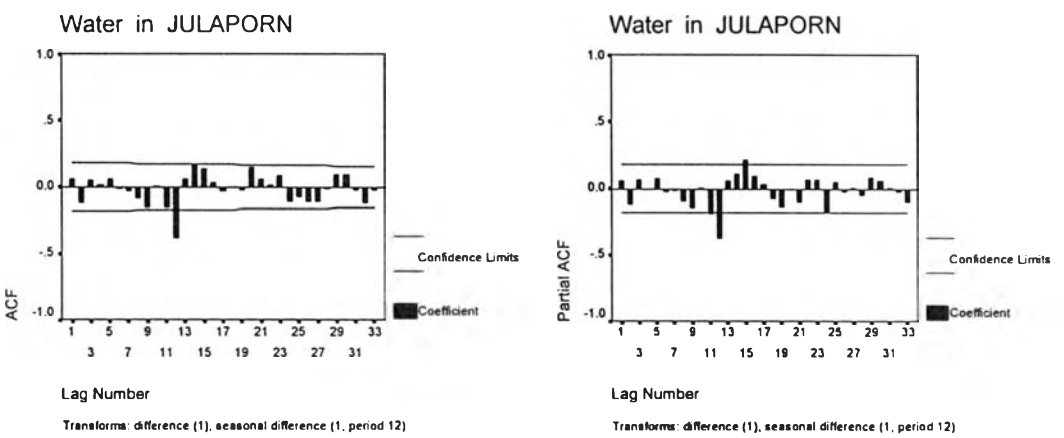


จากกราฟการแปลงข้อมูล โดยการหาผลต่าง และกราฟ ACF และ PACF พบว่าอนุกรมเวลาชุดนี้อยู่ในสภาพคงที่ จากนั้นพิจารณากราฟ ACF ในส่วนฤดูกาลพบว่า ข้อมูลชุดนี้มีฤดูกาลมาเกี่ยวข้อง และอนุกรมเวลาในส่วนที่เป็นฤดูกาลยังไม่อยู่ในสภาพคงที่ จึงต้องทำการหาผลต่างระยะยาวของข้อมูลต่างครั้งแรก เป็นดังนี้

- พิจารณากราฟแสดงการแปลงข้อมูลเพื่อให้คงที่ในส่วนที่มีองค์ประกอบของฤดูกาล



- กราฟแสดง ACF และ PACF ของข้อมูลหลังการแปลงให้อยู่ในสภาพคงที่



จากกราฟแสดงการแปลงข้อมูลเพื่อให้คงที่ในส่วนที่มีองค์ประกอบของฤดูกาล และกราฟแสดง ACF และ PACF พบว่าข้อมูลอนุกรมเวลาชุดนี้อยู่ในสภาพคงที่ และนำมาพิจารณากำหนดตัวแบบเบื้องต้น จะได้ตัวแบบ ARIMA(1, 1, 1) $(2, 1, 0)_{12}$ มีรูปแบบดังนี้

$$(1 - \phi_1 B)(1 - \Phi_{12} B^{12} - \Phi_{24} B^{24})(1 - B)(1 - B^{12}) Y_t = \delta + (1 - \theta_1 B) a_t$$

หรือ $$W_t = \delta + \phi_1 W_{t-1} + \Phi_{12} W_{t-12} + \Phi_{24} W_{t-24} - \phi_1 \Phi_{12} W_{t-13} - \phi_1 \Phi_{24} W_{t-25} - \theta_1 a_t + a_t$$

เมื่อ $$W_t = (1 - B)(1 - B^{12}) Y_t$$

- การประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการของบ็อกซ์และเจนกินส์ ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Arima

```
Non-seasonal differencing: 1
    Seasonal differencing: 1
Length of Seasonal Cycle: 12

Parameters:
AR1         _________  < value originating from estimation >
MA1         _________  < value originating from estimation >
SAR1        _________  < value originating from estimation >
SAR2        _________  < value originating from estimation >
95.00 percent confidence intervals will be generated.

Initial values:
AR1         -.90359
MA1         -.97242
SAR1        -.49240
SAR2        -.29419

FINAL PARAMETERS:

Number of residuals  119
Standard error       14.138974
Log likelihood       -485.03832
AIC                  978.07665
SBC                  989.19314

            Analysis of Variance:

                DF  Adj. Sum of Squares    Residual Variance

Residuals      115           24173.734           199.91059

            Variables in the Model:

                   B         SEB      T-RATIO   APPROX. PROB.

AR1      -.97807719   .13823467   -7.0754841       .00000000
MA1      -.99732630   .38447210   -2.5940148       .01071988
SAR1     -.56141755   .09317875   -6.0251671       .00000002
SAR2     -.33497215   .09331567   -3.5896668       .00048798
```

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ จะได้รูปแบบการพยากรณ์เป็นดังนี้

$$W_t = -0.29126\, W_{t-1} - 0.29667\, W_{t-12} - 0.08641\, W_{t-13}$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์จะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล และจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ เมื่อพิจารณาจากค่าคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ โดยพิจารณาจากค่า MAPE จะได้ว่าค่าพยากรณ์โดยวิธีถดถอยจะให้ค่า MAPE เท่ากับ 1.3750% วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ให้ค่า MAPE เท่ากับ 22.0892% วิธีการแยกองค์ประกอบให้ค่า MAPE เท่ากับ 26.6282% และวิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์ ให้ค่า MAPE เท่ากับ 28.7863% ดังนั้นในการพยากรณ์ปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนจุฬาภรณ์โดยวิธีการถดถอยจะเหมาะสมกับข้อมูลอนุกรมเวลาชุดนี้ ส่วนค่าพยากรณ์จากวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ และค่าพยากรณ์โดยวิธีการแยกองค์ประกอบเหมาะสมเป็นอันดับ 2, 3 และ 4 ตามลำดับ

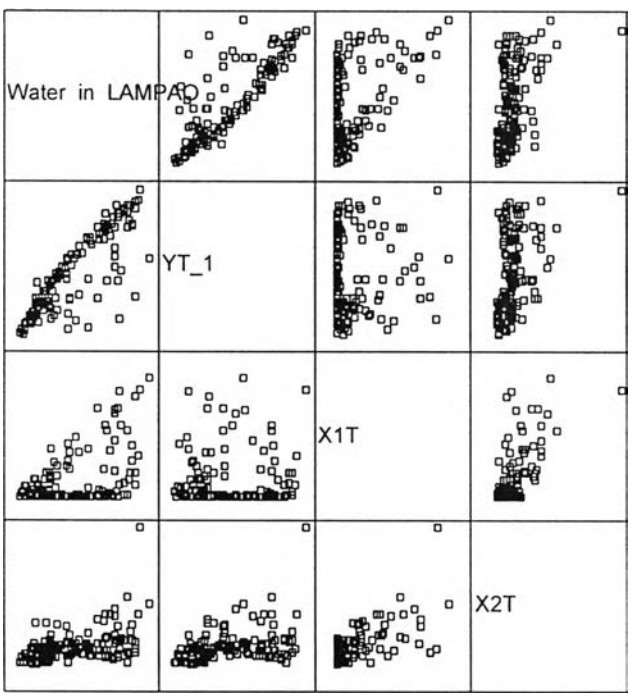
จากการศึกษาเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ทั้ง 4 วิธี พบว่าวิธีการพยากรณ์วิธีการถดถอยเหมาะสมกับข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนจุฬาภรณ์ ดังนั้นจึงนำเอาวิธีการถดถอยมาพยากรณ์ปริมาณน้ำในปี พ. ศ. 2542 – 2543 โดยนำข้อมูลปี พ. ศ. 2530 – 2540 มารวมกับข้อมูลของปี พ. ศ. 2541 มาหาค่าสัมประสิทธิ์ใหม่และผ่านการวินิจฉัยตัวแบบด้วยวิธีการทางสถิติ ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล มีตัวแบบเป็นดังนี้

รูปแบบการพยากรณ์ : $\hat{Y}_t = 0.995\, Y_{t-1} + 0.919\, X_{1,t-1} - 1.144\, X_{2,t-1}$

9. ตัวแบบพยากรณ์สำหรับข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนลำปาว

9.1 วิธีการถดถอย

- กำหนดรูปแบบความสัมพันธ์ระหว่าง Y_t กับ Y_{t-1}, $X_{1,t-1}$, $X_{2,t-1}$ โดยทั่วไปจะสมมติให้ Y_t มีการแจกแจงความน่าจะเป็นแบบปกติ และพิจารณากำหนดรูปแบบความสัมพันธ์เป็นคู่ ๆ ระหว่าง Y_t กับ Y_{t-1}, $X_{1,t-1}$, $X_{2,t-1}$ ดังนั้นกราฟระหว่างตัวแปรตามกับตัวแปรอิสระเป็นดังนี้



กำหนดความสัมพันธ์ดังนี้

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 X_{1,t-1} + \beta_3 X_{2,t-1} + \varepsilon_t$$

- การประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบการถดถอย ในกรณีของตัวแบบการถดถอยเชิงเส้นและภายใต้ข้อสมมติ ในการประมาณค่าพารามิเตอร์ จะใช้วิธีวิเคราะห์การถดถอยแบบเชิงเส้น ในการอนุมานเกี่ยวกับพารามิเตอร์ตลอดจนค่าพยากรณ์แบบช่วง ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.977[a]	.954	.953	70.0315

a. Predictors: (Constant), X2T, YT_1, X1T

ANOVA[b]

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	12972981	3	4324327.027	881.723	.000[a]
	Residual	622859.4	127	4904.405		
	Total	13595841	130			

a. Predictors: (Constant), X2T, YT_1, X1T

b. Dependent Variable: YT

Coefficients[a]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	29.497	17.711		1.665	.098
	YT_1	.936	.021	.934	43.761	.000
	X1T	.919	.036	.652	25.301	.000
	X2T	-.861	.075	-.318	-11.469	.000

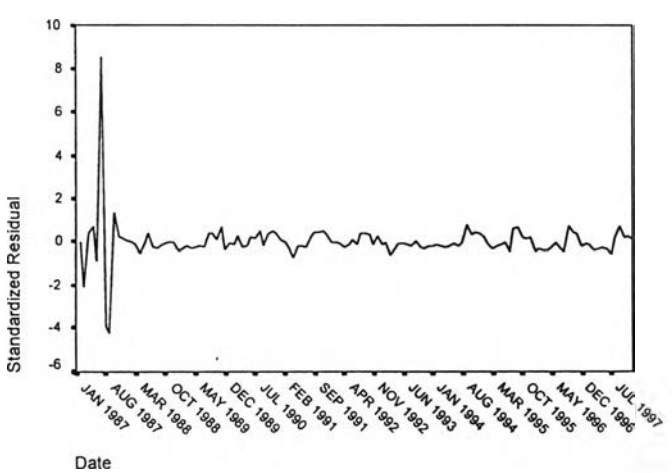
a. Dependent Variable: Water in LAMPAO

จากตารางข้างต้นจะได้ตัวแบบพยากรณ์เป็นดังนี้

$$\hat{Y}_t = 0.936\, Y_{t-1} + 0.919\, X_{1,t-1} - 0.861\, X_{2,t-1}$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบการถดถอยจะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะมีการตรวจสอบดังนี้

  - ตรวจสอบค่าเฉลี่ยและความแปรปรวน

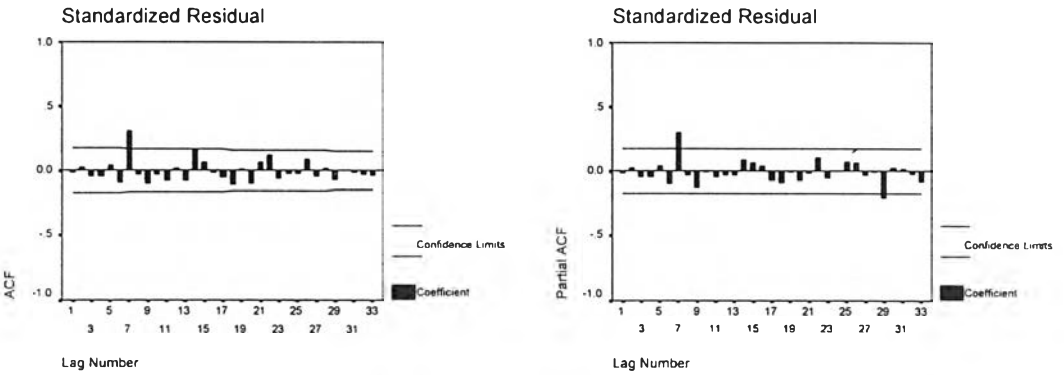


Mean Standardized Residual = 0.000

กราฟแสดงการกระจายของค่าคลาดเคลื่อน e_t กับเวลา

จากรูปกราฟข้างต้นพบว่าค่าคลาดเคลื่อน e_t กระจายเป็นแนวในลักษณะขนานรอบค่าศูนย์ และพบว่า e_t มีค่าเฉลี่ยเข้าใกล้ศูนย์ (มีค่าเท่ากับ $6.118 * 10^{-14}$) ดังนั้นจากค่าเฉลี่ยและลักษณะการกระจายของ e_t ประมาณได้ว่าค่าคลาดเคลื่อนสุ่มมีค่าเฉลี่ยเป็นศูนย์และความแปรปรวนคงที่

- ตรวจสอบสหสัมพันธ์ของค่าคลาดเคลื่อน



กราฟแสดง ACF และ PACF ของ e_t

การพิจารณาจากกราฟแสดง ACF และ PACF พบว่าค่าคลาดเคลื่อน e_t ไม่มีสหสัมพันธ์กัน ถึงแม้ว่าจะมี lag ที่ 6 จะมีนัยสำคัญแต่เนื่องจากเป็นคาบเวลาที่ห่างมาก โดยอิทธิพลที่มีต่อข้อมูลในอนาคตอาจจะละไว้ได้

- ตรวจสอบคุณสมบัติของการแจกแจงของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม โดยใช้การทดสอบ Kolmogorov – Smirnov Test

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		ZRE_1
N		131
Normal Parameters [a,b]	Mean	-5.8E-10
	Std. Deviation	.9883942
Most Extreme Differences	Absolute	.270
	Positive	.238
	Negative	-.270
Kolmogorov-Smirnov Z		3.089
Asymp. Sig. (2-tailed)		.051

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

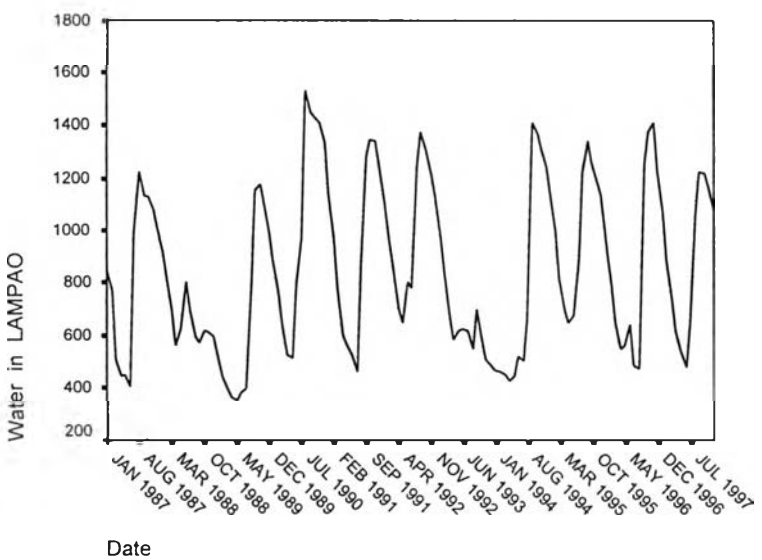
จากตาราง Kolmogorov – Smirnov Test พบว่าค่าสถิติทดสอบของ Kolmogorov – Smirnov เท่ากับ 3.089 และค่า Sig. = 0.051 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่กำหนด ($\alpha = 0.05$) จึงสรุปได้ว่าค่าคลาดเคลื่อนสุ่มมีการแจกแจงแบบปกติ

จากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ด้วยวิธีการถดถอยสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าความคลาดเคลื่อนสุ่ม โดยใช้ตัวแบบพยากรณ์

$$\hat{Y}_t = 0.936\, Y_{t-1} + 0.919\, X_{1,t-1} - 0.861\, X_{2,t-1}$$

9.2 วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์

- พิจารณาการกระจายและการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนลำปาว



กราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนลำปาว

จากกราฟข้างต้นพบว่าข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนลำปาว มีลักษณะการเคลื่อนไหวแบบมีแนวโน้มและฤดูกาล โดยเฉพาะลักษณะการเคลื่อนไหวแบบฤดูกาลเป็นแบบเชิงพหุแนวโน้ม ซึ่งสอดคล้องกับวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์

- การประมาณค่าคงที่ของวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

ExSmooth

```
MODEL= WINTERS (Linear trend, multiplicative seasonality)      Period= 12

 Initial values:      Series (ค่าเฉลี่ย)      Trend (ความชัน)
   (ค่าเริ่มต้น)          828.65417               .51597

DFE = 119.
The 10 smallest SSE's are:      Alpha       Gamma       Delta       SSE
```

1.000000	.1000000	.1000000	2925958.7422
1.000000	.1000000	.2000000	2925958.7422
1.000000	.1000000	.3000000	2925958.7422
1.000000	.1000000	.4000000	2925958.7422
1.000000	.1000000	.5000000	2925958.7422
1.000000	.1000000	.6000000	2925958.7422
1.000000	.1000000	.7000000	2925958.7422
1.000000	.1000000	.8000000	2925958.7422
1.000000	.1000000	.9000000	2925958.7422
1.000000	.1000000	1.000000	2925958.7422

เมื่อประมาณค่าคงที่จะได้ค่าคงที่สำหรับการปรับให้เรียบสำหรับข้อมูลชุดนี้ทั้ง 3 ค่า จะได้ค่าคงที่สำหรับปรับให้เรียบสำหรับระดับ (α) เท่ากับ 1.000 , ค่าคงที่สำหรับปรับให้เรียบสำหรับแนวโน้ม (γ) เท่ากับ 0.100 และค่าคงที่สำหรับปรับให้เรียบสำหรับฤดูกาล (δ) เท่ากับ 0.100 ซึ่งตัวแบบพยากรณ์มีรูปแบบเป็นดังนี้

$$\hat{Y}_t(l) = \left(\hat{\mu}_t + l\hat{\beta}_t\right)\hat{S}_{t+l-m}, \qquad t = m,\ m+1,\ldots$$

ซึ่ง

$$\hat{\mu}_t = \alpha_1\left(Y_t/\hat{S}_{t-m}\right) + (1-\alpha_1)\left(\hat{\mu}_{t-1} + \hat{\beta}_{t-1}\right)$$
$$\hat{\beta}_t = \alpha_2(\hat{\mu}_t - \hat{\mu}_{t-1}) + (1-\alpha_2)\hat{\beta}_{t-1}$$
$$\hat{S}_t = \alpha_3(Y_t/\hat{\mu}_t) + (1-\alpha_3)\hat{S}_{t-m}$$
$$m = 12$$

การคำนวณค่าพยากรณ์จะต้องเริ่มกำหนดค่าเริ่มต้นของ $\hat{\mu}_t$ ซึ่งจะมีค่าเท่ากับ 828.654, $\hat{S}_t$ มีค่าเท่ากับ 0.516, และ $\hat{\beta}_t = 0$

9.3 วิธีแยกองค์ประกอบ

- จากการพิจารณากราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนลำปาวรูปแบบการพยากรณ์จะอยู่ในรูปของผลบวก โดยจะหาค่าการพยากรณ์วิธีการแยกองค์ประกอบในรูปของสมการเชิงเส้น ผลจากการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Regression

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.728[a]	.530	.483	231.6584

a. Predictors: (Constant), I11, I0, I6, I7, I5, I8, I4, I9, I3, I10, I2, I1

ANOVA[b]

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	7209633	12	600802.730	11.195	.000[a]
	Residual	6386209	119	53665.618		
	Total	13595841	131			

a. Predictors: (Constant), I11, I0, I6, I7, I5, I8, I4, I9, I3, I10, I2, I1

b. Dependent Variable: Water in LAMPAO

Coefficients[a]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	975.436	79.639		12.248	.000
	I0	.969	.531	.115	1.823	.071
	I1	-123.708	98.952	-.107	-1.250	.214
	I2	-239.586	98.922	-.206	-2.422	.017
	I3	-379.918	98.895	-.327	-3.842	.000
	I4	-485.523	98.871	-.418	-4.911	.000
	I5	-496.219	98.849	-.427	-5.020	.000
	I6	-433.552	98.831	-.373	-4.387	.000
	I7	-363.793	98.815	-.313	-3.682	.000
	I8	-111.489	98.802	-.096	-1.128	.261
	I9	130.452	98.792	.112	1.320	.189
	I10	121.301	98.785	.104	1.228	.222
	I11	78.423	98.781	.068	.794	.429

a. Dependent Variable: Water in LAMPAO

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้รูปแบบการพยากรณ์เป็นดังนี้

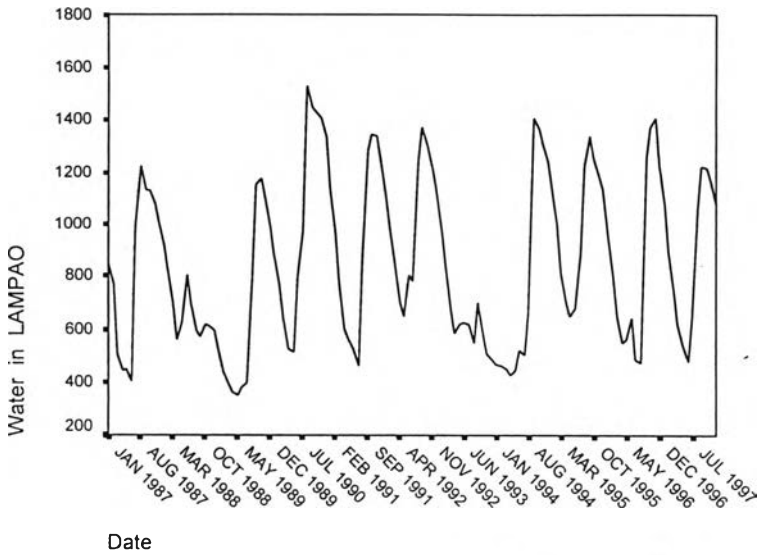
$$Z_t = 975.436 - 0.969\, t_1 - 123.708\, x_{1t} - 239.586\, x_{2t} - 379.91\, x_{3t} - 485.4523\, x_{4t} - 496.216\, t_5 - 433.552\, x_{6t} - 363.793\, x_{7t} - 111.489\, x_{8t} - 130.452\, x_{9t} + 121.301\, x_{10t} + 78.423\, x_{11t}$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบวิธีการแยกองค์ประกอบจะตรวจสอบคุณสมบัติของของเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล และจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

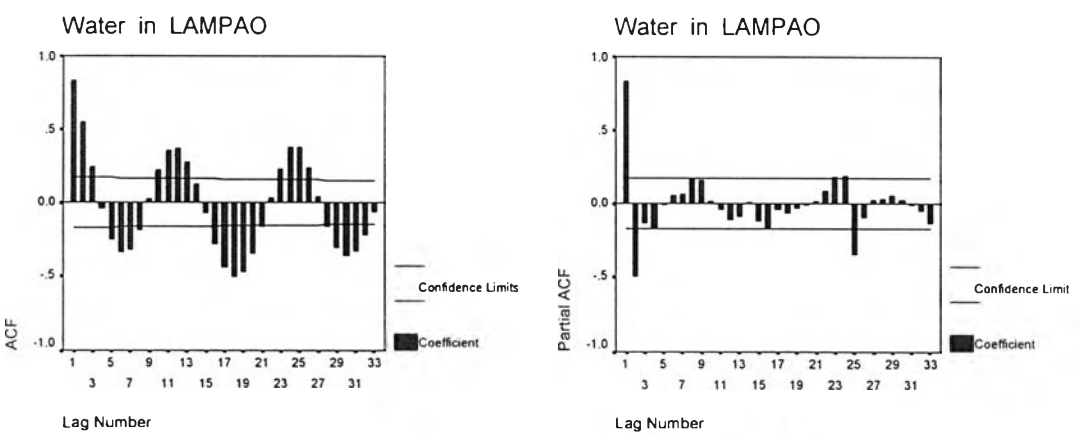
9.4 วิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์

- กำหนดตัวแบบทดลอง

- พิจารณาจากกราฟการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนลำปาว



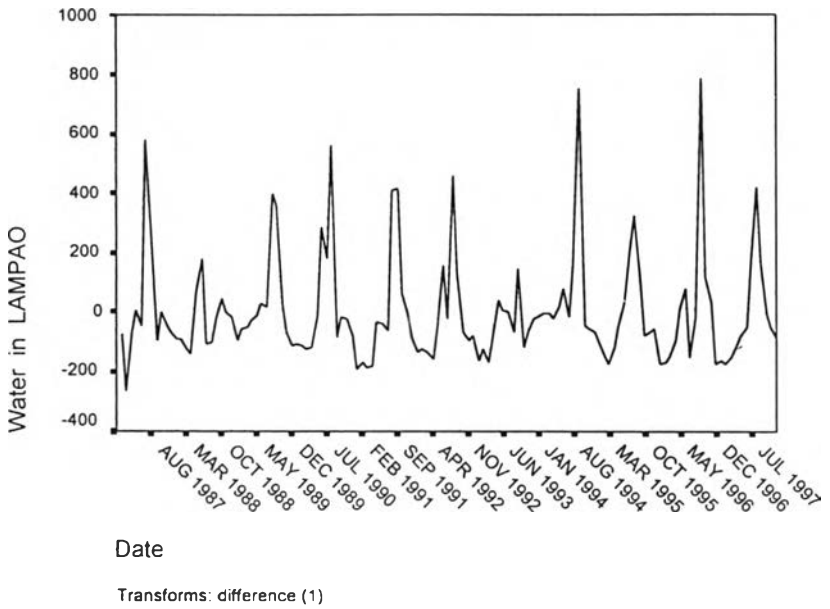
กราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนลำปาว



กราฟแสดง ACF และ PACF ของข้อมูล ริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนลำปาว

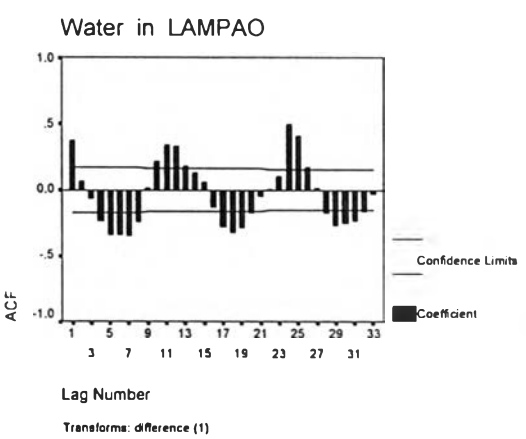
พิจารณากราฟอนุกรมเวลาในข้างต้นพบว่า ข้อมูลมีลักษณะการเคลื่อนไหวแปรผันตามเวลาและไม่คงที่ในค่าเฉลี่ย และเมื่อพิจารณากราฟ ACF พบว่าลดลงอย่างช้า ๆ และไม่ลู่เข้าสู่ศูนย์ ซึ่งบ่งบอกได้ว่าอนุกรมเวลาไม่อยู่ในสภาพคงที่ (Stationary) ในค่าเฉลี่ย จึงจำเป็นต้องแปลงข้อมูลให้อยู่ในสภาพคงที่ โดยเริ่มจากการแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างหนึ่งครั้งในข้อมูลอนุกรมเวลาชุดเดิม แล้วพิจารณากราฟการเคลื่อนไหวของข้อมูลอนุกรมเวลาชุดใหม่ดังนี้

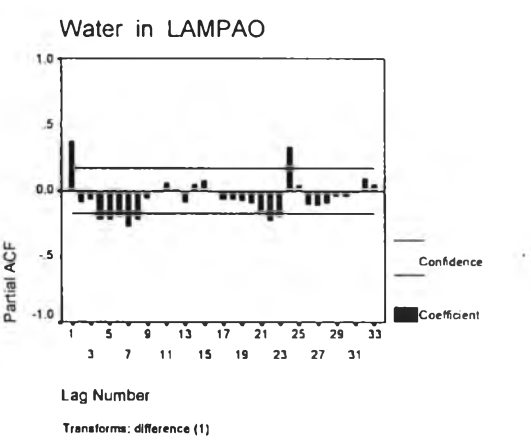
- พิจารณากราฟแสดงการแปลงข้อมูลเพื่อให้คงที่ในค่าเฉลี่ยจากหาผลต่าง



จากกราฟข้างต้นพบว่าข้อมูลมีลักษณะคงที่ในค่าเฉลี่ยแล้ว จึงพิจารณาการเคลื่อนไหวของข้อมูลจากกราฟแสดง ACF และ PACF ดังนี้

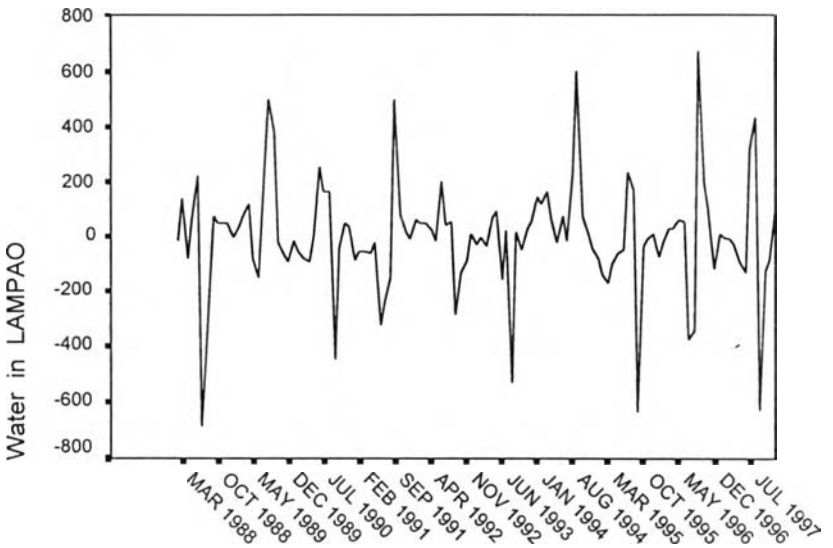
- กราฟแสดง ACF และ PACF ของข้อมูลอนุกรมเวลาหลังจากการแปลงข้อมูล โดยการหาผลต่าง



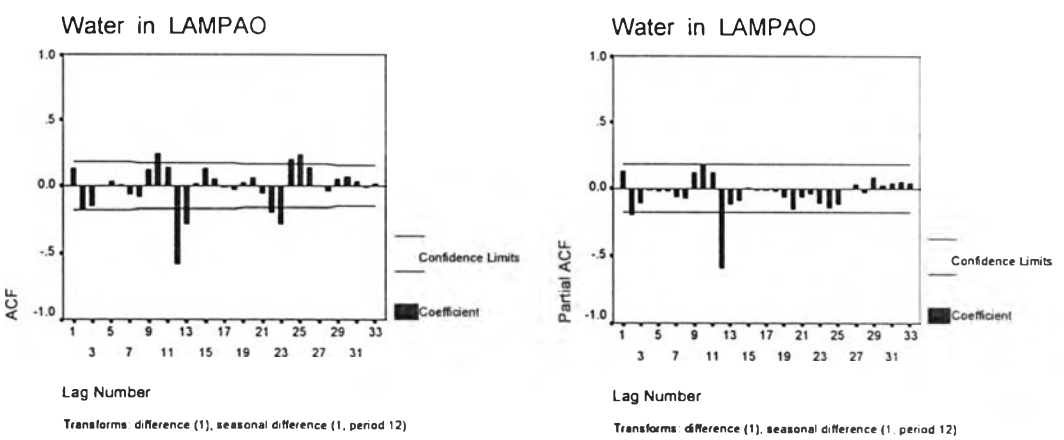


จากกราฟการแปลงข้อมูล โดยการหาผลต่าง และกราฟ ACF และ PACF พบว่าอนุกรมเวลาชุดนี้อยู่ในสภาพคงที่ จากนั้นพิจารณากราฟ ACF ในส่วนฤดูกาลพบว่า ข้อมูลชุดนี้มีฤดูกาลมาเกี่ยวข้อง และอนุกรมเวลาในส่วนที่เป็นฤดูกาลยังไม่อยู่ในสภาพคงที่ จึงต้องทำการหาผลต่างระยะยาวของข้อมูลต่างครั้งแรก เป็นดังนี้

- พิจารณากราฟแสดงการแปลงข้อมูลเพื่อให้คงที่ในส่วนที่มีองค์ประกอบของฤดูกาล



- กราฟแสดง ACF และ PACF ของข้อมูลหลังการแปลงให้อยู่ในสภาพคงที่



จากกราฟแสดงการแปลงข้อมูลเพื่อให้คงที่ในส่วนที่มีองค์ประกอบของฤดูกาล และกราฟแสดง ACF และ PACF พบว่าข้อมูลอนุกรมเวลาชุดนี้อยู่ในสภาพคงที่ และนำมาพิจารณากำหนดตัวแบบเบื้องต้น จะได้ตัวแบบ ARIMA$(0, 1, 1)(1, 1, 0)_{12}$ มีรูปแบบดังนี้

$$(1 - \Phi_{12} B^{12})(1 - B)(1 - B^{12}) Y_t = \delta + (1 - \theta_1 B) a_t$$

หรือ $$W_t = \delta + \Phi_{12} W_{t-12} - \theta_1 a_{t-1} + a_t$$

เมื่อ $$W_t = (1 - B)(1 - B^{12}) Y_t$$

- การประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการของบ็อกซ์และเจนกินส์ ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Arima

```
Non-seasonal differencing: 1
    Seasonal differencing: 1
Length of Seasonal Cycle: 12

Parameters:
MA1         _________  < value originating from estimation >
SAR1        _________  < value originating from estimation >
95.00 percent confidence intervals will be generated.

Initial values:

MA1        -.12606
SAR1       -.58951

FINAL PARAMETERS:

Number of residuals  119
Standard error       147.83812
Log likelihood       -766.86594
AIC                  1537.7319
SBC                  1543.2901
            Analysis of Variance:

               DF  Adj. Sum of Squares    Residual Variance

Residuals     117           2752743.5            21856.109

           Variables in the Model:

                 B         SEB      T-RATIO   APPROX. PROB.
MA1     -.17468334   .09087166    -1.922308       .05699833
SAR1    -.71920393   .06750299   -10.654402       .00000000
```

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ จะได้รูปแบบการพยากรณ์เป็นดังนี้

$$W_t = -0.71920\, W_{t-12} + 0.17468\, a_{t-1}$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์จะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล และจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ เมื่อพิจารณาจากค่าคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ โดยพิจารณาจากค่า MAPE จะได้ว่าค่าพยากรณ์โดยวิธีถดถอยจะให้ค่า MAPE เท่ากับ 2.7860% วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ให้ค่า MAPE เท่ากับ 51.1425% วิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์ ให้ค่า MAPE เท่ากับ 39.4490% และวิธีการแยกองค์ประกอบให้ค่า MAPE เท่ากับ 57.6541% ดังนั้นในการพยากรณ์ปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนลำปาวโดยวิธีการถดถอยจะเหมาะสมกับข้อมูลอนุกรมเวลาชุดนี้ ส่วนค่าพยากรณ์จากวิธีการของบ็อกซ์–เจนกินส์ ค่าพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ และค่าพยากรณ์ด้วยวิธีแยกองค์ประกอบเหมาะสมเป็นอันดับ 2, 3 และ 4 ตามลำดับ

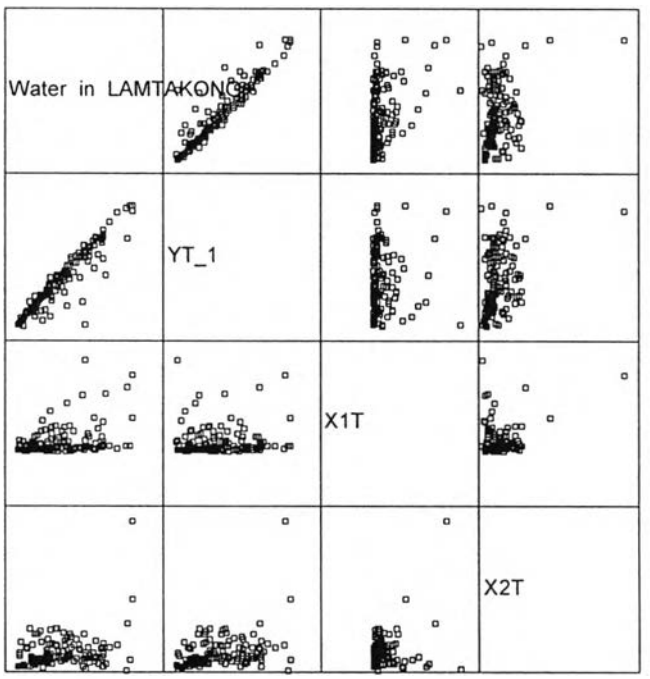
ผลการศึกษาเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ทั้ง 4 วิธี พบว่าวิธีการพยากรณ์วิธีการถดถอยเหมาะสมกับข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนลำปาว ดังนั้นจึงนำเอาวิธีการถดถอยมาพยากรณ์ปริมาณน้ำในปี พ. ศ. 2542 – 2543 โดยนำข้อมูลปี พ. ศ. 2530 – 2540 มารวมกับข้อมูลของปี พ. ศ. 2541 มาหาค่าสัมประสิทธิ์ใหม่และผ่านการวินิจฉัยตัวแบบด้วยวิธีการทางสถิติ ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล มีตัวแบบเป็นดังนี้

รูปแบบการพยากรณ์ : $\hat{Y}_t = -8.263 + 0.899\, Y_{t-1} + 0.854\, X_{1,t-1} - 1.001\, X_{2,t-1}$

10. ตัวแบบพยากรณ์สำหรับข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนลำตะคอง

10.1 วิธีการถดถอย

- กำหนดรูปแบบความสัมพันธ์ระหว่าง Y_t กับ Y_{t-1}, $X_{1,t-1}$, $X_{2,t-1}$ โดยทั่วไปจะสมมติให้ Y_t มีการแจกแจงความน่าจะเป็นแบบปกติ และพิจารณากำหนดรูปแบบความสัมพันธ์เป็นคู่ ๆ ระหว่าง Y_t กับ Y_{t-1}, $X_{1,t-1}$, $X_{2,t-1}$ ดังนั้นกราฟระหว่างตัวแปรตามกับตัวแปรอิสระเป็นดังนี้



กำหนดความสัมพันธ์ดังนี้

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 X_{1,t-1} + \beta_3 X_{2,t-1} + \varepsilon_t$$

- การประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบการถดถอย ในกรณีของตัวแบบการถดถอยเชิงเส้นและภายใต้ข้อสมมติ ในการประมาณค่าพารามิเตอร์ จะใช้วิธีวิเคราะห์การถดถอยแบบเชิงเส้น ในการอนุมานเกี่ยวกับพารามิเตอร์ตลอดจนค่าพยากรณ์แบบช่วง ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.998[a]	.995	.995	5.2603

a. Predictors: (Constant), X2T, X1T, YT_1

ANOVA[b]

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	700586.0	3	233528.661	8439.406	.000[a]
	Residual	3514.245	127	27.671		
	Total	704100.2	130			

a. Predictors: (Constant), X2T, X1T, YT_1

b. Dependent Variable: Water in LAMTAKONG

Coefficients[a]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	.566	1.080		.524	.601
	YT_1	.983	.007	.983	146.501	.000
	X1T	1.002	.018	.373	56.068	.000
	X2T	-.963	.038	-.179	-25.311	.000

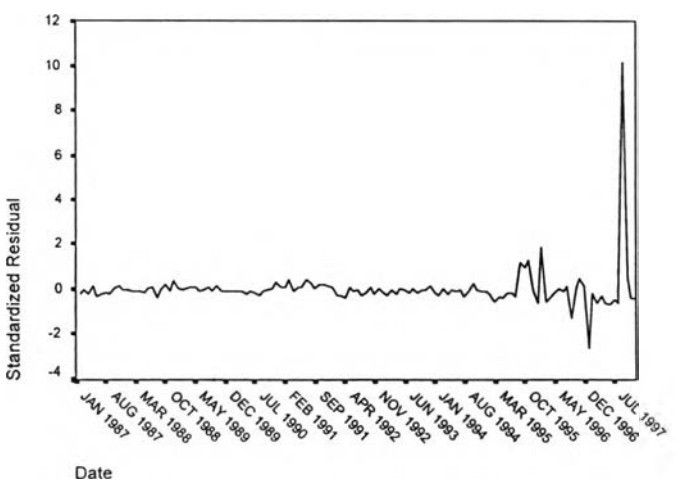
a. Dependent Variable: Water in LAMTAKONG

จากตารางข้างต้นจะได้ตัวแบบพยากรณ์เป็นดังนี้

$$\hat{Y}_t = 0.983\, Y_{t-1} + 1.002\, X_{1,t-1} - 0.963\, X_{2,t-1}$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบการถดถอยจะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะมีการตรวจสอบดังนี้

  - ตรวจสอบค่าเฉลี่ยและความแปรปรวน

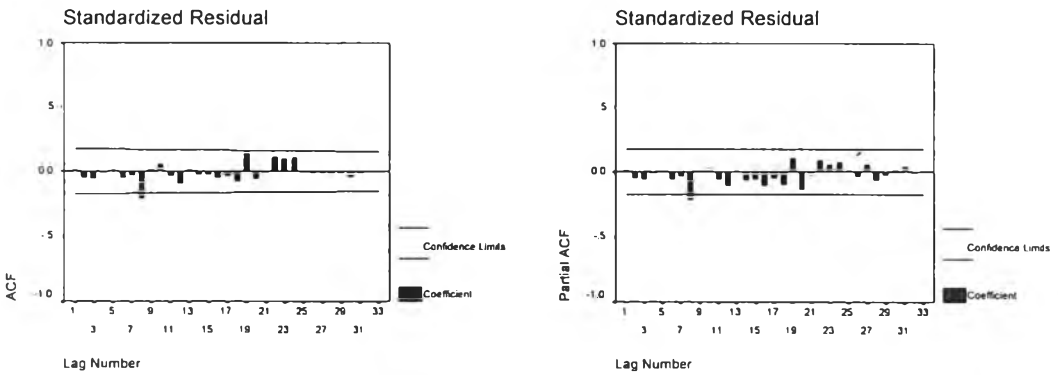


Mean Standardized Residual = 0.000

กราฟแสดงการกระจายของค่าคลาดเคลื่อน e_t กับเวลา

จากรูปกราฟข้างต้นพบว่าค่าคลาดเคลื่อน e_t กระจายเป็นแนวในลักษณะขนานรอบค่าศูนย์ และพบว่า e_t มีค่าเฉลี่ยเข้าใกล้ศูนย์ (มีค่าเท่ากับ $-9.17 * 10^{-15}$) ดังนั้นจากค่าเฉลี่ยและลักษณะการกระจายของ e_t ประมาณได้ว่าค่าคลาดเคลื่อนสุ่มมีค่าเฉลี่ยเป็นศูนย์และความแปรปรวนคงที่

- ตรวจสอบสหสัมพันธ์ของค่าคลาดเคลื่อน



กราฟแสดง ACF และ PACF ของ e_t

การพิจารณาจากกราฟแสดง ACF และ PACF พบว่าค่าคลาดเคลื่อน e_t ไม่มีสหสัมพันธ์กัน ถึงแม้ว่าจะมี lag ที่ 8 จะมีนัยสำคัญแต่เนื่องจากเป็นคาบเวลาที่ห่างมาก โดยอิทธิพลที่มีต่อข้อมูลในอนาคตอาจจะละไว้ได้

- ตรวจสอบคุณสมบัติของการแจกแจงของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม โดยใช้การทดสอบ Kolmogorov – Smirnov Test

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Standardized Residual
N		131
Normal Parameters [a,b]	Mean	2.857952E-09
	Std. Deviation	.9883942
Most Extreme Differences	Absolute	.328
	Positive	.328
	Negative	-.262
Kolmogorov-Smirnov Z		3.755
Asymp. Sig. (2-tailed)		.068

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

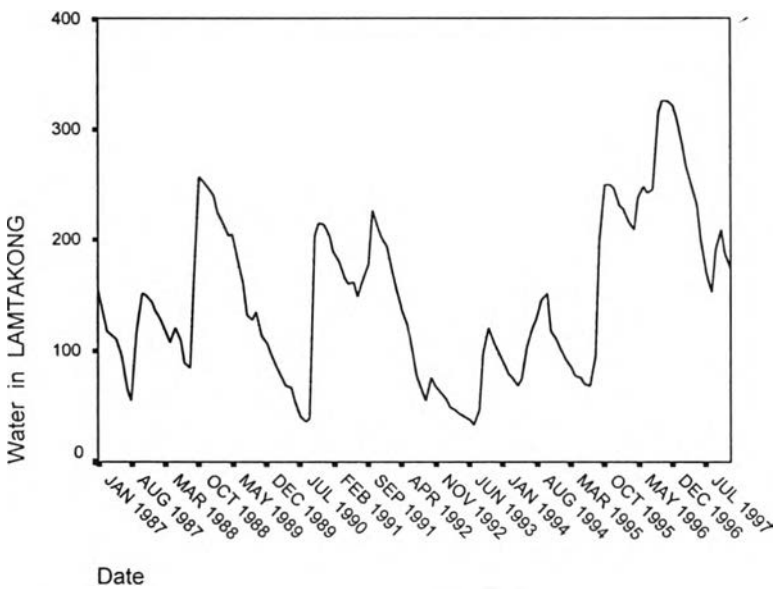
จากตาราง Kolmogorov – Smirnov Test พบว่าค่าสถิติทดสอบของ Kolmogorov – Smirnov เท่ากับ 3.755 และค่า Sig. = 0.068 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่กำหนด ($\alpha = 0.05$) จึงสรุปได้ว่าค่าคลาดเคลื่อนสุ่มมีการแจกแจงแบบปกติ

จากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ด้วยวิธีการถดถอยสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม โดยใช้ตัวแบบพยากรณ์

$$\hat{Y}_t = 0.983\ Y_{t-1} + 1.002\ X_{1,t-1} - 0.963\ X_{2,t-1}$$

10.2 วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์

- พิจารณาการกระจายและการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนลำตะคอง



กราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนลำตะคอง

จากกราฟข้างต้นพบว่าข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนลำตะคอง มีลักษณะการเคลื่อนไหวแบบมีแนวโน้มและฤดูกาล โดยเฉพาะลักษณะการเคลื่อนไหวแบบฤดูกาลเป็นแบบเชิงพหุแนวโน้ม ซึ่งสอดคล้องกับวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์

- การประมาณค่าคงที่ของวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

ExSmooth

```
MODEL= WINTERS (Linear trend, multiplicative seasonality)      Period= 12

 Initial values:      Series (ค่าเฉลี่ย)      Trend (ความชัน)
   (ค่าเริ่มต้น)          112.14583               .85069

DFE = 119.
```

The 10 smallest SSE's are:	Alpha	Gamma	Delta	SSE
	1.000000	.1000000	.1000000	76933.23319
	1.000000	.1000000	.2000000	76933.23319
	1.000000	.1000000	.3000000	76933.23319
	1.000000	.1000000	.4000000	76933.23319
	1.000000	.1000000	.5000000	76933.23319
	1.000000	.1000000	.6000000	76933.23319
	1.000000	.1000000	.7000000	76933.23319
	1.000000	.1000000	.8000000	76933.23319
	1.000000	.1000000	.9000000	76933.23319
	1.000000	.1000000	1.000000	76933.23319

เมื่อประมาณค่าคงที่จะได้ค่าคงที่สำหรับการปรับให้เรียบสำหรับข้อมูลชุดนี้ทั้ง 3 ค่า จะได้ค่าคงที่สำหรับปรับให้เรียบสำหรับระดับ (α) เท่ากับ 1.000 , ค่าคงที่สำหรับปรับให้เรียบสำหรับแนวโน้ม (γ) เท่ากับ 0.100 และค่าคงที่สำหรับปรับให้เรียบสำหรับฤดูกาล (δ) เท่ากับ 0.100 ซึ่งตัวแบบพยากรณ์มีรูปแบบเป็นดังนี้

$$\hat{Y}_t(l) = \left(\hat{\mu}_t + l\hat{\beta}_t\right)\hat{S}_{t+l-m}, \qquad t = m,\ m+1,\ \ldots$$

ซึ่ง

$$\hat{\mu}_t = \alpha_1\left(Y_t/\hat{S}_{t-m}\right) + (1-\alpha_1)\left(\hat{\mu}_{t-1} + \hat{\beta}_{t-1}\right)$$

$$\hat{\beta}_t = \alpha_2(\hat{\mu}_t - \hat{\mu}_{t-1}) + (1-\alpha_2)\hat{\beta}_{t-1}$$

$$\hat{S}_t = \alpha_3(Y_t/\hat{\mu}_t) + (1-\alpha_3)\hat{S}_{t-m}$$

$$m = 12$$

การคำนวณค่าพยากรณ์จะต้องเริ่มกำหนดค่าเริ่มต้นของ $\hat{\mu}_t$ ซึ่งจะมีค่าเท่ากับ 112.149, $\hat{S}_t$ มีค่าเท่ากับ 0.851, และ $\hat{\beta}_t = 0$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์ของวินเตอร์จะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเชื่อนภูมิพล และจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

10.3 วิธีการแยกองค์ประกอบ

- จากการพิจารณากราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนลำตะคองรูปแบบการพยากรณ์จะอยู่ในรูปของผลบวก โดยจะหาค่าการพยากรณ์วิธีการแยกองค์ประกอบในรูปของสมการเชิงเส้น ผลจากการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Regression

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.460[a]	.211	.132	68.3205

a. Predictors: (Constant), I11, I0, I6, I7, I5, I8, I4, I9, I3, I10, I2, I1

ANOVA[b]

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	148696.4	12	12391.368	2.655	.003[a]
	Residual	555455.1	119	4667.690		
	Total	704151.5	131			

a. Predictors: (Constant), I11, I0, I6, I7, I5, I8, I4, I9, I3, I10, I2, I1

b. Dependent Variable: Water in LAMTAKONG

Coefficients[a]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	135.209	23.487		5.757	.000
	I0	.561	.157	.293	3.583	.000
	I1	-4.460	29.183	-.017	-.153	.879
	I2	-18.567	29.174	-.070	-.636	.526
	I3	-28.947	29.166	-.110	-.992	.323
	I4	-40.054	29.159	-.152	-1.374	.172
	I5	-40.251	29.153	-.152	-1.381	.170
	I6	-47.904	29.147	-.181	-1.644	.103
	I7	-62.193	29.142	-.235	-2.134	.035
	I8	-63.209	29.139	-.239	-2.169	.032
	I9	-26.316	29.136	-.100	-.903	.368
	I10	17.123	29.134	.065	.588	.558
	I11	6.561	29.132	.025	.225	.822

a. Dependent Variable: Water in LAMTAKONG

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้รูปแบบการพยากรณ์เป็นดังนี้

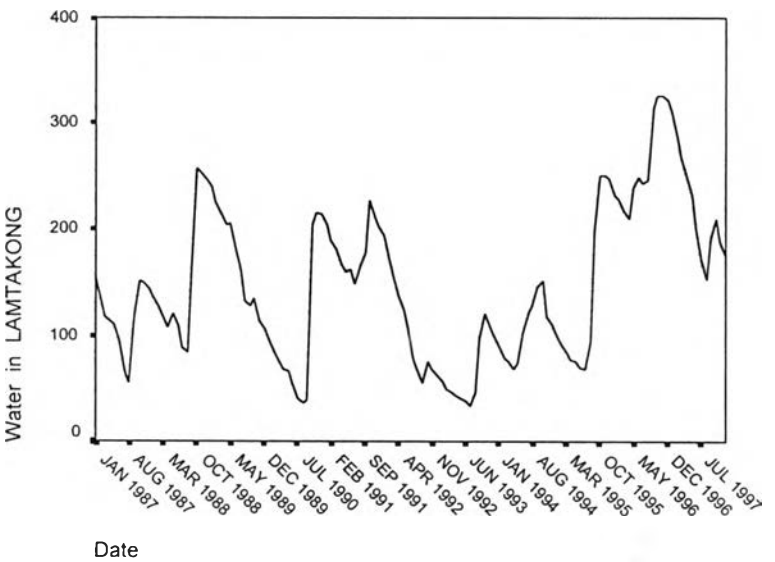
$$Z_t = 135.209 + 0.561\, t_1 - 4.460\, x_{1t} - 18.567\, x_{2t} - 28.947\, x_{3t} - 40.054\, x_{4t} - 40.251\, x_{5t} - 47.904\, x_{6t} - 62.193\, x_{7t} - 63.209\, x_{8t} - 26.316\, x_{9t} + 17.123\, x_{10t} + 6.561\, x_{11t}$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบวิธีการแยกองค์ประกอบจะตรวจสอบคุณสมบัติของของเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล และจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

