

