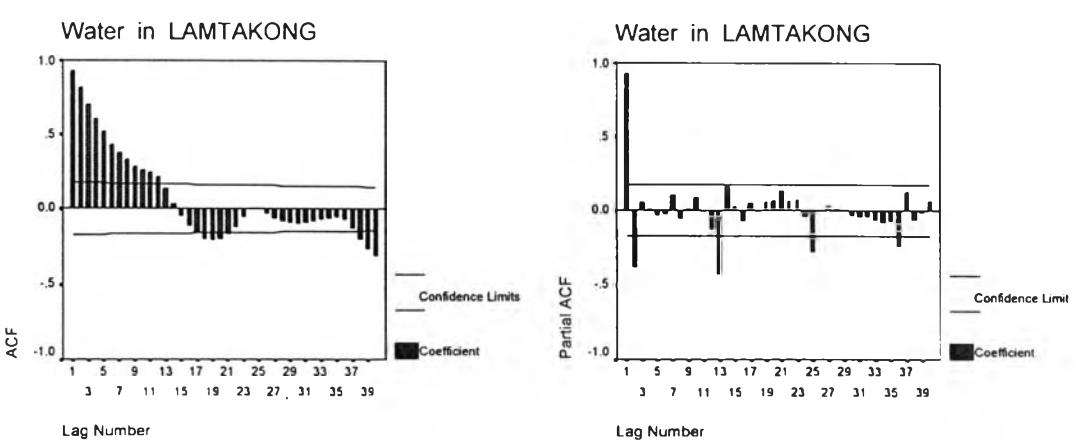
10.4 วิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์

- กำหนดตัวแบบทดลอง

- พิจารณาจากกราฟการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนลำตะคอง



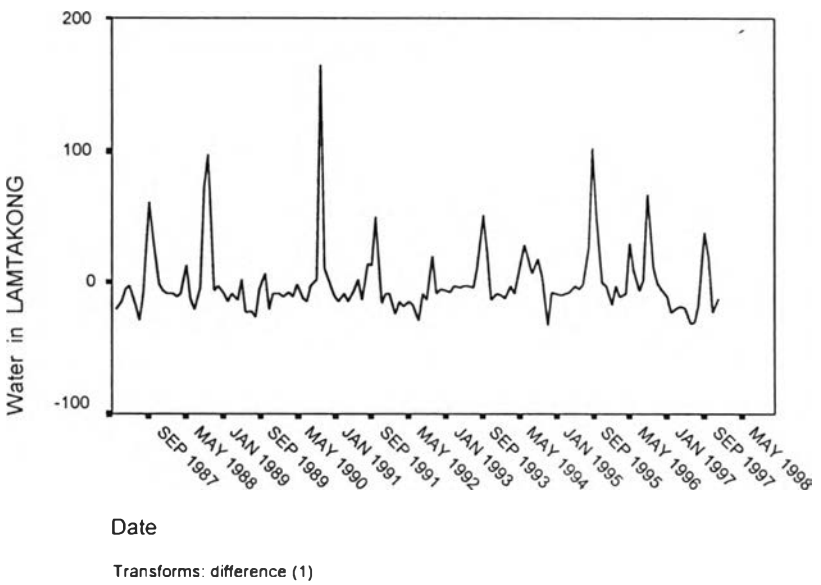
กราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนลำตะคอง



กราฟแสดง ACF และ PACF ของข้อมูล ริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนลำตะคอง

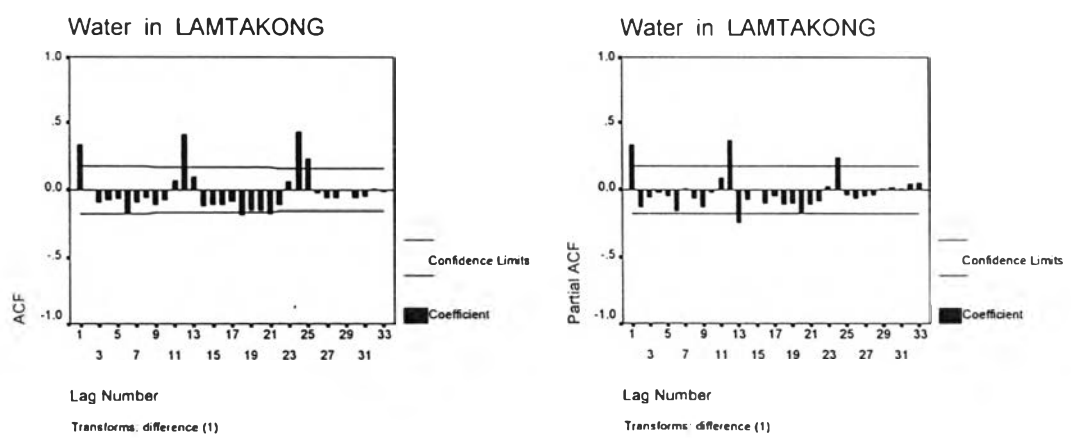
พิจารณากราฟอนุกรมเวลาในข้างต้นพบว่า ข้อมูลมีลักษณะการเคลื่อนไหวแปรผันตามเวลาและไม่คงที่ในค่าเฉลี่ย และเมื่อพิจารณากราฟ ACF พบว่าลดลงอย่างช้า ๆ และไม่ลู่เข้าสู่ศูนย์ ซึ่งบ่งบอกได้ว่าอนุกรมเวลาไม่อยู่ในสภาพคงที่ (Stationary) ในค่าเฉลี่ย จึงจำเป็นต้องแปลงข้อมูลให้อยู่ในสภาพคงที่ โดยเริ่มจากการแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างหนึ่งครั้งในข้อมูลอนุกรมเวลาชุดเดิม แล้วพิจารณากราฟการเคลื่อนไหวของข้อมูลอนุกรมเวลาชุดใหม่ดังนี้

- พิจารณากราฟแสดงการแปลงข้อมูลเพื่อให้คงที่ในค่าเฉลี่ยจากหาผลต่าง



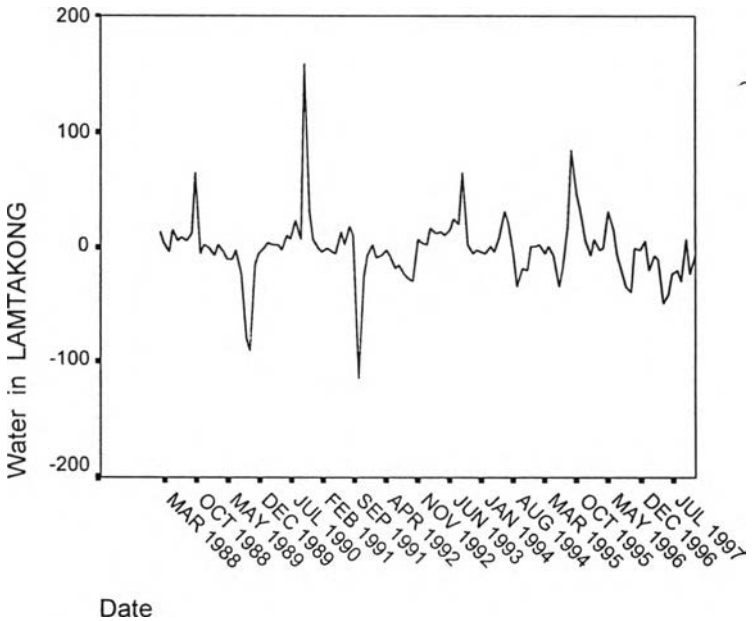
จากกราฟข้างต้นพบว่าข้อมูลมีลักษณะคงที่ในค่าเฉลี่ยแล้ว จึงพิจารณาการเคลื่อนไหวของข้อมูลจากกราฟแสดง ACF และ PACF ดังนี้

- กราฟแสดง ACF และ PACF ของข้อมูลอนุกรมเวลาหลังจากการแปลงข้อมูล โดยการหาผลต่าง



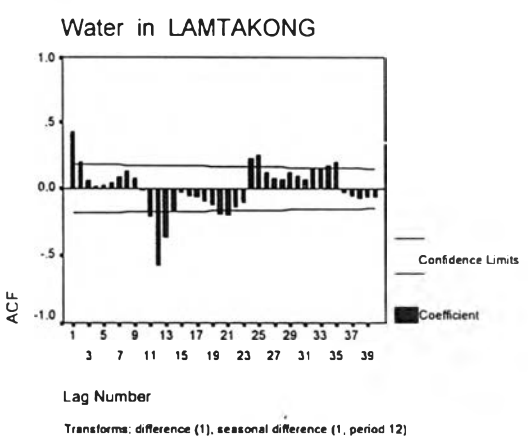
จากกราฟการแปลงข้อมูล โดยการหาผลต่าง และกราฟ ACF และ PACF พบว่าอนุกรมเวลาชุดนี้อยู่ในสภาพคงที่ จากนั้นพิจารณากราฟ ACF ในส่วนฤดูกาลพบว่า ข้อมูลชุดนี้มีฤดูกาลมาเกี่ยวข้อง และอนุกรมเวลาในส่วนที่เป็นฤดูกาลยังไม่อยู่ในสภาพคงที่ จึงต้องทำการหาผลต่างระยะยาวของข้อมูลต่างครั้งแรก เป็นดังนี้

- พิจารณากราฟแสดงการแปลงข้อมูลเพื่อให้คงที่ในส่วนที่มีองค์ประกอบของฤดูกาล

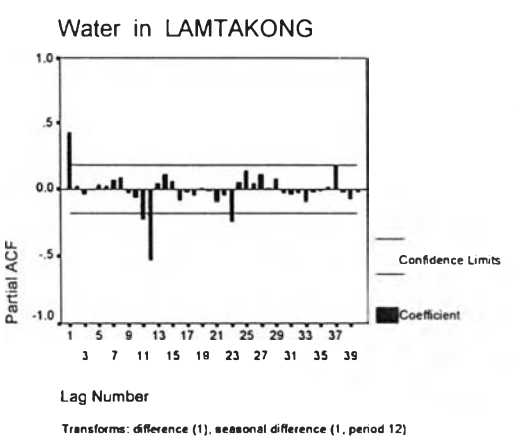


Transforms: difference (1), seasonal difference (1, period 12)

- กราฟแสดง ACF และ PACF ของข้อมูลหลังการแปลงให้อยู่ในสภาพคงที่



Transforms: difference (1), seasonal difference (1, period 12)



Transforms: difference (1), seasonal difference (1, period 12)

จากกราฟแสดงการแปลงข้อมูลเพื่อให้คงที่ในส่วนที่มีองค์ประกอบของฤดูกาล และกราฟแสดง ACF และ PACF พบว่าข้อมูลอนุกรมเวลาชุดนี้อยู่ในสภาพคงที่ และนำมาพิจารณากำหนดตัวแบบเบื้องต้น จะได้ตัวแบบ ARIMA$(1, 1, 0)(1, 1, 0)_{12}$

- การประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการของบ็อกซ์และเจนกินส์ ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Arima

```
Non-seasonal differencing: 1
    Seasonal differencing: 1
Length of Seasonal Cycle: 12

Parameters:
AR1         ________  < value originating from estimation >
SAR1        ________  < value originating from estimation >
95.00 percent confidence intervals will be generated.

Initial values:

AR1          .42620
SAR1        -.57424

FINAL PARAMETERS:

Number of residuals  119
Standard error       21.697151
Log likelihood       -536.29479
AIC                  1076.5896
SBC                  1082.1478
            Analysis of Variance:

               DF  Adj. Sum of Squares    Residual Variance

Residuals     117           57204.305           470.76635

           Variables in the Model:

                 B         SEB      T-RATIO   APPROX. PROB.

AR1      .35165421   .08507752    4.1333385       .00006751
SAR1    -.55257544   .07589009   -7.2812594       .00000000
```

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ จะได้รูปแบบการพยากรณ์เป็นดังนี้

$$W_t = 0.35165\, W_{t-1} - 0.55258\, W_{t-6} + 0.19432\, W_{t-7}$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์จะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล และจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ เมื่อพิจารณาจากค่าคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ โดยพิจารณาจากค่า MAPE จะได้ว่าค่าพยากรณ์โดยวิธีถดถอยจะให้ค่า MAPE เท่ากับ 1.8683% วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ให้ค่า MAPE เท่ากับ 11.9264% วิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์ ให้ค่า MAPE เท่ากับ 29.0248% และวิธีการแยกองค์ประกอบให้ค่า MAPE เท่ากับ 83.2942% ดังนั้นในการพยากรณ์ปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนลำตะคองโดยวิธีการถดถอยจะเหมาะสมกับข้อมูลอนุกรมเวลาชุดนี้ ส่วนค่าพยากรณ์จากวิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์ ค่าพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ และค่าพยากรณ์จากวิธีการแยกองค์ประกอบเหมาะสมเป็นอันดับ 2, 3 และ 4 ตามลำดับ

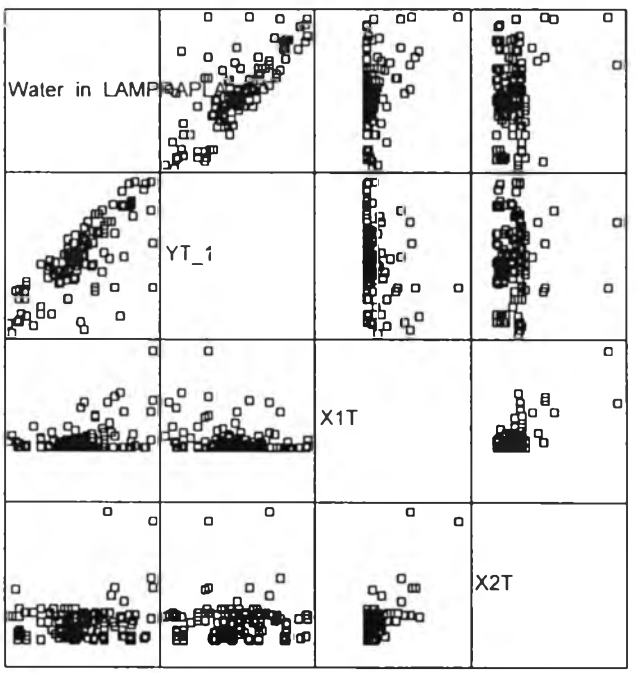
ผลการศึกษาเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ทั้ง 4 วิธี พบว่าวิธีการพยากรณ์วิธีการถดถอยเหมาะสมกับข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนลำตะคอง ดังนั้นจึงนำเอาวิธีการถดถอยมาพยากรณ์ปริมาณน้ำในปี พ. ศ. 2542 – 2543 โดยนำข้อมูลปี พ. ศ. 2530 – 2540 มารวมกับข้อมูลของปี พ. ศ. 2541 มาหาค่าสัมประสิทธิ์ใหม่และผ่านการวินิจฉัยตัวแบบด้วยวิธีการทางสถิติ ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล มีตัวแบบเป็นดังนี้

รูปแบบการพยากรณ์ : $\hat{Y}_t = 0.984\, Y_{t-1} + 1.005\, X_{1,t-1} - 0.964\, X_{2,t-1}$

11. ตัวแบบพยากรณ์สำหรับข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนลำพระเพลิง

11.1 วิธีการถดถอย

- กำหนดรูปแบบความสัมพันธ์ระหว่าง Y_t กับ Y_{t-1}, $X_{1,t-1}$, $X_{2,t-1}$ โดยทั่วไปจะสมมติให้ Y_t มีการแจกแจงความน่าจะเป็นแบบปกติ และพิจารณากำหนดรูปแบบความสัมพันธ์เป็นคู่ ๆ ระหว่าง Y_t กับ Y_{t-1}, $X_{1,t-1}$, $X_{2,t-1}$ ดังนั้นกราฟระหว่างตัวแปรตามกับตัวแปรอิสระเป็นดังนี้



กำหนดความสัมพันธ์ดังนี้

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 X_{1,t-1} + \beta_3 X_{2,t-1} + \varepsilon_t$$

- การประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบการถดถอย ในกรณีของตัวแบบการถดถอยเชิงเส้นและภายใต้ข้อสมมติ ในการประมาณค่าพารามิเตอร์ จะใช้วิธีวิเคราะห์การถดถอยแบบเชิงเส้น ในการอนุมานเกี่ยวกับพารามิเตอร์ตลอดจนค่าพยากรณ์แบบช่วง ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.996[a]	.992	.992	2.8141

a. Predictors: (Constant), X2T, YT_1, X1T

ANOVA[b]

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	124137.5	3	41379.170	5225.304	.000[a]
	Residual	1005.713	127	7.919		
	Total	125143.2	130			

a. Predictors: (Constant), X2T, YT_1, X1T

b. Dependent Variable: YT

Coefficients [a]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-2.229	.817		-2.729	.007
	YT_1	1.006	.009	1.001	117.736	.000
	X1T	1.033	.014	.868	75.757	.000
	X2T	-1.041	.026	-.439	-39.503	.000

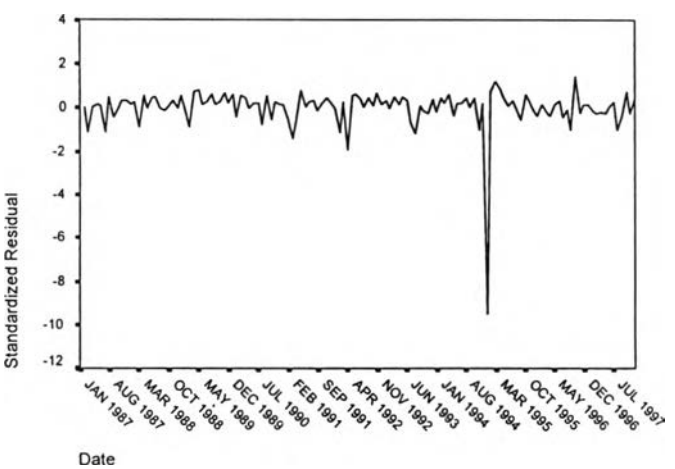
a. Dependent Variable: Water in LAMPRAPLAENG

จากตารางข้างต้นจะได้ตัวแบบพยากรณ์เป็นดังนี้

$$\hat{Y}_t = -2.229 + 1.006\, Y_{t-1} + 1.033\, X_{1,t-1} - 1.041\, X_{2,t-1}$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบการถดถอยจะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะมีการตรวจสอบดังนี้

  - ตรวจสอบค่าเฉลี่ยและความแปรปรวน

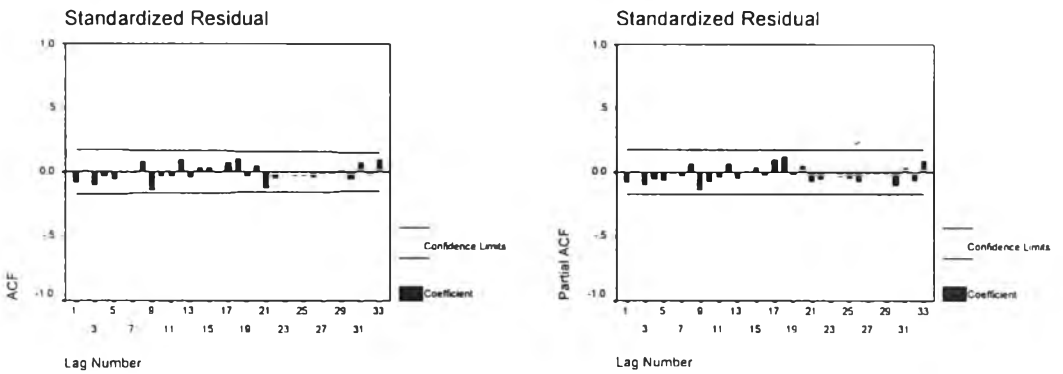


Mean Standardized Residual = 0.000

กราฟแสดงการกระจายของค่าคลาดเคลื่อน e_t กับเวลา

จากรูปกราฟข้างต้นพบว่าค่าคลาดเคลื่อน e_t กระจายเป็นแนวในลักษณะขนานรอบค่าศูนย์ และพบว่า e_t มีค่าเฉลี่ยเข้าใกล้ศูนย์ (มีค่าเท่ากับ $-1.57 * 10^{-14}$) ดังนั้นจากค่าเฉลี่ยและลักษณะการกระจายของ e_t ประมาณได้ว่าค่าคลาดเคลื่อนสุ่มมีค่าเฉลี่ยเป็นศูนย์และความแปรปรวนคงที่

- ตรวจสอบสหสัมพันธ์ของค่าคลาดเคลื่อน



กราฟแสดง ACF และ PACF ของ e_t

การพิจารณาจากกราฟแสดง ACF และ PACF พบว่าค่าคลาดเคลื่อน e_t ไม่มีสหสัมพันธ์กัน

- ตรวจสอบคุณสมบัติของการแจกแจงของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม โดยใช้การทดสอบ Kolmogorov – Smirnov Test

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		ZRE_1
N		131
Normal Parameters [a,b]	Mean	-1.3E-09
	Std. Deviation	.9883942
Most Extreme Differences	Absolute	.207
	Positive	.187
	Negative	-.207
Kolmogorov-Smirnov Z		2.370
Asymp. Sig. (2-tailed)		.265

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

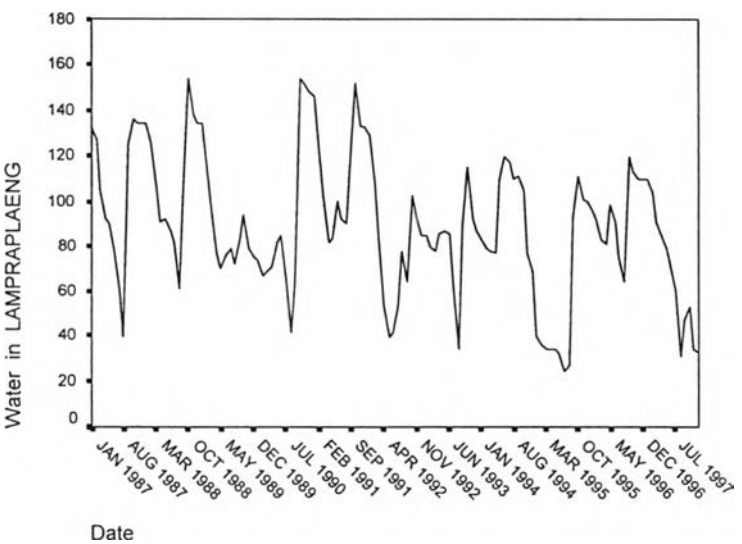
จากตาราง Kolmogorov – Smirnov Test พบว่าค่าสถิติทดสอบของ Kolmogorov – Smirnov เท่ากับ 2.370 และค่า Sig. = 0.265 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่กำหนด ($\alpha = 0.05$) จึงสรุปได้ว่าค่าคลาดเคลื่อนสุ่มมีการแจกแจงแบบปกติ

จากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ด้วยวิธีการถดถอยสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม โดยใช้ตัวแบบพยากรณ์

$$\hat{Y}_t = -2.229 + 1.006\, Y_{t-1} + 1.033\, X_{1,t-1} - 1.041\, X_{2,t-1}$$

11.2 วิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลัง

- พิจารณาการกระจายและการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนลำพระเพลิง



กราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนลำพระเพลิง

จากกราฟข้างต้นพบว่าข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนลำพระเพลิง มีลักษณะการเคลื่อนไหวแบบมีระดับค่าเฉลี่ยแปรเปลี่ยนช้า ๆ ตามเวลา โดยเฉพาะลักษณะการเคลื่อนไหวที่มีระดับค่าเฉลี่ยคงที่เฉพาะที่ ซึ่งสอดคล้องกับวิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลัง

- การประมาณค่าคงที่ของวิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลัง ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

ExSmooth

```
MODEL= NN (No trend, no seasonality)

 Initial values:       Series            Trend
                     88.66667         Not used
DFE = 131.

The 10 smallest SSE's are:      Alpha              SSE
                              1.000000      57036.77778
```

.9000000	58892.89218
.8000000	61500.54735
.7000000	65021.05072
.6000000	69664.52224
.5000000	75653.66324
.4000000	83168.56839
.3000000	92327.27556
.2000000	103292.98684
.1000000	115341.69236

เมื่อประมาณค่าคงที่จะได้ค่าคงที่สำหรับการปรับให้เรียบสำหรับข้อมูลชุดนี้มี 1 ค่า คือ Alpha (α) มีค่าเท่ากับ 1.000 ดังนั้นรูปแบบการพยากรณ์ดังนี้

$$\hat{Y}_T(l) = Y_T$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์ของวิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลังจะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล และจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

11.3 วิธีพารามิเตอร์สองตัวของโฮลท์

- พิจารณากราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนลำพระเพลิง พบว่าข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนลำพระเพลิงมีลักษณะการเคลื่อนไหวแบบไม่คงที่ในค่าเฉลี่ย ซึ่งสอดคล้องกับวิธีพารามิเตอร์สองตัวของโฮลท์

- การประมาณค่าคงที่ของวิธีพารามิเตอร์สองตัวของโฮลท์ ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

ExSmooth

MODEL= HOLT (Linear trend, no seasonality)

Initial values:	Series	Trend
	132.37786	-.75573

DFE = 130.

The 10 smallest SSE's are:	Alpha	Gamma	SSE
	1.000000	.1000000	59811.40104
	.9000000	.1000000	61967.94952
	1.000000	.2000000	63596.39395
	.8000000	.1000000	65117.99631
	.9000000	.2000000	65797.95812
	1.000000	.3000000	66855.74203
	.9000000	.3000000	68861.95292
	.8000000	.2000000	69223.47374
	.7000000	.1000000	69521.80348
	1.000000	.4000000	69922.19743

เมื่อประมาณค่าคงที่ จะได้ค่าคงที่สำหรับการปรับให้เรียบสำหรับข้อมูลชุดนี้มี 2 ค่า คือ Alpha (α) มีค่าเท่ากับ 1.000 และ Gamma (γ) มีค่าเท่ากับ 0.100 จะได้ตัวแบบพยากรณ์เป็นดังนี้

$$\hat{Y}_T(l) = S_T + l\hat{\beta}_T$$

ซึ่ง

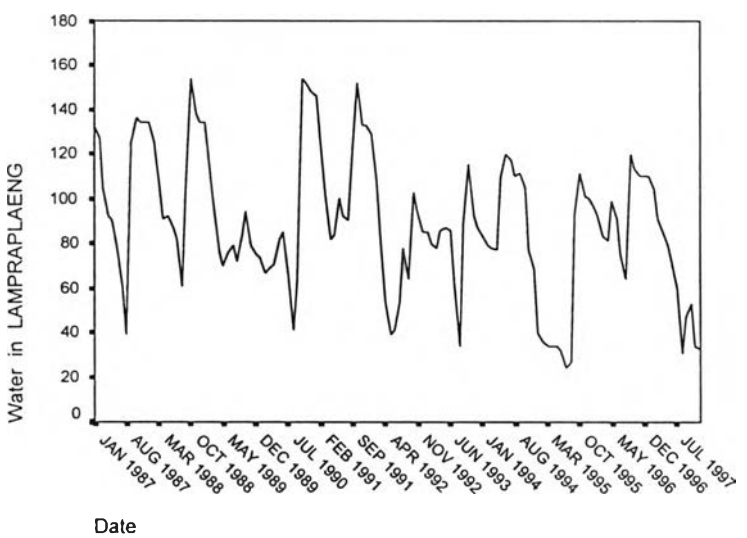
$$S_T = \alpha Y_T + (1-\alpha)(S_{T-1} + \hat{\beta}_{T-1})$$
$$\hat{\beta}_T = \gamma(S_T - S_{T-1}) + (1-\gamma)\hat{\beta}_{T-1}$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์ของวิธีพารามิเตอร์สองตัวของโฮลท์จะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเชื่อนภูมิพล และจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่ารูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

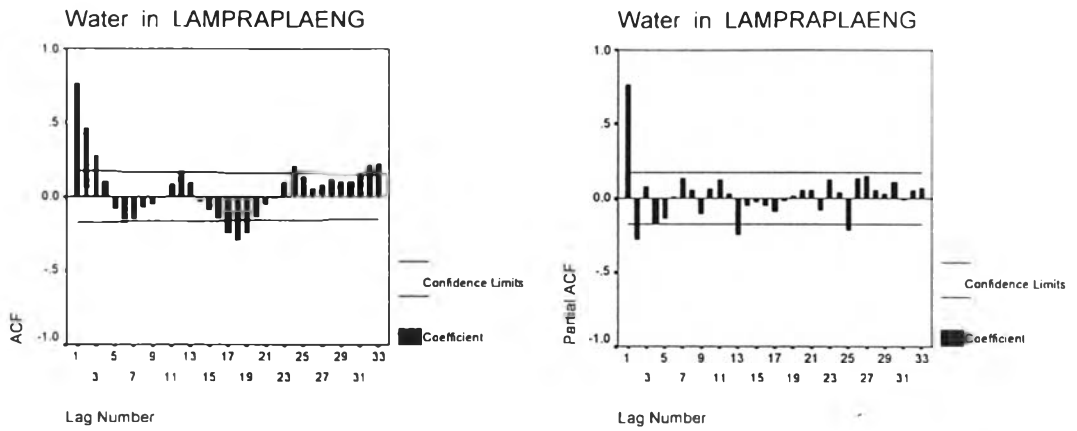
11.4 วิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์

- กำหนดตัวแบบทดลอง

- พิจารณาจากกราฟการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนลำพระเพลิง



กราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนลำพระเพลิง



กราฟแสดง ACF และ PACF ของข้อมูล ริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนลำพระเพลิง

- พิจารณากราฟอนุกรมเวลาในข้างต้นพบว่า ข้อมูลอนุกรมเวลาชุดนี้คงที่ในค่าเฉลี่ยและไม่มีองค์ประกอบของฤดูกาล ดังนั้นรูปแบบของข้อมูลเมื่อนำมาพิจารณากำหนดตัวแบบเบื้องต้น จะได้ตัวแบบ AR (1) มีรูปแบบดังนี้

$$Y_t = c + \phi_1 Y_{t-1} + a_t$$

- การประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการของบ็อกซ์และเจนกินส์ ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Arima

```
Non-seasonal differencing: 0
No seasonal component in model.

Parameters:
AR1         _______  < value originating from estimation >
95.00 percent confidence intervals will be generated.

Initial values:

AR1         .96838

FINAL PARAMETERS:

Number of residuals  132
Standard error       20.477577
Log likelihood       -586.89056
AIC                  1175.7811
SBC                  1178.6639
            Analysis of Variance:

                DF  Adj. Sum of Squares    Residual Variance

Residuals      131           56223.125            419.33118
```

Variables in the Model:

	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
AR1	.97641151	.01642957	59.430115	.0000000

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ จะได้รูปแบบการพยากรณ์เป็นดังนี้

$$Y_t = 0.97641\ Y_{t-1}$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์จะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล และจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ เมื่อพิจารณาจากค่าคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ โดยพิจารณาจากค่า MAPE จะได้ว่าค่าพยากรณ์โดยวิธีถดถอยจะให้ค่า MAPE เท่ากับ 3.6498% วิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลังให้ค่า MAPE เท่ากับ 16.2904% วิธีพารามิเตอร์สองตัวของโฮลท์ให้ค่า MAPE เท่ากับ 10.5444% และวิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์ ให้ค่า MAPE เท่ากับ 14.7387% ดังนั้นในการพยากรณ์ปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนลำพระเพลิงโดยวิธีการถดถอยจะเหมาะสมกับข้อมูลอนุกรมเวลาชุดนี้ ส่วนค่าพยากรณ์จากวิธีพารามิเตอร์สองตัวของโฮลท์ ค่าพยากรณ์โดยวิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์ และค่าพยากรณ์จากวิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลังเหมาะสมเป็นอันดับ 2, 3 และ 4 ตามลำดับ

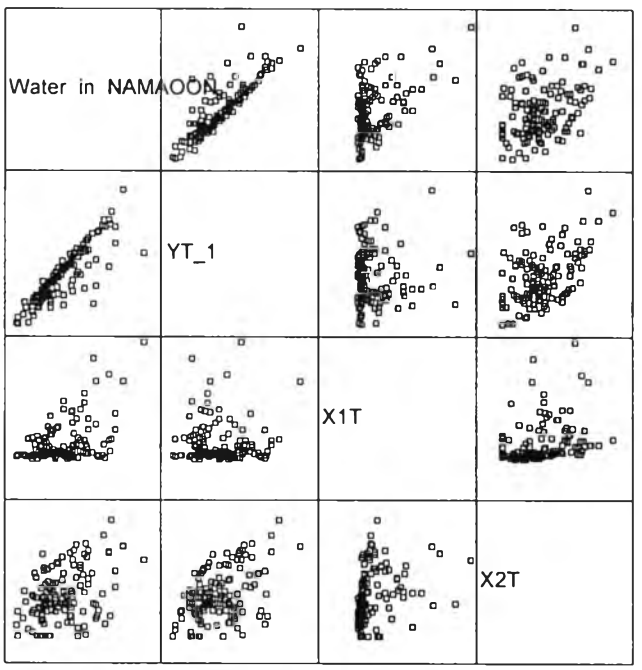
ผลการศึกษาเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ทั้ง 4 วิธี พบว่าวิธีการพยากรณ์วิธีการถดถอยเหมาะสมกับข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนลำพระเพลิง ดังนั้นจึงนำเอาวิธีการถดถอยมาพยากรณ์ปริมาณน้ำในปี พ. ศ. 2542 – 2543 โดยนำข้อมูลปี พ. ศ. 2530 – 2540 มารวมกับข้อมูลของปี พ. ศ. 2541 มาหาค่าสัมประสิทธิ์ใหม่และผ่านการวินิจฉัยตัวแบบด้วยวิธีการทางสถิติ ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล มีตัวแบบเป็นดังนี้

รูปแบบการพยากรณ์ : $\hat{Y}_t = -3.019 + 0.987\ Y_{t-1} + 1.005\ X_{1,t-1} - 1.089\ X_{2,t-1}$

12. ตัวแบบพยากรณ์สำหรับข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนน้ำอูน

12.1 วิธีการถดถอย

- กำหนดรูปแบบความสัมพันธ์ระหว่าง Y_t กับ Y_{t-1}, $X_{1,t-1}$, $X_{2,t-1}$ โดยทั่วไปจะสมมติให้ Y_t มีการแจกแจงความน่าจะเป็นแบบปกติ และพิจารณากำหนดรูปแบบความสัมพันธ์เป็นคู่ ๆ ระหว่าง Y_t กับ Y_{t-1}, $X_{1,t-1}$, $X_{2,t-1}$ ดังนั้นกราฟระหว่างตัวแปรตามกับตัวแปรอิสระเป็นดังนี้



กำหนดความสัมพันธ์ดังนี้

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 X_{1,t-1} + \beta_3 X_{2,t-1} + \varepsilon_t$$

- การประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบการถดถอย ในกรณีของตัวแบบการถดถอยเชิงเส้นและภายใต้ข้อสมมติ ในการประมาณค่าพารามิเตอร์ จะใช้วิธีวิเคราะห์การถดถอยแบบเชิงเส้น ในการอนุมานเกี่ยวกับพารามิเตอร์ตลอดจนค่าพยากรณ์แบบช่วง ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.983[a]	.966	.965	17.7242

a. Predictors: (Constant), X2T, X1T, YT_1

ANOVA[b]

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	1121664	3	373887.974	1190.171	.000[a]
	Residual	39582.456	126	314.146		
	Total	1161246	129			

a. Predictors: (Constant), X2T, X1T, YT_1

b. Dependent Variable: Water in NAMAOON

Coefficients[a]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	14.326	5.627		2.546	.012
	YT_1	.928	.019	.921	48.758	.000
	X1T	.925	.032	.507	29.166	.000
	X2T	-.911	.101	-.179	-9.018	.000

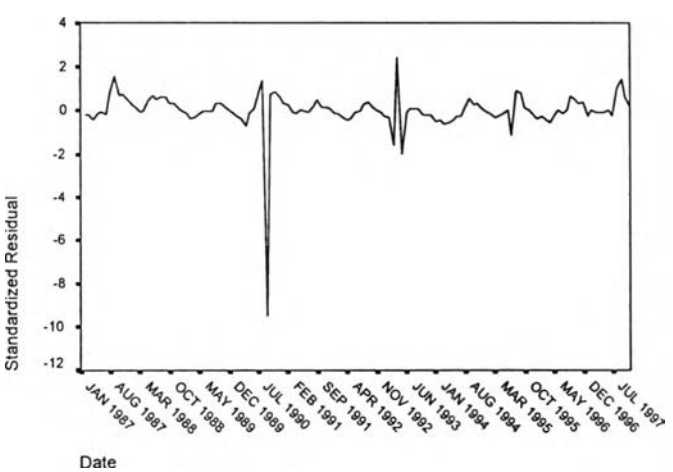
a. Dependent Variable: Water in NAMAOON

จากตารางข้างต้นจะได้ตัวแบบพยากรณ์เป็นดังนี้

$$\hat{Y}_t = 14.326 + 0.928\, Y_{t-1} + 0.925\, X_{1,t-1} - 0.911\, X_{2,t-1}$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบการถดถอยจะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะมีการตรวจสอบดังนี้

  - ตรวจสอบค่าเฉลี่ยและความแปรปรวน

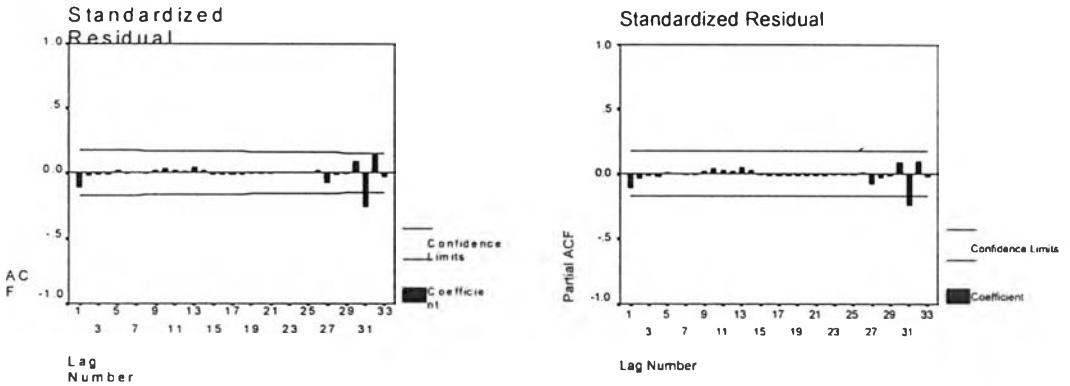


Mean Standardized Residual = 0.000

กราฟแสดงการกระจายของค่าคลาดเคลื่อน e_t กับเวลา

จากรูปกราฟข้างต้นพบว่าค่าคลาดเคลื่อน e_t กระจายเป็นแนวในลักษณะขนานรอบค่าศูนย์ และพบว่า e_t มีค่าเฉลี่ยเข้าใกล้ศูนย์ (มีค่าเท่ากับ $-2.60 * 10^{-14}$) ดังนั้นจากค่าเฉลี่ยและลักษณะการกระจายของ e_t ประมาณได้ว่าค่าคลาดเคลื่อนสุ่มมีค่าเฉลี่ยเป็นศูนย์และความแปรปรวนคงที่

- ตรวจสอบสหสัมพันธ์ของค่าคลาดเคลื่อน



กราฟแสดง ACF และ PACF ของ e_t

การพิจารณาจากกราฟแสดง ACF และ PACF พบว่าค่าคลาดเคลื่อน e_t ไม่มีสหสัมพันธ์กัน

- ตรวจสอบคุณสมบัติของการแจกแจงของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม โดยใช้การทดสอบ Kolmogorov – Smirnov Test

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Standardized Residual
N		130
Normal Parameters [a,b]	Mean	-3.99394E-09
	Std. Deviation	.9883037
Most Extreme Differences	Absolute	.262
	Positive	.165
	Negative	-.262
Kolmogorov-Smirnov Z		2.984
Asymp. Sig. (2-tailed)		.596

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

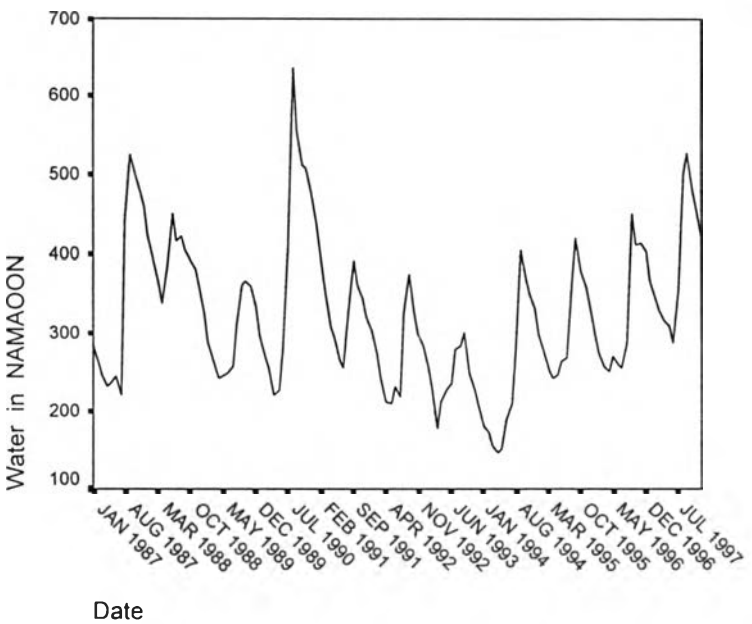
จากตาราง Kolmogorov – Smirnov Test พบว่าค่าสถิติทดสอบของ Kolmogorov – Smirnov เท่ากับ 2.984 และค่า Sig. = 0.596 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่กำหนด ($\alpha = 0.05$) จึงสรุปได้ว่าค่าคลาดเคลื่อนสุ่มมีการแจกแจงแบบปกติ

จากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ด้วยวิธีการถดถอยสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม โดยใช้ตัวแบบพยากรณ์

$$\hat{Y}_t = 14.326 + 0.928\, Y_{t-1} + 0.925\, X_{1,t-1} - 0.911\, X_{2,t-1}$$

12.2 วิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลัง

- พิจารณาการกระจายและการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนน้ำอูน



กราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนน้ำอูน

จากกราฟข้างต้นพบว่าข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนน้ำอูน มีลักษณะการเคลื่อนไหวแบบมีระดับค่าเฉลี่ยแปรเปลี่ยนช้า ๆ ตามเวลา โดยเฉพาะลักษณะการเคลื่อนไหวที่มีระดับค่าเฉลี่ยคงที่เฉพาะที่ ซึ่งสอดคล้องกับวิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลัง

- การประมาณค่าคงที่ของวิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลัง ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

ExSmooth

```
MODEL= NN (No trend, no seasonality)

 Initial values:       Series            Trend
                    322.01515         Not used

DFE = 131.
```

```
The 10 smallest SSE's are:      Alpha            SSE
                             1.000000    330808.15174
                             .9000000    353819.70472
                             .8000000    384228.84967
                             .7000000    423635.81290
                             .6000000    473903.46841
                             .5000000    536734.72058
                             .4000000    612903.76474
                             .3000000    701991.76119
                             .2000000    806144.24425
                             .1000000    947589.04245
```

เมื่อประมาณค่าคงที่จะได้ค่าคงที่สำหรับการปรับให้เรียบสำหรับข้อมูลชุดนี้มี 1 ค่า คือ Alpha (α) มีค่าเท่ากับ 1.000 ดังนั้นรูปแบบการพยากรณ์ดังนี้

$$\hat{Y}_T(l) = Y_T$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์ของวิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลังจะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล และจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

12.3 วิธีพารามิเตอร์สองตัวของโฮลท์

- พิจารณากราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนน้ำอูน พบว่าข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนน้ำอูนมีลักษณะการเคลื่อนไหวแบบไม่คงที่ในค่าเฉลี่ย ซึ่งสอดคล้องกับวิธีพารามิเตอร์สองตัวของโฮลท์

- การประมาณค่าคงที่ของวิธีพารามิเตอร์สองตัวของโฮลท์ ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

```
ExSmooth

MODEL= HOLT (Linear trend, no seasonality)

 Initial values:       Series            Trend
                     132.37786          -.75573

DFE = 130.

The 10 smallest SSE's are:      Alpha        Gamma          SSE
                             1.000000     .1000000     59811.40104
                             .9000000     .1000000     61967.94952
                             1.000000     .2000000     63596.39395
                             .8000000     .1000000     65117.99631
                             .9000000     .2000000     65797.95812
                             1.000000     .3000000     66855.74203
                             .9000000     .3000000     68861.95292
```

.8000000	.2000000	69223.47374
.7000000	.1000000	69521.80348
1.000000	.4000000	69922.19743

เมื่อประมาณค่าคงที่ จะได้ค่าคงที่สำหรับการปรับให้เรียบสำหรับข้อมูลชุดนี้มี 2 ค่า คือ Alpha (α) มีค่าเท่ากับ 1.000 และ Gamma (γ) มีค่าเท่ากับ 0.100 จะได้ตัวแบบพยากรณ์เป็นดังนี้

$$\hat{Y}_T(l) = S_T + l\hat{\beta}_T$$

ซึ่ง

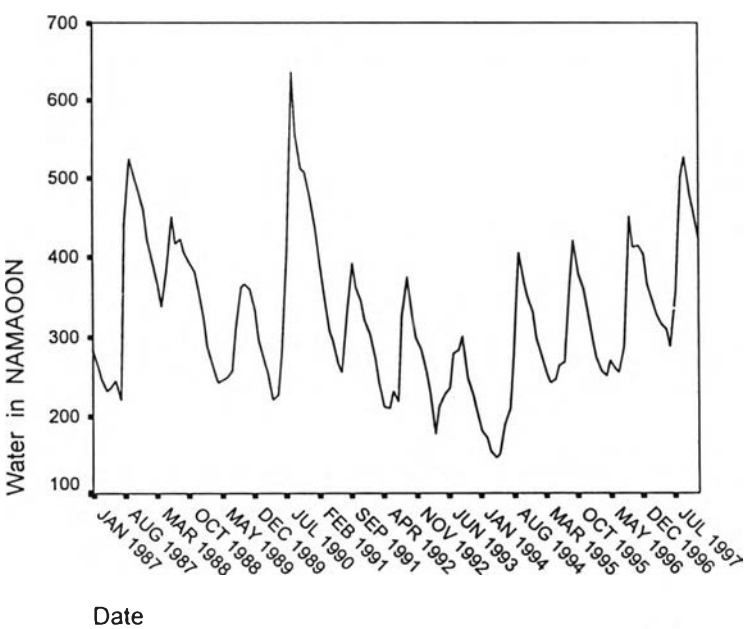
$$S_T = \alpha Y_T + (1-\alpha)(S_{T-1} + \hat{\beta}_{T-1})$$
$$\hat{\beta}_T = \gamma(S_T - S_{T-1}) + (1-\gamma)\hat{\beta}_{T-1}$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์ของวิธีพารามิเตอร์สองตัวของโฮลท์จะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล และจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่ารูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

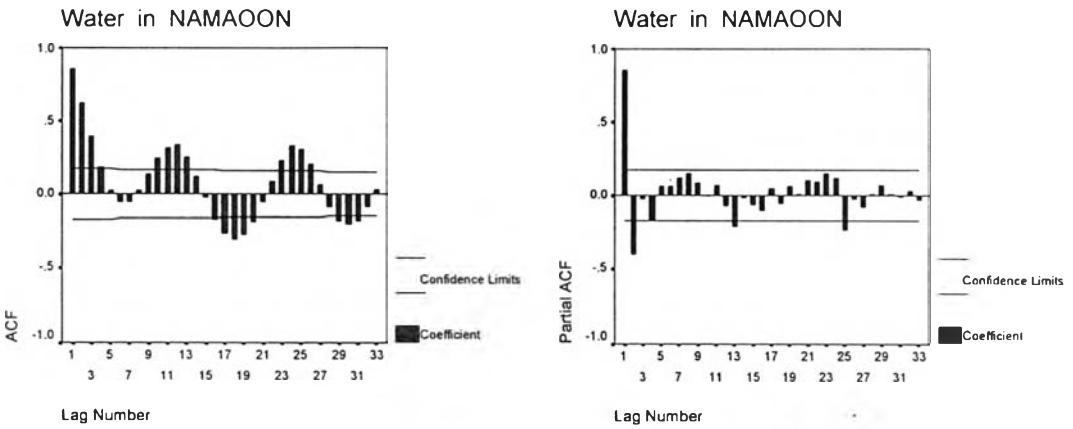
12.4 วิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์

- กำหนดตัวแบบทดลอง

- พิจารณาจากกราฟการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนน้ำอูน



กราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนน้ำอูน



กราฟแสดง ACF และ PACF ของข้อมูล ริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนน้ำอูน

■ พิจารณากราฟอนุกรมเวลาในข้างต้นพบว่า ข้อมูลอนุกรมเวลาชุดนี้คงที่ในค่าเฉลี่ยและไม่มีองค์ประกอบของฤดูกาล ดังนั้นรูปแบบของข้อมูลเมื่อนำมาพิจารณากำหนดตัวแบบเบื้องต้น จะได้ตัวแบบ AR (2) มีรูปแบบดังนี้

$$Y_t = c + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + a_t$$

● การประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการของบ็อกซ์และเจนกินส์ ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Arima

```
Non-seasonal differencing: 0
No seasonal component in model.

Parameters:
AR1         _________   < value originating from estimation >
AR2         _________   < value originating from estimation >
95.00 percent confidence intervals will be generated.

Initial values:

AR1         1.16894
AR2         -.19258

FINAL PARAMETERS:

Number of residuals   132
Standard error        47.99305
Log likelihood        -699.29776
AIC                   1402.5955
SBC                   1408.3611

            Analysis of Variance:
```

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	130	308731.62	2303.3329

Variables in the Model:

	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
AR1	1.2915116	.08248031	15.658423	.00000000
AR2	-.3056111	.08295563	-3.684031	.00033564

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ จะได้รูปแบบการพยากรณ์เป็นดังนี้

$$Y_t = 1.29151\ Y_{t-1} - 0.30561\ Y_{t-2}$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์จะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล และจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ เมื่อพิจารณาจากค่าคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ โดยพิจารณาจากค่า MAPE จะได้ว่าค่าพยากรณ์โดยวิธีถดถอยจะให้ค่า MAPE เท่ากับ 1.2418% วิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลังให้ค่า MAPE เท่ากับ 45.8449% วิธีพารามิเตอร์สองตัวของโฮลท์ให้ค่า MAPE เท่ากับ 48.4522% และวิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์ ให้ค่า MAPE เท่ากับ 22.7063% ดังนั้นในการพยากรณ์ปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนน้ำอูนโดยวิธีการถดถอยจะเหมาะสมกับข้อมูลอนุกรมเวลาชุดนี้ ส่วนค่าพยากรณ์จากวิธีการของบ็อกซ์–เจนกินส์ ค่าพยากรณ์โดยวิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลัง และค่าพยากรณ์จาก วิธีพารามิเตอร์สองตัวของโฮลท์เหมาะสมเป็นอันดับ 2, 3 และ 4 ตามลำดับ

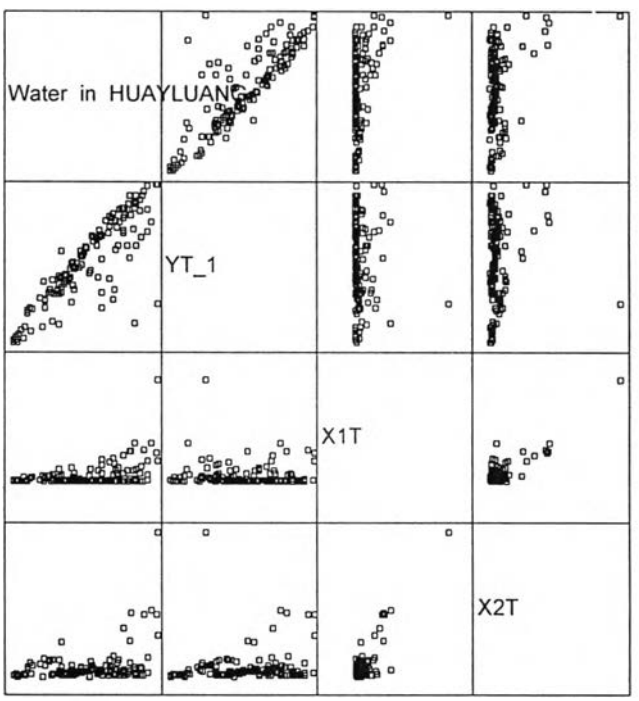
ผลการศึกษาเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ทั้ง 4 วิธี พบว่าวิธีการพยากรณ์วิธีการถดถอยเหมาะสมกับข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนน้ำอูน ดังนั้นจึงนำเอาวิธีการถดถอยมาพยากรณ์ปริมาณน้ำในปี พ. ศ. 2542 – 2543 โดยนำข้อมูลปี พ. ศ. 2530 – 2540 มารวมกับข้อมูลของปี พ. ศ. 2541 มาหาค่าสัมประสิทธิ์ใหม่และผ่านการวินิจฉัยตัวแบบด้วยวิธีการทางสถิติ ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล มีตัวแบบเป็นดังนี้

รูปแบบการพยากรณ์ : $\hat{Y}_t = 13.648 + 0.930\ Y_{t-1} + 0.926\ X_{1,t-1} - 0.909\ X_{2,t-1}$

13. พยากรณ์สำหรับข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนห้วยหลวง

13.1 วิธีการถดถอย

- กำหนดรูปแบบความสัมพันธ์ระหว่าง Y_t กับ Y_{t-1}, $X_{1,t-1}$, $X_{2,t-1}$ โดยทั่วไปจะสมมติให้ Y_t มีการแจกแจงความน่าจะเป็นแบบปกติ และพิจารณากำหนดรูปแบบความสัมพันธ์เป็นคู่ ๆ ระหว่าง Y_t กับ Y_{t-1}, $X_{1,t-1}$, $X_{2,t-1}$ ดังนั้นกราฟระหว่างตัวแปรตามกับตัวแปรอิสระเป็นดังนี้



กำหนดความสัมพันธ์ดังนี้

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 X_{1,t-1} + \beta_3 X_{2,t-1} + \varepsilon_t$$

- การประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบการถดถอย ในกรณีของตัวแบบการถดถอยเชิงเส้นและภายใต้ข้อสมมติ ในการประมาณค่าพารามิเตอร์ จะใช้วิธีวิเคราะห์การถดถอยแบบเชิงเส้น ในการอนุมานเกี่ยวกับพารามิเตอร์ตลอดจนค่าพยากรณ์แบบช่วง ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.998[a]	.995	.995	2.0305

a. Predictors: (Constant), X2T, YT_1, X1T

ANOVA[b]

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig
1	Regression	111945.0	3	37314.994	9050.569	.000[a]
	Residual	523.614	127	4.123		
	Total	112468.6	130			

a. Predictors: (Constant), X2T, YT_1, X1T

b. Dependent Variable: Water in HUAYLUANG

Coefficients[a]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-.734	.452		-1.625	.107
	YT_1	.965	.006	.963	150.879	.000
	X1T	1.004	.012	.959	80.556	.000
	X2T	-1.019	.020	-.626	-52.026	.000

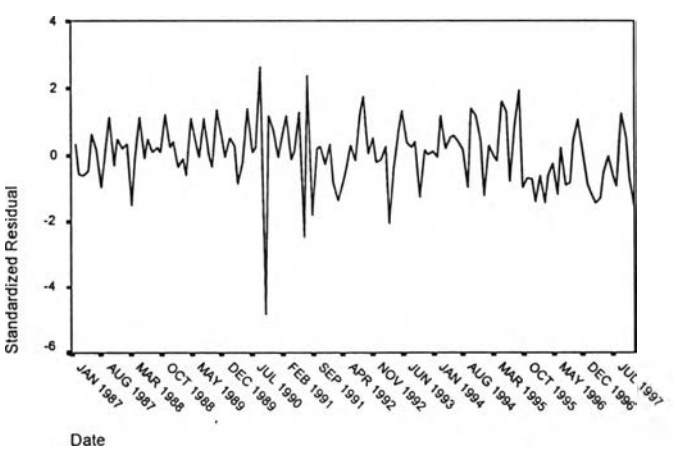
a. Dependent Variable: Water in HUAYLUANG

จากตารางข้างต้นจะได้ตัวแบบพยากรณ์เป็นดังนี้

$$\hat{Y}_t = 0.965\, Y_{t-1} + 1.004\, X_{1,t-1} - 1.019\, X_{2,t-1}$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบการถดถอยจะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะมีการตรวจสอบดังนี้

  - ตรวจสอบค่าเฉลี่ยและความแปรปรวน

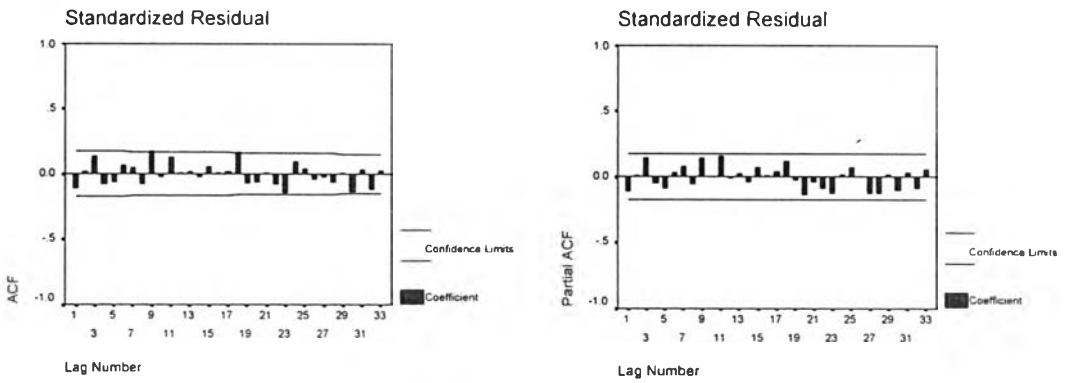


Mean Standardized Residual = 0.000

กราฟแสดงการกระจายของค่าคลาดเคลื่อน e_t กับเวลา

จากรูปกราฟข้างต้นพบว่าค่าคลาดเคลื่อน e_t กระจายเป็นแนวในลักษณะขนานรอบค่าศูนย์ และพบว่า e_t มีค่าเฉลี่ยเข้าใกล้ศูนย์ (มีค่าเท่ากับ $-5.397 * 10^{-15}$) ดังนั้นจากค่าเฉลี่ยและลักษณะการกระจายของ e_t ประมาณได้ว่าค่าคลาดเคลื่อนสุ่มมีค่าเฉลี่ยเป็นศูนย์และความแปรปรวนคงที่

- ตรวจสอบสหสัมพันธ์ของค่าคลาดเคลื่อน



กราฟแสดง ACF และ PACF ของ e_t

การพิจารณาจากกราฟแสดง ACF และ PACF พบว่าค่าคลาดเคลื่อน e_t ไม่มีสหสัมพันธ์กัน

- ตรวจสอบคุณสมบัติของการแจกแจงของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม โดยใช้การทดสอบ Kolmogorov – Smirnov Test

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Standardized Residual
N		131
Normal Parameters [a,b]	Mean	3.931461E-09
	Std. Deviation	.9883942
Most Extreme Differences	Absolute	.077
	Positive	.076
	Negative	-.077
Kolmogorov-Smirnov Z		.885
Asymp. Sig. (2-tailed)		.414

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

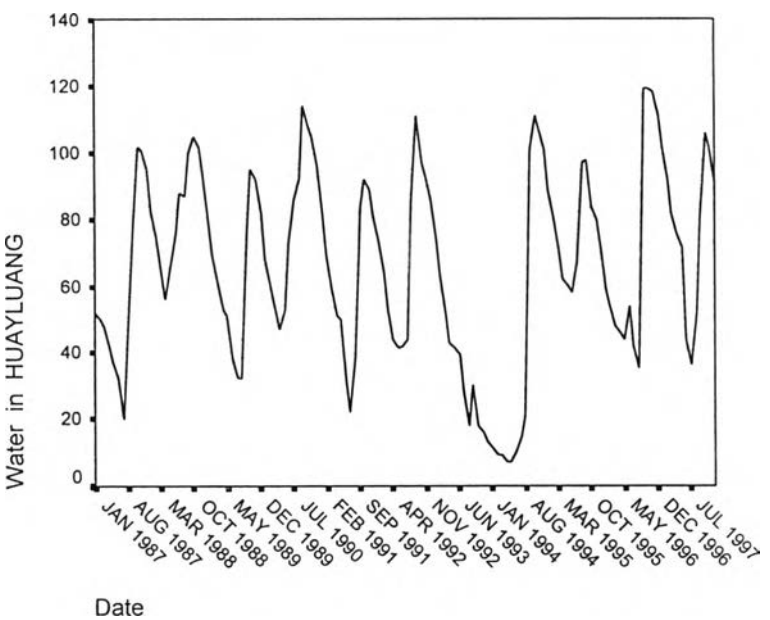
จากตาราง Kolmogorov – Smirnov Test พบว่าค่าสถิติทดสอบของ Kolmogorov – Smirnov เท่ากับ 0.885 และค่า Sig. = 0.414 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่กำหนด ($\alpha = 0.05$) จึงสรุปได้ว่าค่าคลาดเคลื่อนสุ่มมีการแจกแจงแบบปกติ

จากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ด้วยวิธีการถดถอยสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม โดยใช้ตัวแบบพยากรณ์

$$\hat{Y}_t = 0.965\, Y_{t-1} + 1.004\, X_{1,t-1} - 1.019\, X_{2,t-1}$$

13.2 วิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลัง

- พิจารณาการกระจายและการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนห้วยหลวง



กราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนห้วยหลวง

จากกราฟข้างต้นพบว่าข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนห้วยหลวง ลักษณะการเคลื่อนไหวแบบมีระดับค่าเฉลี่ยแปรเปลี่ยนช้า ๆ ตามเวลา โดยเฉพาะลักษณะการเคลื่อนไหวที่มีระดับค่าเฉลี่ยคงที่เฉพาะที่ ซึ่งสอดคล้องกับวิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลัง

- การประมาณค่าคงที่ของวิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลัง ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

ExSmooth

```
MODEL= NN (No trend, no seasonality)

Initial values:        Series            Trend
                      65.43182         Not used
DFE = 131.
```

```
The 10 smallest SSE's are:      Alpha            SSE
                             1.000000     34871.41374
                             .9000000     37372.33360
                             .8000000     40667.58902
                             .7000000     44923.59549
                             .6000000     50351.46764
                             .5000000     57174.13869
                             .4000000     65556.11418
                             .3000000     75545.54797
                             .2000000     87158.52116
                             .1000000    100520.71669
```

เมื่อประมาณค่าคงที่จะได้ค่าคงที่สำหรับการปรับให้เรียบสำหรับข้อมูลชุดนี้มี 1 ค่า คือ Alpha (α) มีค่าเท่ากับ 1.000 ดังนั้นรูปแบบการพยากรณ์ดังนี้

$$\hat{Y}_T(l) = Y_T$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์ของวิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลังจะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล และจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

13.3 วิธีพารามิเตอร์สองตัวของโฮลท์

- พิจารณากราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนห้วยหลวง พบว่าข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนห้วยหลวงมีลักษณะการเคลื่อนไหวแบบไม่คงที่ในค่าเฉลี่ย ซึ่งสอดคล้องกับวิธีพารามิเตอร์สองตัวของโฮลท์

- การประมาณค่าคงที่ของวิธีพารามิเตอร์สองตัวของโฮลท์ ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

ExSmooth

```
Results of EXSMOOTH procedure for Variable YT1
MODEL= HOLT (Linear trend, no seasonality)

 Initial values:      Series            Trend
                    51.85115           .29771

DFE = 130.

The 10 smallest SSE's are:      Alpha       Gamma            SSE
                             1.000000    .1000000     37408.05335
                             1.000000    .2000000     39014.67202
                             1.000000    .3000000     39904.44421
```

.9000000	.1000000	40322.35102
1.000000	.4000000	40451.08417
1.000000	.5000000	40958.44696
1.000000	.6000000	41628.09294
.9000000	.2000000	42128.83603
1.000000	.7000000	42576.65223
.9000000	.3000000	42971.01551

เมื่อประมาณค่าคงที่ จะได้ค่าคงที่สำหรับการปรับให้เรียบสำหรับข้อมูลชุดนี้มี 2 ค่า คือ Alpha (α) มีค่าเท่ากับ 1.000 และ Gamma (γ) มีค่าเท่ากับ 0.100 จะได้ตัวแบบพยากรณ์เป็นดังนี้

$$\hat{Y}_T(l) = S_T + l\hat{\beta}_T$$

ซึ่ง

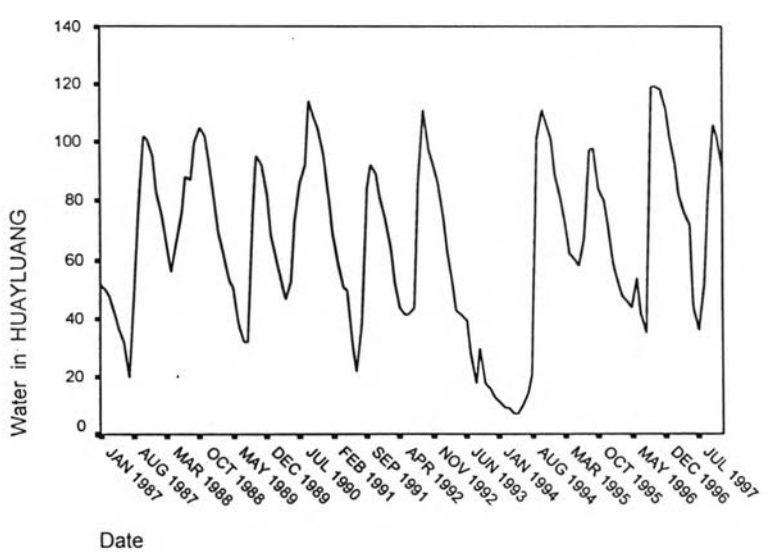
$$S_T = \alpha Y_T + (1-\alpha)(S_{T-1} + \hat{\beta}_{T-1})$$
$$\hat{\beta}_T = \gamma(S_T - S_{T-1}) + (1-\gamma)\hat{\beta}_{T-1}$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์ของวิธีพารามิเตอร์สองตัวของโฮลท์จะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเชื่อนภูมิพล และจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่ารูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

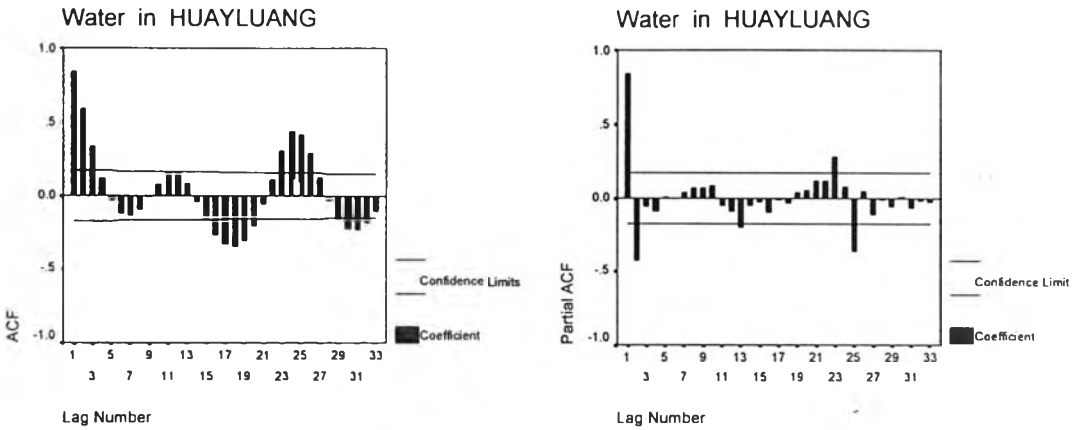
13.4 วิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์

- กำหนดตัวแบบทดลอง

- พิจารณาจากกราฟการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนห้วยหลวง



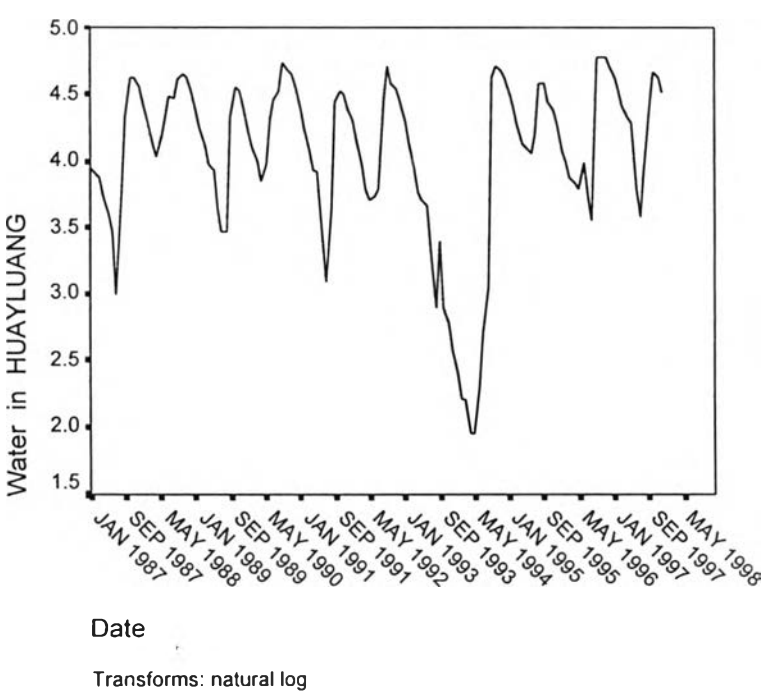
กราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนห้วยหลวง



กราฟแสดง ACF และ PACF ของข้อมูล ริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนห้วยหลวง

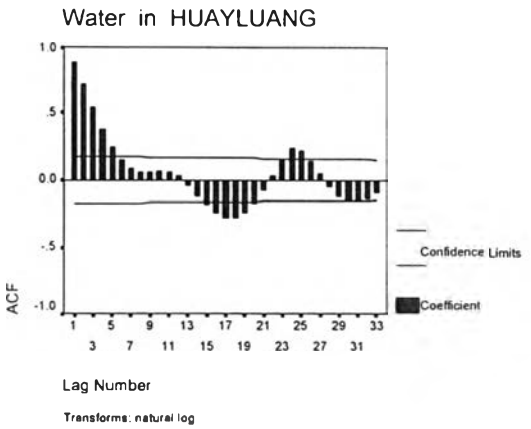
พิจารณากราฟอนุกรมเวลาในข้างต้นพบว่า ข้อมูลมีลักษณะการเคลื่อนไหวคงที่ในค่าเฉลี่ย แต่ไม่คงที่ในความแปรปรวน จึงจำเป็นต้องแปลงข้อมูลให้อยู่ในสภาพคงที่ โดยเริ่มจากการแปลงข้อมูลด้วยการใส่ ln ในข้อมูลอนุกรมเวลาชุดเดิม แล้วพิจารณากราฟการเคลื่อนไหวของข้อมูลอนุกรมเวลาชุดใหม่ดังนี้

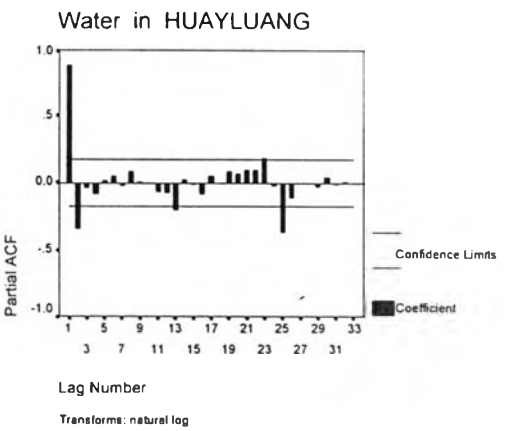
- พิจารณากราฟแสดงการแปลงข้อมูลเพื่อให้คงที่ในความแปรปรวนจากการใส่ ln



จากกราฟข้างต้นพบว่าข้อมูลมีลักษณะคงที่ในค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนแล้ว จึงพิจารณาการเคลื่อนไหวของข้อมูลจากกราฟแสดง ACF และ PACF ดังนี้

■ กราฟแสดง ACF และ PACF ของข้อมูลอนุกรมเวลาหลังจากการแปลงข้อมูล โดยการใส่ ln





จากกราฟการแปลงข้อมูล โดยการใส่ ln และกราฟ ACF และ PACF พบว่าอนุกรมเวลาชุดนี้อยู่ในสภาพคงที่ ดังนั้นรูปแบบของข้อมูลเมื่อนำมาพิจารณากำหนดตัวแบบเบื้องต้นจะได้ตัวแบบ ARMA (1, 1) มีรูปแบบดังนี้

$$Y_t = c + \phi_1 Y_{t-1} - \theta_1 a_{t-1} + a_t$$

- การประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการของบ็อกซ์และเจนกินส์ ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Arima

```
Non-seasonal differencing: 0
No seasonal component in model.

Parameters:
AR1       _________  < value originating from estimation >
MA1       _________  < value originating from estimation >
95.00 percent confidence intervals will be generated.

Initial values:

AR1         .94742
MA1        -.99839

FINAL PARAMETERS:

Number of residuals  132
Standard error       15.346081
Log likelihood       -548.38169
AIC                  1100.7634
SBC                  1106.529
```

Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	130	31372.789	235.50221

Variables in the Model:

	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
AR1	.95869543	.02482220	38.622504	.00000000
MA1	-.35107902	.08329044	-4.215118	.00004639

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ จะได้รูปแบบการพยากรณ์เป็นดังนี้

$$\ln Y_t = 0.95870\, Y_{t-1} + 0.35108\, a_{t-1}$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์จะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล และจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ เมื่อพิจารณาจากค่าคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ โดยพิจารณาจากค่า MAPE จะได้ว่าค่าพยากรณ์โดยวิธีถดถอยจะให้ค่า MAPE เท่ากับ 6.3861% วิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลังให้ค่า MAPE เท่ากับ 77.0888% วิธีพารามิเตอร์สองตัวของโฮลท์ให้ค่า MAPE เท่ากับ 92.3326% และวิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์ ให้ค่า MAPE เท่ากับ 42.7902% ดังนั้นในการพยากรณ์ปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนห้วยหลวงโดยวิธีการถดถอยจะเหมาะสมกับข้อมูลอนุกรมเวลาชุดนี้ ส่วนค่าพยากรณ์จากวิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์ ค่าพยากรณ์โดยวิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลัง และค่าพยากรณ์ด้วยวิธีพารามิเตอร์สองตัวของโฮลท์เหมาะสมเป็นอันดับ 2, 3 และ 4 ตามลำดับ

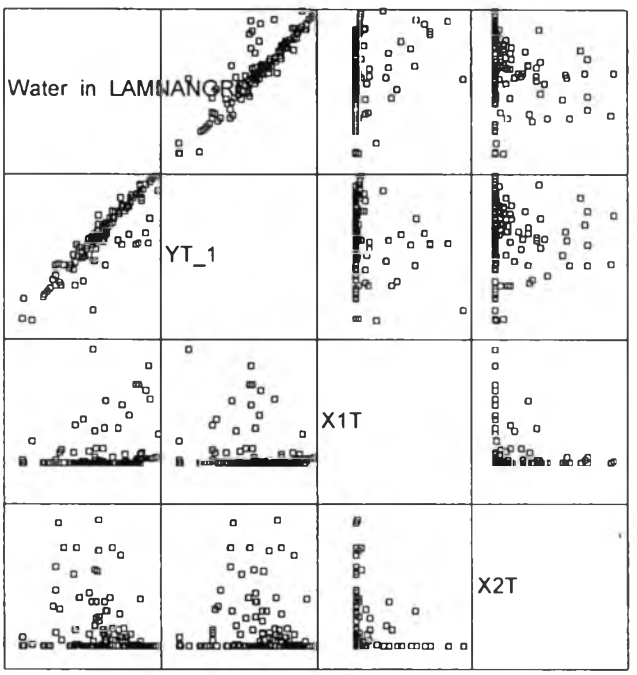
ผลการศึกษาเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ทั้ง 4 วิธี พบว่าวิธีการพยากรณ์วิธีการถดถอยเหมาะสมกับข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนห้วยหลวง ดังนั้นจึงนำเอาวิธีการถดถอยมาพยากรณ์ปริมาณน้ำในปี พ. ศ. 2542 – 2543 โดยนำข้อมูลปี พ. ศ. 2530 – 2540 มารวมกับข้อมูลของปี พ. ศ. 2541 มาหาค่าสัมประสิทธิ์ใหม่และผ่านการวินิจฉัยตัวแบบด้วยวิธีการทางสถิติ ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล มีตัวแบบเป็นดังนี้

รูปแบบการพยากรณ์ : $\hat{Y}_t = 0.953\, Y_{t-1} + 0.982\, X_{1,t-1} - 1.058\, X_{2,t-1}$

14. <u>ตัวแบบพยากรณ์สำหรับข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนลำนางรอง</u>

14.1 วิธีการถดถอย

- กำหนดรูปแบบความสัมพันธ์ระหว่าง Y_t กับ Y_{t-1}, $X_{1,t-1}$, $X_{2,t-1}$ โดยทั่วไปจะสมมติให้ Y_t มีการแจกแจงความน่าจะเป็นแบบปกติ และพิจารณากำหนดรูปแบบความสัมพันธ์เป็นคู่ ๆ ระหว่าง Y_t กับ Y_{t-1}, $X_{1,t-1}$, $X_{2,t-1}$ ดังนั้นกราฟระหว่างตัวแปรตามกับตัวแปรอิสระเป็นดังนี้



กำหนดความสัมพันธ์ได้ดังนี้

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 X_{1,t-1} + \beta_3 X_{2,t-1} + \varepsilon_t$$

- การประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบการถดถอย ในกรณีของตัวแบบการถดถอยเชิงเส้นและภายใต้ข้อสมมติ ในการประมาณค่าพารามิเตอร์ จะใช้วิธีวิเคราะห์การถดถอยแบบเชิงเส้น ในการอนุมานเกี่ยวกับพารามิเตอร์ตลอดจนค่าพยากรณ์แบบช่วง ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.995[a]	.991	.991	1.3640

a. Predictors: (Constant), X2T, YT_1, X1T

ANOVA[b]

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	23241.567	3	7747.189	4164.160	.000[a]
	Residual	213.951	115	1.860		
	Total	23455.518	118			

a. Predictors: (Constant), X2T, YT_1, X1T

b. Dependent Variable: Water in LAMNANGRONG

Coefficients[a]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-.287	.445		-.645	.520
	YT_1	.973	.009	.970	107.022	.000
	X1T	1.054	.025	.393	42.919	.000
	X2T	-1.261	.103	-.111	-12.285	.000

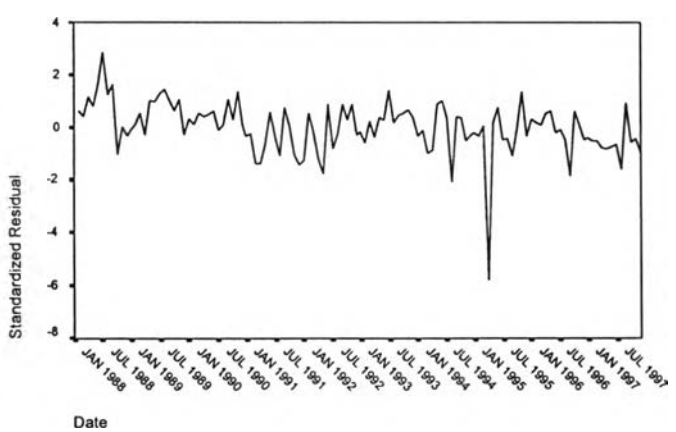
a. Dependent Variable: Water in LAMNANGRONG

จากตารางข้างต้นจะได้ตัวแบบพยากรณ์เป็นดังนี้

$$\hat{Y}_t = 0.973\, Y_{t-1} + 1.054\, X_{1,t-1} - 1.261\, X_{2,t-1}$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบการถดถอยจะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะมีการตรวจสอบดังนี้

  - ตรวจสอบค่าเฉลี่ยและความแปรปรวน

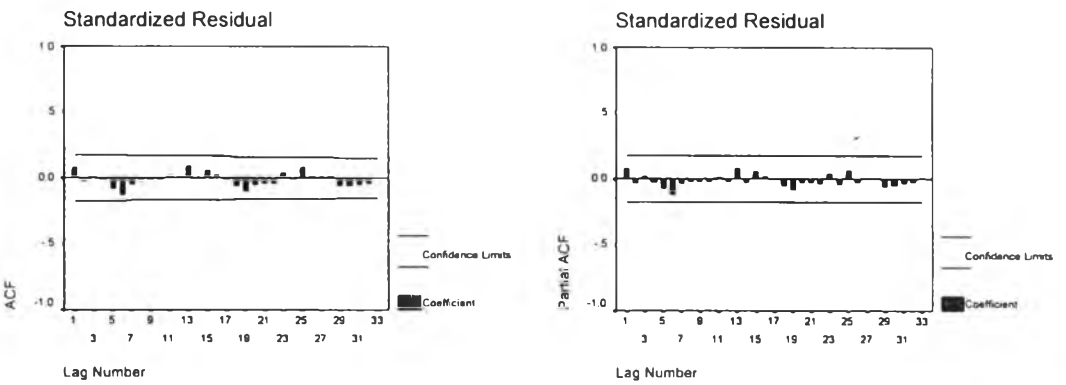


Mean Standardized Residual = 0.000

กราฟแสดงการกระจายของค่าคลาดเคลื่อน e_t กับเวลา

จากรูปกราฟข้างต้นพบว่าค่าคลาดเคลื่อน e_t กระจายเป็นแนวในลักษณะขนานรอบค่าศูนย์ และพบว่า e_t มีค่าเฉลี่ยเข้าใกล้ศูนย์ (มีค่าเท่ากับ $-4.03 * 10^{-16}$) ดังนั้นจากค่าเฉลี่ยและลักษณะการกระจายของ e_t ประมาณได้ว่าค่าคลาดเคลื่อนสุ่มมีค่าเฉลี่ยเป็นศูนย์และความแปรปรวนคงที่

- ตรวจสอบสหสัมพันธ์ของค่าคลาดเคลื่อน



กราฟแสดง ACF และ PACF ของ e_t

การพิจารณาจากกราฟแสดง ACF และ PACF พบว่าค่าคลาดเคลื่อน e_t ไม่มีสหสัมพันธ์กัน

- ตรวจสอบคุณสมบัติของการแจกแจงของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม โดยใช้การทดสอบ Kolmogorov – Smirnov Test

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Standardized Residual
N		119
Normal Parameters [a,b]	Mean	-5.47837E-10
	Std. Deviation	.9872063
Most Extreme Differences	Absolute	.091
	Positive	.058
	Negative	-.091
Kolmogorov-Smirnov Z		.996
Asymp. Sig. (2-tailed)		.274

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

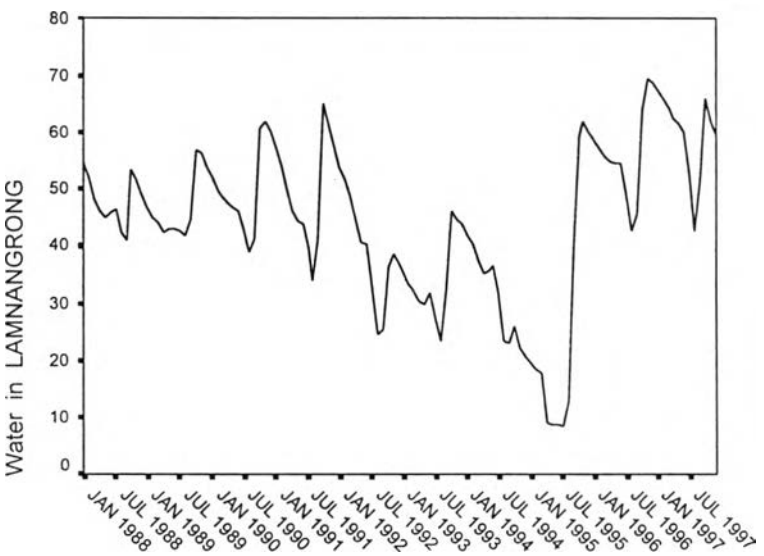
จากตาราง Kolmogorov – Smirnov Test พบว่าค่าสถิติทดสอบของ Kolmogorov – Smirnov เท่ากับ 0.996 และค่า Sig. = 0.274 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่กำหนด ($\alpha = 0.05$) จึงสรุปได้ว่าค่าคลาดเคลื่อนสุ่มมีการแจกแจงแบบปกติ

จากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ด้วยวิธีการถดถอยสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม โดยใช้ตัวแบบพยากรณ์

$$\hat{Y}_t = 0.973\, Y_{t-1} + 1.054\, X_{1,t-1} - 1.261\, X_{2,t-1}$$

14.2 วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์

- พิจารณาการกระจายและการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนลำนางรอง



กราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนลำนางรอง

จากกราฟข้างต้นพบว่าข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนลำนางรอง มีลักษณะการเคลื่อนไหวแบบมีแนวโน้มและฤดูกาล โดยเฉพาะลักษณะการเคลื่อนไหวแบบฤดูกาลเป็นแบบเชิงพหุแนวโน้ม ซึ่งสอดคล้องกับวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์

- การประมาณค่าคงที่ของวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

ExSmooth

```
MODEL= WINTERS (Linear trend, multiplicative seasonality)      Period= 12

Initial values:    Series (ค่าเฉลี่ย)       Trend (ความชัน)
   (ค่าเริ่มต้น)         47.28380              .10826

DFE = 107.
```

The 10 smallest SSE's are:	Alpha	Gamma	Delta	SSE
	1.000000	.1000000	.1000000	1470.67266
	1.000000	.1000000	.2000000	1470.67266
	1.000000	.1000000	.3000000	1470.67266
	1.000000	.1000000	.4000000	1470.67266
	1.000000	.1000000	.5000000	1470.67266
	1.000000	.1000000	.6000000	1470.67266
	1.000000	.1000000	.7000000	1470.67266
	1.000000	.1000000	.8C00000	1470.67266
	1.000000	.1000000	.9000000	1470.67266
	1.000000	.1000000	1.000000	1470.67266

เมื่อประมาณค่าคงที่จะได้ค่าคงที่สำหรับการปรับให้เรียบสำหรับข้อมูลชุดนี้ทั้ง 3 ค่า จะได้ค่าคงที่สำหรับปรับให้เรียบสำหรับระดับ (α) เท่ากับ 1.000 , ค่าคงที่สำหรับปรับให้เรียบสำหรับแนวโน้ม (γ) เท่ากับ 0.100 และค่าคงที่สำหรับปรับให้เรียบสำหรับฤดูกาล (δ) เท่ากับ 0.100 ซึ่งตัวแบบพยากรณ์มีรูปแบบเป็นดังนี้

$$\hat{Y}_t(l) = \left(\hat{\mu}_t + l\hat{\beta}_t t\right)\hat{S}_{t+l-m}, \qquad t = m,\ m+1, \ldots$$

ซึ่ง

$$\hat{\mu}_t = \alpha_1\left(Y_t/\hat{S}_{t-m}\right) + (1-\alpha_1)\left(\hat{\mu}_{t-1} + \hat{\beta}_{t-1}\right)$$

$$\hat{\beta}_t = \alpha_2(\hat{\mu}_t - \hat{\mu}_{t-1}) + (1-\alpha_2)\hat{\beta}_{t-1}$$

$$\hat{S}_t = \alpha_3(Y_t/\hat{\mu}_t) + (1-\alpha_3)\hat{S}_{t-m}$$

$$m = 12$$

การคำนวณค่าพยากรณ์จะต้องเริ่มกำหนดค่าเริ่มต้นของ $\hat{\mu}_t$ ซึ่งจะมีค่าเท่ากับ 47.284, $\hat{S}_t$ มีค่าเท่ากับ 0.108, และ $\hat{\beta}_t = 0$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์ของวินเตอร์จะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล และจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

14.3 วิธีการแยกองค์ประกอบ

- จากการพิจารณากราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนลำนางรองรูปแบบการพยากรณ์จะอยู่ในรูปของผลบวก โดยจะหาค่าการพยากรณ์วิธีการแยกองค์ประกอบในรูปของสมการเชิงเส้น ผลจากการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Regression

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.448[a]	.201	.111	13.2694

a. Predictors: (Constant), I11, I0, I6, I7, I5, I8, I4, I9, I3, I10, I2, I1

ANOVA[b]

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	4725.226	12	393.769	2.236	.015[a]
	Residual	18840.202	107	176.077		
	Total	23565.428	119			

a. Predictors: (Constant), I11, I0, I6, I7, I5, I8, I4, I9, I3, I10, I2, I1

b. Dependent Variable: Water in LAMNANGRONG

Coefficients[a]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	51.019	4.795		10.641	.000
	I0	-2.95E-04	.035	-.001	-.008	.993
	I1	-2.313	5.947	-.046	-.389	.698
	I2	-4.283	5.945	-.084	-.720	.473
	I3	-6.273	5.943	-.124	-1.056	.294
	I4	-9.112	5.941	-.180	-1.534	.128
	I5	-9.982	5.939	-.197	-1.681	.096
	I6	-9.952	5.938	-.196	-1.676	.097
	I7	-13.701	5.937	-.270	-2.308	.023
	I8	-18.401	5.936	-.363	-3.100	.002
	I9	-12.401	5.935	-.245	-2.089	.039
	I10	2.309	5.935	.046	.389	.698
	I11	2.010	5.934	.040	.339	.736

a. Dependent Variable: Water in LAMNANGRONG

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้รูปแบบการพยากรณ์เป็นดังนี้

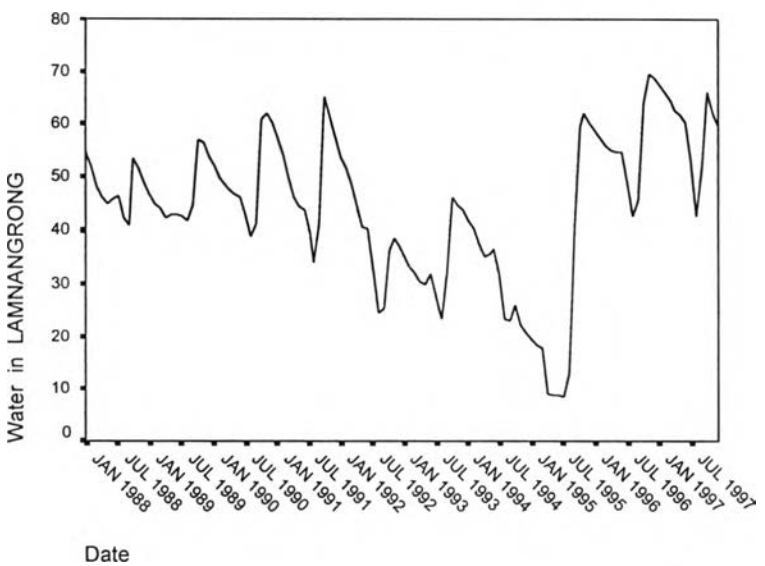
$$Z_t = 51.019 - 2.946E\text{-}04\, t_1 - 2.313\, x_{1t} - 4.283\, x_{2t} - 6.273\, x_{3t} - 9.112\, x_{4t} - 9.982\, x_{5t} - 9.952\, x_{6t} - 13.701\, x_{7t} - 18.401\, x_{8t} - 12.401\, x_{9t} + 2.309\, x_{10t} + 2.010\, x_{11t}$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบวิธีการแยกองค์ประกอบจะตรวจสอบคุณสมบัติของของเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล และจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

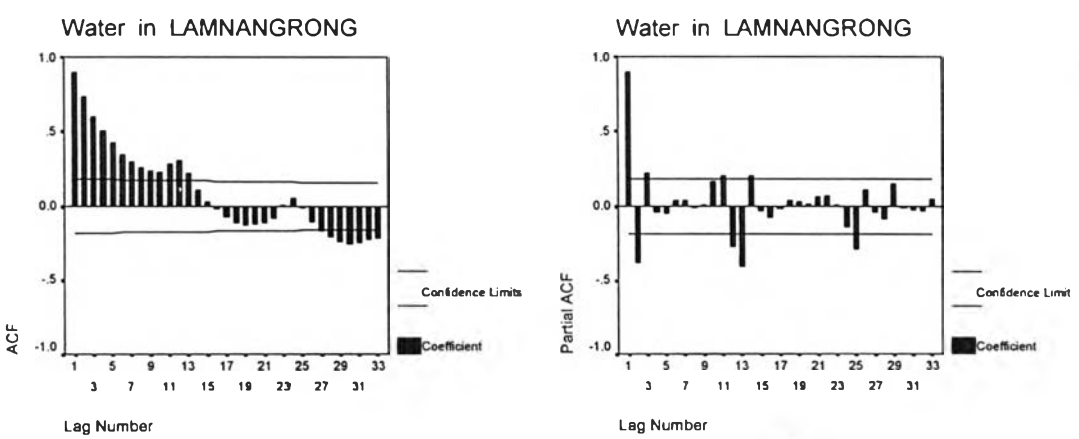
14.4 วิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์

- กำหนดตัวแบบทดลอง

- พิจารณาจากกราฟการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนลำนางรอง



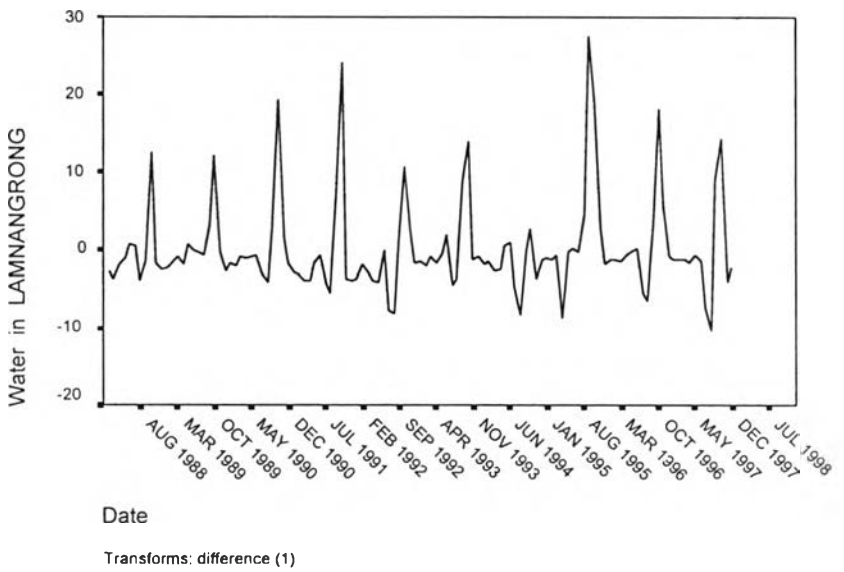
กราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนนางรอง



กราฟแสดง ACF และ PACF ของข้อมูล ริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนลำนางรอง

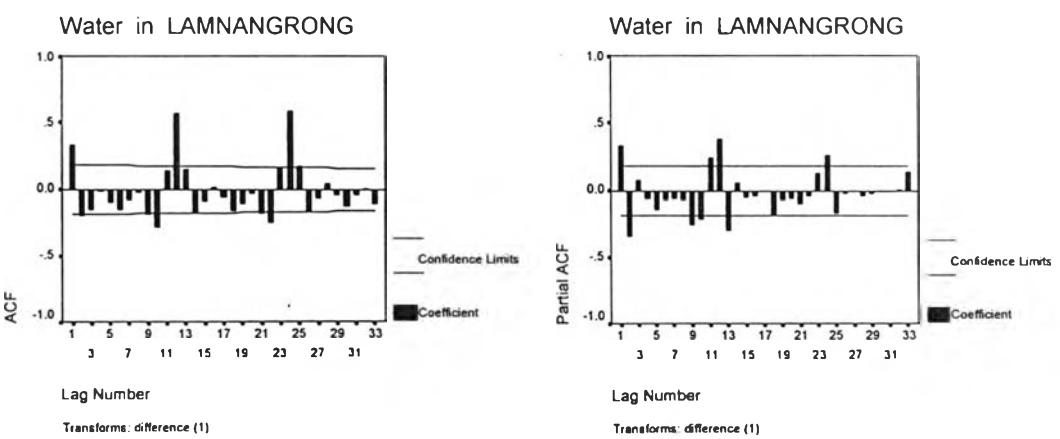
พิจารณากราฟอนุกรมเวลาในข้างต้นพบว่า ข้อมูลมีลักษณะการเคลื่อนไหวแปรผันตามเวลาและไม่คงที่ในค่าเฉลี่ย และเมื่อพิจารณากราฟ ACF พบว่าลดลงอย่างช้า ๆ และไม่ลู่เข้าสู่ศูนย์ ซึ่งบ่งบอกได้ว่าอนุกรมเวลาไม่อยู่ในสภาพคงที่ (Stationary) ในค่าเฉลี่ย จึงจำเป็นต้องแปลงข้อมูลให้อยู่ในสภาพคงที่ โดยเริ่มจากการแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างหนึ่งครั้งในข้อมูลอนุกรมเวลาชุดเดิม แล้วพิจารณากราฟการเคลื่อนไหวของข้อมูลอนุกรมเวลาชุดใหม่ดังนี้

- พิจารณากราฟแสดงการแปลงข้อมูลเพื่อให้คงที่ในค่าเฉลี่ยจากหาผลต่าง



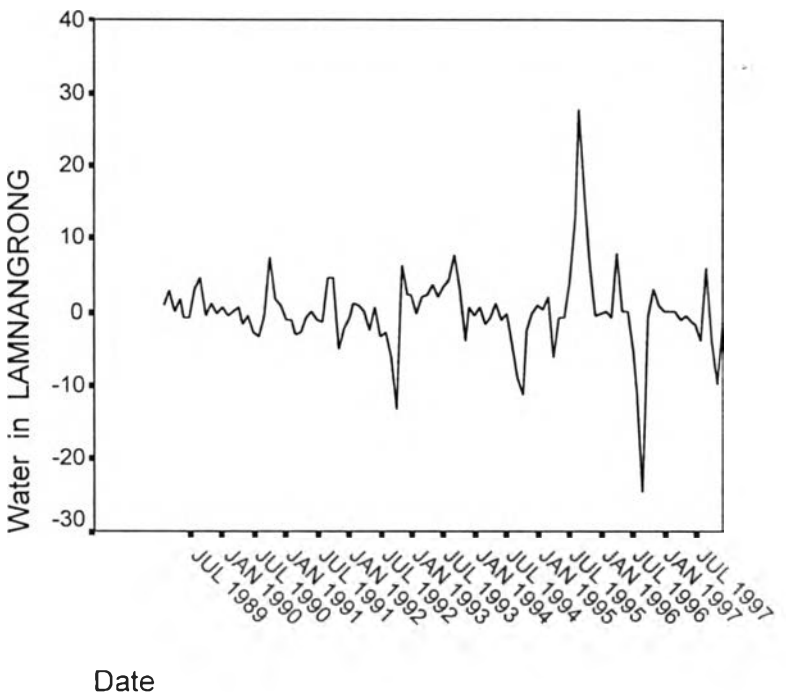
จากกราฟข้างต้นพบว่าข้อมูลมีลักษณะคงที่ในค่าเฉลี่ยแล้ว จึงพิจารณาการเคลื่อนไหวของข้อมูลจากกราฟแสดง ACF และ PACF ดังนี้

- กราฟแสดง ACF และ PACF ของข้อมูลอนุกรมเวลาหลังจากการแปลงข้อมูล โดยการหาผลต่าง



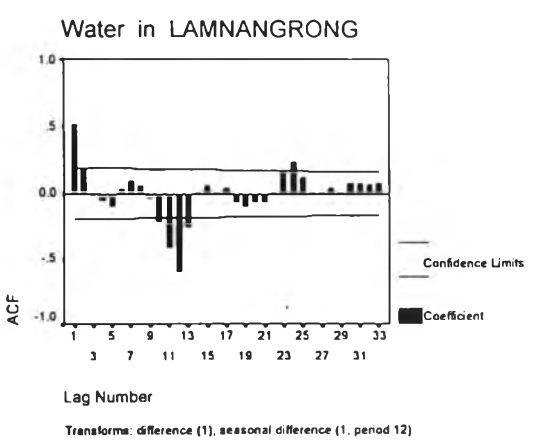
จากกราฟการแปลงข้อมูล โดยการหาผลต่าง และกราฟ ACF และ PACF พบว่าอนุกรมเวลาชุดนี้อยู่ในสภาพคงที่ จากนั้นพิจารณากราฟ ACF ในส่วนฤดูกาลพบว่า ข้อมูลชุดนี้มีฤดูกาลมาเกี่ยวข้อง และอนุกรมเวลาในส่วนที่เป็นฤดูกาลยังไม่อยู่ในสภาพคงที่ จึงต้องทำการหาผลต่างระยะยาวของข้อมูลต่างครั้งแรก เป็นดังนี้

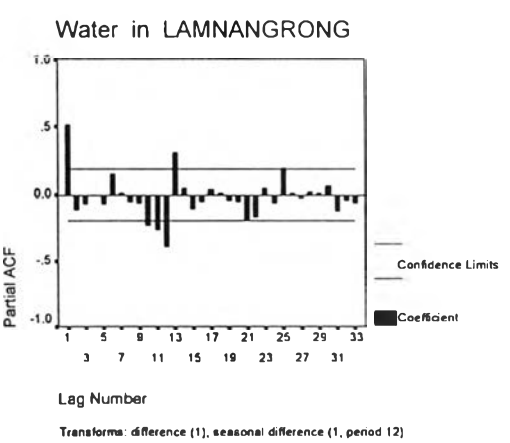
- พิจารณากราฟแสดงการแปลงข้อมูลเพื่อให้คงที่ในส่วนที่มีองค์ประกอบของฤดูกาล



Transforms: difference (1), seasonal difference (1, period 12)

- กราฟแสดง ACF และ PACF ของข้อมูลหลังการแปลงให้อยู่ในสภาพคงที่





จากกราฟแสดงการแปลงข้อมูลเพื่อให้คงที่ในส่วนที่มีองค์ประกอบของฤดูกาล และกราฟแสดง ACF และ PACF พบว่าข้อมูลอนุกรมเวลาชุดนี้อยู่ในสภาพคงที่ และนำมาพิจารณากำหนดตัวแบบเบื้องต้น จะได้ตัวแบบ ARIMA$(1, 1, 0)\,(1, 1, 0)_{12}$

- การประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการของบ็อกซ์และเจนกินส์ ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Arima

```
Non-seasonal differencing: 1
    Seasonal differencing: 1
Length of Seasonal Cycle: 12

Parameters:
AR1         ________  < value originating from estimation >
SAR1        ________  < value originating from estimation >
95.00 percent confidence intervals will be generated.

Initial values:

AR1          .51903
SAR1        -.59214

FINAL PARAMETERS:

Number of residuals  107
Standard error       3.7920178
Log likelihood       -295.88965
AIC                  595.7793
SBC                  601.12495

            Analysis of Variance:

               DF  Adj. Sum of Squares    Residual Variance

Residuals     105           1580.0979           14.379399

           Variables in the Model:

                B         SEB      T-RATIO   APPROX. PROB.

AR1      .49289649   .08354413    5.8998338       .00000004
SAR1    -.56371895   .08072560   -6.9831498       .00000000
```

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ จะได้รูปแบบการพยากรณ์เป็นดังนี้

$$W_t = 0.49290\, W_{t-1} - 0.56372\, W_{t-12} + 0.27786\, W_{t-13}$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์จะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล และจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ เมื่อพิจารณาจากค่าคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ โดยพิจารณาจากค่า MAPE จะได้ว่าค่าพยากรณ์โดยวิธีถดถอยจะให้ค่า MAPE เท่ากับ 8.2321% วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ให้ค่า MAPE เท่ากับ 7.5965% วิธีการแยกองค์ประกอบให้ค่า MAPE เท่ากับ 12.7137% และวิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์ ให้ค่า MAPE เท่ากับ 11.6225% ดังนั้นในการพยากรณ์ปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนลำนางรองโดยวิธีการถดถอยจะเหมาะสมกับข้อมูลอนุกรมเวลาชุดนี้ ส่วนค่าพยากรณ์จากวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ ค่าพยากรณ์โดยวิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์ และค่าพยากรณ์ด้วยวิธีแยกองค์ประกอบเหมาะสมเป็นอันดับ 2, 3 และ 4 ตามลำดับ

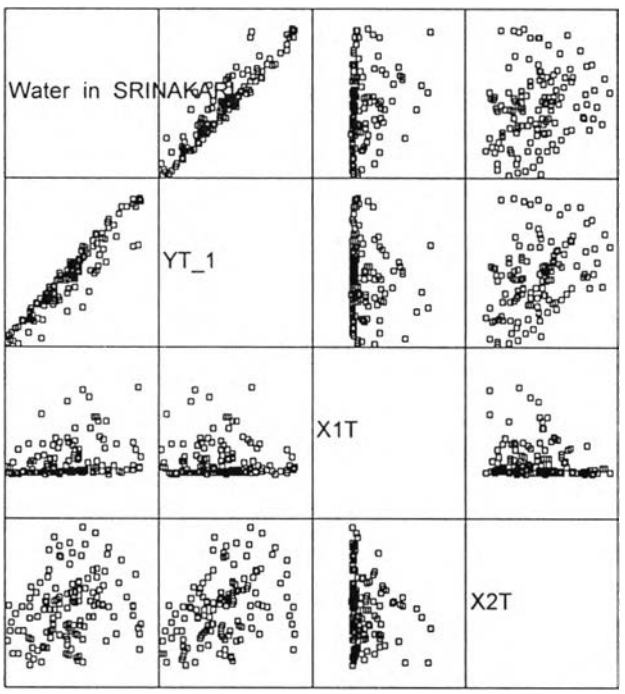
จากการศึกษาเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ทั้ง 4 วิธี พบว่าวิธีการพยากรณ์วิธีการถดถอยเหมาะสมกับข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนลำนางรอง ดังนั้นจึงนำเอาวิธีการถดถอยมาพยากรณ์ปริมาณน้ำในปี พ. ศ. 2542 – 2543 โดยนำข้อมูลปี พ. ศ. 2530 – 2540 มารวมกับข้อมูลของปี พ. ศ. 2541 มาหาค่าสัมประสิทธิ์ใหม่และผ่านการวินิจฉัยตัวแบบด้วยวิธีการทางสถิติ ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล มีตัวแบบเป็นดังนี้

รูปแบบการพยากรณ์ : $\hat{Y}_t = -122.571 + 1.006\, Y_{t-1} + 1.037\, X_{1,t-1} - 1.015\, X_{2,t-1}$

15. ตัวแบบพยากรณ์สำหรับข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนศรีนครินทร์

15.1 วิธีการถดถอย

- กำหนดรูปแบบความสัมพันธ์ระหว่าง Y_t กับ Y_{t-1}, $X_{1,t-1}$, $X_{2,t-1}$ โดยทั่วไปจะสมมติให้ Y_t มีการแจกแจงความน่าจะเป็นแบบปกติ และพิจารณากำหนดรูปแบบความสัมพันธ์เป็นคู่ ๆ ระหว่าง Y_t กับ Y_{t-1}, $X_{1,t-1}$, $X_{2,t-1}$ ดังนั้นกราฟระหว่างตัวแปรตามกับตัวแปรอิสระเป็นดังนี้



กำหนดความสัมพันธ์ดังนี้

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 X_{1,t-1} + \beta_3 X_{2,t-1} + \varepsilon_t$$

- การประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบการถดถอย ในกรณีของตัวแบบการถดถอยเชิงเส้นและภายใต้ข้อสมมติ ในการประมาณค่าพารามิเตอร์ จะใช้วิธีวิเคราะห์การถดถอยแบบเชิงเส้น ในการอนุมานเกี่ยวกับพารามิเตอร์ตลอดจนค่าพยากรณ์แบบช่วง ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.997[a]	.994	.993	117.5566

a. Predictors: (Constant), X2T, X1T, YT_1

ANOVA[b]

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	2.72E+08	3	90799288.19	6570.353	.000[a]
	Residual	1755082	127	13819.544		
	Total	2.74E+08	130			

a. Predictors: (Constant), X2T, X1T, YT_1

b. Dependent Variable: Water in SRINAKARIN

Coefficients[a]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-127.446	102.206		-1.247	.215
	YT_1	1.006	.008	1.005	130.073	.000
	X1T	1.036	.024	.310	42.934	.000
	X2T	-1.007	.085	-.092	-11.828	.000

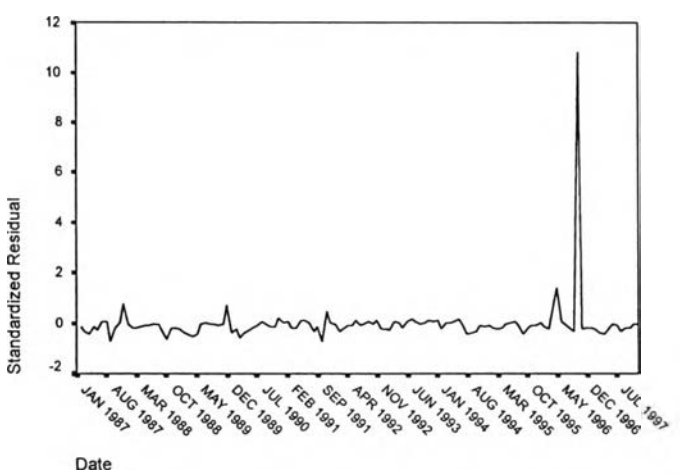
a. Dependent Variable: Water in SRINAKARIN

จากตารางข้างต้นจะได้ตัวแบบพยากรณ์เป็นดังนี้

$$\hat{Y}_t = 1.006\, Y_{t-1} + 1.036\, X_{1,t-1} - 1.007\, X_{2,t-1}$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบการถดถอยจะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะมีการตรวจสอบดังนี้

  - ตรวจสอบค่าเฉลี่ยและความแปรปรวน

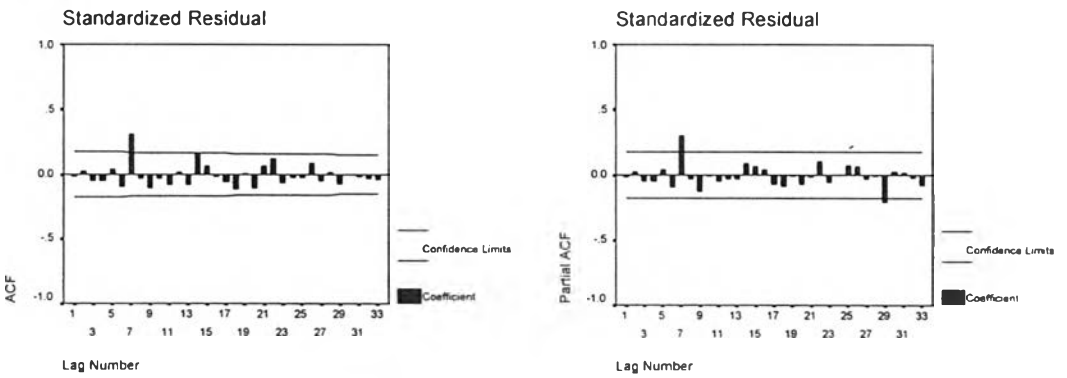


Mean Standardized Residual = 0.000

กราฟแสดงการกระจายของค่าคลาดเคลื่อน e_t กับเวลา

จากรูปกราฟข้างต้นพบว่าค่าคลาดเคลื่อน e_t กระจายเป็นแนวในลักษณะขนานรอบค่าศูนย์ และพบว่า e_t มีค่าเฉลี่ยเข้าใกล้ศูนย์ (มีค่าเท่ากับ $-4.03 * 10^{-16}$) ดังนั้นจากค่าเฉลี่ยและลักษณะการกระจายของ e_t ประมาณได้ว่าค่าคลาดเคลื่อนสุ่มมีค่าเฉลี่ยเป็นศูนย์และความแปรปรวนคงที่

- ตรวจสอบสหสัมพันธ์ของค่าคลาดเคลื่อน



กราฟแสดง ACF และ PACF ของ e_t

การพิจารณาจากกราฟแสดง ACF และ PACF พบว่าค่าคลาดเคลื่อน e_t ไม่มีสหสัมพันธ์กัน

- ตรวจสอบคุณสมบัติของการแจกแจงของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม โดยใช้การทดสอบ Kolmogorov – Smirnov Test

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Standardized Residual
N		131
Normal Parameters [a,b]	Mean	-9.11772E-10
	Std. Deviation	.9883942
Most Extreme Differences	Absolute	.376
	Positive	.376
	Negative	-.288
Kolmogorov-Smirnov Z		4.302
Asymp. Sig. (2-tailed)		.382

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

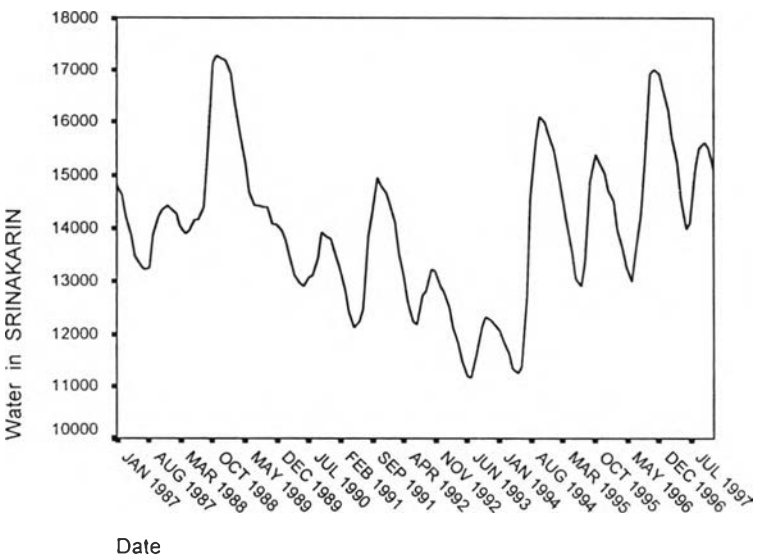
จากตาราง Kolmogorov – Smirnov Test พบว่าค่าสถิติทดสอบของ Kolmogorov – Smirnov เท่ากับ 4.302 และค่า Sig. = 0.382 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่กำหนด (α = 0.05) จึงสรุปได้ว่าค่าคลาดเคลื่อนสุ่มมีการแจกแจงแบบปกติ

จากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ด้วยวิธีการถดถอยสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม โดยใช้ตัวแบบพยากรณ์

$$\hat{Y}_t = 1.006\, Y_{t-1} + 1.036\, X_{1,t-1} - 1.007\, X_{2,t-1}$$

15.2 วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์

- พิจารณาการกระจายและการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนศรีนครินทร์



กราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนศรีนครินทร์

จากกราฟข้างต้นพบว่าข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนศรีนครินทร์ มีลักษณะการเคลื่อนไหวแบบมีแนวโน้มและฤดูกาล โดยเฉพาะลักษณะการเคลื่อนไหวแบบฤดูกาลเป็นแบบเชิงพหุแนวโน้ม ซึ่งสอดคล้องกับวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์

- การประมาณค่าคงที่ของวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

ExSmooth

```
MODEL= WINTERS (Linear trend, multiplicative seasonality)      Period= 12

Initial values:    Series (ค่าเฉลี่ย)       Trend (ความชัน)
   (ค่าเริ่มต้น) 13904.91667          10.90278

DFE = 119.
```

The 10 smallest SSE's are:	Alpha	Gamma	Delta	SSE
	1.000000	.4000000	.1000000	13352296.111
	1.000000	.4000000	.2000000	13352296.111
	1.000000	.4000000	.3000000	13352296.111
	1.000000	.4000000	.4000000	13352296.111
	1.000000	.4000000	.5000000	13352296.111
	1.000000	.4000000	.6000000	13352296.111
	1.000000	.4000000	.7000000	13352296.111
	1.000000	.4000000	.8000000	13352296.111
	1.000000	.4000000	.9000000	13352296.111
	1.000000	.4000000	1.000000	13352296.111

เมื่อประมาณค่าคงที่จะได้ค่าคงที่สำหรับการปรับให้เรียบสำหรับข้อมูลชุดนี้ทั้ง 3 ค่า จะได้ค่าคงที่สำหรับปรับให้เรียบสำหรับระดับ (α) เท่ากับ 1.000 , ค่าคงที่สำหรับปรับให้เรียบสำหรับแนวโน้ม (γ) เท่ากับ 0.400 และค่าคงที่สำหรับปรับให้เรียบสำหรับฤดูกาล (δ) เท่ากับ 0.100 ซึ่งตัวแบบพยากรณ์มีรูปแบบเป็นดังนี้

$$\hat{Y}_t(l) = \left(\hat{\mu}_t + l\hat{\beta}_t t\right)\hat{S}_{t+l-m}, \qquad t = m, m+1, \ldots$$

ซึ่ง

$$\hat{\mu}_t = \alpha_1\left(Y_t/\hat{S}_{t-m}\right) + (1-\alpha_1)\left(\hat{\mu}_{t-1} + \hat{\beta}_{t-1}\right)$$

$$\hat{\beta}_t = \alpha_2(\hat{\mu}_t - \hat{\mu}_{t-1}) + (1-\alpha_2)\hat{\beta}_{t-1}$$

$$\hat{S}_t = \alpha_3(Y_t/\hat{\mu}_t) + (1-\alpha_3)\hat{S}_{t-m}$$

$$m = 12$$

การคำนวณค่าพยากรณ์จะต้องเริ่มกำหนดค่าเริ่มต้นของ $\hat{\mu}_t$ ซึ่งจะมีค่าเท่ากับ 13,904.917, $\hat{S}_t$ มีค่าเท่ากับ 10.903, และ $\hat{\beta}_t = 0$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์ของวินเตอร์จะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล และจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

15.3 วิธีการแยกองค์ประกอบ

- จากการพิจารณากราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนศรีนครินทร์รูปแบบการพยากรณ์จะอยู่ในรูปของผลบวก โดยจะหาค่าการพยากรณ์วิธีการแยกองค์ประกอบในรูปของสมการเชิงเส้น ผลจากการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Regression

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.480[a]	.231	.153	1332.7788

a. Predictors: (Constant), I11, I0, I6, I7, I5, I8, I4, I9, I3, I10, I2, I1

ANOVA[b]

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	63417205	12	5284767.105	2.975	.001[a]
	Residual	2.11E+08	119	1776299.273		
	Total	2.75E+08	131			

a. Predictors: (Constant), I11, I0, I6, I7, I5, I8, I4, I9, I3, I10, I2, I1

b. Dependent Variable: Water in SRINAKARIN

Coefficients[a]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	14650.277	458.177		31.975	.000
	I0	1.115	3.057	.029	.365	.716
	I1	-178.464	569.293	-.034	-.313	.754
	I2	-435.306	569.120	-.083	-.765	.446
	I3	-863.603	568.964	-.165	-1.518	.132
	I4	-1246.263	568.825	-.239	-2.191	.030
	I5	-1586.742	568.702	-.304	-2.790	.006
	I6	-1802.675	568.595	-.345	-3.170	.002
	I7	-1638.517	568.504	-.314	-2.882	.005
	I8	-1025.268	568.430	-.196	-1.804	.074
	I9	-413.110	568.373	-.079	-.727	.469
	I10	196.775	568.332	.038	.346	.730
	I11	139.751	568.307	.027	.246	.806

a. Dependent Variable: Water in SRINAKARIN

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้รูปแบบการพยากรณ์เป็นดังนี้

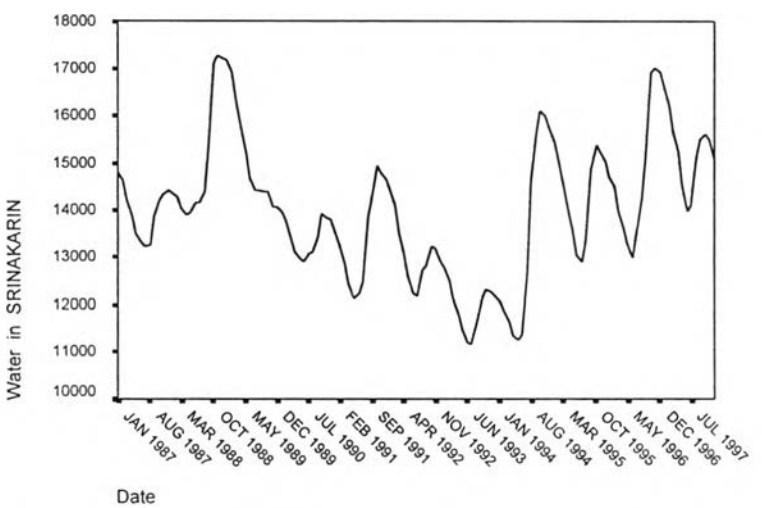
$$Z_t = 14{,}650.277 - 1.115t_1 - 178.464x_{1t} - 435.306x_{2t} - 863.603x_{3t} - 1{,}246.263x_{4t} - 1.586.742x_{5t} - 1{,}802.675x_{6t} - 1{,}638.517x_{7t} - 1{,}025.268x_{8t} - 413.110\,x_{9t} + 196.775x_{10t} + 139.751x_{11t}$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบวิธีการแยกองค์ประกอบจะตรวจสอบคุณสมบัติของของเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล และจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

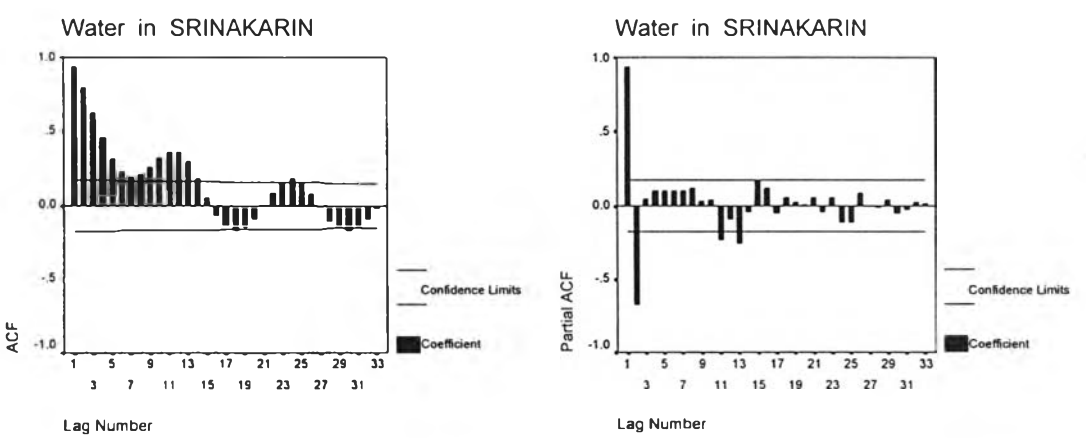
15.4 วิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์

- กำหนดตัวแบบทดลอง

- พิจารณาจากกราฟการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนศรีนครินทร์



กราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนศรีนครินทร์

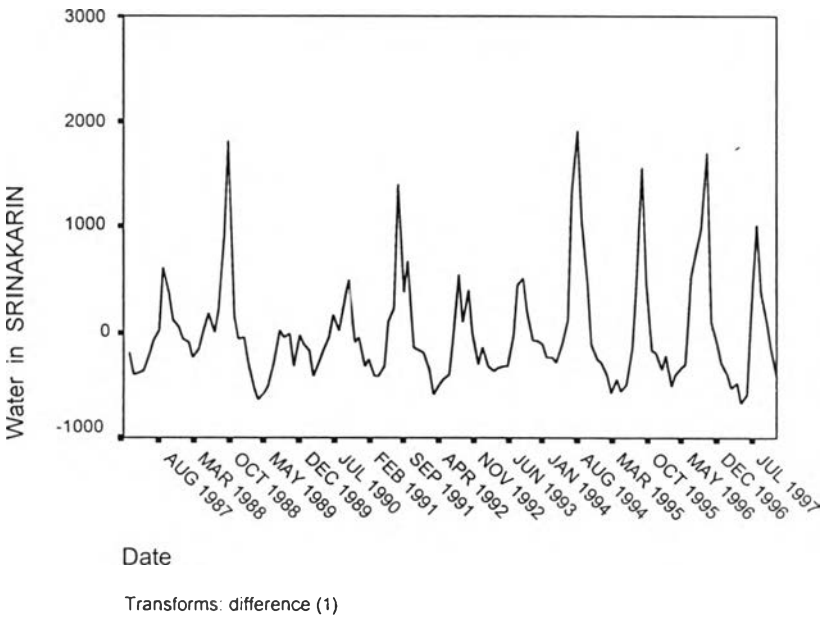


กราฟแสดง ACF และ PACF ของข้อมูล ริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนศรีนครินทร์

พิจารณากราฟอนุกรมเวลาในข้างต้นพบว่า ข้อมูลมีลักษณะการเคลื่อนไหวแปรผันตามเวลาและไม่คงที่ในค่าเฉลี่ย และเมื่อพิจารณากราฟ ACF พบว่าลดลงอย่างช้า ๆ และไม่ลู่เข้าสู่

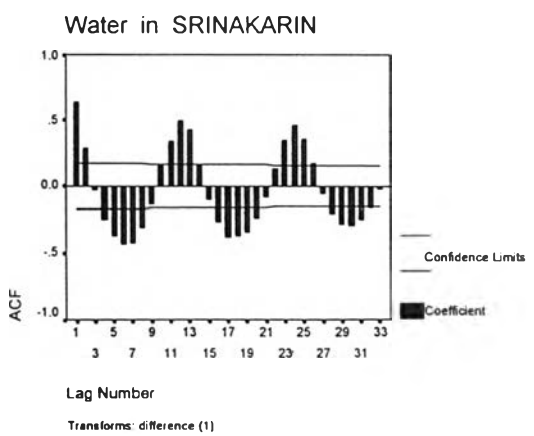
ศูนย์ ซึ่งบ่งบอกได้ว่าอนุกรมเวลาไม่อยู่ในสภาพคงที่ (Stationary) ในค่าเฉลี่ย จึงจำเป็นต้องแปลงข้อมูลให้อยู่ในสภาพคงที่ โดยเริ่มจากการแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างหนึ่งครั้งในข้อมูลอนุกรมเวลาชุดเดิม แล้วพิจารณากราฟการเคลื่อนไหวของข้อมูลอนุกรมเวลาชุดใหม่ดังนี้

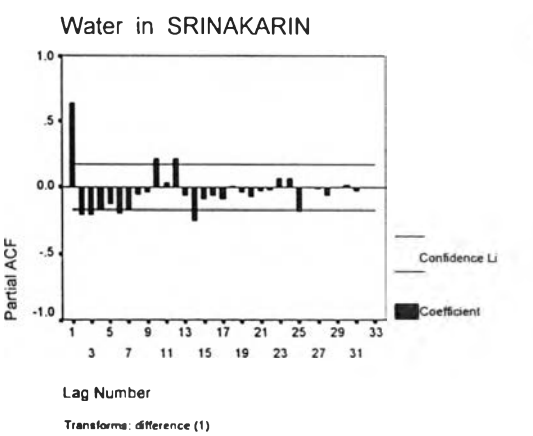
- พิจารณากราฟแสดงการแปลงข้อมูลเพื่อให้คงที่ในค่าเฉลี่ยจากหาผลต่าง



จากกราฟข้างต้นพบว่าข้อมูลมีลักษณะคงที่ในค่าเฉลี่ยแล้ว จึงพิจารณาการเคลื่อนไหวของข้อมูลจากกราฟแสดง ACF และ PACF ดังนี้

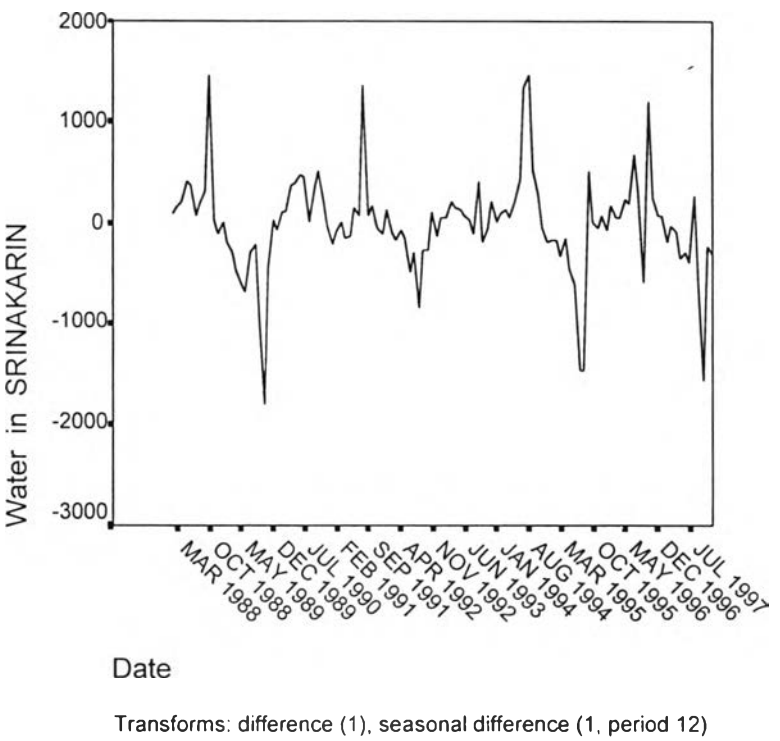
- กราฟแสดง ACF และ PACF ของข้อมูลอนุกรมเวลาหลังจากการแปลงข้อมูล โดยการหาผลต่าง





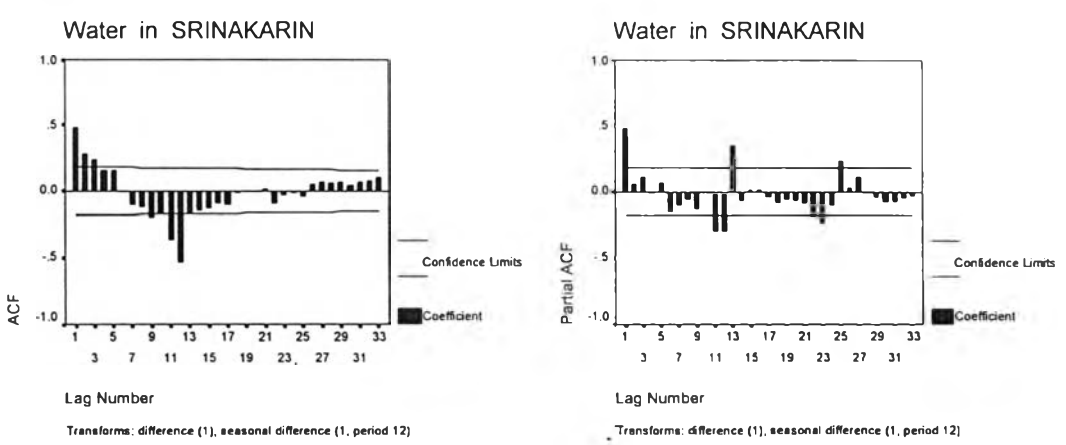
จากกราฟการแปลงข้อมูล โดยการหาผลต่าง และกราฟ ACF และ PACF พบว่าอนุกรมเวลาชุดนี้อยู่ในสภาพคงที่ จากนั้นพิจารณากราฟ ACF ในส่วนฤดูกาลพบว่า ข้อมูลชุดนี้มีฤดูกาลมาเกี่ยวข้อง และอนุกรมเวลาในส่วนที่เป็นฤดูกาลยังไม่อยู่ในสภาพคงที่ จึงต้องทำการหาผลต่างระยะยาวของข้อมูลต่างครั้งแรก เป็นดังนี้

- พิจารณากราฟแสดงการแปลงข้อมูลเพื่อให้คงที่ในส่วนที่มีองค์ประกอบของฤดูกาล



Transforms: difference (1), seasonal difference (1, period 12)

- กราฟแสดง ACF และ PACF ของข้อมูลหลังการแปลงให้อยู่ในสภาพคงที่



จากกราฟแสดงการแปลงข้อมูลเพื่อให้คงที่ในส่วนที่มีองค์ประกอบของฤดูกาล และกราฟแสดง ACF และ PACF พบว่าข้อมูลอนุกรมเวลาชุดนี้อยู่ในสภาพคงที่ และนำมาพิจารณากำหนดตัวแบบเบื้องต้น จะได้ตัวแบบ ARIMA$(1, 1, 0)(0, 1, 1)_{12}$ มีรูปแบบดังนี้

$$(1 - \phi_1 B)(1 - B^{12}) Y_t = \delta + (1 - \Theta_{12} B^{12}) a_t$$

หรือ $$W_t = \delta + \phi_1 W_{t-1} - \Theta_{12} a_{t-12} + a_t$$

เมื่อ $$W_t = (1 - B^{12}) Y_t$$

- การประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการของบ็อกซ์และเจนกินส์ ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Arima

```
Non-seasonal differencing: 1
    Seasonal differencing: 1
Length of Seasonal Cycle: 12

Parameters:
AR1         ________  < value originating from estimation >
SMA1        ________  < value originating from estimation >
95.00 percent confidence intervals will be generated.

Initial values:

AR1         .48380
SMA1        .73230

FINAL PARAMETERS:

Number of residuals  119
Standard error       316.86396
Log likelihood       -860.92802
AIC                  1725.856
SBC                  1731.4143

            Analysis of Variance:

               DF  Adj. Sum of Squares    Residual Variance

Residuals     117          13316640.7            100402.77

           Variables in the Model:

                B          SEB     T-RATIO   APPROX. PROB.

AR1      .46706652   .07801414   5.9869468       .00000002
SMA1     .84443134   .11136313   7.5826829       .00000000
```

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ จะได้รูปแบบการพยากรณ์เป็นดังนี้

$$W_t = 0.46707\, W_{t-1} - 0.84443\, a_{t-12}$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์จะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล และจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ เมื่อพิจารณาจากค่าคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ โดยพิจารณาจากค่า MAPE จะได้ว่าค่าพยากรณ์โดยวิธีถดถอยจะให้ค่า MAPE เท่ากับ 0.9591% ค่าพยากรณ์จากวิธีแยกองค์ประกอบให้ค่า MAPE เท่ากับ 5.8794% วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ให้ค่า MAPE เท่ากับ 3.7055% และวิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์ ให้ค่า MAPE เท่ากับ 6.3740% ดังนั้นในการพยากรณ์ปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนศรีนครินทร์โดยวิธีการถดถอยจะเหมาะสมกับข้อมูลอนุกรมเวลาชุดนี้ ส่วนค่าพยากรณ์จากวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ ค่าพยากรณ์โดยวิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์ และค่าพยากรณ์จากวิธีแยกองค์ประกอบเหมาะสมเป็นอันดับ 2, 3 และ 4 ตามลำดับ

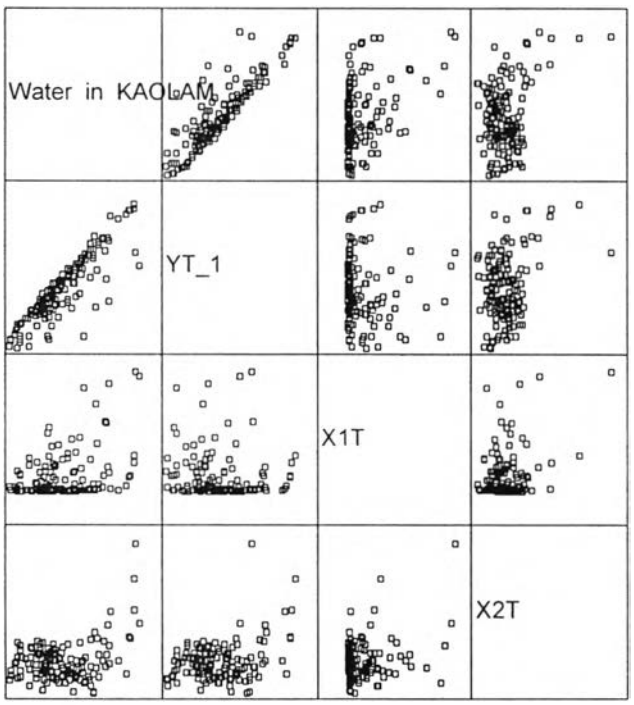
จากการศึกษาเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ทั้ง 4 วิธี พบว่าวิธีการพยากรณ์วิธีการถดถอยเหมาะสมกับข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนศรีนครินทร์ ดังนั้นจึงนำเอาวิธีการถดถอยมาพยากรณ์ปริมาณน้ำในปี พ. ศ. 2542 – 2543 โดยนำข้อมูลปี พ. ศ. 2530 – 2540 มารวมกับข้อมูลของปี พ. ศ. 2541 มาหาค่าสัมประสิทธิ์ใหม่และผ่านการวินิจฉัยตัวแบบด้วยวิธีการทางสถิติ ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล มีตัวแบบเป็นดังนี้

รูปแบบการพยากรณ์ : $\hat{Y}_t = -122.571 + 1.006\, Y_{t-1} + 1.037\, X_{1,t-1} - 1.015\, X_{2,t-1}$

16. ตัวแบบพยากรณ์สำหรับข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนเขาแหลม

16.1 วิธีการถดถอย

- กำหนดรูปแบบความสัมพันธ์ระหว่าง Y_t กับ Y_{t-1}, $X_{1,t-1}$, $X_{2,t-1}$ โดยทั่วไปจะสมมติให้ Y_t มีการแจกแจงความน่าจะเป็นแบบปกติ และพิจารณากำหนดรูปแบบความสัมพันธ์เป็นคู่ ๆ ระหว่าง Y_t กับ Y_{t-1}, $X_{1,t-1}$, $X_{2,t-1}$ ดังนั้นกราฟระหว่างตัวแปรตามกับตัวแปรอิสระเป็นดังนี้



กำหนดความสัมพันธ์ดังนี้

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 X_{1,t-1} + \beta_3 X_{2,t-1} + \varepsilon_t$$

- การประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบการถดถอย ในกรณีของตัวแบบการถดถอยเชิงเส้นและภายใต้ข้อสมมติ ในการประมาณค่าพารามิเตอร์ จะใช้วิธีวิเคราะห์การถดถอยแบบเชิงเส้น ในการอนุมานเกี่ยวกับพารามิเตอร์ตลอดจนค่าพยากรณ์แบบช่วง ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.996[a]	.993	.993	117.3078

a. Predictors: (Constant), X2T, X1T, YT_1

ANOVA[b]

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	2.41E+08	3	80333366.22	5837.708	.000[a]
	Residual	1747661	127	13761.113		
	Total	2.43E+08	130			

a Predictors: (Constant), X2T, X1T, YT_1

b Dependent Variable: Water in KAOLAM

Coefficients[a]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	20.618	45.515		.453	.651
	YT_1	.986	.008	.974	118.963	.000
	X1T	.972	.016	.507	62.203	.000
	X2T	-.937	.056	-.143	-16.635	.000

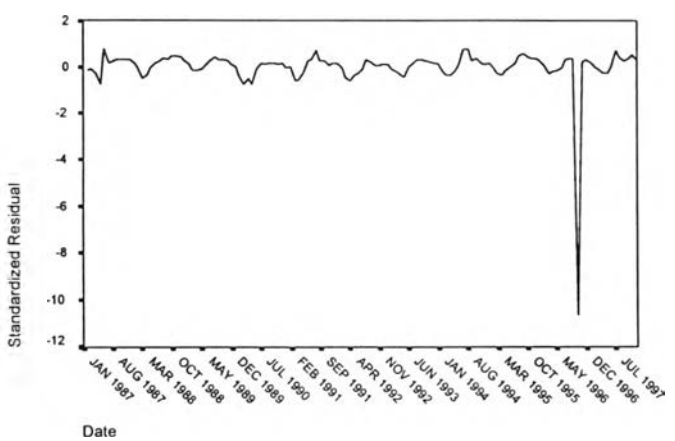
a. Dependent Variable: Water in KAOLAM

จากตารางข้างต้นจะได้ตัวแบบพยากรณ์เป็นดังนี้

$$\hat{Y}_t = 0.986\, Y_{t-1} + 0.972\, X_{1,t-1} - 0.937\, X_{2,t-1}$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบการถดถอยจะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะมีการตรวจสอบดังนี้

  - ตรวจสอบค่าเฉลี่ยและความแปรปรวน

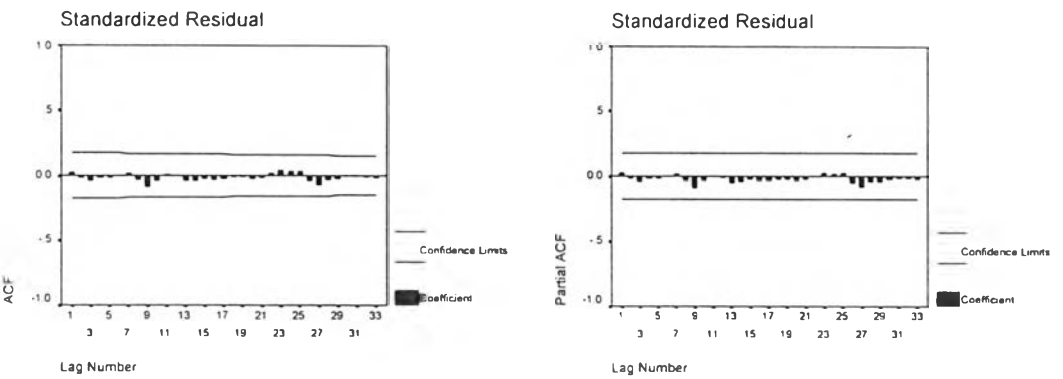


Mean Standardized Residual = 0.000

กราฟแสดงการกระจายของค่าคลาดเคลื่อน e_t กับเวลา

จากรูปกราฟข้างต้นพบว่าค่าคลาดเคลื่อน e_t กระจายเป็นแนวในลักษณะขนานรอบค่าศูนย์ และพบว่า e_t มีค่าเฉลี่ยเข้าใกล้ศูนย์ (มีค่าเท่ากับ $2.56 * 10^{-13}$) ดังนั้นจากค่าเฉลี่ยและลักษณะการกระจายของ e_t ประมาณได้ว่าค่าคลาดเคลื่อนสุ่มมีค่าเฉลี่ยเป็นศูนย์และความแปรปรวนคงที่

- ตรวจสอบสหสัมพันธ์ของค่าคลาดเคลื่อน



กราฟแสดง ACF และ PACF ของ e_t

การพิจารณาจากกราฟแสดง ACF และ PACF พบว่าค่าคลาดเคลื่อน e_t ไม่มีสหสัมพันธ์กัน

- ตรวจสอบคุณสมบัติของการแจกแจงของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม โดยใช้การทดสอบ Kolmogorov – Smirnov Test

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Standardized Residual
N		131
Normal Parameters [a,b]	Mean	1.461051E-09
	Std. Deviation	.9883942
Most Extreme Differences	Absolute	.265
	Positive	.264
	Negative	-.265
Kolmogorov-Smirnov Z		3.032
Asymp. Sig. (2-tailed)		.532

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

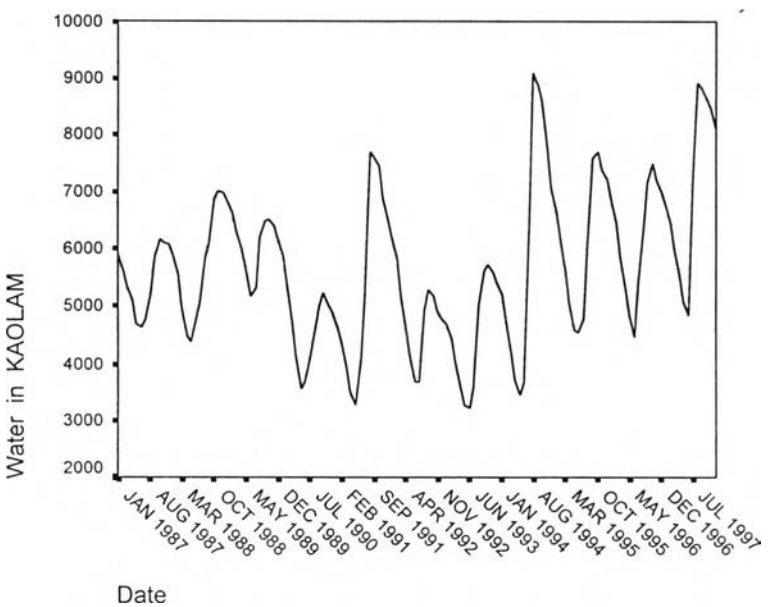
จากตาราง Kolmogorov – Smirnov Test พบว่าค่าสถิติทดสอบของ Kolmogorov – Smirnov เท่ากับ 3.032 และค่า Sig. = 0.532 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่กำหนด ($\alpha = 0.05$) จึงสรุปได้ว่าค่าคลาดเคลื่อนสุ่มมีการแจกแจงแบบปกติ

จากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ด้วยวิธีการถดถอยสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม โดยใช้ตัวแบบพยากรณ์

$$\hat{Y}_t = 0.986\, Y_{t-1} + 0.972\, X_{1,t-1} - 0.937\, X_{2,t-1}$$

16.2 วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์

- พิจารณาการกระจายและการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนเขาแหลม



กราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนเขาแหลม

จากกราฟข้างต้นพบว่าข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนเขาแหลม มีลักษณะการเคลื่อนไหวแบบมีแนวโน้มและฤดูกาล โดยเฉพาะลักษณะการเคลื่อนไหวแบบฤดูกาลเป็นแบบเชิงพหุแนวโน้ม ซึ่งสอดคล้องกับวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์

- การประมาณค่าคงที่ของวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

ExSmooth

```
MODEL= WINTERS (Linear trend, multiplicative seasonality)      Period= 12

 Initial values:      Series (ค่าเฉลี่ย)      Trend (ความชัน)
   (ค่าเริ่มต้น)          5379.04167              13.29861

DFE = 119.
```

The 10 smallest SSE's are:	Alpha	Gamma	Delta	SSE
	1.000000	.1000000	.1000000	25095849.237
	1.000000	.1000000	.2000000	25095849.237
	1.000000	.1000000	.3000000	25095849.237
	1.000000	.1000000	.4000000	25095849.237
	1.000000	.1000000	.5000000	25095849.237
	1.000000	.1000000	.6000000	25095849.237
	1.000000	.1000000	.7000000	25095849.237
	1.000000	.1000000	.8000000	25095849.237
	1.000000	.1000000	.9000000	25095849.237
	1.000000	.1000000	1.000000	25095849.237

เมื่อประมาณค่าคงที่จะได้ค่าคงที่สำหรับการปรับให้เรียบสำหรับข้อมูลชุดนี้ทั้ง 3 ค่า จะได้ค่าคงที่สำหรับปรับให้เรียบสำหรับระดับ (α) เท่ากับ 1.000 , ค่าคงที่สำหรับปรับให้เรียบสำหรับแนวโน้ม (γ) เท่ากับ 0.100 และค่าคงที่สำหรับปรับให้เรียบสำหรับฤดูกาล (δ) เท่ากับ 0.100 ซึ่งตัวแบบพยากรณ์มีรูปแบบเป็นดังนี้

$$\hat{Y}_t(l) = \left(\hat{\mu}_t + l\hat{\beta}_t t\right)\hat{S}_{t+l-m}, \qquad t = m,\ m+1,\ \ldots$$

ซึ่ง

$$\hat{\mu}_t = \alpha_1\left(Y_t/\hat{S}_{t-m}\right) + (1-\alpha_1)\left(\hat{\mu}_{t-1} + \hat{\beta}_{t-1}\right)$$

$$\hat{\beta}_t = \alpha_2(\hat{\mu}_t - \hat{\mu}_{t-1}) + (1-\alpha_2)\hat{\beta}_{t-1}$$

$$\hat{S}_t = \alpha_3\left(Y_t/\hat{\mu}_t\right) + (1-\alpha_3)\hat{S}_{t-m}$$

$$m = 12$$

การคำนวณค่าพยากรณ์จะต้องเริ่มกำหนดค่าเริ่มต้นของ $\hat{\mu}_t$ ซึ่งจะมีค่าเท่ากับ 5,379.042, $\hat{S}_t$ มีค่าเท่ากับ 13.299, และ $\hat{\beta}_t = 0$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์ของวินเตอร์จะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล และจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

16.3 วิธีการแยกองค์ประกอบ

- จากการพิจารณากราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนเขาแหลมรูปแบบการพยากรณ์จะอยู่ในรูปของผลบวก โดยจะหาค่าการพยากรณ์วิธีการแยกองค์ประกอบในรูปของสมการเชิงเส้น ผลจากการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Regression

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.729[a]	.531	.484	978.1948

a. Predictors: (Constant), I11, I0, I6, I7, I5, I8, I4, I9, I3, I10, I2, I1

ANOVA[b]

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	1.29E+08	12	10745324.21	11.230	.000[a]
	Residual	1.14E+08	119	956864.995		
	Total	2.43E+08	131			

a. Predictors: (Constant), I11, I0, I6, I7, I5, I8, I4, I9, I3, I10, I2, I1

b. Dependent Variable: Water in KAOLAM

Coefficients[a]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	5719.523	336.280		17.008	.000
	I0	9.092	2.244	.255	4.053	.000
	I1	-321.164	417.833	-.065	-.769	.444
	I2	-672.075	417.707	-.137	-1.609	.110
	I3	-1194.259	417.592	-.243	-2.860	.005
	I4	-1665.351	417.490	-.339	-3.989	.000
	I5	-2048.262	417.399	-.417	-4.907	.000
	I6	-2057.081	417.321	-.419	-4.929	.000
	I7	-1288.447	417.254	-.263	-3.088	.003
	I8	10.370	417.200	.002	.025	.980
	I9	410.641	417.158	.084	.984	.327
	I10	512.730	417.128	.104	1.229	.221
	I11	244.729	417.110	.050	.587	.558

a. Dependent Variable: Water in KAOLAM

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้รูปแบบการพยากรณ์เป็นดังนี้

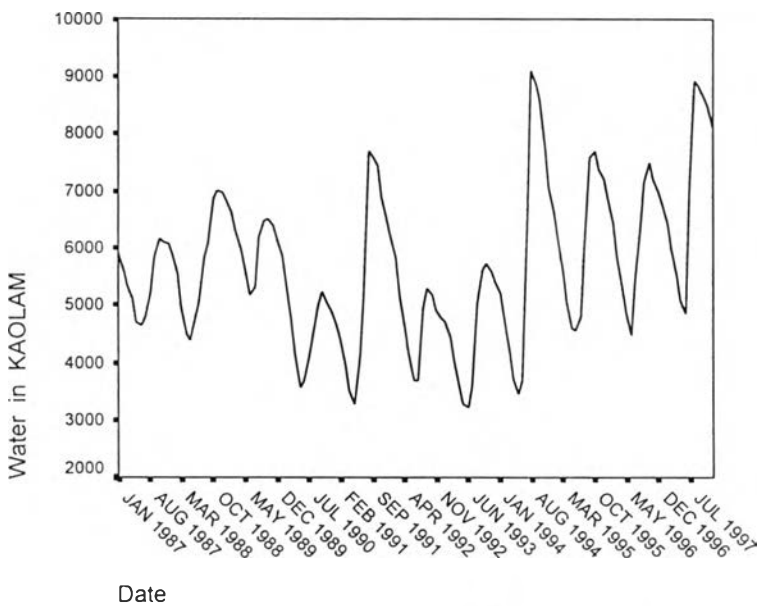
$$Z_t = 5{,}719.523 + 9.092\, t_1 - 321.164\, x_{1t} - 672.075\, x_{2t} - 1{,}194.259\, x_{3t} - 1{,}665.351\, x_{4t} - 2{,}048.262\, x_{5t} - 2{,}057.081\, x_{6t} + 1{,}288.447\, x_{7t} + 10.370\, x_{8t} + 410.641\, x_{9t} + 512.730\, x_{10t} + 244.729\, x_{11t}$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบวิธีการแยกองค์ประกอบจะตรวจสอบคุณสมบัติของของเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล และจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

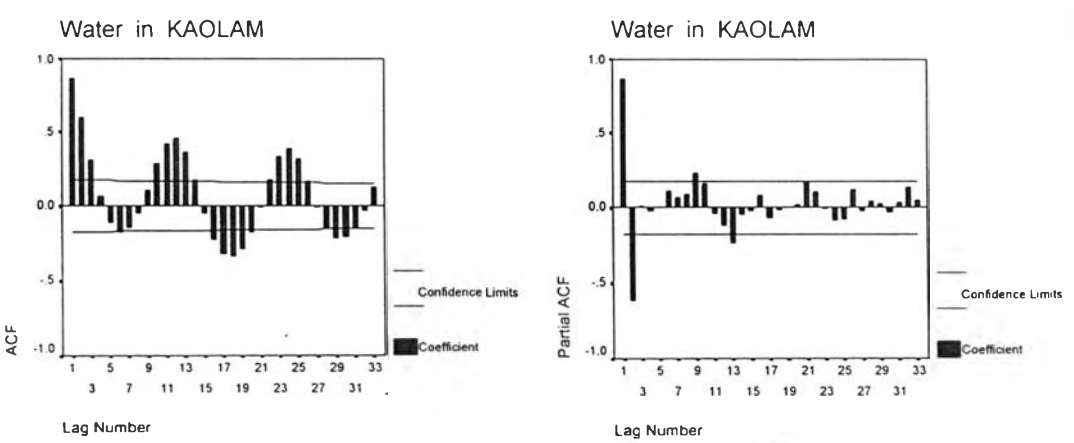
16.4 วิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์

- กำหนดตัวแบบทดลอง

- พิจารณาจากกราฟการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนเขาแหลม



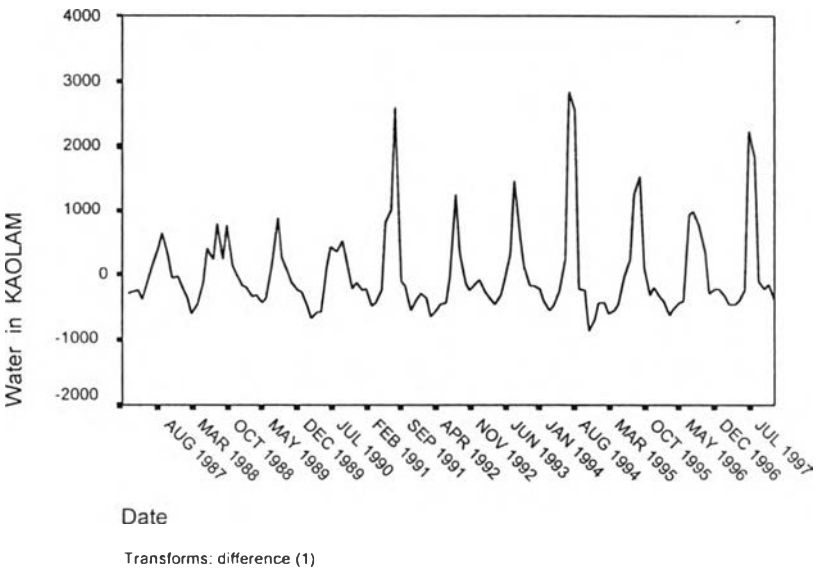
กราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนเขาแหลม



กราฟแสดง ACF และ PACF ของข้อมูล ริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนเขาแหลม

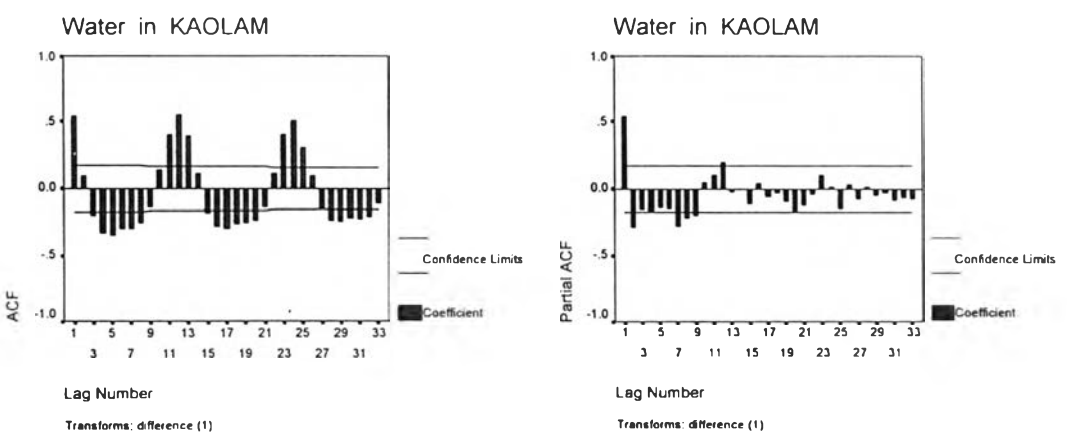
พิจารณากราฟอนุกรมเวลาในข้างต้นพบว่า ข้อมูลมีลักษณะการเคลื่อนไหวแปรผันตามเวลาและไม่คงที่ในค่าเฉลี่ย และเมื่อพิจารณากราฟ ACF พบว่าลดลงอย่างช้า ๆ และไม่ลู่เข้าสู่ศูนย์ ซึ่งบ่งบอกได้ว่าอนุกรมเวลาไม่อยู่ในสภาพคงที่ (Stationary) ในค่าเฉลี่ย จึงจำเป็นต้องแปลงข้อมูลให้อยู่ในสภาพคงที่ โดยเริ่มจากการแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างหนึ่งครั้งในข้อมูลอนุกรมเวลาชุดเดิม แล้วพิจารณากราฟการเคลื่อนไหวของข้อมูลอนุกรมเวลาชุดใหม่ดังนี้

- พิจารณากราฟแสดงการแปลงข้อมูลเพื่อให้คงที่ในค่าเฉลี่ยจากหาผลต่าง



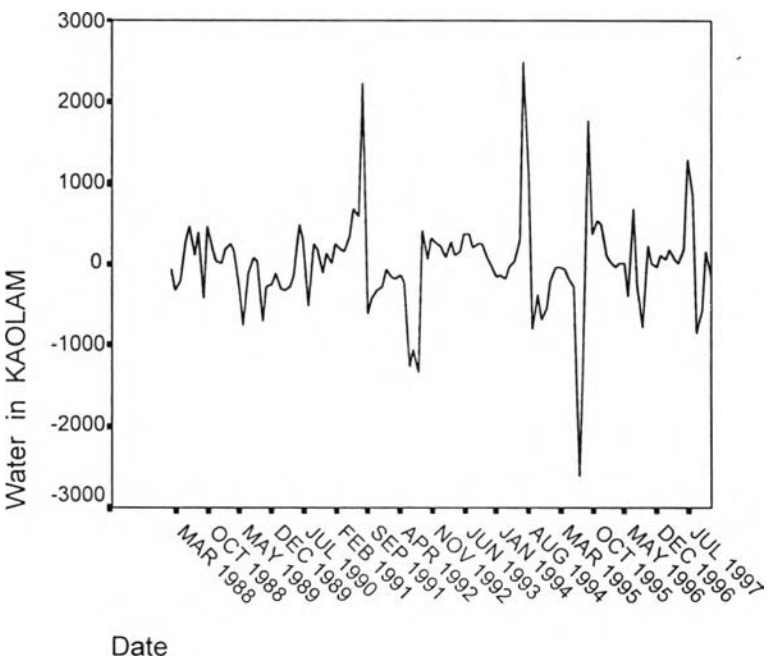
จากกราฟข้างต้นพบว่าข้อมูลมีลักษณะคงที่ในค่าเฉลี่ยแล้ว จึงพิจารณาการเคลื่อนไหวของข้อมูลจากกราฟแสดง ACF และ PACF ดังนี้

- กราฟแสดง ACF และ PACF ของข้อมูลอนุกรมเวลาหลังจากการแปลงข้อมูล โดยการหาผลต่าง



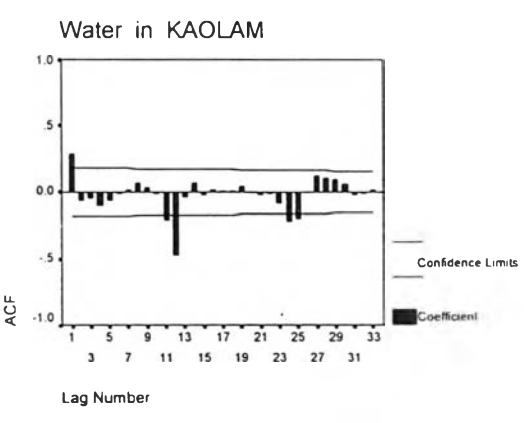
จากกราฟการแปลงข้อมูล โดยการหาผลต่าง และกราฟ ACF และ PACF พบว่าอนุกรมเวลาชุดนี้อยู่ในสภาพคงที่ จากนั้นพิจารณากราฟ ACF ในส่วนฤดูกาลพบว่า ข้อมูลชุดนี้มีฤดูกาลมาเกี่ยวข้อง และอนุกรมเวลาในส่วนที่เป็นฤดูกาลยังไม่อยู่ในสภาพคงที่ จึงต้องทำการหาผลต่างระยะยาวของข้อมูลต่างครั้งแรก เป็นดังนี้

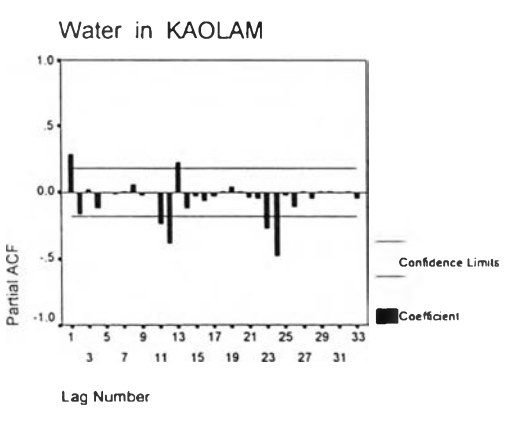
- พิจารณากราฟแสดงการแปลงข้อมูลเพื่อให้คงที่ในส่วนที่มีองค์ประกอบของฤดูกาล



Transforms: difference (1), seasonal difference (1, period 12)

- กราฟแสดง ACF และ PACF ของข้อมูลหลังการแปลงให้อยู่ในสภาพคงที่





จากกราฟแสดงการแปลงข้อมูลเพื่อให้คงที่ในส่วนที่มีองค์ประกอบของฤดูกาล และกราฟแสดง ACF และ PACF พบว่าข้อมูลอนุกรมเวลาชุดนี้อยู่ในสภาพคงที่ และนำมาพิจารณากำหนดตัวแบบเบื้องต้น จะได้ตัวแบบ ARIMA$(1, 1, 0)(2, 1, 0)_{12}$ มีรูปแบบดังนี้

$$(1 - \phi_1 B)(1 - \Phi_{12} B^{12} - \Phi_{24} B^{24})(1 - B)(1 - B^{12}) Y_t = \delta + a_t$$

หรือ $$W_t = \delta + \phi_1 W_{t-1} + \Phi_{12} W_{t-12} + \Phi_{24} W_{t-24} - \phi_1 \Phi_{12} W_{t-13} - \phi_1 \Phi_{24} W_{t-25} + a_t$$

เมื่อ $$W_t = (1 - B)(1 - B^{12}) Y_t = Y_t - Y_{t-1} - Y_{t-12} - Y_{t-13}$$

- การประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการของบ็อกซ์และเจนกินส์ ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Arima

```
MA1         _________  < value originating from estimation >
SAR1        _________  < value originating from estimation >
SAR2        _________  < value originating from estimation >
95.00 percent confidence intervals will be generated.

Initial values:
MA1         -.31785
SAR1        -.73138
SAR2        -.56206
FINAL PARAMETERS:

Number of residuals  119
Standard error       368.05741
Log likelihood       -879.07167
AIC                  1764.1433
SBC                  1772.4807

            Analysis of Variance:

               DF  Adj. Sum of Squares    Residual Variance

Residuals     116          18054280.1           135466.26

            Variables in the Model:

                  B         SEB      T-RATIO   APPROX. PROB.

MA1      -.24002904   .08468657    -2.834322       .00541845
SAR1     -.86287649   .07127689   -12.105978       .00000000
SAR2     -.63837137   .07211440    -8.852204       .00000000
```

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ จะได้รูปแบบการพยากรณ์เป็นดังนี้

$$W_t = -0.24003\, W_{t-1} - 0.86288\, W_{t-12} - 0.63837\, W_{t-24} - 0.20712\, W_{t-13} - 0.15323\, W_{t-25}$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์จะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล และจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ เมื่อพิจารณาจากค่าคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ โดยพิจารณาจากค่า MAPE จะได้ว่าค่าพยากรณ์โดยวิธีถดถอยจะให้ค่า MAPE เท่ากับ 0.4969% วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ให้ค่า MAPE เท่ากับ 49.2646% วิธีการแยกองค์ประกอบให้ค่า MAPE เท่ากับ 28.0764% และวิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์ ให้ค่า MAPE เท่ากับ 46.7852% ดังนั้นในการพยากรณ์ปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนเขาแหลมโดยวิธีการถดถอยจะเหมาะสมกับข้อมูลอนุกรมเวลาชุดนี้ ส่วนค่าพยากรณ์จากวิธีการแยกองค์ประกอบ ค่าพยากรณ์โดยวิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์ และค่าพยากรณ์จากวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์เหมาะสมเป็นอันดับ 2, 3 และ 4 ตามลำดับ

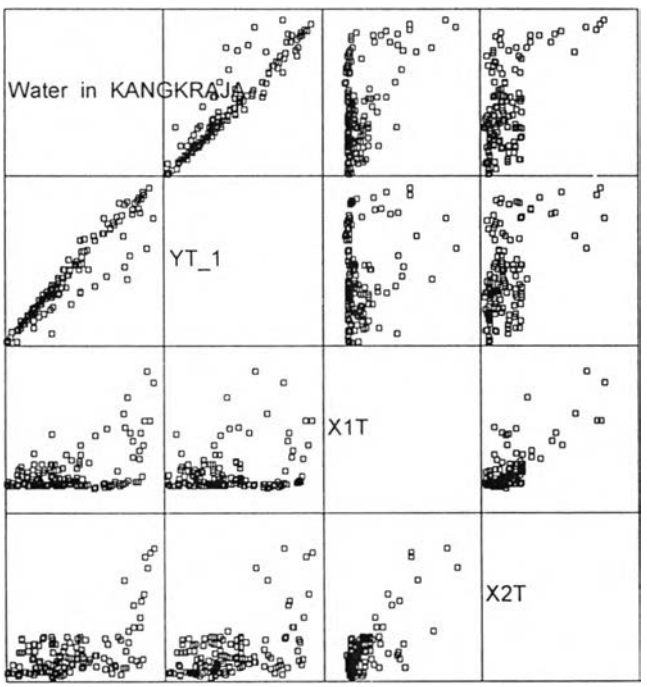
จากการศึกษาเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ทั้ง 4 วิธี พบว่าวิธีการพยากรณ์วิธีการถดถอยเหมาะสมกับข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนเขาแหลม ดังนั้นจึงนำเอาวิธีการถดถอยมาพยากรณ์ปริมาณน้ำในปี พ. ศ. 2542 – 2543 โดยนำข้อมูลปี พ. ศ. 2530 – 2540 มารวมกับข้อมูลของปี พ. ศ. 2541 มาหาค่าสัมประสิทธิ์ใหม่และผ่านการวินิจฉัยตัวแบบด้วยวิธีการทางสถิติ ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล มีตัวแบบเป็นดังนี้

รูปแบบการพยากรณ์ : $\hat{Y}_t = 60.738 + 0.971\, Y_{t-1} + 0.944\, X_{1,t-1} - 1.050\, X_{2,t-1}$

16. <u>ตัวแบบพยากรณ์สำหรับข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนแก่งกระจาน</u>

17.1 วิธีการถดถอย

- กำหนดรูปแบบความสัมพันธ์ระหว่าง Y_t กับ Y_{t-1}, $X_{1,t-1}$, $X_{2,t-1}$ โดยทั่วไปจะสมมติให้ Y_t มีการแจกแจงความน่าจะเป็นแบบปกติ และพิจารณากำหนดรูปแบบความสัมพันธ์เป็นคู่ ๆ ระหว่าง Y_t กับ Y_{t-1}, $X_{1,t-1}$, $X_{2,t-1}$ ดังนั้นกราฟระหว่างตัวแปรตามกับตัวแปรอิสระเป็นดังนี้



กำหนดความสัมพันธ์ดังนี้

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 X_{1,t-1} + \beta_3 X_{2,t-1} + \varepsilon_t$$

- การประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบการถดถอย ในกรณีของตัวแบบการถดถอยเชิงเส้นและภายใต้ข้อสมมติ ในการประมาณค่าพารามิเตอร์ จะใช้วิธีวิเคราะห์การถดถอยแบบเชิงเส้น ในการอนุมานเกี่ยวกับพารามิเตอร์ตลอดจนค่าพยากรณ์แบบช่วง ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.999[a]	.998	.998	7.4013

a. Predictors: (Constant), X2T, YT_1, X1T

ANOVA[b]

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	3774056	3	1258018.544	22964.936	.000[a]
	Residual	6957.056	127	54.780		
	Total	3781013	130			

a. Predictors: (Constant), X2T, YT_1, X1T

b. Dependent Variable: Water in KANGKRAJAN

Coefficients[a]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-1.032	1.635		-.631	.529
	YT_1	.994	.005	.984	218.304	.000
	X1T	.999	.012	.527	85.438	.000
	X2T	-.994	.020	-.334	-48.607	.000

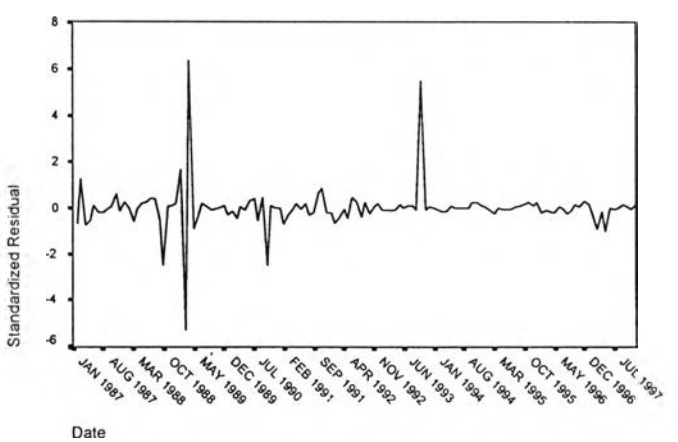
a. Dependent Variable: Water in KANGKRAJAN

จากตารางข้างต้นจะได้ตัวแบบพยากรณ์เป็นดังนี้

$$\hat{Y}_t = 0.994\, Y_{t-1} + 0.999\, X_{1,t-1} - 0.994\, X_{2,t-1}$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบการถดถอยจะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะมีการตรวจสอบดังนี้

  - ตรวจสอบค่าเฉลี่ยและความแปรปรวน

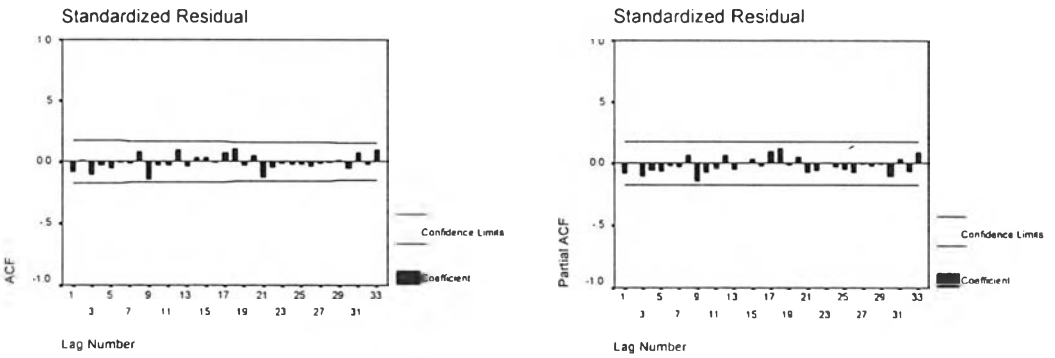


Mean Standardized Residual = 0.000

กราฟแสดงการกระจายของค่าคลาดเคลื่อน e_t กับเวลา

จากรูปกราฟข้างต้นพบว่าค่าคลาดเคลื่อน e_t กระจายเป็นแนวในลักษณะขนานรอบค่าศูนย์ และพบว่า e_t มีค่าเฉลี่ยเข้าใกล้ศูนย์ (มีค่าเท่ากับ $1.421 * 10^{-14}$) ดังนั้นจากค่าเฉลี่ยและลักษณะการกระจายของ e_t ประมาณได้ว่าค่าคลาดเคลื่อนสุ่มมีค่าเฉลี่ยเป็นศูนย์และความแปรปรวนคงที่

- ตรวจสอบสหสัมพันธ์ของค่าคลาดเคลื่อน



กราฟแสดง ACF และ PACF ของ e_t

การพิจารณาจากกราฟแสดง ACF และ PACF พบว่าค่าคลาดเคลื่อน e_t ไม่มีสหสัมพันธ์กัน

- ตรวจสอบคุณสมบัติของการแจกแจงของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม โดยใช้การทดสอบ Kolmogorov – Smirnov Test

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		ZRE_1
N		131
Normal Parameters [a,b]	Mean	-1.3E-09
	Std. Deviation	.9883942
Most Extreme Differences	Absolute	.207
	Positive	.187
	Negative	-.207
Kolmogorov-Smirnov Z		2.370
Asymp. Sig. (2-tailed)		.265

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

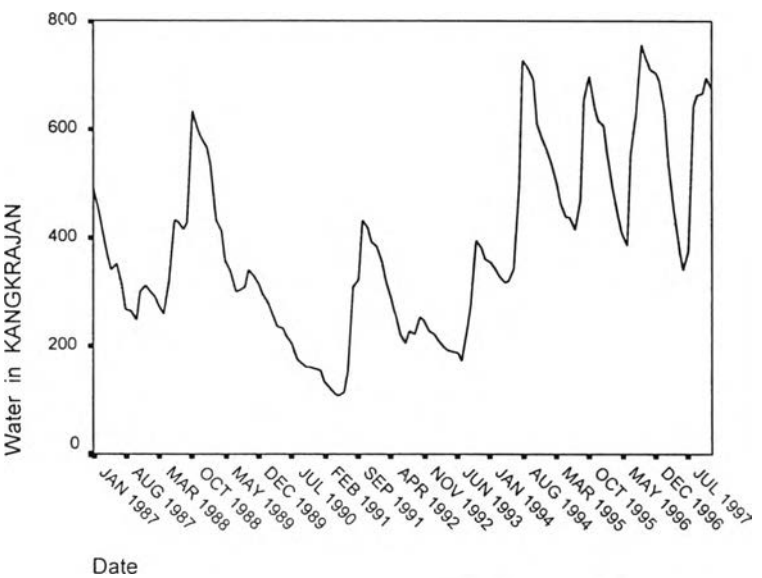
จากตาราง Kolmogorov – Smirnov Test พบว่าค่าสถิติทดสอบของ Kolmogorov – Smirnov เท่ากับ 2.370 และค่า Sig. = 0.265 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่กำหนด ($\alpha = 0.05$) จึงสรุปได้ว่าค่าคลาดเคลื่อนสุ่มมีการแจกแจงแบบปกติ

จากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ด้วยวิธีการถดถอยสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม โดยใช้ตัวแบบพยากรณ์

$$\hat{Y}_t = 0.994\, Y_{t-1} + 0.999\, X_{1,t-1} - 0.994\, X_{2,t-1}$$

17.2 วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์

- พิจารณาการกระจายและการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนแก่งกระจาน



กราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนแก่งกระจาน

จากกราฟข้างต้นพบว่าข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนแก่งกระจาน มีลักษณะการเคลื่อนไหวแบบมีแนวโน้มและฤดูกาล โดยเฉพาะลักษณะการเคลื่อนไหวแบบฤดูกาลเป็นแบบเชิงพหุแนวโน้ม ซึ่งสอดคล้องกับวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์

- การประมาณค่าคงที่ของวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

ExSmooth

```
MODEL= WINTERS (Linear trend, multiplicative seasonality)      Period= 12

 Initial values:      Series (ค่าเฉลี่ย)      Trend (ความชัน)
   (ค่าเริ่มต้น)          332.52917              1.82847

DFE = 119.
```

The 10 smallest SSE's are:	Alpha	Gamma	Delta	SSE
	1.000000	.1000000	.1000000	375683.62284
	1.000000	.1000000	.2000000	375683.62284
	1.000000	.1000000	.3000000	375683.62284
	1.000000	.1000000	.4000000	375683.62284
	1.000000	.1000000	.5000000	375683.62284
	1.000000	.1000000	.6000000	375683.62284
	1.000000	.1000000	.7000000	375683.62284
	1.000000	.1000000	.8000000	375683.62284
	1.000000	.1000000	.9000000	375683.62284
	1.000000	.1000000	1.000000	375683.62284

เมื่อประมาณค่าคงที่จะได้ค่าคงที่สำหรับการปรับให้เรียบสำหรับข้อมูลชุดนี้ทั้ง 3 ค่า จะได้ค่าคงที่สำหรับปรับให้เรียบสำหรับระดับ (α) เท่ากับ 1.000 , ค่าคงที่สำหรับปรับให้เรียบสำหรับแนวโน้ม (γ) เท่ากับ 0.100 และค่าคงที่สำหรับปรับให้เรียบสำหรับฤดูกาล (δ) เท่ากับ 0.100 ซึ่งตัวแบบพยากรณ์มีรูปแบบเป็นดังนี้

$$\hat{Y}_t(l) = \left(\hat{\mu}_t + l\hat{\beta}_t\right)\hat{S}_{t+l-m}, \qquad t = m,\ m+1,\ \ldots$$

ซึ่ง

$$\hat{\mu}_t = \alpha_1\left(Y_t/\hat{S}_{t-m}\right) + (1-\alpha_1)\left(\hat{\mu}_{t-1} + \hat{\beta}_{t-1}\right)$$

$$\hat{\beta}_t = \alpha_2(\hat{\mu}_t - \hat{\mu}_{t-1}) + (1-\alpha_2)\hat{\beta}_{t-1}$$

$$\hat{S}_t = \alpha_3\left(Y_t/\hat{\mu}_t\right) + (1-\alpha_3)\hat{S}_{t-m}$$

$$m = 12$$

การคำนวณค่าพยากรณ์จะต้องเริ่มกำหนดค่าเริ่มต้นของ $\hat{\mu}_t$ ซึ่งจะมีค่าเท่ากับ 332.529, $\hat{S}_t$ มีค่าเท่ากับ 1.828, และ $\hat{\beta}_t = 0$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์ของวินเตอร์จะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล และจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

17.3 วิธีการแยกองค์ประกอบ

- จากการพิจารณากราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนแก่งกระจานรูปแบบการพยากรณ์จะอยู่ในรูปของผลบวก โดยจะหาค่าการพยากรณ์วิธีการแยกองค์ประกอบในรูปของสมการเชิงเส้น ผลจากการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Regression

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.594[a]	.353	.288	143.6057

a. Predictors: (Constant), I11, I0, I6, I7, I5, I8, I4, I9, I3, I10, I2, I1

ANOVA[b]

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	1338129	12	111510.740	5.407	.000[a]
	Residual	2454088	119	20622.586		
	Total	3792217	131			

a. Predictors: (Constant), I11, I0, I6, I7, I5, I8, I4, I9, I3, I10, I2, I1

b. Dependent Variable: Water in KANGKRAJAN

Coefficients[a]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	294.100	49.368		5.957	.000
	I0	2.130	.329	.479	6.466	.000
	I1	-2.662	61.341	-.004	-.043	.965
	I2	-33.610	61.322	-.055	-.548	.585
	I3	-75.194	61.305	-.123	-1.227	.222
	I4	-108.142	61.290	-.176	-1.764	.080
	I5	-128.181	61.277	-.209	-2.092	.039
	I6	-128.039	61.266	-.209	-2.090	.039
	I7	-108.259	61.256	-.177	-1.767	.080
	I8	-39.298	61.248	-.064	-.642	.522
	I9	-6.701	61.242	-.011	-.109	.913
	I10	34.351	61.237	.056	.561	.576
	I11	17.494	61.235	.029	.286	.776

a. Dependent Variable: Water in KANGKRAJAN

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้รูปแบบการพยากรณ์เป็นดังนี้

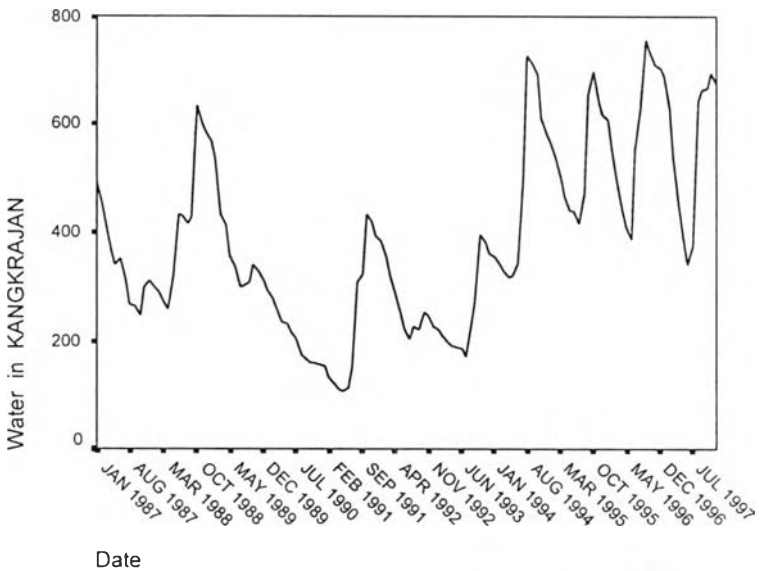
$$Z_t = 294.100 + 2.130\, t_1 - 2.662\, x_{1t} - 33.610\, x_{2t} - 75.194\, x_{3t} - 108.142\, x_{4t} - 128.181\, x_{5t} - 128.039\, x_{6t} - 108.259\, x_{7t} - 39.298\, x_{8t} - 6.701\, x_{9t} + 34.351\, x_{10t} + 17.494\, x_{11t}$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบวิธีการแยกองค์ประกอบจะตรวจสอบคุณสมบัติของของเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล และจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

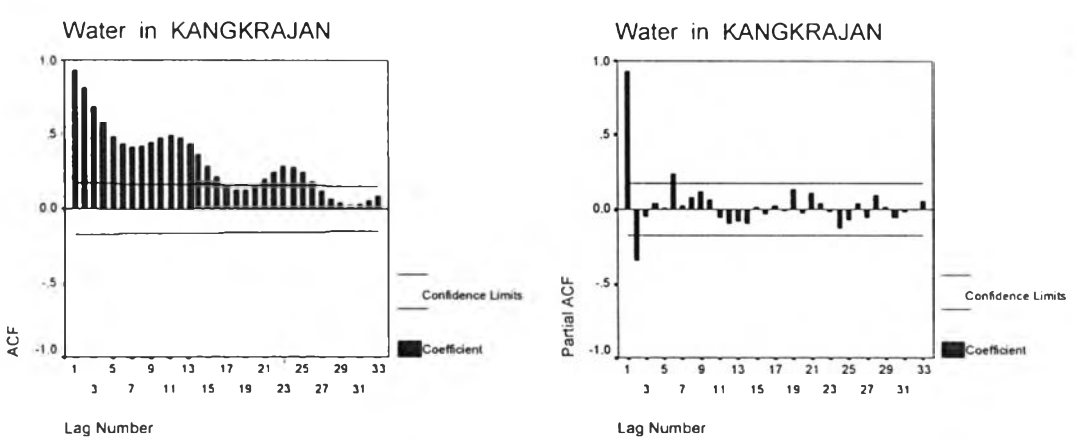
17.4 วิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์

- กำหนดตัวแบบทดลอง

- พิจารณาจากกราฟการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนแก่งกระจาน



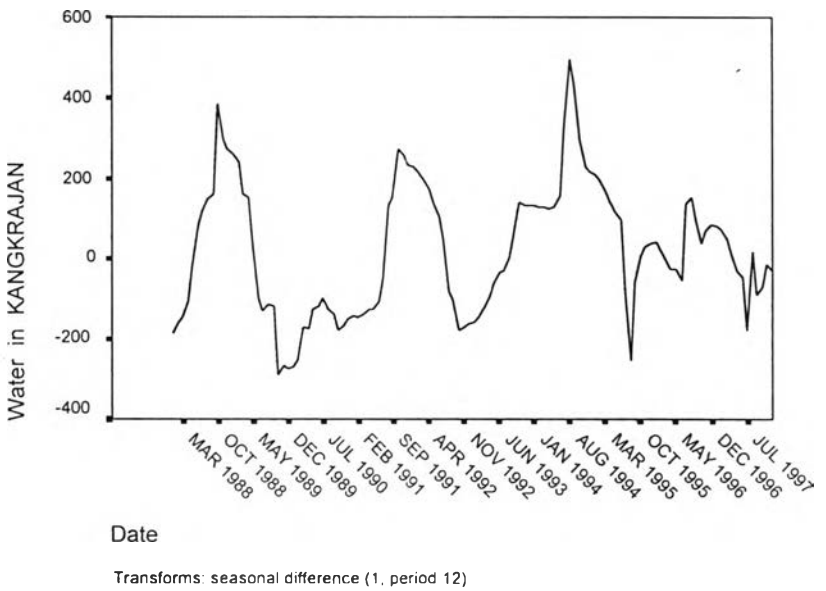
กราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนแก่งกระจาน



กราฟแสดง ACF และ PACF ของข้อมูล ริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนแก่งกระจาน

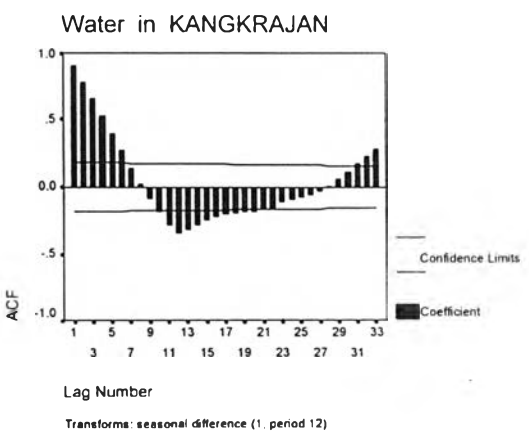
พิจารณากราฟอนุกรมเวลาในข้างต้นพบว่า ข้อมูลมีลักษณะคงที่ในค่าเฉลี่ยและเมื่อพิจารณากราฟ ACF ในส่วนฤดูกาลพบว่า ข้อมูลชุดนี้มีฤดูกาลมาเกี่ยวข้อง และอนุกรมเวลาในส่วนที่เป็นฤดูกาลยังไม่อยู่ในสภาพคงที่ จึงต้องทำการหาผลต่างระยะยาวของข้อมูลต่างครั้งแรกเป็นดังนี้

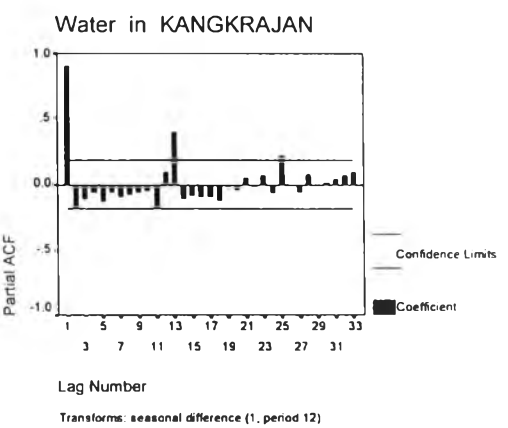
- พิจารณากราฟแสดงการแปลงข้อมูลเพื่อให้คงที่ในค่าเฉลี่ยจากหาผลต่าง



จากกราฟข้างต้นพบว่าข้อมูลมีลักษณะคงที่ในค่าเฉลี่ยแล้ว จึงพิจารณาการเคลื่อนไหวของข้อมูลจากกราฟแสดง ACF และ PACF ดังนี้

- กราฟแสดง ACF และ PACF ของข้อมูลหลังการแปลงให้อยู่ในสภาพคงที่





จากกราฟแสดงการแปลงข้อมูลเพื่อให้คงที่ในส่วนที่มีองค์ประกอบของฤดูกาล และกราฟแสดง ACF และ PACF พบว่าข้อมูลอนุกรมเวลาชุดนี้อยู่ในสภาพคงที่ และนำมาพิจารณากำหนดตัวแบบเบื้องต้น จะได้ตัวแบบ ARIMA(2 0, 0) $(0, 1, 1)_{12}$ มีรูปแบบดังนี้

$$(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2)(1 - B^{12}) Y_t = \delta + (1 - \Theta_{12} B^{12}) a_t$$

หรือ $$W_t = \delta + \phi_1 W_{t-1} + \phi_2 W_{t-2} - \Theta_{12} a_{t-12} + a_t$$

เมื่อ $$W_t = (1 - B^{12}) Y_t$$

- การประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการของบ็อกซ์และเจนกินส์ ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Arima

```
Non-seasonal differencing: 1
    Seasonal differencing: 1
Length of Seasonal Cycle: 12

Parameters:
AR1         _________  < value originating from estimation >
AR2         _________  < value originating from estimation >
SMA1        _________  < value originating from estimation >
95.00 percent confidence intervals will be generated.
Initial values:

AR1        1.23895
AR2        -.32842
SMA1        .43308
FINAL PARAMETERS:

Number of residuals  120
Standard error       .1307534
Log likelihood       68.94432
AIC                  -131.88864
SBC                  -123.52616

            Analysis of Variance:

                DF  Adj. Sum of Squares    Residual Variance

Residuals      117           2.2196706           .01709645

           Variables in the Model:

                  B         SEB      T-RATIO   APPROX. PROB.

AR1       1.2215567   .08430883    14.489071       .00000000
AR2       -.2696837   .08439869    -3.195354       .00179551
SMA1       .7652775   .09660095     7.922049       .00000000
```

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ จะได้รูปแบบการพยากรณ์เป็นดังนี้

$$W_t = 1.22156\ W_{t-1} - 0.26968\ W_{t-2} - 0.76528\ a_{t-12}$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์จะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล และจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ เมื่อพิจารณาจากค่าคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ โดยพิจารณาจากค่า MAPE จะได้ว่าค่าพยากรณ์โดยวิธีถดถอยจะให้ค่า MAPE เท่ากับ 0.9417% วิธีพยากรณ์ของวินเตอร์จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 107.7356% วิธีการแยกองค์ประกอบให้ค่า MAPE เท่ากับ 41.3303% และวิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์ ให้ค่า MAPE เท่ากับ 87.2659% ดังนั้นในการพยากรณ์ปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนแก่งกระจานโดยวิธีการถดถอยจะเหมาะสมกับข้อมูลอนุกรมเวลาชุดนี้ ส่วนค่าพยากรณ์จากวิธีการแยกองค์ประกอบ ค่าพยากรณ์โดยวิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์ และค่าพยากรณ์จากวิธีพยากรณ์ของวินเตอร์เหมาะสมเป็นอันดับ 2, 3 และ 4 ตามลำดับ

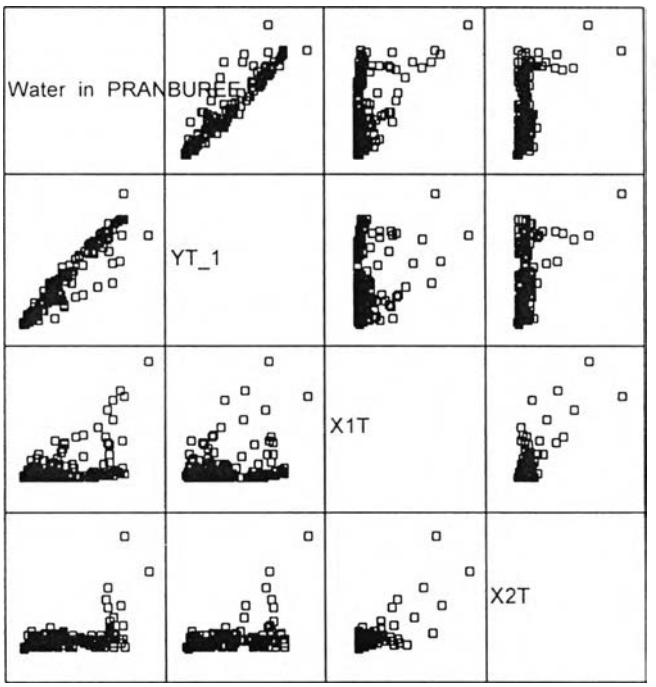
จากการศึกษาเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ทั้ง 4 วิธี พบว่าวิธีการพยากรณ์วิธีการถดถอยเหมาะสมกับข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนแก่งกระจาน ดังนั้นจึงนำเอาวิธีการถดถอยมาพยากรณ์ปริมาณน้ำในปี พ. ศ. 2542 – 2543 โดยนำข้อมูลปี พ. ศ. 2530 – 2540 มารวมกับข้อมูลของปี พ. ศ. 2541 มาหาค่าสัมประสิทธิ์ใหม่และผ่านการวินิจฉัยตัวแบบด้วยวิธีการทางสถิติ ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล มีตัวแบบเป็นดังนี้

รูปแบบการพยากรณ์ : $\hat{Y}_t = 0.994\ Y_{t-1} + 1.001\ X_{1,t-1} - 0.998\ X_{2,t-1}$

17. <u>ตัวแบบพยากรณ์สำหรับข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนปราณบุรี</u>

18.1 วิธีการถดถอย

- กำหนดรูปแบบความสัมพันธ์ระหว่าง Y_t กับ Y_{t-1}, $X_{1,t-1}$, $X_{2,t-1}$ โดยทั่วไปจะสมมติให้ Y_t มีการแจกแจงความน่าจะเป็นแบบปกติ และพิจารณากำหนดรูปแบบความสัมพันธ์เป็นคู่ ๆ ระหว่าง Y_t กับ Y_{t-1}, $X_{1,t-1}$, $X_{2,t-1}$ ดังนั้นกราฟระหว่างตัวแปรตามกับตัวแปรอิสระเป็นดังนี้



กำหนดความสัมพันธ์ดังนี้

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 X_{1,t-1} + \beta_3 X_{2,t-1} + \varepsilon_t$$

- การประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบการถดถอย ในกรณีของตัวแบบการถดถอยเชิงเส้นและภายใต้ข้อสมมติ ในการประมาณค่าพารามิเตอร์ จะใช้วิธีวิเคราะห์การถดถอยแบบเชิงเส้น ในการอนุมานเกี่ยวกับพารามิเตอร์ตลอดจนค่าพยากรณ์แบบช่วง ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.999[a]	.998	.998	5.1103

a. Predictors: (Constant), X2T, YT_1, X1T

ANOVA[b]

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	1692645	3	564215.092	21605.231	.000[a]
	Residual	3316.573	127	26.115		
	Total	1695962	130			

a. Predictors: (Constant), X2T, YT_1, X1T

b. Dependent Variable: Water in PRANBUREE

Coefficients[a]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-.315	1.035		-.304	.761
	YT_1	.981	.004	.977	223.246	.000
	X1T	1.038	.012	.532	90.244	.000
	X2T	-.999	.018	-.358	-56.433	.000

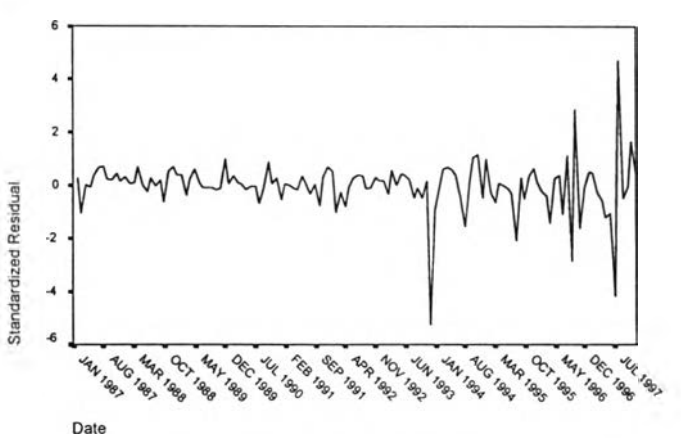
a. Dependent Variable: Water in PRANBUREE

จากตารางข้างต้นจะได้ตัวแบบพยากรณ์เป็นดังนี้

$$\hat{Y}_t = 0.981\, Y_{t-1} + 1.038\, X_{1,t-1} - 0.999\, X_{2,t-1}$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบการถดถอยจะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะมีการตรวจสอบดังนี้

  - ตรวจสอบค่าเฉลี่ยและความแปรปรวน

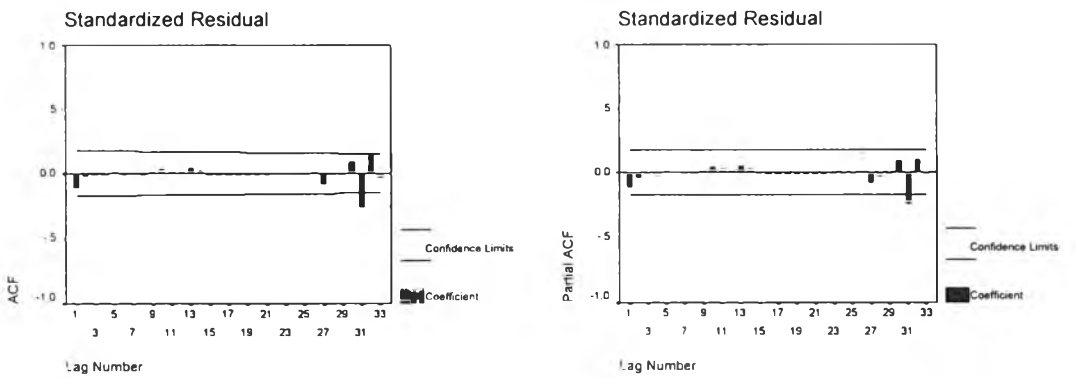


Mean Standardized Residual = 0.000

กราฟแสดงการกระจายของค่าคลาดเคลื่อน e_t กับเวลา

จากรูปกราฟข้างต้นพบว่าค่าคลาดเคลื่อน e_t กระจายเป็นแนวในลักษณะขนานรอบค่าศูนย์ และพบว่า e_t มีค่าเฉลี่ยเข้าใกล้ศูนย์ (มีค่าเท่ากับ $4.231 * 10^{-15}$) ดังนั้นจากค่าเฉลี่ยและลักษณะการกระจายของ e_t ประมาณได้ว่าค่าคลาดเคลื่อนสุ่มมีค่าเฉลี่ยเป็นศูนย์และความแปรปรวนคงที่

- ตรวจสอบสหสัมพันธ์ของค่าคลาดเคลื่อน



กราฟแสดง ACF และ PACF ของ e_t

การพิจารณาจากกราฟแสดง ACF และ PACF พบว่าค่าคลาดเคลื่อน e_t ไม่มีสหสัมพันธ์กัน ถึงแม้ว่าจะมี lag ที่ 30 จะมีนัยสำคัญแต่เนื่องจากเป็นคาบเวลาที่ห่างมาก โดยอิทธิพลที่มีต่อข้อมูลในอนาคตอาจจะละไว้ได้

- ตรวจสอบคุณสมบัติของการแจกแจงของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม โดยใช้การทดสอบ Kolmogorov – Smirnov Test

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Standardized Residual
N		131
Normal Parameters [a,b]	Mean	1.306340E-09
	Std. Deviation	.9883942
Most Extreme Differences	Absolute	.163
	Positive	.158
	Negative	-.163
Kolmogorov-Smirnov Z		1.862
Asymp. Sig. (2-tailed)		.195

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

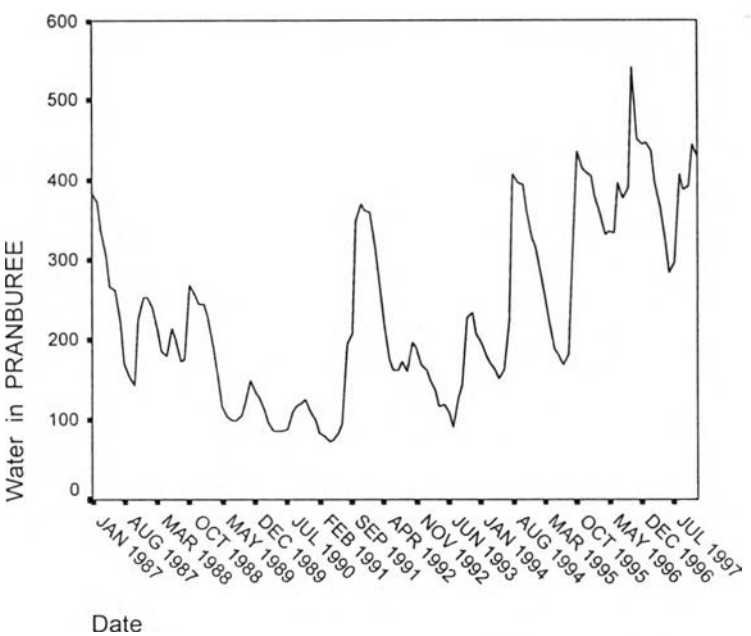
จากตาราง Kolmogorov – Smirnov Test พบว่าค่าสถิติทดสอบของ Kolmogorov – Smirnov เท่ากับ 1.862 และค่า Sig. = 0.195 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่กำหนด ($\alpha = 0.05$) จึงสรุปได้ว่าค่าคลาดเคลื่อนสุ่มมีการแจกแจงแบบปกติ

จากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ด้วยวิธีการถดถอยสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม โดยใช้ตัวแบบพยากรณ์

$$\hat{Y}_t = 0.981\ Y_{t-1} + 1.038\ X_{1,t-1} - 0.999\ X_{2,t-1}$$

18.2 วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์

- พิจารณาการกระจายและการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนปราณบุรี



กราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนปราณบุรี

จากกราฟข้างต้นพบว่าข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนปราณบุรี มีลักษณะการเคลื่อนไหวแบบมีแนวโน้มและฤดูกาล โดยเฉพาะลักษณะการเคลื่อนไหวแบบฤดูกาลเป็นแบบเชิงพหุแนวโน้ม ซึ่งสอดคล้องกับวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์

- การประมาณค่าคงที่ของวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

ExSmooth

```
MODEL= WINTERS (Linear trend, multiplicative seasonality)      Period= 12

 Initial values:      Series (ค่าเฉลี่ย)      Trend (ความชัน)
   (ค่าเริ่มต้น)          251.14583              1.05903

DFE = 119.
```

The 10 smallest SSE's are:	Alpha	Gamma	Delta	SSE
	1.000000	.1000000	.1000000	192577.23333
	1.000000	.1000000	.2000000	192577.23333
	1.000000	.1000000	.3000000	192577.23333
	1.000000	.1000000	.4000000	192577.23333
	1.000000	.1000000	.5000000	192577.23333
	1.000000	.1000000	.6000000	192577.23333
	1.000000	.1000000	.7000000	192577.23333
	1.000000	.1000000	.8000000	192577.23333
	1.000000	.1000000	.9000000	192577.23333
	1.000000	.1000000	1.000000	192577.23333

เมื่อประมาณค่าคงที่จะได้ค่าคงที่สำหรับการปรับให้เรียบสำหรับข้อมูลชุดนี้ทั้ง 3 ค่า จะได้ค่าคงที่สำหรับปรับให้เรียบสำหรับระดับ(α) เท่ากับ 1.000 , ค่าคงที่สำหรับปรับให้เรียบสำหรับแนวโน้ม (γ) เท่ากับ 0.100 และค่าคงที่สำหรับปรับให้เรียบสำหรับฤดูกาล(δ) เท่ากับ 0.100 ซึ่งตัวแบบพยากรณ์มีรูปแบบเป็นดังนี้

$$\hat{Y}_t(l) = \left(\hat{\mu}_t + l\hat{\beta}_t\right)\hat{S}_{t+l-m}, \qquad t = m,\ m+1,\ldots$$

ซึ่ง

$$\hat{\mu}_t = \alpha_1\left(Y_t/\hat{S}_{t-m}\right) + (1-\alpha_1)\left(\hat{\mu}_{t-1} + \hat{\beta}_{t-1}\right)$$

$$\hat{\beta}_t = \alpha_2\left(\hat{\mu}_t - \hat{\mu}_{t-1}\right) + (1-\alpha_2)\hat{\beta}_{t-1}$$

$$\hat{S}_t = \alpha_3\left(Y_t/\hat{\mu}_t\right) + (1-\alpha_3)\hat{S}_{t-m}$$

$$m = 12$$

การคำนวณค่าพยากรณ์จะต้องเริ่มกำหนดค่าเริ่มต้นของ $\hat{\mu}_t$ ซึ่งจะมีค่าเท่ากับ 251.149, $\hat{S}_t$ มีค่าเท่ากับ 1.059, และ $\hat{\beta}_t = 0$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์ของวินเตอร์จะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล และจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

18.3 วิธีการแยกองค์ประกอบ

- จากการพิจารณากราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนปราณบุรีรูปแบบการพยากรณ์จะอยู่ในรูปของผลบวก โดยจะหาค่าการพยากรณ์วิธีการแยกองค์ประกอบในรูปของสมการเชิงเส้น ผลจากการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Regression

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.594[a]	.353	.288	143.6057

a. Predictors: (Constant), I11, I0, I6, I7, I5, I8, I4, I9, I3, I10, I2, I1

ANOVA[b]

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	674399.3	12	56199.945	6.407	.000[a]
	Residual	1043788	119	8771.325		
	Total	1718187	131			

a. Predictors: (Constant), I11, I0, I6, I7, I5, I8, I4, I9, I3, I10, I2, I1

b. Dependent Variable: Water in PRANBUREE

Coefficients[a]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	169.595	32.196		5.268	.000
	I0	1.549	.215	.517	7.209	.000
	I1	7.761	40.005	.019	.194	.846
	I2	-12.969	39.993	-.031	-.324	.746
	I3	-40.154	39.982	-.097	-1.004	.317
	I4	-67.430	39.972	-.163	-1.687	.094
	I5	-87.342	39.963	-.212	-2.186	.031
	I6	-92.254	39.956	-.223	-2.309	.023
	I7	-88.166	39.949	-.214	-2.207	.029
	I8	-54.897	39.944	-.133	-1.374	.172
	I9	-46.809	39.940	-.113	-1.172	.244
	I10	11.915	39.937	.029	.298	.766
	I11	13.276	39.935	.032	.332	.740

a. Dependent Variable: Water in PRANBUREE

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้รูปแบบการพยากรณ์เป็นดังนี้

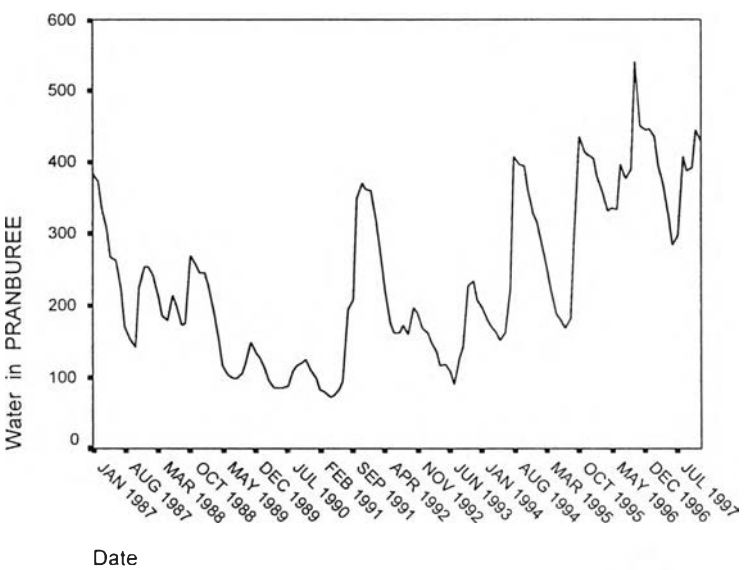
$$Z_t = 169.595 + 1.549\, t_1 + 7.761\, x_{1t} - 12.969\, x_{2t} - 40.154\, x_{3t} - 67.430\, x_{4t} - 87.342\, x_{5t} - 92.254\, x_{6t} - 88.166\, x_{7t} - 54.897\, x_{8t} - 46.809\, x_{9t} + 11.915\, x_{10t} + 13.276\, x_{11t}$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบวิธีการแยกองค์ประกอบจะตรวจสอบคุณสมบัติของของเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล และจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

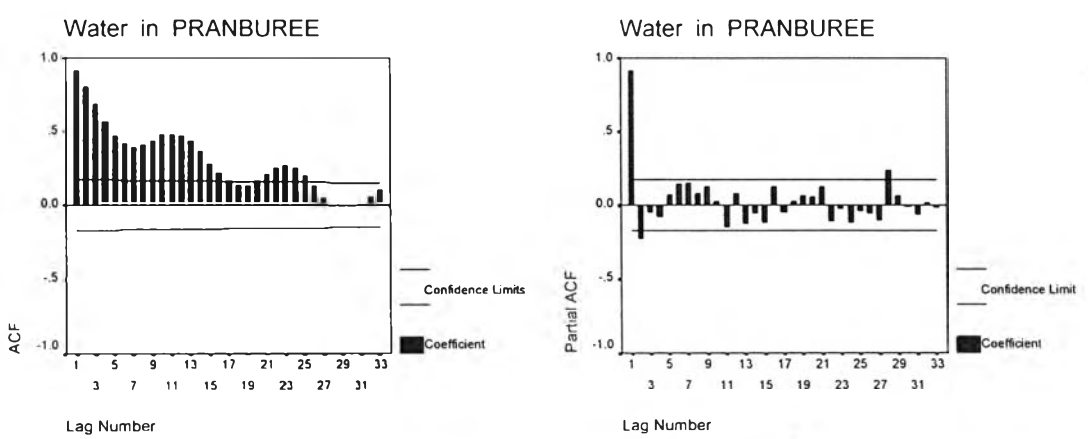
18.4 วิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์

- กำหนดตัวแบบทดลอง

- พิจารณาจากกราฟการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนปราณบุรี



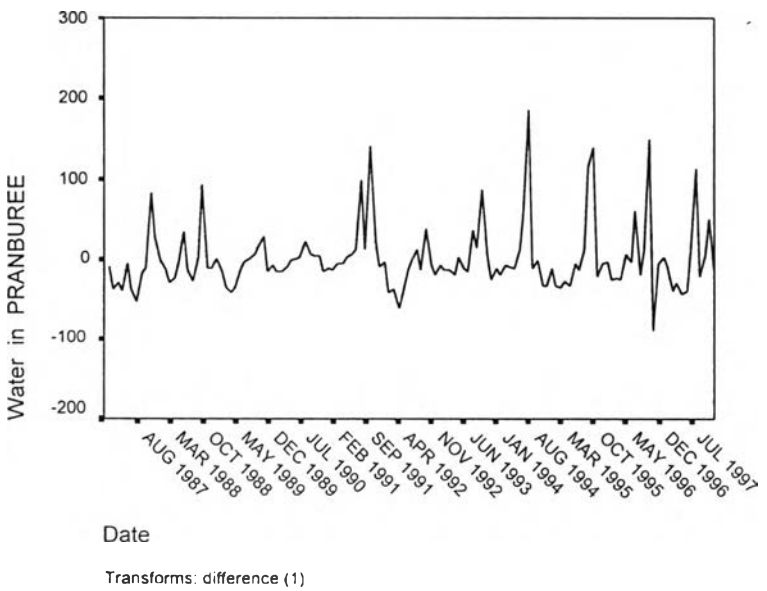
กราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนปราณบุรี



กราฟแสดง ACF และ PACF ของข้อมูล ริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนปราณบุรี

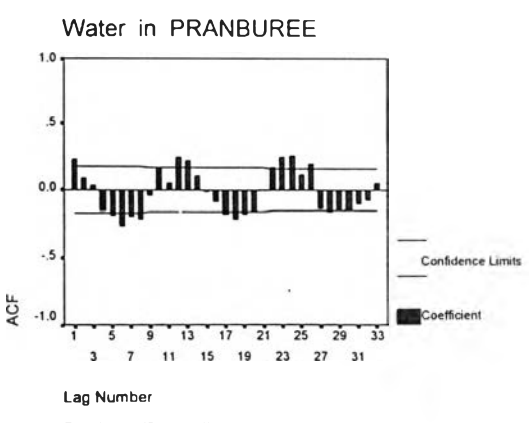
พิจารณากราฟอนุกรมเวลาในข้างต้นพบว่า ข้อมูลมีลักษณะการเคลื่อนไหวแปรผันตามเวลาและไม่คงที่ในค่าเฉลี่ย และเมื่อพิจารณากราฟ ACF พบว่าลดลงอย่างช้า ๆ และไม่ลู่เข้าสู่ศูนย์ ซึ่งบ่งบอกได้ว่าอนุกรมเวลาไม่อยู่ในสภาพคงที่ (Stationary) ในค่าเฉลี่ย จึงจำเป็นต้องแปลงข้อมูลให้อยู่ในสภาพคงที่ โดยเริ่มจากการแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างหนึ่งครั้งในข้อมูลอนุกรมเวลาชุดเดิม แล้วพิจารณากราฟการเคลื่อนไหวของข้อมูลอนุกรมเวลาชุดใหม่ดังนี้

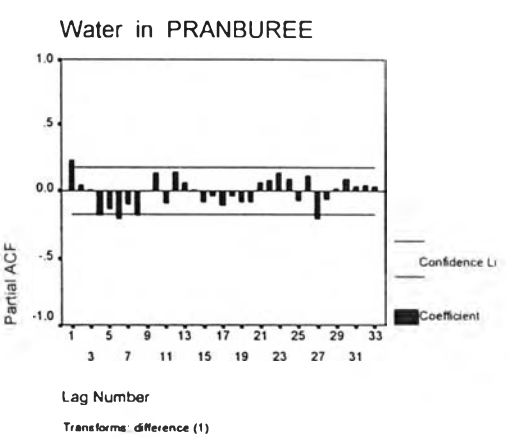
- พิจารณากราฟแสดงการแปลงข้อมูลเพื่อให้คงที่ในค่าเฉลี่ยจากหาผลต่าง



จากกราฟข้างต้นพบว่าข้อมูลมีลักษณะคงที่ในค่าเฉลี่ยแล้ว จึงพิจารณาการเคลื่อนไหวของข้อมูลจากกราฟแสดง ACF และ PACF ดังนี้

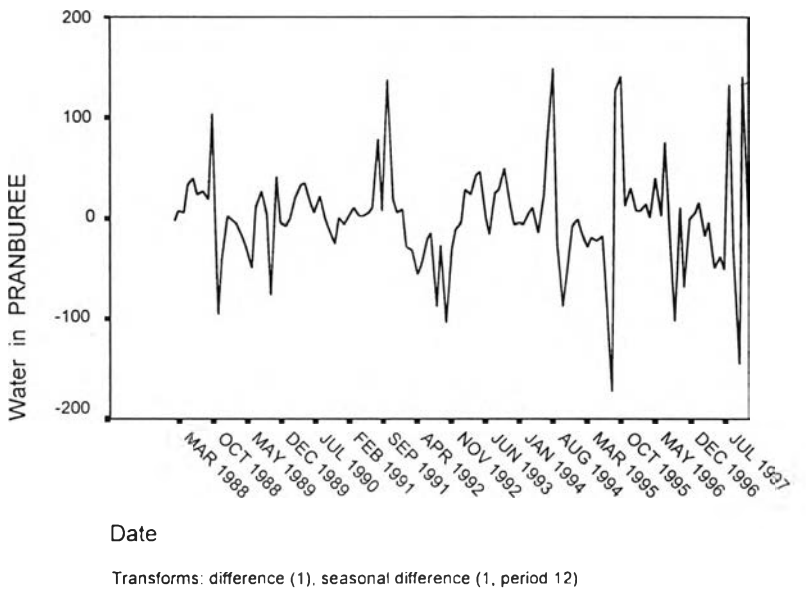
- กราฟแสดง ACF และ PACF ของข้อมูลอนุกรมเวลาหลังจากการแปลงข้อมูล โดยการหาผลต่าง



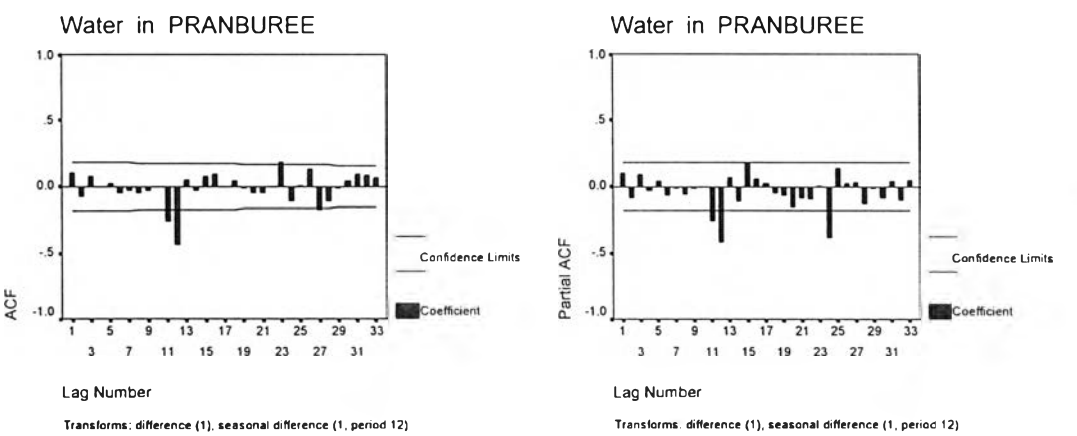


จากกราฟการแปลงข้อมูล โดยการหาผลต่าง และกราฟ ACF และ PACF พบว่าอนุกรมเวลาชุดนี้อยู่ในสภาพคงที่ จากนั้นพิจารณากราฟ ACF ในส่วนฤดูกาลพบว่า ข้อมูลชุดนี้มีฤดูกาลมาเกี่ยวข้อง และอนุกรมเวลาในส่วนที่เป็นฤดูกาลยังไม่อยู่ในสภาพคงที่ จึงต้องทำการหาผลต่างระยะยาวของข้อมูลต่างครั้งแรก เป็นดังนี้

- พิจารณากราฟแสดงการแปลงข้อมูลเพื่อให้คงที่ในส่วนที่มีองค์ประกอบของฤดูกาล



- กราฟแสดง ACF และ PACF ของข้อมูลหลังการแปลงให้อยู่ในสภาพคงที่



จากกราฟแสดงการแปลงข้อมูลเพื่อให้คงที่ในส่วนที่มีองค์ประกอบของฤดูกาล และกราฟแสดง ACF และ PACF พบว่าข้อมูลอนุกรมเวลาชุดนี้อยู่ในสภาพคงที่ และนำมาพิจารณากำหนดตัวแบบเบื้องต้น จะได้ตัวแบบ ARIMA$(0, 1, 0)\,(2, 1, 0)_{12}$ มีรูปแบบดังนี้

$$(1 - \Phi_{12} B^{12} - \Phi_{24} B^{24})(1 - B)(1 - B^{12}) Y_t = \delta + a_t$$

หรือ $$W_t = \delta + \Phi_{12} W_{t-12} + \Phi_{24} W_{t-24} + a_t$$

เมื่อ $$W_t = (1 - B)(1 - B^{12}) Y_t$$

- การประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการของบ็อกซ์และเจนกินส์ ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Arima

```
Model Description:
Non-seasonal differencing: 1
    Seasonal differencing: 1
Length of Seasonal Cycle: 12

Parameters:
SAR1      _________  < value originating from estimation >
SAR2      _________  < value originating from estimation >
95.00 percent confidence intervals will be generated.

Initial values:

SAR1       -.60073
SAR2       -.37257

FINAL PARAMETERS:

Number of residuals  119
Standard error       36.291426
Log likelihood       -602.24679
AIC                  1208.4936
SBC                  1214.0518

            Analysis of Variance:

               DF  Adj. Sum of Squares    Residual Variance

Residuals     117           172522.44            1317.0676

           Variables in the Model:

                  B          SEB       T-RATIO   APPROX. PROB.

SAR1     -.85823827   .08527682   -10.064144         .0000000
SAR2     -.56255644   .08571751    -6.562912         .0000000
```

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ จะได้รูปแบบการพยากรณ์เป็นดังนี้

$$W_t = -0.85824\, W_{t-12} - 0.56256\, W_{t-24}$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์จะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล และจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ เมื่อพิจารณาจากค่าคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ โดยพิจารณาจากค่า MAPE จะได้ว่าค่าพยากรณ์โดย วิธีถดถอยจะให้ค่า MAPE เท่ากับ 1.3910% วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ให้ค่า MAPE เท่ากับ 69.3843% วิธีการแยกองค์ประกอบให้ค่า MAPE เท่ากับ 36.3006% และวิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์ให้ค่า MAPE เท่ากับ 99.7735% ดังนั้นในการพยากรณ์ปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนปราณบุรีโดยวิธีการถดถอยจะเหมาะสมกับข้อมูลอนุกรมเวลาชุดนี้ ส่วนค่าพยากรณ์จากวิธีการแยกองค์ประกอบ ค่าพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ และค่าพยากรณ์จากวิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์เหมาะสมเป็นอันดับ 2, 3 และ 4 ตามลำดับ

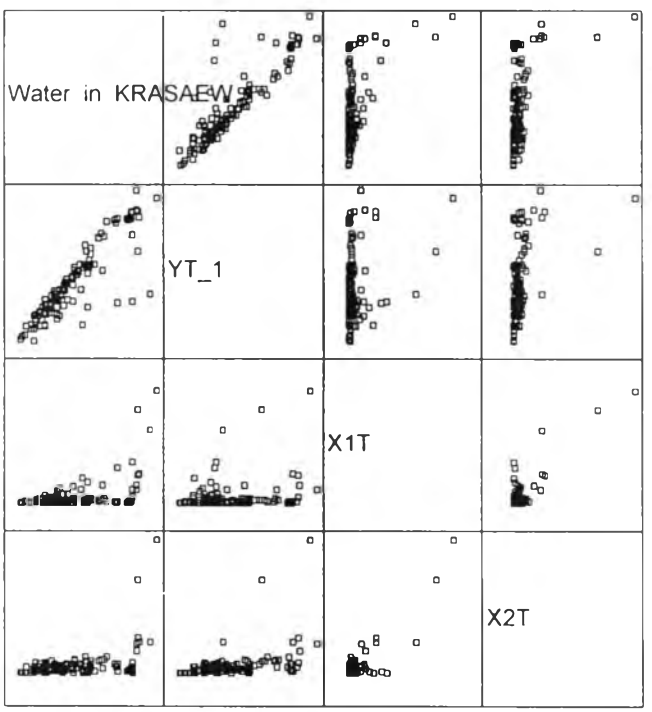
จากการศึกษาเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ทั้ง 4 วิธี พบว่าวิธีการพยากรณ์วิธีการถดถอยเหมาะสมกับข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนปราณบุรี ดังนั้นจึงนำเอาวิธีการถดถอยมาพยากรณ์ปริมาณน้ำในปี พ. ศ. 2542 – 2543 โดยนำข้อมูลปี พ. ศ. 2530 – 2540 มารวมกับข้อมูลของปี พ. ศ. 2541 มาหาค่าสัมประสิทธิ์ใหม่และผ่านการวินิจฉัยตัวแบบด้วยวิธีการทางสถิติ ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล มีตัวแบบเป็นดังนี้

รูปแบบการพยากรณ์ : $\hat{Y}_t = 0.980\, Y_{t-1} + 1.044\, X_{1,t-1} - 1.006\, X_{2,t-1}$

19. <u>พยากรณ์สำหรับข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนกระเสียว</u>

19.1 วิธีการถดถอย

- กำหนดรูปแบบความสัมพันธ์ระหว่าง Y_t กับ Y_{t-1}, $X_{1,t-1}$, $X_{2,t-1}$ โดยทั่วไปจะสมมติให้ Y_t มีการแจกแจงความน่าจะเป็นแบบปกติ และพิจารณากำหนดรูปแบบความสัมพันธ์เป็นคู่ ๆ ระหว่าง Y_t กับ Y_{t-1}, $X_{1,t-1}$, $X_{2,t-1}$ ดังนั้นกราฟระหว่างตัวแปรตามกับตัวแปรอิสระเป็นดังนี้



กำหนดความสัมพันธ์ดังนี้

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 X_{1,t-1} + \beta_3 X_{2,t-1} + \varepsilon_t$$

- การประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบการถดถอย ในกรณีของตัวแบบการถดถอยเชิงเส้นและภายใต้ข้อสมมติ ในการประมาณค่าพารามิเตอร์ จะใช้วิธีวิเคราะห์การถดถอยแบบเชิงเส้น ในการอนุมานเกี่ยวกับพารามิเตอร์ตลอดจนค่าพยากรณ์แบบช่วง ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.998[a]	.995	.995	4.2541

a. Predictors: (Constant), X2T, YT_1, X1T

ANOVA[b]

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	491324.3	3	163774.758	9049.817	.000[a]
	Residual	2298.322	127	18.097		
	Total	493622.6	130			

a. Predictors: (Constant), X2T, YT_1, X1T

b. Dependent Variable: Water in KRASAEW

Coefficients[a]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	1.958	.914		2.143	.034
	YT_1	.981	.007	.981	143.365	.000
	X1T	.987	.014	.857	73.037	.000
	X2T	-.971	.018	-.670	-53.569	.000

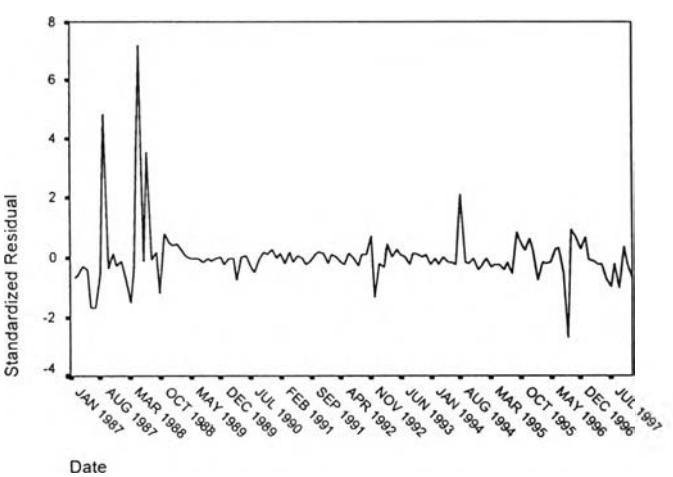
a. Dependent Variable: Water in KRASAEW

จากตารางข้างต้นจะได้ตัวแบบพยากรณ์เป็นดังนี้

$$\hat{Y}_t = 1.958 + 0.981\, Y_{t-1} + 0.987\, X_{1,t-1} - 0.971\, X_{2,t-1}$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบการถดถอยจะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะมีการตรวจสอบดังนี้

  - ตรวจสอบค่าเฉลี่ยและความแปรปรวน

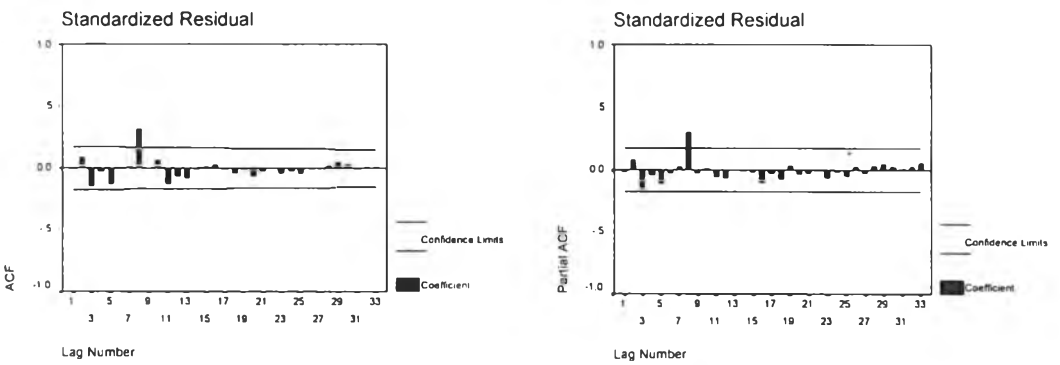


Mean Standardized Residual = 0.000

กราฟแสดงการกระจายของค่าคลาดเคลื่อน e_t กับเวลา

จากรูปกราฟข้างต้นพบว่าค่าคลาดเคลื่อน e_t กระจายเป็นแนวในลักษณะขนานรอบค่าศูนย์ และพบว่า e_t มีค่าเฉลี่ยเข้าใกล้ศูนย์ (มีค่าเท่ากับ $-1.94 * 10^{-14}$) ดังนั้นจากค่าเฉลี่ยและลักษณะการกระจายของ e_t ประมาณได้ว่าค่าคลาดเคลื่อนสุ่มมีค่าเฉลี่ยเป็นศูนย์และความแปรปรวนคงที่

- ตรวจสอบสหสัมพันธ์ของค่าคลาดเคลื่อน



กราฟแสดง ACF และ PACF ของ e_t

การพิจารณาจากกราฟแสดง ACF และ PACF พบว่าค่าคลาดเคลื่อน e_t ไม่มีสหสัมพันธ์กัน ถึงแม้ว่าจะมี lag ที่ 8 จะมีนัยสำคัญแต่เนื่องจากเป็นคาบเวลาที่ห่างมาก โดยอิทธิพลที่มีต่อข้อมูลในอนาคตอาจจะละไว้ได้

- ตรวจสอบคุณสมบัติของการแจกแจงของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม โดยใช้การทดสอบ Kolmogorov – Smirnov Test

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Standardized Residual
N		131
Normal Parameters [a,b]	Mean	-2.93793E-09
	Std. Deviation	.9883942
Most Extreme Differences	Absolute	.252
	Positive	.252
	Negative	-.185
Kolmogorov-Smirnov Z		2.879
Asymp. Sig. (2-tailed)		.119

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

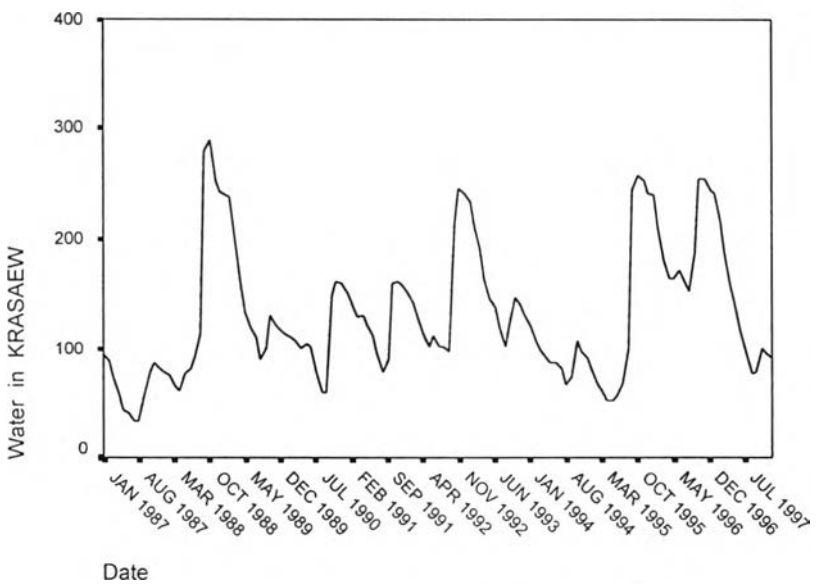
จากตาราง Kolmogorov – Smirnov Test พบว่าค่าสถิติทดสอบของ Kolmogorov – Smirnov เท่ากับ 2.879 และค่า Sig. = 0.119 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่กำหนด (α = 0.05) จึงสรุปได้ว่าค่าคลาดเคลื่อนสุ่มมีการแจกแจงแบบปกติ

จากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ด้วยวิธีการถดถอยสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม โดยใช้ตัวแบบพยากรณ์

$$\hat{Y}_t = 1.958 + 0.981\, Y_{t-1} + 0.987\, X_{1,t-1} - 0.971\, X_{2,t-1}$$

19.2 วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์

- พิจารณาการกระจายและการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนกระเสียว



กราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนกระเสียว

จากกราฟข้างต้นพบว่าข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนกระเสียว มีลักษณะการเคลื่อนไหวแบบมีแนวโน้มและฤดูกาล โดยเฉพาะลักษณะการเคลื่อนไหวแบบฤดูกาลเป็นแบบเชิงพหุแนวโน้ม ซึ่งสอดคล้องกับวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์

- การประมาณค่าคงที่ของวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

ExSmooth

```
MODEL= WINTERS (Linear trend, multiplicative seasonality)      Period= 12

 Initial values:      Series (ค่าเฉลี่ย)      Trend (ความชัน)
   (ค่าเริ่มต้น)          60.64583                .57292

DFE = 119.
```

The 10 smallest SSE's are:	Alpha	Gamma	Delta	SSE
	.8000000	.1000000	.1000000	83470.98306
	.9000000	.1000000	.1000000	84111.69849
	.7000000	.1000000	.1000000	84424.50973
	.9000000	.1000000	.3000000	86000.11313
	1.000000	.1000000	.1000000	86233.43954
	1.000000	.1000000	.3000000	86233.43954
	1.000000	.1000000	.5000000	86233.43954
	1.000000	.1000000	.7000000	86233.43954
	1.000000	.1000000	.9000000	86233.43954
	.8000000	.1000000	.3000000	86975.16275

เมื่อประมาณค่าคงที่จะได้ค่าคงที่สำหรับการปรับให้เรียบสำหรับข้อมูลชุดนี้ทั้ง 3 ค่า จะได้ค่าคงที่สำหรับปรับให้เรียบสำหรับระดับ (α) เท่ากับ 0.800 , ค่าคงที่สำหรับปรับให้เรียบสำหรับแนวโน้ม (γ) เท่ากับ 0.100 และค่าคงที่สำหรับปรับให้เรียบสำหรับฤดูกาล (δ) เท่ากับ 0.100 ซึ่งตัวแบบพยากรณ์มีรูปแบบเป็นดังนี้

$$\hat{Y}_t(l) = \left(\hat{\mu}_t + l\hat{\beta}_t\right)\hat{S}_{t+l-m}, \qquad t = m,\ m+1,\ \ldots$$

ซึ่ง

$$\hat{\mu}_t = \alpha_1\left(Y_t/\hat{S}_{t-m}\right) + (1-\alpha_1)\left(\hat{\mu}_{t-1} + \hat{\beta}_{t-1}\right)$$

$$\hat{\beta}_t = \alpha_2\left(\hat{\mu}_t - \hat{\mu}_{t-1}\right) + (1-\alpha_2)\hat{\beta}_{t-1}$$

$$\hat{S}_t = \alpha_3\left(Y_t/\hat{\mu}_t\right) + (1-\alpha_3)\hat{S}_{t-m}$$

$$m = 12$$

การคำนวณค่าพยากรณ์จะต้องเริ่มกำหนดค่าเริ่มต้นของ $\hat{\mu}_t$ ซึ่งจะมีค่าเท่ากับ 112.149, $\hat{S}_t$ มีค่าเท่ากับ 0.851, และ $\hat{\beta}_t = 0$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์ของวินเตอร์จะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล และจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

19.3 วิธีการแยกองค์ประกอบ

- จากการพิจารณากราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนกระเสียวรูปแบบการพยากรณ์จะอยู่ในรูปของผลบวก โดยจะหาค่าการพยากรณ์วิธีการแยกองค์ประกอบในรูปของสมการเชิงเส้น ผลจากการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Regression

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.532[a]	.283	.210	54.6206

a. Predictors: (Constant), I11, I0, I6, I7, I5, I8, I4, I9, I3, I10, I2, I1

ANOVA[b]

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	139989.8	12	11665.814	3.910	.000[a]
	Residual	355025.9	119	2983.411		
	Total	495015.6	131			

a. Predictors: (Constant), I11, I0, I6, I7, I5, I8, I4, I9, I3, I10, I2, I1

b. Dependent Variable: Water in KRASAEW

Coefficients[a]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	135.741	18.777		7.229	.000
	I0	.389	.125	.242	3.103	.002
	I1	-.452	23.331	-.002	-.019	.985
	I2	-13.295	23.324	-.060	-.570	.570
	I3	-31.138	23.318	-.141	-1.335	.184
	I4	-46.890	23.312	-.212	-2.011	.047
	I5	-54.915	23.307	-.248	-2.356	.020
	I6	-57.941	23.302	-.262	-2.486	.014
	I7	-67.057	23.299	-.303	-2.878	.005
	I8	-73.263	23.296	-.331	-3.145	.002
	I9	-36.016	23.293	-.163	-1.546	.125
	I10	9.141	23.292	.041	.392	.695
	I11	6.934	23.291	.031	.298	.766

a. Dependent Variable: Water in KRASAEW

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้รูปแบบการพยากรณ์เป็นดังนี้

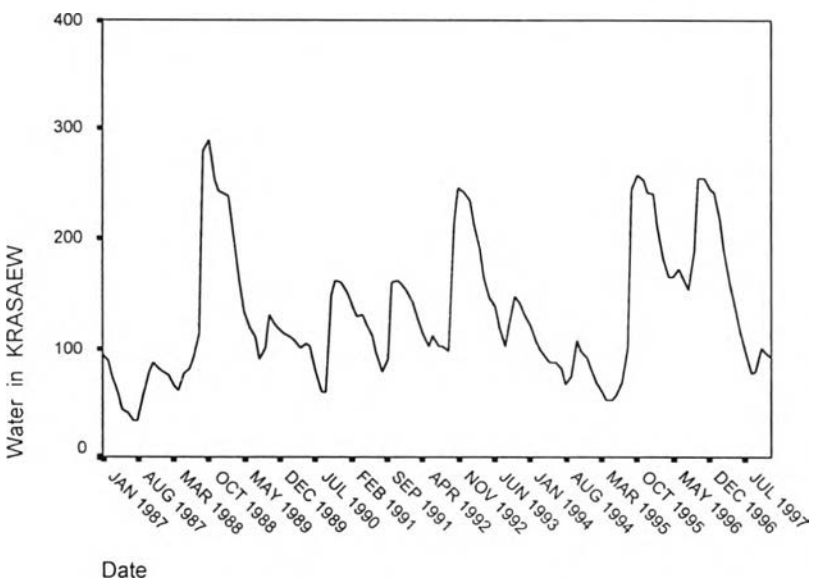
$$Z_t = 135.74122 + 0.389\, t_1 - 0.452\, x_{1t} - 13.295\, x_{2t} - 31.138 x_{3t} - 46.890\, x_{4t} - 54.915\, x_{5t} - 57.941\, x_{6t} - 67.057\, x_{7t} - 73.263\, x_{8t} - 36.016\, x_{9t} + 9.141\, x_{10t} + 6.934\, x_{11t}$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบวิธีการแยกองค์ประกอบจะตรวจสอบคุณสมบัติของของเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล และจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

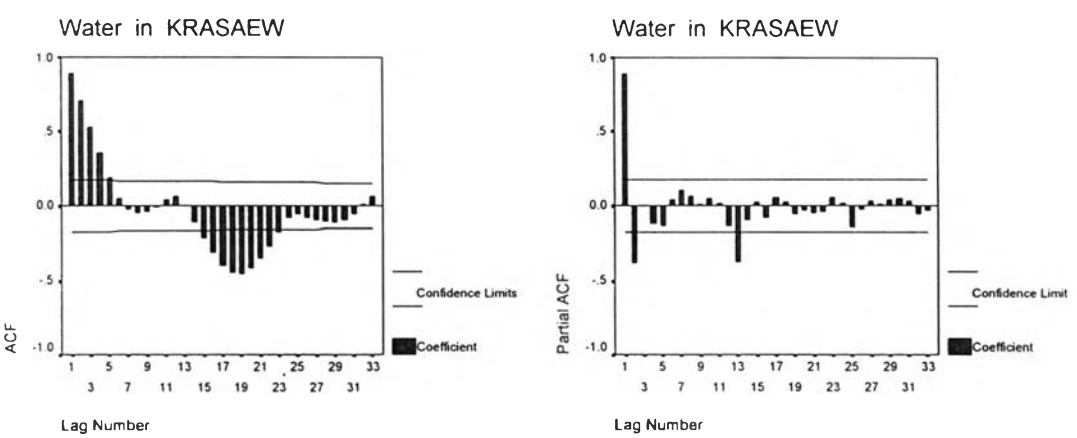
19.4 วิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์

- กำหนดตัวแบบทดลอง

- พิจารณาจากกราฟการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนกระเสียว



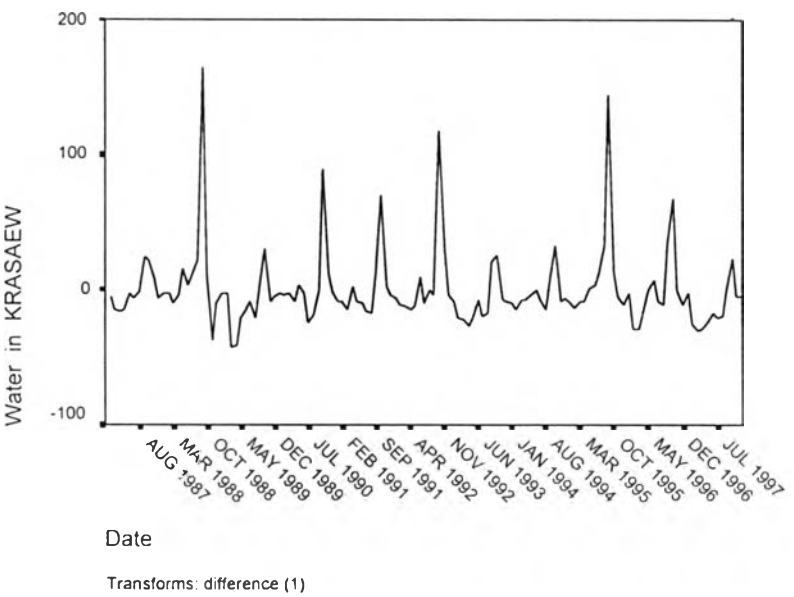
กราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนกระเสียว



กราฟแสดง ACF และ PACF ของข้อมูล ริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนกระเสียว

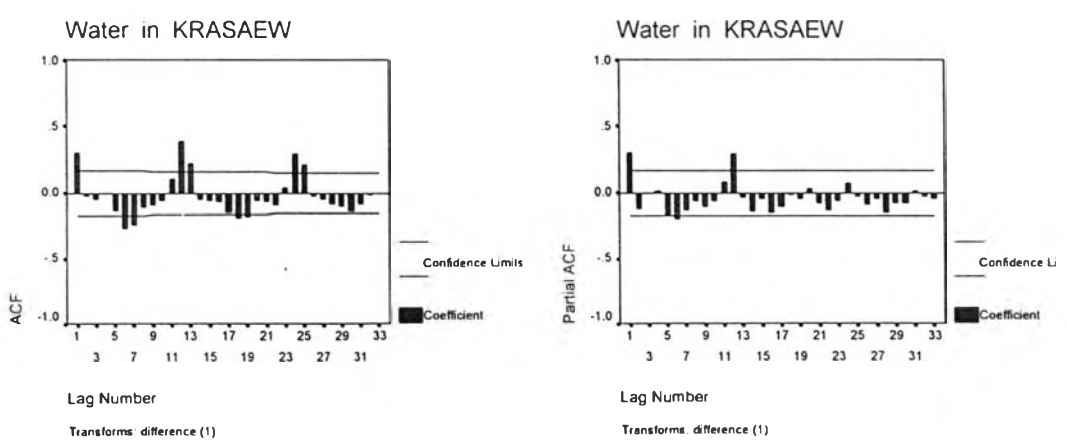
พิจารณากราฟอนุกรมเวลาในข้างต้นพบว่า ข้อมูลมีลักษณะการเคลื่อนไหวแปรผันตามเวลาและไม่คงที่ในค่าเฉลี่ย และเมื่อพิจารณากราฟ ACF พบว่าลดลงอย่างช้า ๆ และไม่ลู่เข้าสู่ศูนย์ ซึ่งบ่งบอกได้ว่าอนุกรมเวลาไม่อยู่ในสภาพคงที่ (Stationary) ในค่าเฉลี่ย จึงจำเป็นต้องแปลงข้อมูลให้อยู่ในสภาพคงที่ โดยเริ่มจากการแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างหนึ่งครั้งในข้อมูลอนุกรมเวลาชุดเดิม แล้วพิจารณากราฟการเคลื่อนไหวของข้อมูลอนุกรมเวลาชุดใหม่ดังนี้

- พิจารณากราฟแสดงการแปลงข้อมูลเพื่อให้คงที่ในค่าเฉลี่ยจากหาผลต่าง



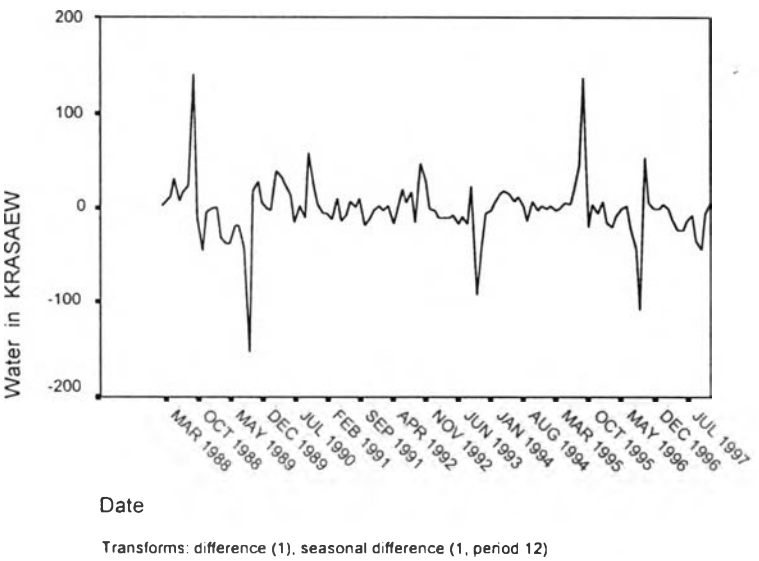
จากกราฟข้างต้นพบว่าข้อมูลมีลักษณะคงที่ในค่าเฉลี่ยแล้ว จึงพิจารณาการเคลื่อนไหวของข้อมูลจากกราฟแสดง ACF และ PACF ดังนี้

- กราฟแสดง ACF และ PACF ของข้อมูลอนุกรมเวลาหลังจากการแปลงข้อมูล โดยการหาผลต่าง

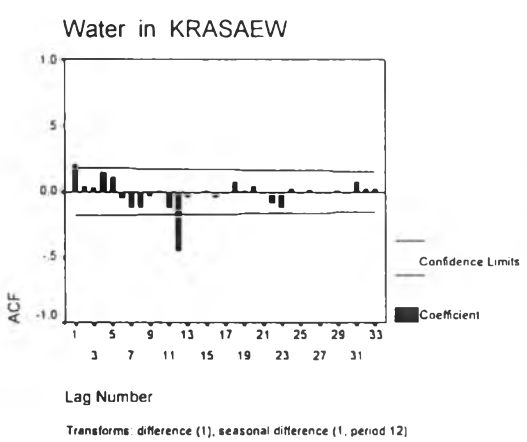


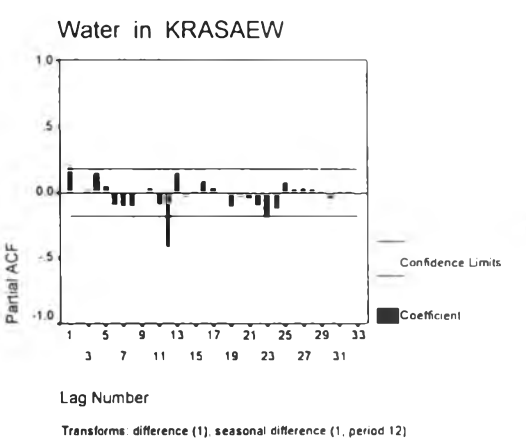
จากกราฟการแปลงข้อมูล โดยการหาผลต่าง และกราฟ ACF และ PACF พบว่าอนุกรมเวลาชุดนี้อยู่ในสภาพคงที่ จากนั้นพิจารณากราฟ ACF ในส่วนฤดูกาลพบว่า ข้อมูลชุดนี้มีฤดูกาลมาเกี่ยวข้อง และอนุกรมเวลาในส่วนที่เป็นฤดูกาลยังไม่อยู่ในสภาพคงที่ จึงต้องทำการหาผลต่างระยะยาวของข้อมูลต่างครั้งแรก เป็นดังนี้

- พิจารณากราฟแสดงการแปลงข้อมูลเพื่อให้คงที่ในส่วนที่มีองค์ประกอบของฤดูกาล



- กราฟแสดง ACF และ PACF ของข้อมูลหลังการแปลงให้อยู่ในสภาพคงที่





จากกราฟแสดงการแปลงข้อมูลเพื่อให้คงที่ในส่วนที่มีองค์ประกอบของฤดูกาล และกราฟแสดง ACF และ PACF พบว่าข้อมูลอนุกรมเวลาชุดนี้อยู่ในสภาพคงที่ และนำมาพิจารณากำหนดตัวแบบเบื้องต้น จะได้ตัวแบบ ARIMA$(0, 1, 0)\,(2, 1, 0)_{12}$

- การประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการของบ็อกซ์และเจนกินส์ ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Arima

```
Non-seasonal differencing: 1
    Seasonal differencing: 1
Length of Seasonal Cycle: 12

Parameters:
SAR1        _________  < value originating from estimation >
SAR2        _________  < value originating from estimation >
95.00 percent confidence intervals will be generated.

Initial values:

SAR1       -.54700
SAR2       -.22294

FINAL PARAMETERS:

Number of residuals  119
Standard error       27.352356
Log likelihood       -564.29373
AIC                  1132.5875
SBC                  1138.1457

            Analysis of Variance:

               DF  Adj. Sum of Squares    Residual Variance

Residuals     117           91562.548           748.15139

           Variables in the Model:

                 B         SEB      T-RATIO   APPROX. PROB.

SAR1    -.62913704   .09534449   -6.5985673       .00000000
SAR2    -.28861142   .09986394   -2.8900463       .00459199
```

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ จะได้รูปแบบการพยากรณ์เป็นดังนี้

$$W_t = -0.62914\, W_{t-12} - 0.28861\, W_{t-24}$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์จะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล และจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ เมื่อพิจารณาจากค่าคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ โดยพิจารณาจากค่า MAPE จะได้ว่าค่าพยากรณ์โดย วิธีถดถอยจะให้ค่า MAPE เท่ากับ 3.5194% วิธี

การพยากรณ์ของวินเตอร์ให้ค่า MAPE เท่ากับ 28.6359% วิธีการแยกองค์ประกอบให้ค่า MAPE เท่ากับ 39.5586% และวิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์ ให้ค่า MAPE เท่ากับ 39.8817% ดังนั้นในการพยากรณ์ปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนกระเสียวโดยวิธีการถดถอยจะเหมาะสมกับข้อมูลอนุกรมเวลาชุดนี้ ส่วนค่าพยากรณ์จากวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ ค่าพยากรณ์โดยวิธีการแยกองค์ประกอบ และค่าพยากรณ์ของวิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์เหมาะสมเป็นอันดับ 2, 3 และ 4 ตามลำดับ

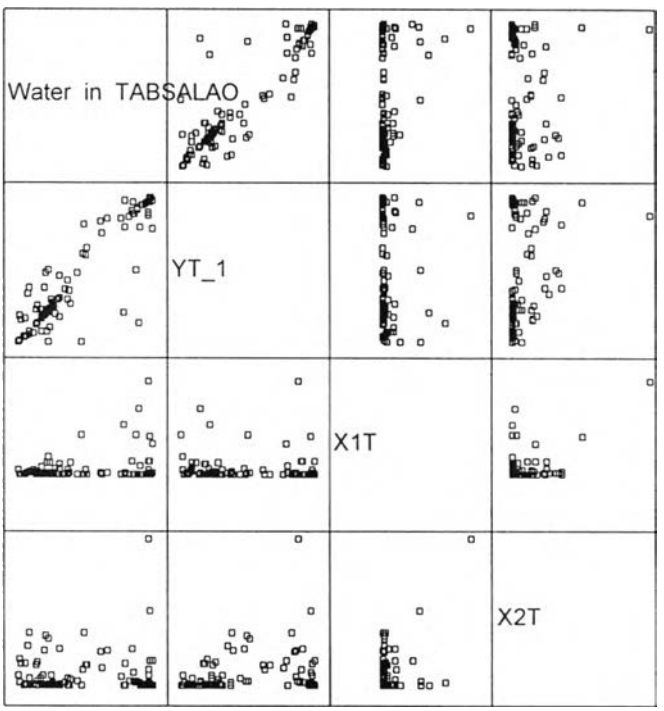
จากการศึกษาเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ทั้ง 4 วิธี พบว่าวิธีการพยากรณ์วิธีการถดถอยเหมาะสมกับข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนกระเสียว ดังนั้นจึงนำเอาวิธีการถดถอยมาพยากรณ์ปริมาณน้ำในปี พ. ศ. 2542 – 2543 โดยนำข้อมูลปี พ. ศ. 2530 – 2540 มารวมกับข้อมูลของปี พ. ศ. 2541 มาหาค่าสัมประสิทธิ์ใหม่และผ่านการวินิจฉัยตัวแบบด้วยวิธีการทางสถิติ ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล มีตัวแบบเป็นดังนี้

รูปแบบการพยากรณ์ : $\hat{Y}_t = 0.985\, Y_{t-1} + 0.989\, X_{1,t-1} - 0.975\, X_{2,t-1}$

20. ตัวแบบพยากรณ์สำหรับข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนทับเสลา

20.1 วิธีการถดถอย

- กำหนดรูปแบบความสัมพันธ์ระหว่าง Y_t กับ Y_{t-1}, $X_{1,t-1}$, $X_{2,t-1}$ โดยทั่วไปจะสมมติให้ Y_t มีการแจกแจงความน่าจะเป็นแบบปกติ และพิจารณากำหนดรูปแบบความสัมพันธ์เป็นคู่ ๆ ระหว่าง Y_t กับ Y_{t-1}, $X_{1,t-1}$, $X_{2,t-1}$ ดังนั้นกราฟระหว่างตัวแปรตามกับตัวแปรอิสระเป็นดังนี้



กำหนดความสัมพันธ์ดังนี้

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 X_{1,t-1} + \beta_3 X_{2,t-1} + \varepsilon_t$$

- การประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบการถดถอย ในกรณีของตัวแบบการถดถอยเชิงเส้นและภายใต้ข้อสมมติ ในการประมาณค่าพารามิเตอร์ จะใช้วิธีวิเคราะห์การถดถอยแบบเชิงเส้น ในการอนุมานเกี่ยวกับพารามิเตอร์ตลอดจนค่าพยากรณ์แบบช่วง ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.999[a]	.998	.998	2.1857

a. Predictors: (Constant), X2T, YT_1, X1T

ANOVA[b]

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	256713.1	3	85571.044	17912.875	.000[a]
	Residual	492.038	103	4.777		
	Total	257205.2	106			

a Predictors: (Constant), X2T, YT_1, X1T

b Dependent Variable: Water in TABSALAO

Coefficients[a]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	.130	.405		.321	.749
	YT_1	.985	.005	.995	216.799	.000
	X1T	.987	.010	.482	96.503	.000
	X2T	-1.027	.014	-.382	-72.478	.000

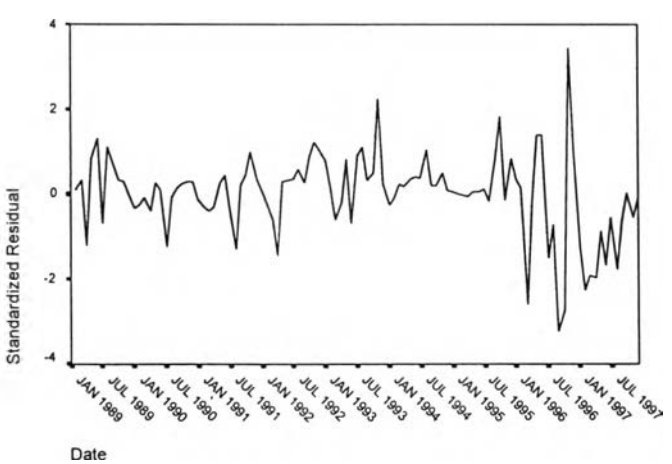
a Dependent Variable: Water in TABSALAO

จากตารางข้างต้นจะได้ตัวแบบพยากรณ์เป็นดังนี้

$$\hat{Y}_t = 0.985\, Y_{t-1} + 0.987\, X_{1,t-1} - 1.027\, X_{2,t-1}$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบการถดถอยจะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะมีการตรวจสอบดังนี้

  - ตรวจสอบค่าเฉลี่ยและความแปรปรวน

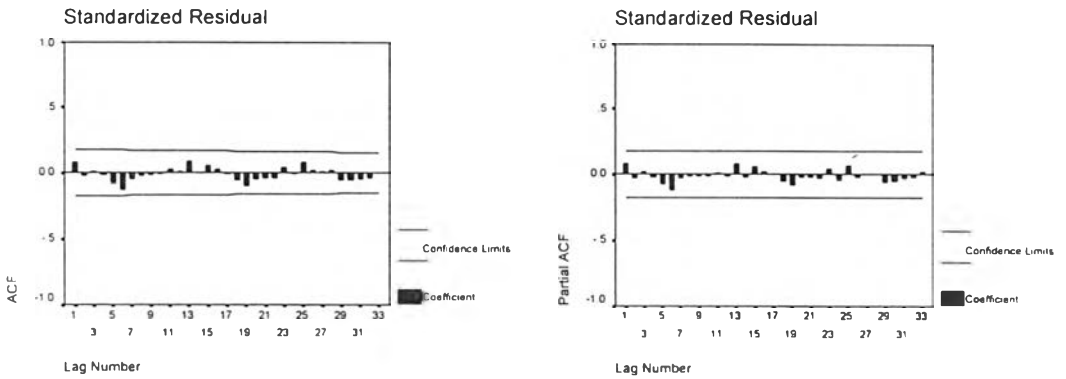


Mean Standardized Residual = 0.000

กราฟแสดงการกระจายของค่าคลาดเคลื่อน e_t กับเวลา

จากรูปกราฟข้างต้นพบว่าค่าคลาดเคลื่อน e_t กระจายเป็นแนวในลักษณะขนานรอบค่าศูนย์ และพบว่า e_t มีค่าเฉลี่ยเข้าใกล้ศูนย์ (มีค่าเท่ากับ $-3.32 * 10^{-14}$) ดังนั้นจากค่าเฉลี่ยและลักษณะการกระจายของ e_t ประมาณได้ว่าค่าคลาดเคลื่อนสุ่มมีค่าเฉลี่ยเป็นศูนย์และความแปรปรวนคงที่

- ตรวจสอบสหสัมพันธ์ของค่าคลาดเคลื่อน



กราฟแสดง ACF และ PACF ของ e_t

การพิจารณาจากกราฟแสดง ACF และ PACF พบว่าค่าคลาดเคลื่อน e_t ไม่มีสหสัมพันธ์กัน

- ตรวจสอบคุณสมบัติของการแจกแจงของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม โดยใช้การทดสอบ Kolmogorov – Smirnov Test

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Standardized Residual
N		107
Normal Parameters [a,b]	Mean	4.249703E-09
	Std. Deviation	.9857475
Most Extreme Differences	Absolute	.129
	Positive	.099
	Negative	-.129
Kolmogorov-Smirnov Z		1.334
Asymp. Sig. (2-tailed)		.057

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

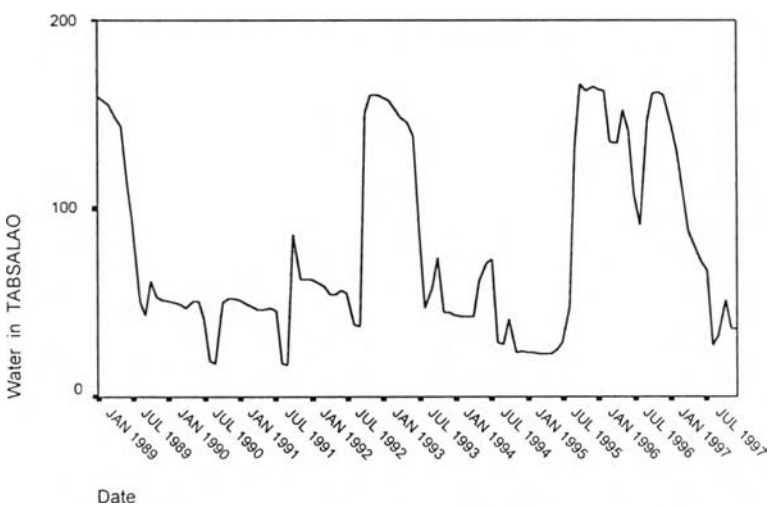
จากตาราง Kolmogorov – Smirnov Test พบว่าค่าสถิติทดสอบของ Kolmogorov – Smirnov เท่ากับ 1.334 และค่า Sig. = 0.057 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่กำหนด ($\alpha = 0.05$) จึงสรุปได้ว่าค่าคลาดเคลื่อนสุ่มมีการแจกแจงแบบปกติ

จากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ด้วยวิธีการถดถอยสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม โดยใช้ตัวแบบพยากรณ์

$$\hat{Y}_t = 0.985\, Y_{t-1} + 0.987\, X_{1,t-1} - 1.027\, X_{2,t-1}$$

20.2 วิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลัง

- พิจารณาการกระจายและการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนทับเสลา



กราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนทับเสลา

จากกราฟข้างต้นพบว่าข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนทับเสลา มีลักษณะการเคลื่อนไหวแบบมีระดับค่าเฉลี่ยแปรเปลี่ยนช้า ๆ ตามเวลา โดยเฉพาะลักษณะการเคลื่อนไหวที่มีระดับค่าเฉลี่ยคงที่เฉพาะที่ ซึ่งสอดคล้องกับวิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลัง

- การประมาณค่าคงที่ของวิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลัง ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

ExSmooth

```
MODEL= NN (No trend, no seasonality)

 Initial values:       Series            Trend
                     78.66574         Not used
DFE = 107.

The 10 smallest SSE's are:      Alpha              SSE
                              1.000000      58391.50432
                              .9000000      60676.85854
                              .8000000      64031.02517
```

.7000000	68798.52111
.6000000	75557.03568
.5000000	85261.23607
.4000000	99538.56491
.3000000	121408.19355
.2000000	157125.70981
.1000000	215941.99913

เมื่อประมาณค่าคงที่จะได้ค่าคงที่สำหรับการปรับให้เรียบสำหรับข้อมูลชุดนี้มี 1 ค่า คือ Alpha (α) มีค่าเท่ากับ 1.000 ดังนั้นรูปแบบการพยากรณ์ดังนี้

$$\hat{Y}_T(l) = Y_T$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์ของวิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลังจะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล และจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

20.3 วิธีพารามิเตอร์สองตัวของโฮลท์

- พิจารณากราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนทับเสลา พบว่าข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนทับเสลามีลักษณะการเคลื่อนไหวแบบไม่คงที่ในค่าเฉลี่ย ซึ่งสอดคล้องกับวิธีพารามิเตอร์สองตัวของโฮลท์

- การประมาณค่าคงที่ของวิธีพารามิเตอร์สองตัวของโฮลท์ ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

ExSmooth

```
MODEL= HOLT (Linear trend, no seasonality)

 Initial values:       Series            Trend
                     160.17710         -1.15421

DFE = 106.

The 10 smallest SSE's are:      Alpha       Gamma         SSE
                              1.000000    .1000000    54700.98449
                              .9000000    .1000000    56887.55909
                              1.000000    .2000000    56926.36313
                              .9000000    .2000000    58798.30322
                              1.000000    .3000000    59320.29470
                              .8000000    .1000000    60134.99190
                              .9000000    .3000000    60802.20758
                              .8000000    .2000000    61767.34804
```

1.000000	.4000000	61966.15521
.9000000	.4000000	63001.15230

เมื่อประมาณค่าคงที่ จะได้ค่าคงที่สำหรับการปรับให้เรียบสำหรับข้อมูลชุดนี้มี 2 ค่า คือ Alpha (α) มีค่าเท่ากับ 1.000 และ Gamma (γ) มีค่าเท่ากับ 0.100 จะได้ตัวแบบพยากรณ์เป็นดังนี้

$$\hat{Y}_T(l) = S_T + l\hat{\beta}_T$$

ซึ่ง

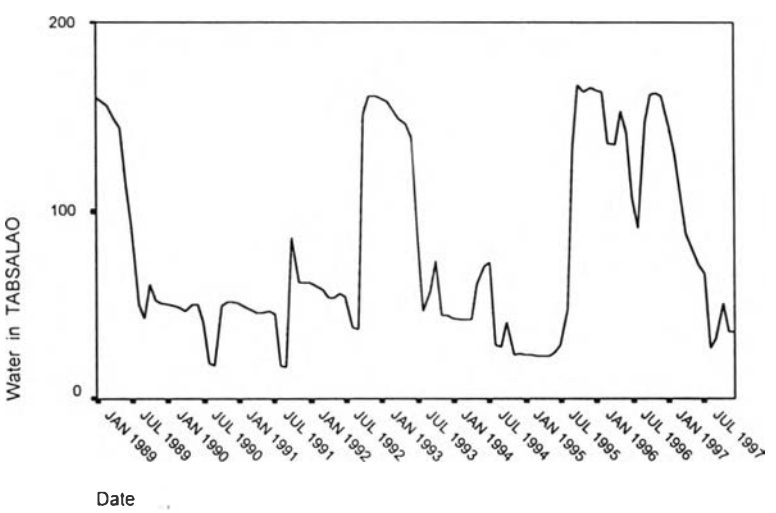
$$S_T = \alpha Y_T + (1-\alpha)(S_{T-1} + \hat{\beta}_{T-1})$$
$$\hat{\beta}_T = \gamma(S_T - S_{T-1}) + (1-\gamma)\hat{\beta}_{T-1}$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์ของวิธีพารามิเตอร์สองตัวของโฮลท์จะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล และจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่ารูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

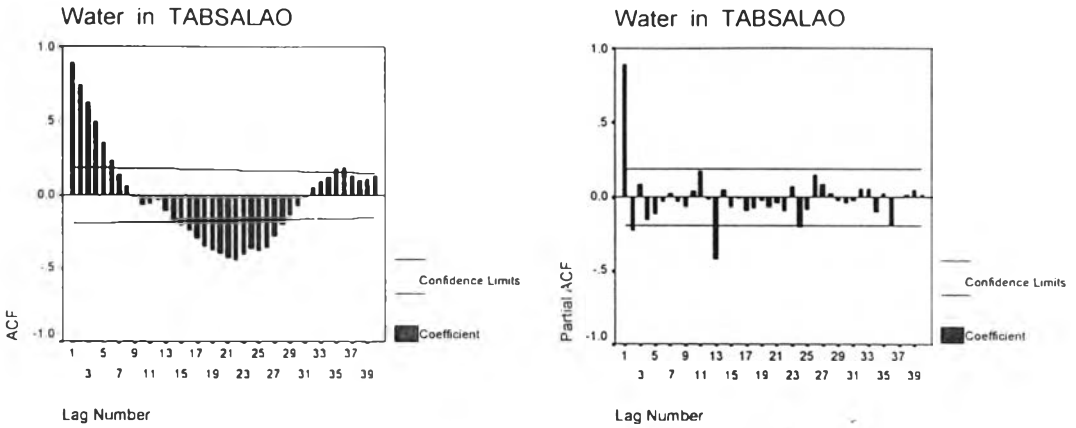
20.4 วิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์

- กำหนดตัวแบบทดลอง

- พิจารณาจากกราฟการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนทับเสลา



กราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนทับเสลา



กราฟแสดง ACF และ PACF ของข้อมูล ริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนทับเสลา

พิจารณากราฟอนุกรมเวลาในข้างต้นพบว่า ข้อมูลอนุกรมเวลาชุดนี้คงที่ในค่าเฉลี่ยและไม่มีองค์ประกอบของฤดูกาล ดังนั้นรูปแบบของข้อมูลเมื่อนำมาพิจารณากำหนดตัวแบบเบื้องต้นจะได้ตัวแบบ AR (2)

- การประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการของบ็อกซ์และเจนกินส์ ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Arima

```
Non-seasonal differencing: 1
    Seasonal differencing: 1
Length of Seasonal Cycle: 12

Parameters:
AR1         _________   < value originating from estimation >
AR2         _________   < value originating from estimation >
95.00 percent confidence intervals will be generated.

Initial values:

AR1        1.09000
AR2        -.13799

FINAL PARAMETERS:

Number of residuals  108
Standard error       21.676598
Log likelihood       -486.00433
AIC                  976.00866
SBC                  981.37292
            Analysis of Variance:

                DF  Adj. Sum of Squares    Residual Variance
```

Residuals	106	51240.592		469.87490

Variables in the Model:

	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
AR1	1.1640210	.09397090	12.387037	.00000000
AR2	-.1945014	.09395728	-2.070104	.04087303

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ จะได้รูปแบบการพยากรณ์เป็นดังนี้

$$Y_t = 1.16402\ Y_{t-1} - 0.19450\ Y_{t-2}$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์จะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล และจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ เมื่อพิจารณาจากค่าคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ โดยพิจารณาจากค่า MAPE จะได้ว่าค่าพยากรณ์โดย วิธีถดถอยจะให้ค่า MAPE เท่ากับ 3.1269% วิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลังให้ค่า MAPE เท่ากับ 42.4092% วิธีพารามิเตอร์สองตัวของโฮลท์ให้ค่า MAPE เท่ากับ 34.9027% และวิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์ ให้ค่า MAPE เท่ากับ 34.2067% ดังนั้นในการพยากรณ์ปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนทับเสลาโดยวิธีการถดถอยจะเหมาะสมกับข้อมูลอนุกรมเวลาชุดนี้ ส่วนค่าพยากรณ์จากวิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์ และค่าพยากรณ์โดยวิธีพารามิเตอร์สองตัวของโฮลท์ และค่าพยากรณ์ของวิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลังเหมาะสมเป็นอันดับ 2, 3 และ 4 ตามลำดับ

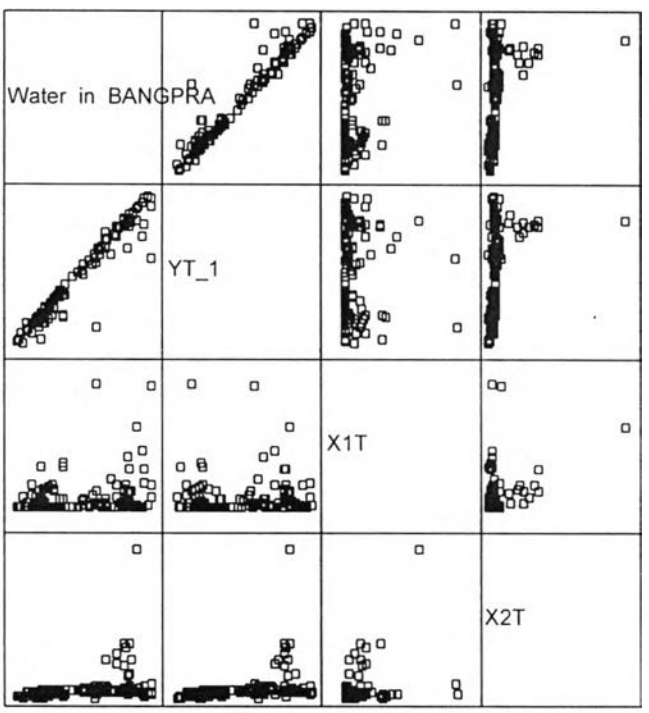
ผลการศึกษาเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ทั้ง 4 วิธี พบว่าวิธีการพยากรณ์วิธีการถดถอยเหมาะสมกับข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนทับเสลา ดังนั้นจึงนำเอาวิธีการถดถอยมาพยากรณ์ปริมาณน้ำในปี พ. ศ. 2542 – 2543 โดยนำข้อมูลปี พ. ศ. 2530 – 2540 มารวมกับข้อมูลของปี พ. ศ. 2541 มาหาค่าสัมประสิทธิ์ใหม่และผ่านการวินิจฉัยตัวแบบด้วยวิธีการทางสถิติ ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล มีตัวแบบเป็นดังนี้

รูปแบบการพยากรณ์ : $\hat{Y}_t = 0.987\ Y_{t-1} + 0.988\ X_{1,t-1} - 1.028\ X_{2,t-1}$

21. ตัวแบบพยากรณ์สำหรับข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนบางพระ

21.1 วิธีการถดถอย

- กำหนดรูปแบบความสัมพันธ์ระหว่าง Y_t กับ Y_{t-1}, $X_{1,t-1}$, $X_{2,t-1}$ โดยทั่วไปจะสมมติให้ Y_t มีการแจกแจงความน่าจะเป็นแบบปกติ และพิจารณากำหนดรูปแบบความสัมพันธ์เป็นคู่ ๆ ระหว่าง Y_t กับ Y_{t-1}, $X_{1,t-1}$, $X_{2,t-1}$ ดังนั้นกราฟระหว่างตัวแปรตามกับตัวแปรอิสระเป็นดังนี้



กำหนดความสัมพันธ์ดังนี้

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 X_{1,t-1} + \beta_3 X_{2,t-1} + \varepsilon_t$$

- การประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบการถดถอย ในกรณีของตัวแบบการถดถอยเชิงเส้นและภายใต้ข้อสมมติ ในการประมาณค่าพารามิเตอร์ จะใช้วิธีวิเคราะห์การถดถอยแบบเชิงเส้น ในการอนุมานเกี่ยวกับพารามิเตอร์ตลอดจนค่าพยากรณ์แบบช่วง ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.999[a]	.998	.998	1.4780

a. Predictors: (Constant), X2T, X1T, YT_1

ANOVA[b]

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	119704.5	3	39901.512	18265.573	000[a]
	Residual	277.434	127	2.185		
	Total	119982.0	130			

a. Predictors: (Constant), X2T, X1T, YT_1

b. Dependent Variable: Water in BANGPRA

Coefficients[a]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-5.47E-02	.283		-.193	.847
	YT_1	.979	.005	.982	212.372	.000
	X1T	.985	.018	.254	55.895	.000
	X2T	-.925	.054	-.084	-17.048	.000

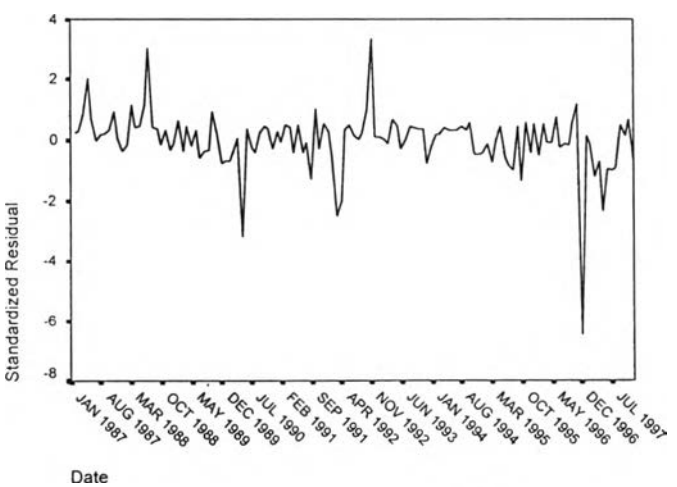
a. Dependent Variable: Water in BANGPRA

จากตารางข้างต้นจะได้ตัวแบบพยากรณ์เป็นดังนี้

$$\hat{Y}_t = 0.979\, Y_{t-1} + 0.985\, X_{1,t-1} - 0.925\, X_{2,t-1}$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบการถดถอยจะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะมีการตรวจสอบดังนี้

  - ตรวจสอบค่าเฉลี่ยและความแปรปรวน

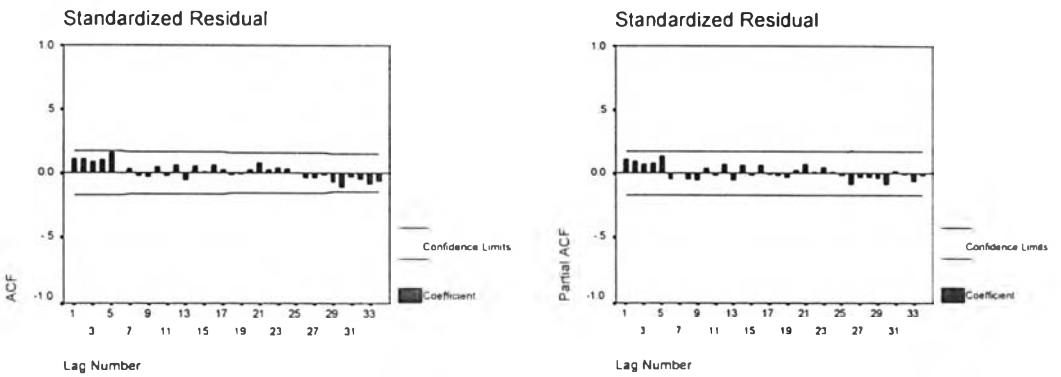


กราฟแสดงการกระจายของค่าคลาดเคลื่อน e_t กับเวลา

Mean Standardized Residual = 0.000

จากรูปกราฟข้างต้นพบว่าค่าคลาดเคลื่อน e_t กระจายเป็นแนวในลักษณะขนานรอบค่าศูนย์ และพบว่า e_t มีค่าเฉลี่ยเข้าใกล้ศูนย์ (มีค่าเท่ากับ $-4.96 * 10^{-14}$) ดังนั้นจากค่าเฉลี่ยและลักษณะการกระจายของ e_t ประมาณได้ว่าค่าคลาดเคลื่อนสุ่มมีค่าเฉลี่ยเป็นศูนย์และความแปรปรวนคงที่

- ตรวจสอบสหสัมพันธ์ของค่าคลาดเคลื่อน



กราฟแสดง ACF และ PACF ของ e_t

การพิจารณาจากกราฟแสดง ACF และ PACF พบว่าค่าคลาดเคลื่อน e_t ไม่มีสหสัมพันธ์กัน

- ตรวจสอบคุณสมบัติของการแจกแจงของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม โดยใช้การทดสอบ Kolmogorov – Smirnov Test

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Standardized Residual
N		131
Normal Parameters [a,b]	Mean	2.452720E-10
	Std. Deviation	.9883942
Most Extreme Differences	Absolute	.153
	Positive	.153
	Negative	-.146
Kolmogorov-Smirnov Z		1.748
Asymp. Sig. (2-tailed)		.444

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

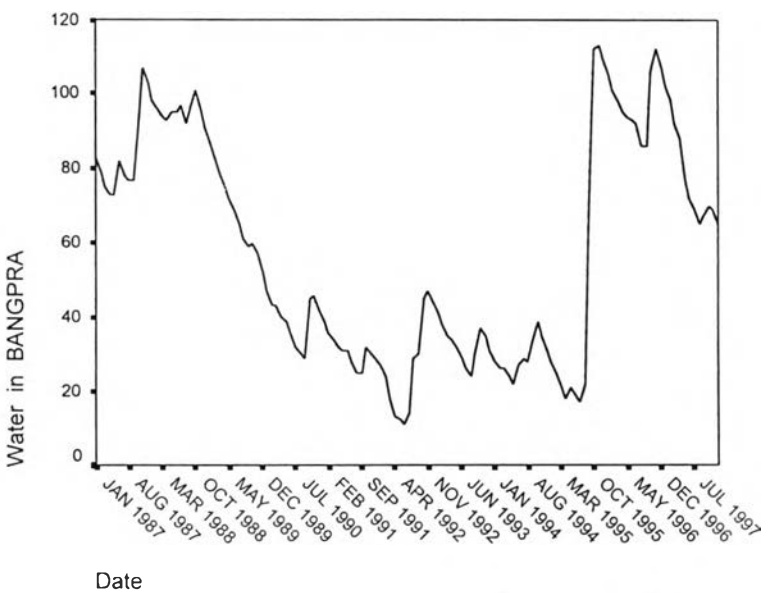
จากตาราง Kolmogorov – Smirnov Test พบว่าค่าสถิติทดสอบของ Kolmogorov – Smirnov เท่ากับ 1.748 และค่า Sig. = 0.444 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่กำหนด ($\alpha = 0.05$) จึงสรุปได้ว่าค่าคลาดเคลื่อนสุ่มมีการแจกแจงแบบปกติ

จากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ด้วยวิธีการถดถอยสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม โดยใช้ตัวแบบพยากรณ์

$$\hat{Y}_t = 0.979\, Y_{t-1} + 0.985\, X_{1,t-1} - 0.925\, X_{2,t-1}$$

21.2 วิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลัง

- พิจารณาการกระจายและการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนบางพระ



กราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนบางพระ

จากกราฟข้างต้นพบว่าข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนบางพระ มีลักษณะการเคลื่อนไหวแบบมีระดับค่าเฉลี่ยแปรเปลี่ยนช้า ๆ ตามเวลา โดยเฉพาะลักษณะการเคลื่อนไหวที่มีระดับค่าเฉลี่ยคงที่เฉพาะที่ ซึ่งสอดคล้องกับวิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลัง

- การประมาณค่าคงที่ของวิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลัง ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

ExSmooth

```
MODEL= NN (No trend, no seasonality)

Initial values:       Series          Trend
                    57.18182        Not used
DFE = 131.
```

```
The 10 smallest SSE's are:      Alpha          SSE
                              1.000000      7906.57851
                              .9000000      8645.48011
                              .8000000      9581.01285
                              .7000000     10779.92142
                              .6000000     12349.66512
                              .5000000     14469.20948
                              .4000000     17467.26217
                              .3000000     22078.57643
                              .2000000     30465.08937
                              .1000000     51687.78717
```

เมื่อประมาณค่าคงที่จะได้ค่าคงที่สำหรับการปรับให้เรียบสำหรับข้อมูลชุดนี้มี 1 ค่า คือ Alpha (α) มีค่าเท่ากับ 1.000 ดังนั้นรูปแบบการพยากรณ์ดังนี้

$$\hat{Y}_T(l) = Y_T$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์ของวิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลังจะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล และจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

21.3 วิธีพารามิเตอร์สองตัวของโฮลท์

- พิจารณากราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนบางพระ พบว่าข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนบางพระมีลักษณะการเคลื่อนไหวแบบไม่คงที่ในค่าเฉลี่ย ซึ่งสอดคล้องกับวิธีพารามิเตอร์สองตัวของโฮลท์

- การประมาณค่าคงที่ของวิธีพารามิเตอร์สองตัวของโฮลท์ ผลการศึกษาจากโปรแกรม. สำเร็จรูปเป็นดังนี้

ExSmooth

```
MODEL= HOLT (Linear trend, no seasonality)

 Initial values:       Series          Trend
                      83.06870        -.13740
DFE = 130.

The 10 smallest SSE's are:      Alpha       Gamma           SSE
                              1.000000    .0000000     7237.53144
                              1.000000    .6000000     7562.67303
                              1.000000    .8000000     7581.22729
                              1.000000    .2000000     7583.22379
                              1.000000    .4000000     7600.70177
```

1.000000	1.000000	7697.45982
.9000000	.0000000	7992.37931
.9000000	1.000000	8283.23320
.9000000	.8000000	8295.61378
.9000000	.6000000	8346.05496

เมื่อประมาณค่าคงที่ จะได้ค่าคงที่สำหรับการปรับให้เรียบสำหรับข้อมูลชุดนี้มี 2 ค่า คือ Alpha (α) มีค่าเท่ากับ 1.000 และ Gamma (γ) มีค่าเท่ากับ 0.100 จะได้ตัวแบบพยากรณ์เป็นดังนี้

$$\hat{Y}_T(l) = S_T + l\hat{\beta}_T$$

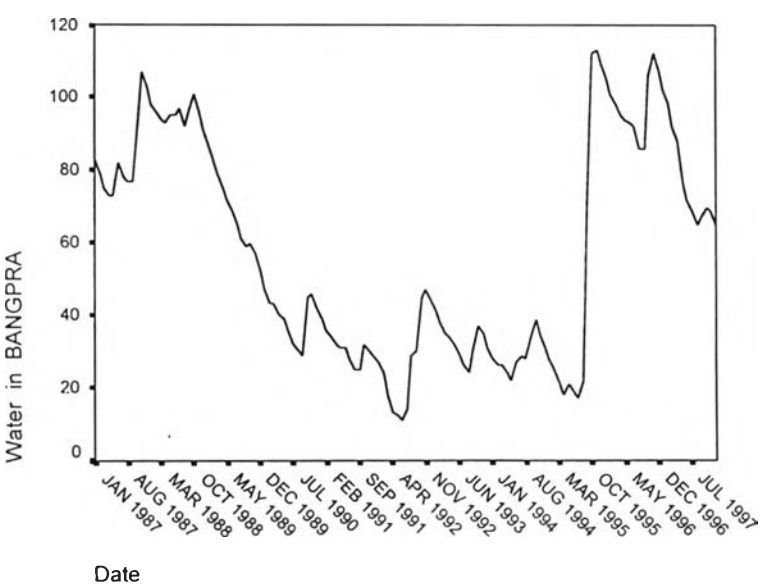
ซึ่ง

$$S_T = \alpha Y_T + (1-\alpha)(S_{T-1} + \hat{\beta}_{T-1})$$
$$\hat{\beta}_T = \gamma(S_T - S_{T-1}) + (1-\gamma)\hat{\beta}_{T-1}$$

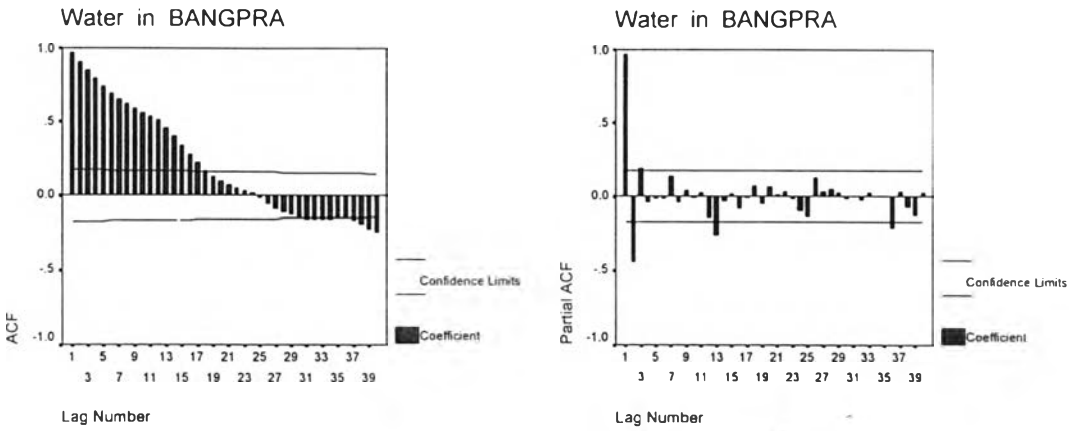
- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์ของวิธีพารามิเตอร์สองตัวของโฮลท์จะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล และจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่ารูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

21.4 วิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์

- กำหนดตัวแบบทดลอง
- พิจารณาจากกราฟการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนบางพระ



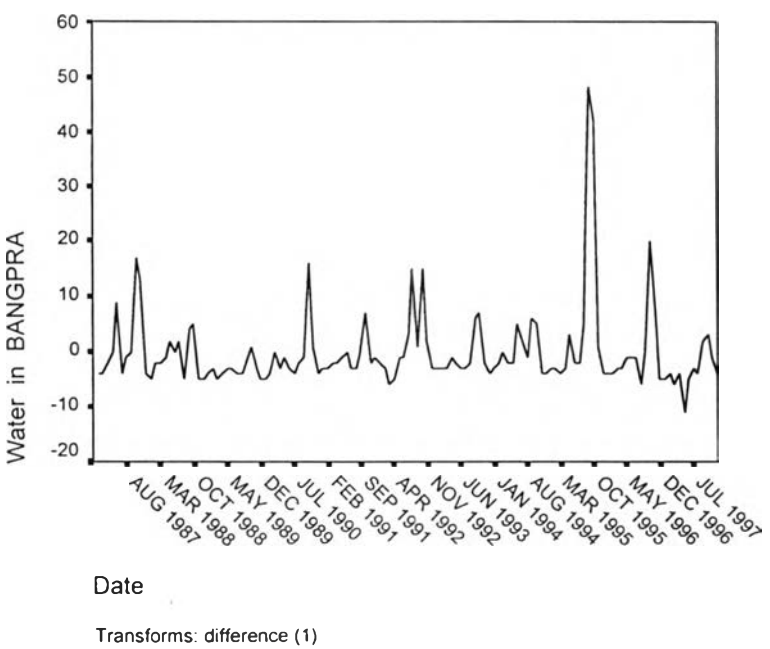
กราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนบางพระ



กราฟแสดง ACF และ PACF ของข้อมูล ริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนบางพระ

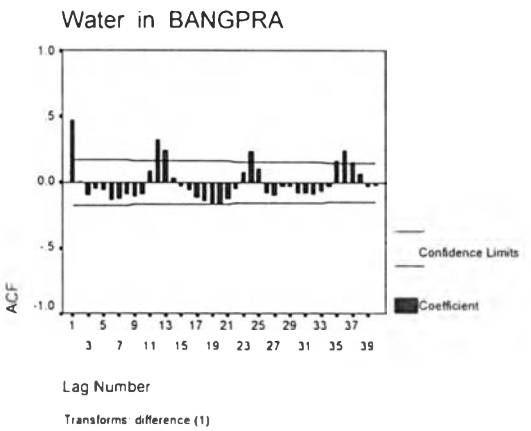
พิจารณากราฟอนุกรมเวลาในข้างต้นพบว่า ข้อมูลมีลักษณะการเคลื่อนไหวแปรผันตามเวลาและไม่คงที่ในค่าเฉลี่ย และเมื่อพิจารณากราฟ ACF พบว่าลดลงอย่างช้า ๆ และไม่ลู่เข้าสู่ศูนย์ ซึ่งบ่งบอกได้ว่าอนุกรมเวลาไม่อยู่ในสภาพคงที่ (Stationary) ในค่าเฉลี่ย จึงจำเป็นต้องแปลงข้อมูลให้อยู่ในสภาพคงที่ โดยเริ่มจากการแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างหนึ่งครั้งในข้อมูลอนุกรมเวลาชุดเดิม แล้วพิจารณากราฟการเคลื่อนไหวของข้อมูลอนุกรมเวลาชุดใหม่ดังนี้

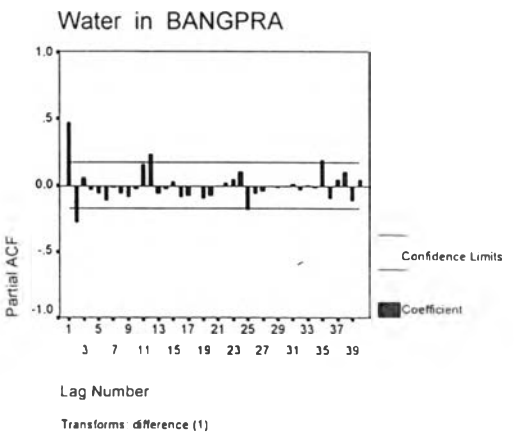
- พิจารณากราฟแสดงการแปลงข้อมูลเพื่อให้คงที่ในค่าเฉลี่ยจากหาผลต่าง



จากกราฟข้างต้นพบว่าข้อมูลมีลักษณะคงที่ในค่าเฉลี่ยแล้ว จึงพิจารณาการเคลื่อนไหวของข้อมูลจากกราฟแสดง ACF และ PACF ดังนี้

- กราฟแสดง ACF และ PACF ของข้อมูลอนุกรมเวลาหลังจากการแปลงข้อมูล โดยการหาผลต่าง





จากกราฟแสดงการแปลงข้อมูลเพื่อให้คงและกราฟแสดง ACF และ PACF พบว่าข้อมูลอนุกรมเวลาชุดนี้อยู่ในสภาพคงที่ และนำมาพิจารณากำหนดตัวแบบเบื้องต้น จะได้ตัวแบบ ARIMA(1, 1, 2) มีรูปแบบดังนี้

$$W_t = \delta + \phi_1 W_{t-1} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2}$$

เมื่อ $W_t = (1 - B)\, Y_t$

- การประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการของบ็อกซ์และเจนกินส์ ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Arima

```
Non-seasonal differencing: 1
No seasonal component in model.

Parameters:
AR1         _________   < value originating from estimation >
MA1         _________   < value originating from estimation >
MA2         _________   < value originating from estimation >
95.00 percent confidence intervals will be generated.

Initial values:

AR1          -.94893
MA1         -1.55137
MA2          -.62741

FINAL PARAMETERS:
```

```
Number of residuals  131
Standard error       6.3857143
Log likelihood       -427.58382
AIC                  861.16763
SBC                  869.79323

            Analysis of Variance:

               DF  Adj. Sum of Squares    Residual Variance

Residuals     128           5245.6447           40.777348

            Variables in the Model:

                B         SEB      T-RATIO   APPROX. PROB.

AR1      -.9946460   .03574789   -27.823909        .0000000
MA1     -1.5686511   .07560065   -20.749175        .0000000
MA2      -.5750585   .06952230    -8.271569        .0000000
```

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ จะได้รูปแบบการพยากรณ์เป็นดังนี้

$$W_t = -0.99465\, W_{t-1} + 1.56865\, a_{t-1} + 0.57506\, a_{t-2}$$

การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ เมื่อพิจารณาจากค่าคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ โดยพิจารณาจากค่า MAPE จะได้ว่าค่าพยากรณ์โดยวิธีถดถอยจะให้ค่า MAPE เท่ากับ 1.4503% วิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลังให้ค่า MAPE เท่ากับ 36.5281% วิธีพารามิเตอร์สองตัวของโฮลท์ ให้ค่า MAPE เท่ากับ 36.8060% และวิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์ ให้ค่า MAPE เท่ากับ 9.8724% ดังนั้นในการพยากรณ์น้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนบางพระโดยวิธีการถดถอยจะเหมาะสมกับข้อมูลอนุกรมเวลาชุดนี้ ส่วนค่าพยากรณ์จากวิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์ ค่าพยากรณ์โดยวิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลัง และค่าพยากรณ์ของวิธีพารามิเตอร์สองตัวของโฮลท์เหมาะสมเป็นอันดับ 2, 3 และ 4 ตามลำดับ

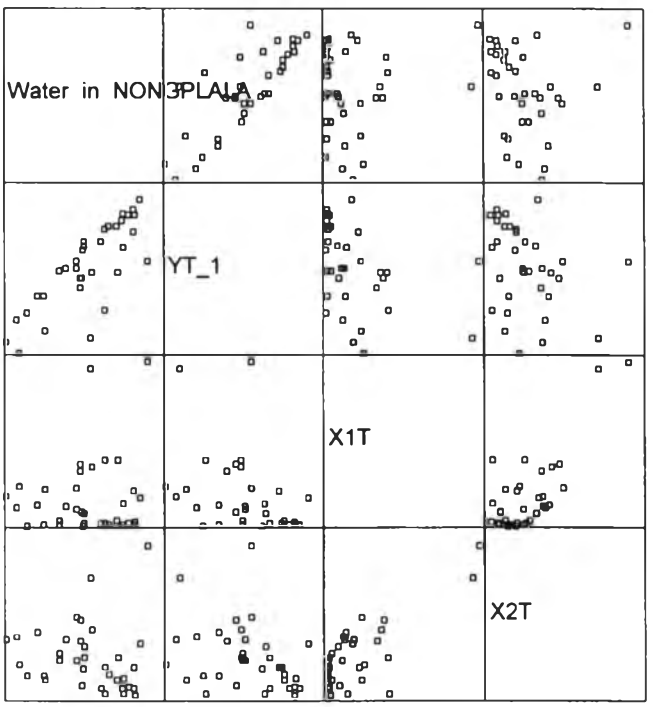
ผลการศึกษาเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ทั้ง 4 วิธี พบว่าวิธีการพยากรณ์วิธีการถดถอยเหมาะสมกับข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนบางพระ ดังนั้นจึงนำเอาวิธีการถดถอยมาพยากรณ์ปริมาณน้ำในปี พ. ศ. 2542 – 2543 โดยนำข้อมูลปี พ. ศ. 2530 – 2540 มารวมกับข้อมูลของปี พ. ศ. 2541 มาหาค่าสัมประสิทธิ์ใหม่และผ่านการวินิจฉัยตัวแบบด้วยวิธีการทางสถิติ ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล มีตัวแบบเป็นดังนี้

รูปแบบการพยากรณ์ : $\hat{Y}_t = 0.979\, Y_{t-1} + 0.989\, X_{1,t-1} - 0.927\, X_{2,t-1}$

22. <u>ตัวแบบพยากรณ์สำหรับข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนหนองปลาไหล</u>

22.1 วิธีการถดถอย

- กำหนดรูปแบบความสัมพันธ์ระหว่าง Y_t กับ Y_{t-1}, $X_{1,t-1}$, $X_{2,t-1}$ โดยทั่วไปจะสมมติให้ Y_t มีการแจกแจงความน่าจะเป็นแบบปกติ และพิจารณากำหนดรูปแบบความสัมพันธ์เป็นคู่ ๆ ระหว่าง Y_t กับ Y_{t-1}, $X_{1,t-1}$, $X_{2,t-1}$ ดังนั้นกราฟระหว่างตัวแปรตามกับตัวแปรอิสระเป็นดังนี้



กำหนดความสัมพันธ์ดังนี้

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 X_{1,t-1} + \beta_3 X_{2,t-1} + \varepsilon_t$$

- การประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบการถดถอย ในกรณีของตัวแบบการถดถอยเชิงเส้นและภายใต้ข้อสมมติ ในการประมาณค่าพารามิเตอร์ จะใช้วิธีวิเคราะห์การถดถอยแบบเชิงเส้น ในการอนุมานเกี่ยวกับพารามิเตอร์ตลอดจนค่าพยากรณ์แบบช่วง ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.999[a]	.999	.999	1.1065

a. Predictors: (Constant), X2T, YT_1, X1T

ANOVA[b]

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	28672.061	3	9557.354	7806.096	.000[a]
	Residual	37.955	31	1.224		
	Total	28710.015	34			

a. Predictors: (Constant), X2T, YT_1, X1T

b. Dependent Variable: Water in NONGPLALAI

Coefficients[a]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-2.085	.996		-2.093	.045
	YT_1	1.012	.007	1.008	141.870	.000
	X1T	1.011	.011	.954	89.334	.000
	X2T	-1.009	.020	-.528	-51.046	.000

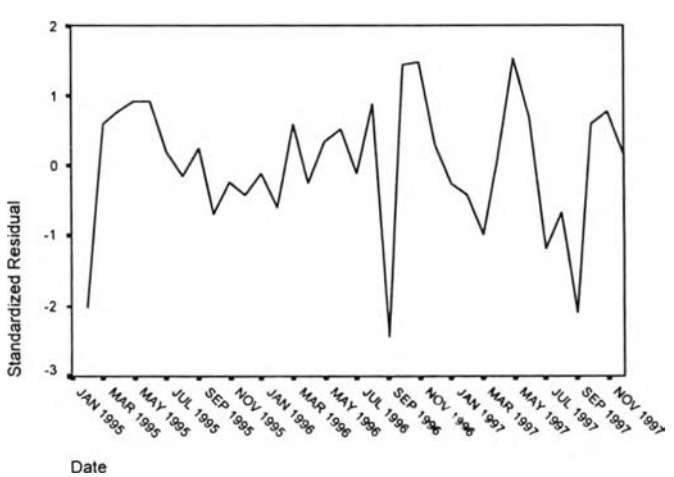
a. Dependent Variable: Water in NONGPLALAI

จากตารางข้างต้นจะได้ตัวแบบพยากรณ์เป็นดังนี้

$$\hat{Y}_t = -2.085 + 1.012\,Y_{t-1} + 1.011\,X_{1,t-1} - 1.009\,X_{2,t-1}$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบการถดถอยจะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะมีการตรวจสอบดังนี้

  - ตรวจสอบค่าเฉลี่ยและความแปรปรวน

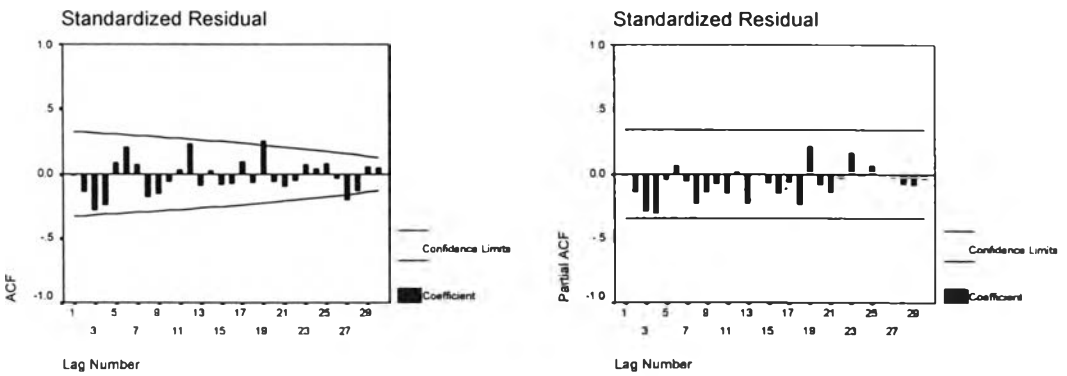


Mean Standardized Residual = 0.000

กราฟแสดงการกระจายของค่าคลาดเคลื่อน e_t กับเวลา

จากรูปกราฟข้างต้นพบว่าค่าคลาดเคลื่อน e_t กระจายเป็นแนวในลักษณะขนานรอบค่าศูนย์ และพบว่า e_t มีค่าเฉลี่ยเข้าใกล้ศูนย์ (มีค่าเท่ากับ $-2.60 * 10^{-14}$) ดังนั้นจากค่าเฉลี่ยและลักษณะการกระจายของ e_t ประมาณได้ว่าค่าคลาดเคลื่อนสุ่มมีค่าเฉลี่ยเป็นศูนย์และความแปรปรวนคงที่

- ตรวจสอบสหสัมพันธ์ของค่าคลาดเคลื่อน



กราฟแสดง ACF และ PACF ของ e_t

การพิจารณาจากกราฟแสดง ACF และ PACF พบว่าค่าคลาดเคลื่อน e_t ไม่มีสหสัมพันธ์กัน

- ตรวจสอบคุณสมบัติของการแจกแจงของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม โดยใช้การทดสอบ Kolmogorov – Smirnov Test

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Standardized Residual
N		35
Normal Parameters [a,b]	Mean	-8.72782E-09
	Std. Deviation	.9548637
Most Extreme Differences	Absolute	.099
	Positive	.083
	Negative	-.099
Kolmogorov-Smirnov Z		.585
Asymp. Sig. (2-tailed)		.883

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

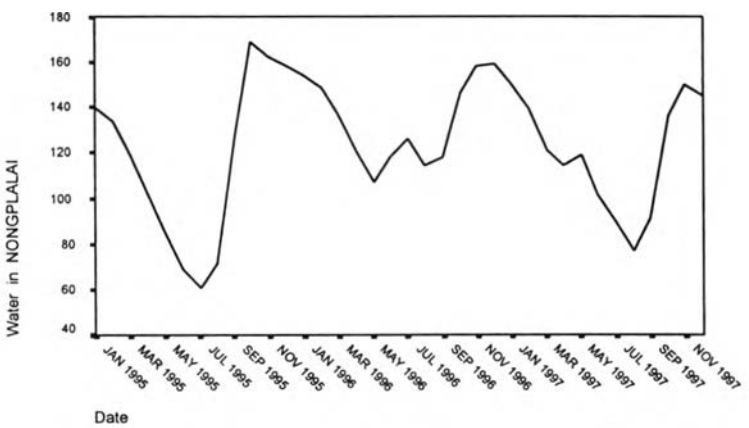
จากตาราง Kolmogorov – Smirnov Test พบว่าค่าสถิติทดสอบของ Kolmogorov – Smirnov เท่ากับ 0.585 และค่า Sig. = 0.883 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่กำหนด ($\alpha = 0.05$) จึงสรุปได้ว่าค่าคลาดเคลื่อนสุ่มมีการแจกแจงแบบปกติ

จากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ด้วยวิธีการถดถอยสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม โดยใช้ตัวแบบพยากรณ์

$$\hat{Y}_t = -2.085 + 1.012\, Y_{t-1} + 1.011\, X_{1,t-1} - 1.009\, X_{2,t-1}$$

22.2 วิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลัง

- พิจารณาการกระจายและการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนหนองปลาไหล



กราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนหนองปลาไหล

จากกราฟข้างต้นพบว่าข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนหนองปลาไหล มีลักษณะการเคลื่อนไหวแบบมีระดับค่าเฉลี่ยแปรเปลี่ยนช้า ๆ ตามเวลา โดยเฉพาะลักษณะการเคลื่อนไหวที่มีระดับค่าเฉลี่ยคงที่เฉพาะที่ ซึ่งสอดคล้องกับวิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลัง

- การประมาณค่าคงที่ของวิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลัง ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

ExSmooth

```
MODEL= NN (No trend, no seasonality)

 Initial values:       Series            Trend
                    123.27778         Not used
DFE = 35.

The 10 smallest SSE's are:      Alpha              SSE
                             1.000000      11902.00494
                             .9000000      13106.01418
                             .8000000      14781.01617
                             .7000000      16589.02065
                             .6000000      18788.02604
```

.5000000	21350.85952
.4000000	24170.64808
.3000000	26947.80859
.0000000	28984.04222
.2000000	29170.59526

เมื่อประมาณค่าคงที่จะได้ค่าคงที่สำหรับการปรับให้เรียบสำหรับข้อมูลชุดนี้มี 1 ค่า คือ Alpha (α) มีค่าเท่ากับ 1.000 ดังนั้นรูปแบบการพยากรณ์ดังนี้

$$\hat{Y}_T(l) = Y_T$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์ของวิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลังจะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล และจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

22.3 วิธีพารามิเตอร์สองตัวของโฮลท์

- พิจารณากราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนหนองปลาไหล พบว่าข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนหนองปลาไหลมีลักษณะการเคลื่อนไหวแบบไม่คงที่ในค่าเฉลี่ย ซึ่งสอดคล้องกับวิธีพารามิเตอร์สองตัวของโฮลท์

- การประมาณค่าคงที่ของวิธีพารามิเตอร์สองตัวของโฮลท์ ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

ExSmooth

```
MODEL= HOLT (Linear trend, no seasonality)

Initial values:       Series          Trend
                    139.52714         .14571
DFE = 34.

The 10 smallest SSE's are:      Alpha       Gamma        SSE
                              1.000000    1.000000    11202.66490
                              1.000000    .0000000    11634.85217
                              1.000000    .8000000    11694.63323
                              1.000000    .6000000    12207.35389
                              1.000000    .4000000    12721.48970
                              1.000000    .2000000    12895.76676
                              .9000000    1.000000    12898.98115
                              .9000000    .0000000    12949.77265
                              .9000000    .8000000    13404.73188
                              .9000000    .6000000    13919.60095
```

เมื่อประมาณค่าคงที่ จะได้ค่าคงที่สำหรับการปรับให้เรียบสำหรับข้อมูลชุดนี้มี 2 ค่า คือ Alpha (α) มีค่าเท่ากับ 1.000 และ Gamma (γ) มีค่าเท่ากับ 0.100 จะได้ตัวแบบพยากรณ์เป็นดังนี้

$$\hat{Y}_T(l) = S_T + l\hat{\beta}_T$$

ซึ่ง

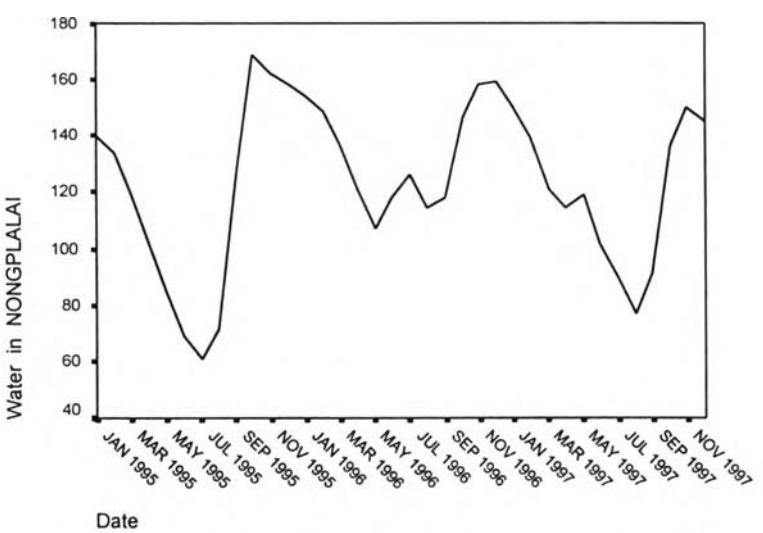
$$S_T = \alpha Y_T + (1-\alpha)(S_{T-1} + \hat{\beta}_{T-1})$$
$$\hat{\beta}_T = \gamma(S_T - S_{T-1}) + (1-\gamma)\hat{\beta}_{T-1}$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์ของวิธีพารามิเตอร์สองตัวของโฮลท์จะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเชื่อนภูมิพล และจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่ารูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

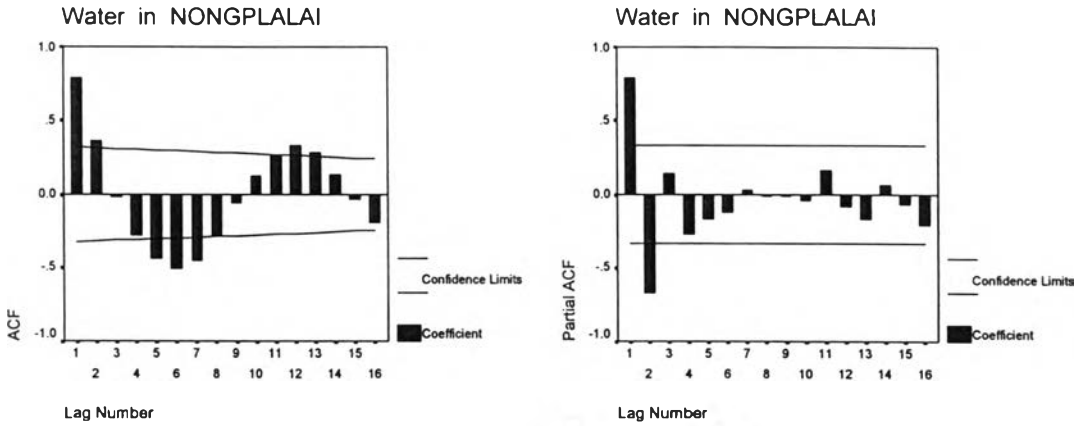
22.4 วิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์

- กำหนดตัวแบบทดลอง

- พิจารณาจากกราฟการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนหนองปลาไหล



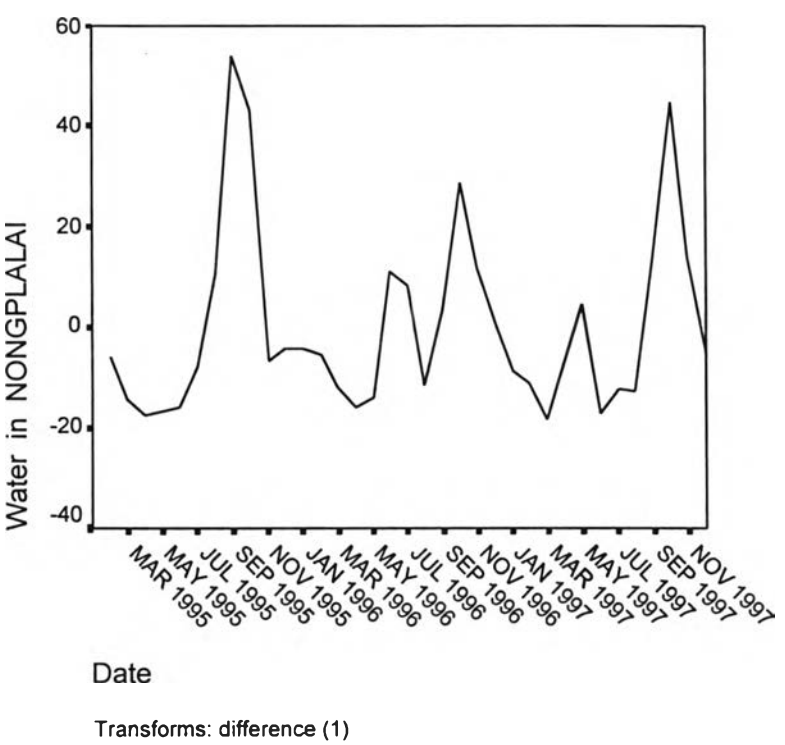
กราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนหนองปลาไหล



กราฟแสดง ACF และ PACF ของข้อมูลปริมา น้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนหนองปลาไหล

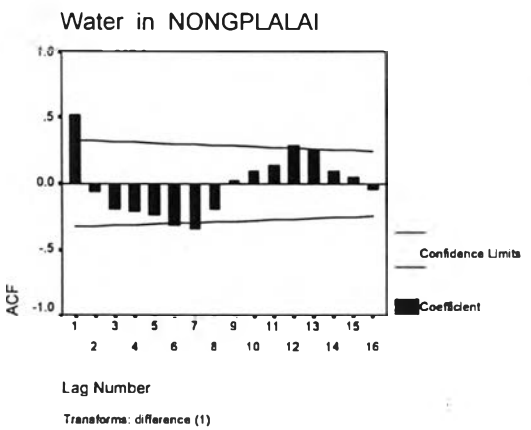
พิจารณากราฟอนุกรมเวลาในข้างต้นพบว่า ข้อมูลมีลักษณะการเคลื่อนไหวแปรผันตามเวลาและไม่คงที่ในค่าเฉลี่ย และเมื่อพิจารณากราฟ ACF พบว่าลดลงอย่างช้า ๆ และไม่ลู่เข้าสู่ศูนย์ ซึ่งบ่งบอกได้ว่าอนุกรมเวลาไม่อยู่ในสภาพคงที่ (Stationary) ในค่าเฉลี่ย จึงจำเป็นต้องแปลงข้อมูลให้อยู่ในสภาพคงที่ โดยเริ่มจากการแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างหนึ่งครั้งในข้อมูลอนุกรมเวลาชุดเดิม แล้วพิจารณากราฟการเคลื่อนไหวของข้อมูลอนุกรมเวลาชุดใหม่ดังนี้

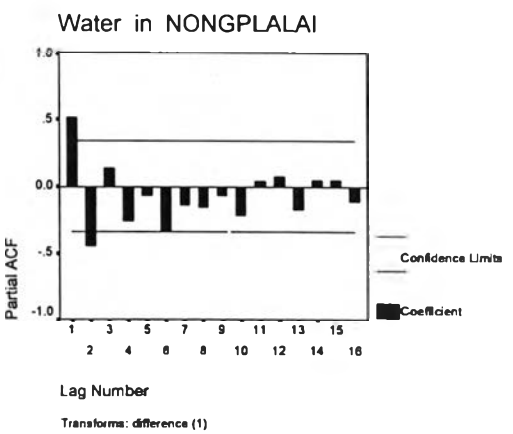
- พิจารณากราฟแสดงการแปลงข้อมูลเพื่อให้คงที่ในค่าเฉลี่ยจากหาผลต่าง



จากกราฟข้างต้นพบว่าข้อมูลมีลักษณะคงที่ในค่าเฉลี่ยแล้ว จึงพิจารณาการเคลื่อนไหวของข้อมูลจากกราฟแสดง ACF และ PACF ดังนี้

■ กราฟแสดง ACF และ PACF ของข้อมูลอนุกรมเวลาหลังจากการแปลงข้อมูล โดยการหาผลต่าง





จากกราฟแสดงการแปลงข้อมูลเพื่อให้คงและกราฟแสดง ACF และ PACF พบว่าข้อมูลอนุกรมเวลาชุดนี้อยู่ในสภาพคงที่ และนำมาพิจารณากำหนดตัวแบบเบื้องต้น จะได้ตัวแบบ ARIMA(2, 1, 0) มีรูปแบบดังนี้

$$W_t = \delta + \phi_1 W_{t-1} - \phi_2 W_{t-2} + a_t$$

เมื่อ $W_t = (1 - B)\, Y_t$

● การประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการของบ็อกซ์และเจนกินส์ ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Arima

```
Non-seasonal differencing: 1
    Seasonal differencing: 1
Length of Seasonal Cycle: 12

Parameters:
AR1         _______  < value originating from estimation >
AR2         _______  < value originating from estimation >
95.00 percent confidence intervals will be generated.

Initial values:
```

```
AR1          .74706
AR2         -.44365

FINAL PARAMETERS:

Number of residuals  35
Standard error       14.27694
Log likelihood       -142.0711
AIC                  288.1422
SBC                  291.25289

           Analysis of Variance:

              DF  Adj. Sum of Squares    Residual Variance

Residuals     33           6871.4100           203.83101

           Variables in the Model:

                B         SEB      T-RATIO   APPROX. PROB.

AR1      .74273947   .15452772    4.8065130       .00003275
AR2     -.44397877   .15563011   -2.8527820       .00742588
```

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ จะได้รูปแบบการพยากรณ์เป็นดังนี้

$$W_t = 0.74274\, W_{t-1} - 0.44398\, W_{t-2}$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์จะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล และจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ เมื่อพิจารณาจากค่าคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ โดยพิจารณาจากค่า MAPE จะได้ว่าค่าพยากรณ์โดยวิธีถดถอยจะให้ค่า MAPE เท่ากับ 0.9040% วิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลังจะให้ค่า MAPE เท่ากับ 21.6176% วิธีพารามิเตอร์สองตัวของโฮลท์ให้ค่า MAPE เท่ากับ 20.0580% และวิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์ ให้ค่า MAPE เท่ากับ 16.9029% ดังนั้นในการพยากรณ์ปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนหนองปลาไหลโดยวิธีการถดถอยจะเหมาะสมกับข้อมูลอนุกรมเวลาชุดนี้ ส่วนค่าพยากรณ์จากวิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์ และค่าพยากรณ์โดยวิธีพารามิเตอร์สองตัวของโฮลท์ และค่าพยากรณ์จากวิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลังเหมาะสมเป็นอันดับ 2, 3 และ 4 ตามลำดับ

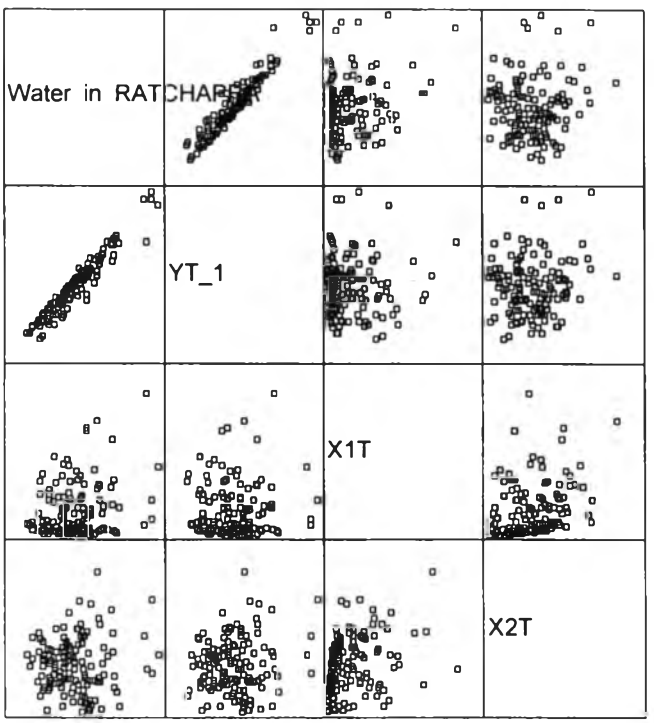
ผลการศึกษาเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ทั้ง 4 วิธี พบว่าวิธีการพยากรณ์วิธีการถดถอยเหมาะสมกับข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนหนองปลาไหล ดังนั้นจึงนำเอาวิธีการถดถอยมาพยากรณ์ปริมาณน้ำในปี พ. ศ. 2542 – 2543 โดยนำข้อมูลปี พ. ศ. 2530 – 2540 มารวมกับข้อมูลของปี พ. ศ. 2541 มาหาค่าสัมประสิทธิ์ใหม่และผ่านการวินิจฉัยตัวแบบด้วยวิธีการทางสถิติ ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล มีตัวแบบเป็นดังนี้

รูปแบบการพยากรณ์ : $\hat{Y}_t = -3.034 + 1.016\, Y_{t-1} + 1.004\, X_{1,t-1} - 0.987\, X_{2,t-1}$

23. <u>ตัวแบบพยากรณ์สำหรับข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนรัชชประภา</u>

23.1 วิธีการถดถอย

- กำหนดรูปแบบความสัมพันธ์ระหว่าง Y_t กับ Y_{t-1}, $X_{1,t-1}$, $X_{2,t-1}$ โดยทั่วไปจะสมมติให้ Y_t มีการแจกแจงความน่าจะเป็นแบบปกติ และพิจารณากำหนดรูปแบบความสัมพันธ์เป็นคู่ ๆ ระหว่าง Y_t กับ Y_{t-1}, $X_{1,t-1}$, $X_{2,t-1}$ ดังนั้นกราฟระหว่างตัวแปรตามกับตัวแปรอิสระเป็นดังนี้



กำหนดความสัมพันธ์ดังนี้

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 X_{1,t-1} + \beta_3 X_{2,t-1} + \varepsilon_t$$

- การประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบการถดถอย ในกรณีของตัวแบบการถดถอยเชิงเส้นและภายใต้ข้อสมมติ ในการประมาณค่าพารามิเตอร์ จะใช้วิธีวิเคราะห์การถดถอยแบบเชิงเส้น ในการอนุมานเกี่ยวกับพารามิเตอร์ตลอดจนค่าพยากรณ์แบบช่วง ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	1.000[a]	1.000	1.000	3.3619

a. Predictors (Constant), X2T, YT_1, X1T

ANOVA[b]

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	55650903	3	18550300.84	1641308	.000[a]
	Residual	1435.372	127	11.302		
	Total	55652338	130			

a. Predictors: (Constant), X2T, YT_1, X1T

b. Dependent Variable: Water in RATCHAPRAPA

Coefficients[a]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-6.115	1.391		-4.397	.000
	YT_1	.998	.000	.971	2139.241	.000
	X1T	1.007	.002	.284	597.130	.000
	X2T	-.997	.003	-.143	-297.764	.000

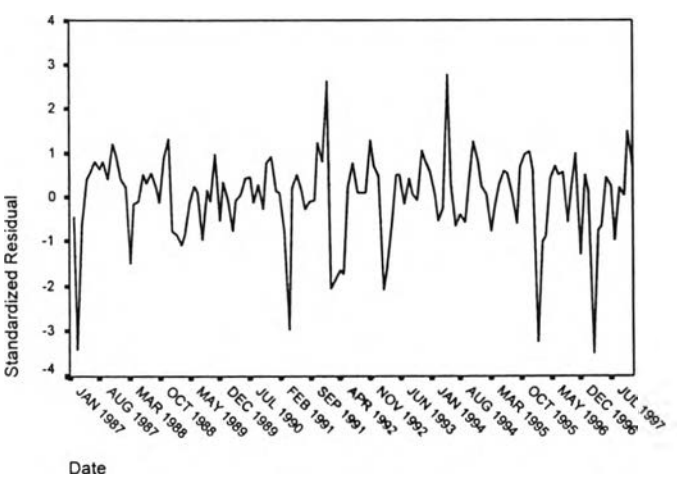
a. Dependent Variable: Water in RATCHAPRAPA

จากตารางข้างต้นจะได้ตัวแบบพยากรณ์เป็นดังนี้

$$\hat{Y}_t = -6.115 + 0.998\, Y_{t-1} + 1.007\, X_{1,t-1} - 0.997\, X_{2,t-1}$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบการถดถอยจะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะมีการตรวจสอบดังนี้

  - ตรวจสอบค่าเฉลี่ยและความแปรปรวน

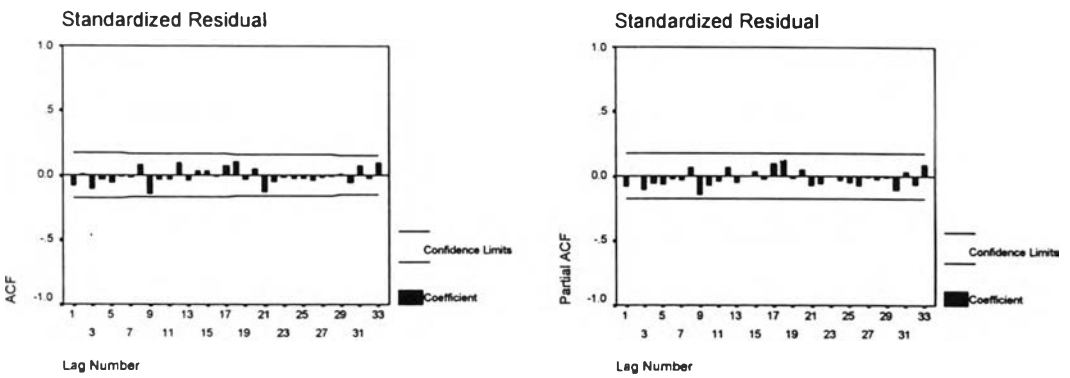


Mean Standardized Residual = 0.000

กราฟแสดงการกระจายของค่าเศษตกค้างเคลื่อน e_t กับเวลา

จากรูปกราฟข้างต้นพบว่าค่าคลาดเคลื่อน e_t กระจายเป็นแนวในลักษณะขนานรอบค่าศูนย์ และพบว่า e_t มีค่าเฉลี่ยเข้าใกล้ศูนย์ (มีค่าเท่ากับ $-2.40 * 10^{-14}$) ดังนั้นจากค่าเฉลี่ยและลักษณะการกระจายของ e_t ประมาณได้ว่าค่าคลาดเคลื่อนสุ่มมีค่าเฉลี่ยเป็นศูนย์และความแปรปรวนคงที่

- ตรวจสอบสหสัมพันธ์ของค่าคลาดเคลื่อน



กราฟแสดง ACF และ PACF ของ e_t

การพิจารณาจากกราฟแสดง ACF และ PACF พบว่าค่าคลาดเคลื่อน e_t ไม่มีสหสัมพันธ์กัน

- ตรวจสอบคุณสมบัติของการแจกแจงของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม โดยใช้การทดสอบ Kolmogorov – Smirnov Test

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Standardized Residual
N		131
Normal Parameters[a,b]	Mean	-2.13280E-09
	Std. Deviation	.9883942
Most Extreme Differences	Absolute	.138
	Positive	.078
	Negative	-.138
Kolmogorov-Smirnov Z		1.581
Asymp. Sig. (2-tailed)		.135

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

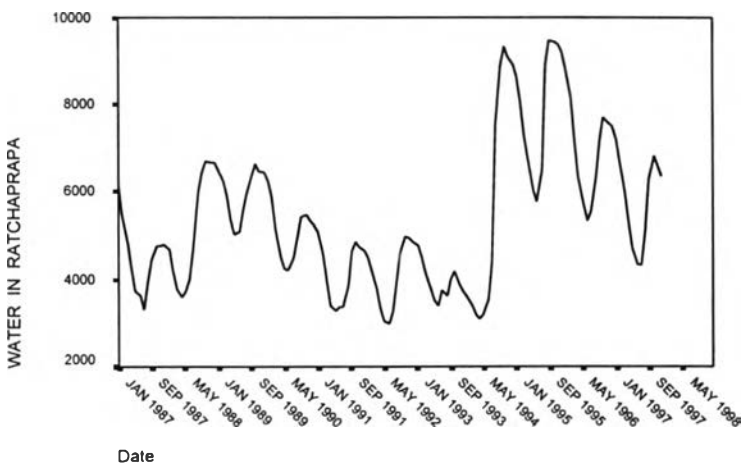
จากตาราง Kolmogorov – Smirnov Test พบว่าค่าสถิติทดสอบของ Kolmogorov – Smirnov เท่ากับ 1.581 และค่า Sig = 0.135 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่กำหนด ($\alpha = 0.05$) จึงสรุปได้ว่าค่าคลาดเคลื่อนสุ่มมีการแจกแจงแบบปกติ

จากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ด้วยวิธีการถดถอยสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม โดยใช้ตัวแบบพยากรณ์

$$\hat{Y}_t = -6.115 + 0.998\, Y_{t-1} + 1.007\, X_{1,t-1} - 0.997\, X_{2,t-1}$$

23.2 วิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลัง

- พิจารณาการกระจายและการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนรัชชประภา



กราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนรัชชประภา

จากกราฟข้างต้นพบว่าข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนรัชชประภา มีลักษณะการเคลื่อนไหวแบบมีระดับค่าเฉลี่ยแปรเปลี่ยนช้า ๆ ตามเวลา โดยเฉพาะลักษณะการเคลื่อนไหวที่มีระดับค่าเฉลี่ยคงที่เฉพาะที่ ซึ่งสอดคล้องกับวิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลัง

- การประมาณค่าคงที่ของวิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลัง ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

ExSmooth

```
MODEL= NN (No trend, no seasonality)

 Initial values:       Series            Trend
                    123.27778         Not used
DFE = 35.

The 10 smallest SSE's are:      Alpha              SSE
                             1.000000      1[illegible].00494
                             .9000000      1[illegible].91418
                             .8000000      14[illegible].81617
```

.7000000	16585.95665
.6000000	18788.10394
.5000000	21350.85952
.4000000	24170.64808
.3000000	26947.80859
.0000000	28984.04222
.2000000	29170.59526

เมื่อประมาณค่าคงที่จะได้ค่าคงที่สำหรับการปรับให้เรียบสำหรับข้อมูลชุดนี้มี 1 ค่า คือ Alpha (α) มีค่าเท่ากับ 1.000 ดังนั้นรูปแบบการพยากรณ์ดังนี้

$$\hat{Y}_T(l) = Y_T$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์ของวิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลังจะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล และจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

23.3 วิธีพารามิเตอร์สองตัวของโฮลท์

- พิจารณากราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนรัชชประภา พบว่าข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนรัชชประภามีลักษณะการเคลื่อนไหวแบบไม่คงที่ในค่าเฉลี่ย ซึ่งสอดคล้องกับวิธีพารามิเตอร์สองตัวของโฮลท์

- การประมาณค่าคงที่ของวิธีพารามิเตอร์สองตัวของโฮลท์ ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

ExSmooth

```
MODEL= HOLT (Linear trend, no seasonality)

Initial values:       Series            Trend
                   2969.09924         11.80153
DFE = 130.
```

The 10 smallest SSE's are:	Alpha	Gamma	SSE
	1.000000	1.000000	3725288.8594
	1.000000	.8000000	3759336.7832
	.9000000	1.000000	3926032.5335
	1.000000	.6000000	3973594.3642
	.9000000	.8000000	4131316.0762
	1.000000	.4000000	4183945.6587
	1.000000	.2000000	4312638.5154
	.8000000	.6000000	4402630.1028

1.000000	.2000000	4495236.5954
.9000000	.6000000	450[illegible]

เมื่อประมาณค่าคงที่ จะได้ค่าคงที่สำหรับการปรับให้เรียบสำหรับข้อมูลชุดนี้มี 2 ค่า คือ Alpha (α) มีค่าเท่ากับ 1.000 และ Gamma (γ) มีค่าเท่ากับ 0.100 จะได้ตัวแบบพยากรณ์เป็นดังนี้

$$\hat{Y}_T(l) = S_T + l\hat{\beta}_T$$

ซึ่ง

$$S_T = \alpha Y_T + (1-\alpha)(S_{T-1} + \hat{\beta}_{T-1})$$
$$\hat{\beta}_T = \gamma(S_T - S_{T-1}) + (1-\gamma)\hat{\beta}_{T-1}$$

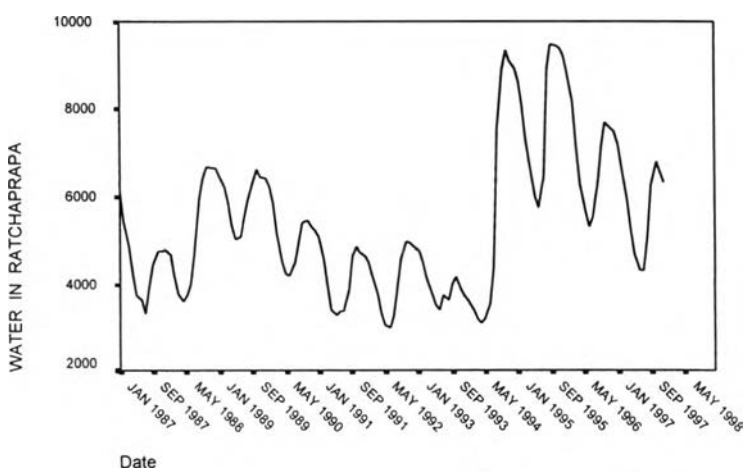
- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์ของวิธีพารามิเตอร์สองตัวของโฮลท์จะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล และจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่ารูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

- การวินิจฉัยความเพียงพอของตัวแบบการถดถอยจะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษเหลือตกค้าง e_i ซึ่งจะมีการตรวจสอบดังนี้

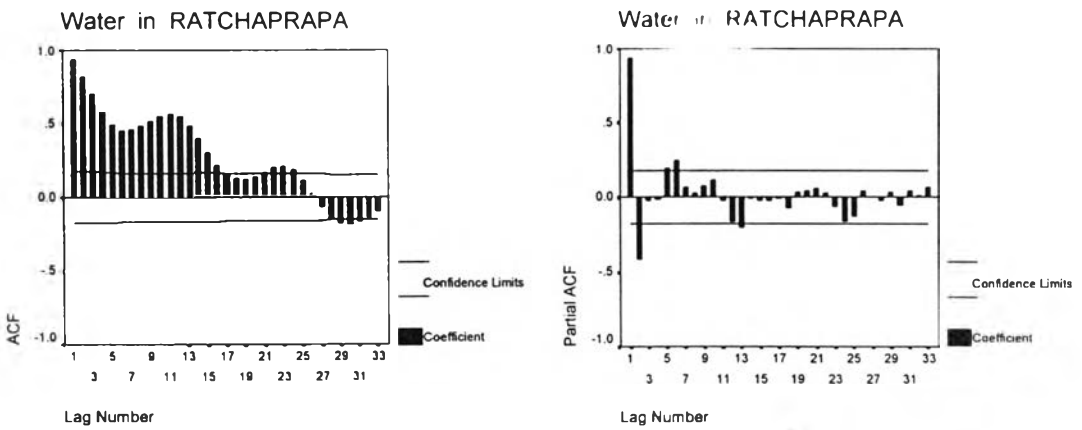
23.4 วิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์

- กำหนดตัวแบบทดลอง

- พิจารณาจากกราฟการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนรัชชประภา



กราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนรัชชประภา



กราฟแสดง ACF และ PACF ของข้อมูล ริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนรัชชประภา

พิจารณากราฟอนุกรมเวลาในข้างต้นพบว่า ข้อมูลอนุกรมเวลาชุดนี้คงที่ในค่าเฉลี่ยและไม่มีองค์ประกอบของฤดูกาล ดังนั้นรูปแบบของข้อมูลเมื่อนำมาพิจารณากำหนดตัวแบบเบื้องต้นจะได้ตัวแบบ ARMA (1 , 1)

- การประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการของบ็อกซ์และเจนกินส์ ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Arima

```
Non-seasonal differencing: 1
    Seasonal differencing: 1
Length of Seasonal Cycle: 12

Parameters:
AR1         _________   < value originating from estimation >
MA1         _________   < value originating from estimation >
95.00 percent confidence intervals will be generated.

Initial values:

AR1          .98119
MA1         -.98877

FINAL PARAMETERS:

Number of residuals   132
Standard error        150.32495
Log likelihood        -851.07289
AIC                   1706.1458
SBC                   1711.9114

            Analysis of Variance:

                 DF  Adj. Sum of Squares    Residual Variance

Residuals       130           3077046.1           22597.591
```

Variables in the Model:

	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
AR1	.99583560	.00511014	194.87448	.0000000
MA1	-.58195651	.07110827	-8.18409	.0000000

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ จะได้รูปแบบการพยากรณ์เป็นดังนี้

$$Y_t = 0.99584\, Y_{t-1} - 0.58196\, a_{t-1}$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์จะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล และจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ เมื่อพิจารณาจากค่าคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ โดยพิจารณาจากค่า MAPE จะได้ว่าค่าพยากรณ์โดยวิธีถดถอยให้ค่า MAPE เท่ากับ 0.1523% วิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลังให้ค่า MAPE เท่ากับ 36.4476% วิธีพารามิเตอร์สองตัวของโฮลท์ให้ค่า MAPE เท่ากับ 14.8981% และวิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์ ให้ค่า MAPE เท่ากับ 29.4110% ดังนั้นในการพยากรณ์ปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนรัชชประภาโดยวิธีการถดถอยจะเหมาะสมกับข้อมูลอนุกรมเวลาชุดนี้ ส่วนค่าพยากรณ์จากวิธีพารามิเตอร์สองตัวของโฮลท์ ค่าพยากรณ์โดยวิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์ และค่าพยากรณ์ของวิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลังเหมาะสมเป็นอันดับ 2, 3 และ 4 ตามลำดับ

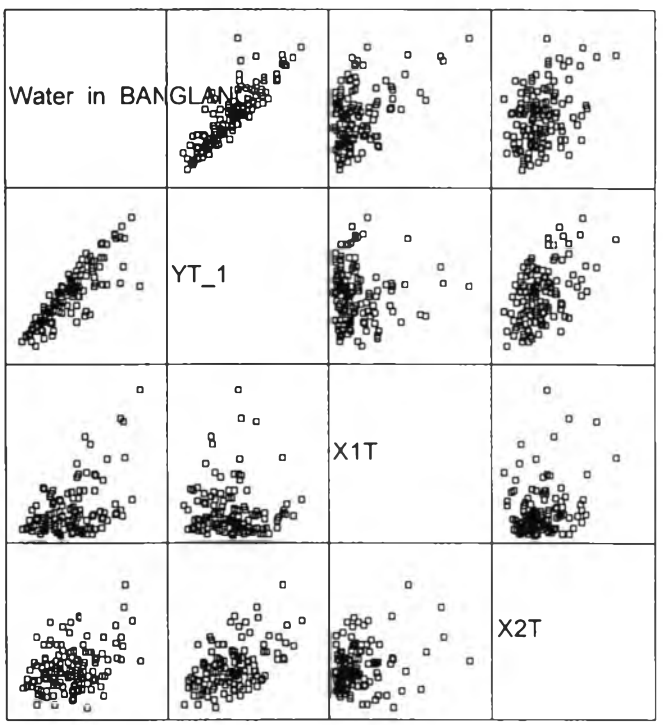
ผลการศึกษาเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ทั้ง 4 วิธี พบว่าวิธีการพยากรณ์วิธีการถดถอยเหมาะสมกับข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนรัชชประภา ดังนั้นจึงนำเอาวิธีการถดถอยมาพยากรณ์ปริมาณน้ำในปี พ. ศ. 2542 – 2543 โดยนำข้อมูลปี พ. ศ. 2530 – 2540 มารวมกับข้อมูลของปี พ. ศ. 2541 มาหาค่าสัมประสิทธิ์ใหม่และผ่านการวินิจฉัยตัวแบบด้วยวิธีการทางสถิติ ซึ่งจะมีดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล ตัวแบบเป็นดังนี้

รูปแบบการพยากรณ์ : $\hat{Y}_t = -5.772 + 0.998\, Y_{t-1} + 1.008\, X_{1,t-1} - 0.997\, X_{2,t-1}$

24. ตัวแบบพยากรณ์สำหรับข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนบางลาง

24.1 วิธีการถดถอย

- กำหนดรูปแบบความสัมพันธ์ระหว่าง Y_t กับ Y_{t-1}, $X_{1,t-1}$, $X_{2,t-1}$ โดยทั่วไปจะสมมติให้ Y_t มีการแจกแจงความน่าจะเป็นแบบปกติ และพิจารณากำหนดรูปแบบความสัมพันธ์เป็นคู่ ๆ ระหว่าง Y_t กับ Y_{t-1}, $X_{1,t-1}$, $X_{2,t-1}$ ดังนั้นกราฟระหว่างตัวแปรตามกับตัวแปรอิสระเป็นดังนี้



กำหนดความสัมพันธ์ดังนี้

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 X_{1,t-1} + \beta_3 X_{2,t-1} + \varepsilon_t$$

- การประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบการถดถอย ในกรณีของตัวแบบการถดถอยเชิงเส้นและภายใต้ข้อสมมติ ในการประมาณค่าพารามิเตอร์ จะใช้วิธีวิเคราะห์การถดถอยแบบเชิงเส้น ในการอนุมานเกี่ยวกับพารามิเตอร์ตลอดจนค่าพยากรณ์แบบช่วง ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	1.000[a]	.999	.999	5.5454

a. Predictors: (Constant), X2T, X1T, YT_1

ANOVA[b]

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	4744547	3	1581515.591	51428.500	.000[a]
	Residual	3905.470	127	30.752		
	Total	4748452	130			

a. Predictors: (Constant), X2T, X1T, YT_1

b. Dependent Variable: Water in BANGLANG

Coefficients[a]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-1.143	2.389		-.479	.633
	YT_1	.997	.003	.993	335.938	.000
	X1T	.996	.005	.519	195.592	.000
	X2T	-.992	.012	-.254	-83.331	.000

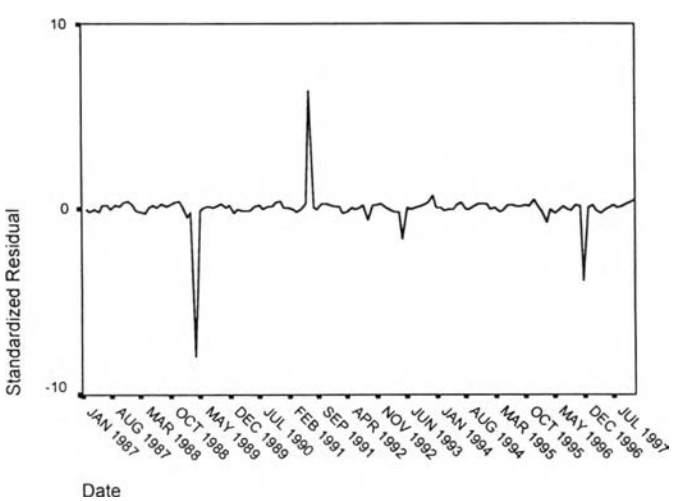
a. Dependent Variable: Water in BANGLANG

จากตารางข้างต้นจะได้ตัวแบบพยากรณ์เป็นดังนี้

$$\hat{Y}_t = 0.997\, Y_{t-1} + 0.996\, X_{1,t-1} - 0.992\, X_{2,t-1}$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบการถดถอยจะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะมีการตรวจสอบดังนี้

  - ตรวจสอบค่าเฉลี่ยและความแปรปรวน

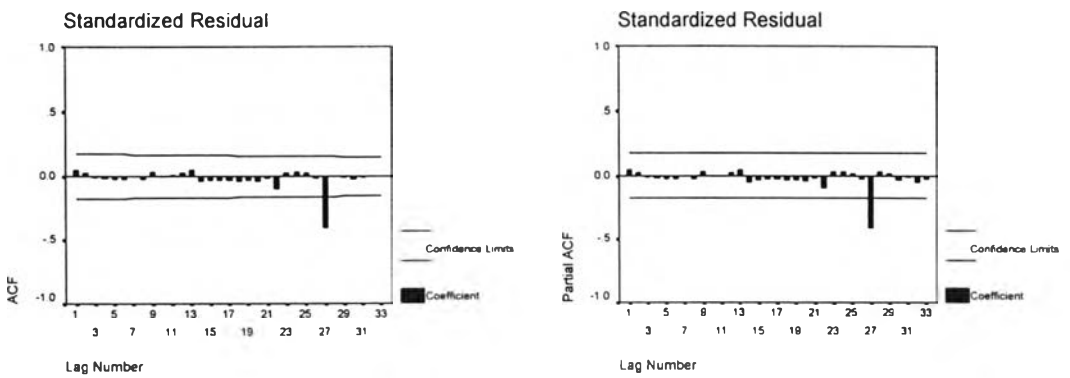


Mean Standardized Residual = 0.000

กราฟแสดงการกระจายของค่าคลาดเคลื่อน e_t กับเวลา

จากรูปกราฟข้างล่างพบว่าค่าคลาดเคลื่อน e_t กระจายเป็นแนวในลักษณะขนานรอบค่าศูนย์ และพบว่า e_t มีค่าเฉลี่ยเข้าใกล้ศูนย์ (มีค่าเท่ากับ $-1.90 * 10^{-13}$) ดังนั้นจากค่าเฉลี่ยและลักษณะการกระจายของ e_t ประมาณได้ว่าค่าคลาดเคลื่อนสุ่มมีค่าเฉลี่ยเป็นศูนย์และความแปรปรวนคงที่

- ตรวจสอบสหสัมพันธ์ของค่าคลาดเคลื่อน



กราฟแสดง ACF และ PACF ของ e_t

การพิจารณาจากกราฟแสดง ACF และ PACF พบว่าค่าคลาดเคลื่อน e_t ไม่มีสหสัมพันธ์กัน ถึงแม้ว่าจะมี lag ที่ 27 จะมีนัยสำคัญแต่เนื่องจากเป็นคาบเวลาที่ห่างมาก โดยอิทธิพลที่มีต่อข้อมูลในอนาคตอาจจะละไว้ได้

- ตรวจสอบคุณสมบัติของการแจกแจงของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม โดยใช้การทดสอบ Kolmogorov – Smirnov Test

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Standardized Residual
N		131
Normal Parameters [a,b]	Mean	-7.25152E-10
	Std. Deviation	.9883942
Most Extreme Differences	Absolute	.345
	Positive	.309
	Negative	-.345
Kolmogorov-Smirnov Z		3.950
Asymp. Sig. (2-tailed)		.051

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

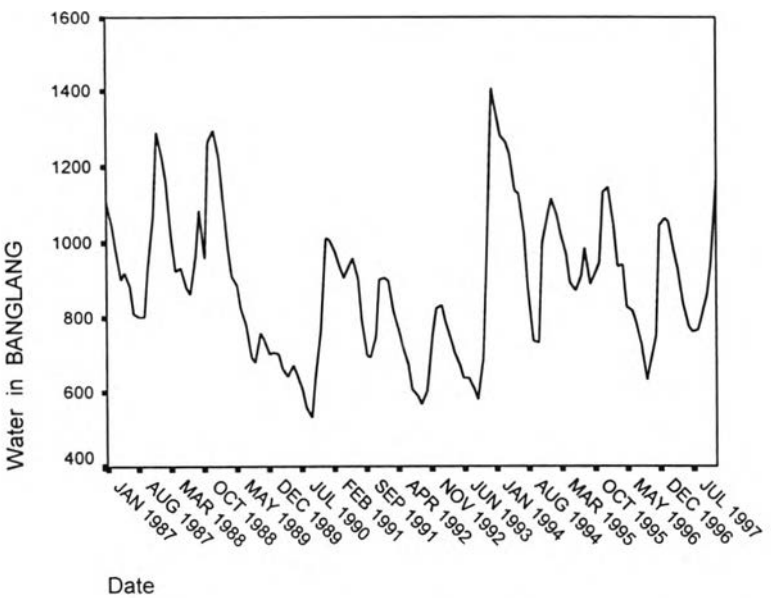
จากตาราง Kolmogorov – Smirnov Test พบว่าค่าสถิติทดสอบของ Kolmogorov – Smirnov เท่ากับ 3.950 และค่า Sig. = 0.051 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่กำหนด (α = 0.05) จึงสรุปได้ว่าค่าคลาดเคลื่อนสุ่มมีการแจกแจงแบบปกติ

จากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ด้วยวิธีการถดถอยสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม โดยใช้ตัวแบบพยากรณ์

$$\hat{Y}_t = 0.997\, Y_{t-1} + 0.996\, X_{1,t-1} - 0.992\, X_{2,t-1}$$

24.2 วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์

- พิจารณาการกระจายและการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนบางลาง



กราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนบางลาง

จากกราฟข้างต้นพบว่าข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนบางลาง มีลักษณะการเคลื่อนไหวแบบมีแนวโน้มและฤดูกาล โดยเฉพาะลักษณะการเคลื่อนไหวแบบฤดูกาลเป็นแบบเชิงพหุแนวโน้ม ซึ่งสอดคล้องกับวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์

- การประมาณค่าคงที่ของวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

ExSmooth

```
MODEL= WINTERS (Linear trend, multiplicative seasonality)      Period= 12

 Initial values:      Series (ค่าเฉลี่ย)      Trend (ความชัน)
   (ค่าเริ่มต้น)          60.64583                .57292

DFE = 119.
```

smallest SSE's are:	Alpha	Gamma	Delta	SSE
	.8000000	.1000000	.1000	[illegible]0.98306
	.9000000	.1000000	.1000	[illegible]1.69849
	.7000000	.1000000	.1000	[illegible]4.50973
	.9000000	.1000000	.3000	86000.11313
	1.000000	.1000000	.1000	86233.43954
	1.000000	.1000000	.3000000	86233.43954
	1.000000	.1000000	.5000000	86233.43954
	1.000000	.1000000	.7000000	86233.43954
	1.000000	.1000000	.9000000	86233.43954
	.8000000	.1000000	.3000000	86975.16275

เมื่อประมาณค่าคงที่จะได้ค่าคงที่สำหรับการปรับให้เรียบสำหรับข้อมูลชุดนี้ทั้ง 3 ค่า จะได้ค่าคงที่สำหรับปรับให้เรียบสำหรับระดับ (α) เท่ากับ 0.800 , ค่าคงที่สำหรับปรับให้เรียบสำหรับแนวโน้ม (γ) เท่ากับ 0.100 และค่าคงที่สำหรับปรับให้เรียบสำหรับฤดูกาล (δ) เท่ากับ 0.100 ซึ่งตัวแบบพยากรณ์มีรูปแบบเป็นดังนี้

$$\hat{Y}_t(l) = \left(\hat{\mu}_t + l\hat{\beta}_t t\right)\hat{S}_{t+l-m}, \qquad t = m, m+1, \ldots$$

ซึ่ง

$$\hat{\mu}_t = \alpha_1\left(Y_t/\hat{S}_{t-m}\right) + (1-\alpha_1)\left(\hat{\mu}_{t-1} + \hat{\beta}_{t-1}\right)$$

$$\hat{\beta}_t = \alpha_2(\hat{\mu}_t - \hat{\mu}_{t-1}) + (1-\alpha_2)\hat{\beta}_{t-1}$$

$$\hat{S}_t = \alpha_3\left(Y_t/\hat{\mu}_t\right) + (1-\alpha_3)\hat{S}_{t-m}$$

$$m = 12$$

การคำนวณค่าพยากรณ์จะต้องเริ่มกำหนดค่าเริ่มต้นของ $\hat{\mu}_t$ ซึ่งจะมีค่าเท่ากับ 112.149, $\hat{S}_t$ มีค่าเท่ากับ 0.851, และ $\hat{\beta}_t = 0$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์ของวินเตอร์จะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล และจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

24.3 วิธีการแยกองค์ประกอบ

- จากการพิจารณากราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนบางลางรูปแบบการพยากรณ์จะอยู่ในรูปของผลบวก โดยจะหาค่าการพยากรณ์วิธีการแยกองค์ประกอบในรูปของสมการเชิงเส้น ผลจากการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Regression

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.598[a]	.357	.292	160.9997

a. Predictors: (Constant), I11, I0, I6, I7, I5, I8, I4, I9, I3, I10, I2, I1

ANOVA[b]

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	1713726	12	142810.478	5.509	.000[a]
	Residual	3084587	119	25920.898		
	Total	4798313	131			

a. Predictors: (Constant), I11, I0, I6, I7, I5, I8, I4, I9, I3, I10, I2, I1

b. Dependent Variable: Water in BANGLANG

Coefficients[a]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	1074.655	55.348		19.416	.000
	I0	3.005E-02	.369	.006	.081	.935
	I1	-13.851	68.771	-.020	-.201	.841
	I2	-62.790	68.750	-.091	-.913	.363
	I3	-137.366	68.731	-.199	-1.999	.048
	I4	-183.487	68.714	-.266	-2.670	.009
	I5	-219.608	68.699	-.318	-3.197	.002
	I6	-249.911	68.686	-.362	-3.638	.000
	I7	-287.395	68.675	-.417	-4.185	.000
	I8	-317.153	68.666	-.460	-4.619	.000
	I9	-349.637	68.659	-.507	-5.092	.000
	I10	-308.304	68.654	-.447	-4.491	.000
	I11	-175.697	68.651	-.255	-2.559	.012

a. Dependent Variable: Water in BANGLANG

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้รูปแบบการพยากรณ์เป็นดังนี้

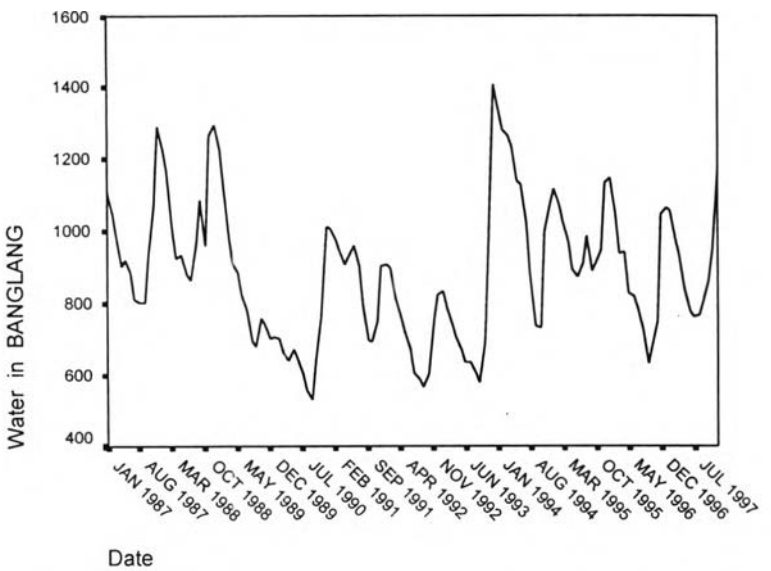
$$Z_t = 1{,}074.655 - 3.005E\text{-}02\, t_1 - 13.851\, x_{1t} - 62.790\, x_{2t} - 137.366\, x_{3t} - 183.487\, x_{4t} - 219.608\, x_{5t} - 249.911\, x_{6t} - 287.395\, x_{7t} - 317.153\, x_{8t} - 349.637\, x_{9t} - 308.304\, x_{10t} - 175.697\, x_{11t}$$

- การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบวิธีการแยกองค์ประกอบจะตรวจสอบคุณสมบัติของของเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล และจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

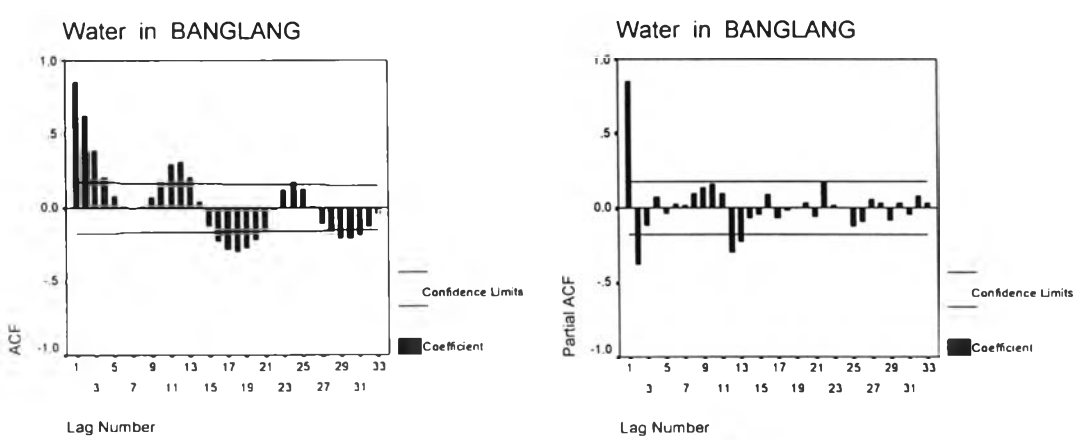
24.3 วิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์

- กำหนดตัวแบบทดลอง

- พิจารณาจากกราฟการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนบางลาง



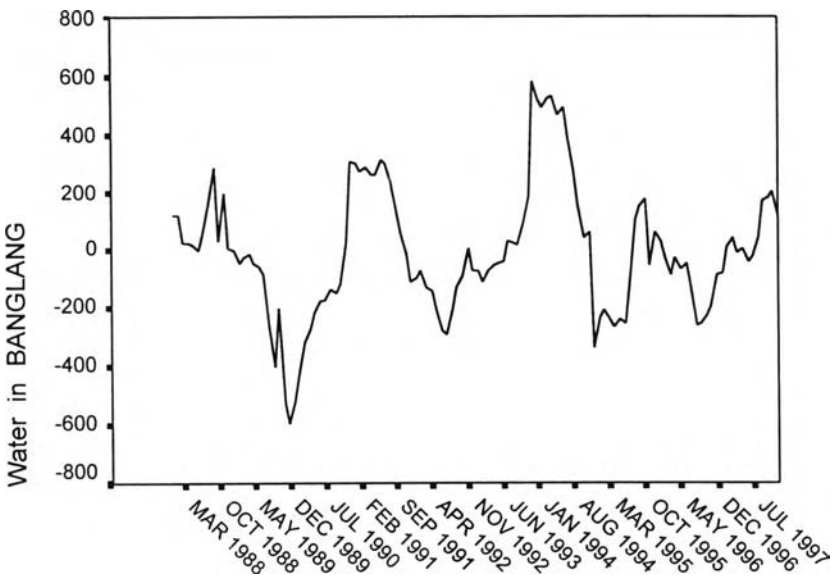
กราฟแสดงการเคลื่อนไหวของข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนบางลาง



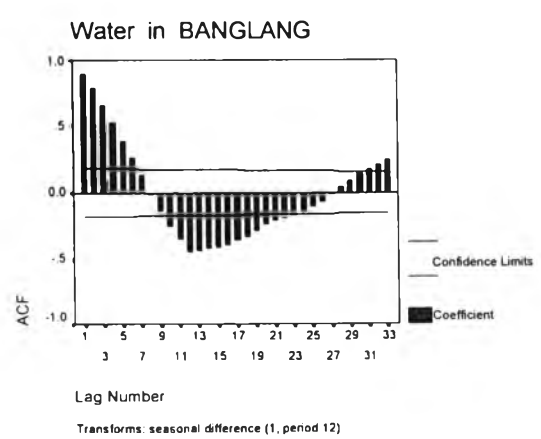
กราฟแสดง ACF และ PACF ของข้อมูลปริมา น้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนบางลาง

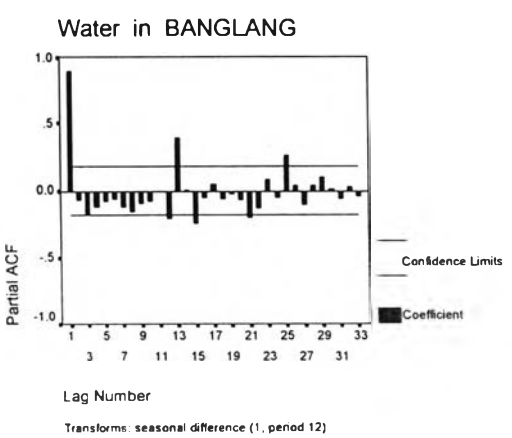
พิจารณากราฟอนุกรมเวลาในข้างต้นพบว่า ข้อมูลมีลักษณะการเคลื่อนไหวแปรผันตามเวลาและไม่คงที่ในค่าเฉลี่ย และเมื่อพิจารณากราฟ ACF พบว่าลดลงอย่างช้า ๆ และไม่ลู่เข้าสู่ศูนย์ ซึ่งบ่งบอกได้ว่าอนุกรมเวลาไม่อยู่ในสภาพคงที่ (Stationary) ในค่าเฉลี่ย จึงจำเป็นต้องแปลงข้อมูลให้อยู่ในสภาพคงที่ โดยเริ่มจากการแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างหนึ่งครั้งในข้อมูลอนุกรมเวลาชุดเดิม แล้วพิจารณากราฟการเคลื่อนไหวของข้อมูลอนุกรมเวลาชุดใหม่ดังนี้

- พิจารณากราฟแสดงการแปลงข้อมูลเพื่อให้คงที่ในส่วนประกอบของฤดูกาล



- กราฟแสดง ACF และ PACF ของข้อมูลอนุกรมเวลาที่ทำผลต่างในส่วนที่มีองค์ประกอบของฤดูกาล





- จากกราฟแสดงการแปลงข้อมูลเพื่อให้คงที่ในส่วนที่มีองค์ประกอบของฤดูกาล และกราฟแสดง ACF และ PACF พบว่าข้อมูลอนุกรมเวลาชุดนี้อยู่ในสภาพคงที่ และนำมาพิจารณากำหนดตัวแบบเบื้องต้น จะได้ตัวแบบ ARIMA(0, 0, 0) $(1, 1, 0)_{12}$ มีรูปแบบดังนี้

$$(1 - \Phi_{12} B^{12})(1 - B^{12}) Y_t = \delta + a_t$$

หรือ $$W_t = \delta + \Phi_{12} W_{t-12} + a_t$$

เมื่อ $$W_t = (1 - B^{12}) Y_t$$

- การประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการของบ็อกซ์และเจนกินส์ ผลการศึกษาจากโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

Arima

```
Non-seasonal differencing: 1
    Seasonal differencing: 1
Length of Seasonal Cycle: 12

Parameters:
SAR1        _________   < value originating from estimation >
95.00 percent confidence intervals will be generated.

Initial values:

SAR1       -.51191
FINAL PARAMETERS:

Number of residuals  119
Standard error       84.970383
Log likelihood       -699.18532
AIC                  1400.3706
SBC                  1403.1498

            Analysis of Variance:

               DF  Adj. Sum of Squares    Residual Variance

Residuals     118           883689.29           7219.9660

            Variables in the Model:

                  B         SEB      T-RATIO   APPROX. PROB.

SAR1     -.55152180   .07414377   -7.4385459        .0000000
```

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ จะได้รูปแบบการพยากรณ์เป็นดังนี้

$$W_t = -0.55152\, W_{t-12}$$

● การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์จะตรวจสอบคุณสมบัติของของค่าเศษตกค้าง ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล และจากการตรวจสอบทั้งหมดพบว่า รูปแบบการพยากรณ์ดังกล่าวสอดคล้องตามข้อสมมติของค่าคลาดเคลื่อนสุ่ม

การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ เมื่อพิจารณาจากค่าคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ โดยพิจารณาจากค่า MAPE จะได้ว่าค่าพยากรณ์โดยวิธีถดถอยจะให้ค่า MAPE เท่ากับ 0.2150% วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ให้ค่า MAPE เท่ากับ 14.0789% วิธีการแยกองค์ประกอบให้ค่า MAPE เท่ากับ 8.2987% และวิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์ ให้ค่า MAPE เท่ากับ 9.8724% ดังนั้นในการพยากรณ์ปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนบางลางโดยวิธีการถดถอยจะเหมาะสมกับข้อมูลอนุกรมเวลาชุดนี้ ส่วนค่าพยากรณ์จากวิธีการแยกองค์ประกอบ และค่าพยากรณ์โดยวิธีการของบ็อกซ์ – เจนกินส์ และวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์เหมาะสมเป็นอันดับ 2, 3 และ 4 ตามลำดับ

จากการศึกษาเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ทั้ง 4 วิธี พบว่าวิธีการพยากรณ์วิธีการถดถอยเหมาะสมกับข้อมูลปริมาณน้ำในอ่างเก็บน้ำของเขื่อนบางลาง ดังนั้นจึงนำเอาวิธีการถดถอยมาพยากรณ์ปริมาณน้ำในปี พ. ศ. 2542 – 2543 โดยนำข้อมูลปี พ. ศ. 2530 – 2540 มารวมกับข้อมูลของปี พ. ศ. 2541 มาหาค่าสัมประสิทธิ์ใหม่และผ่านการวินิจฉัยตัวแบบด้วยวิธีการทางสถิติ ซึ่งจะดำเนินการตรวจสอบในทำนองเดียวกันกับเขื่อนภูมิพล มีตัวแบบเป็นดังนี้

รูปแบบการพยากรณ์ : $\hat{Y}_t = 0.996\, Y_{t-1} + 0.997\, X_{1,t-1} - 0.994\, X_{2,t-1}$

ประวัติผู้เขียน

นางสาวรวิกรณ์ เล้ารัตนานุรักษ์ เกิดวันที่ 12 เมษายน 2515 ที่อำเภอเมือง จังหวัดเชียงใหม่ สำเร็จการศึกษาปริญญาวิทยาศาสตรบัณฑิต (วท. บ.) ภาควิชาสถิติ คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยพายัพ ในปีการศึกษา 2537 และเข้าศึกษาต่อในหลักสูตรสถิติศาสตรมหาบัณฑิต ภาควิชาสถิติ คณะพาณิชยศาสตร์และการบัญชี จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย ในปีการศึกษา 2540 ปัจจุบันทำงานที่ภาควิชาสถิติ คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยพายัพ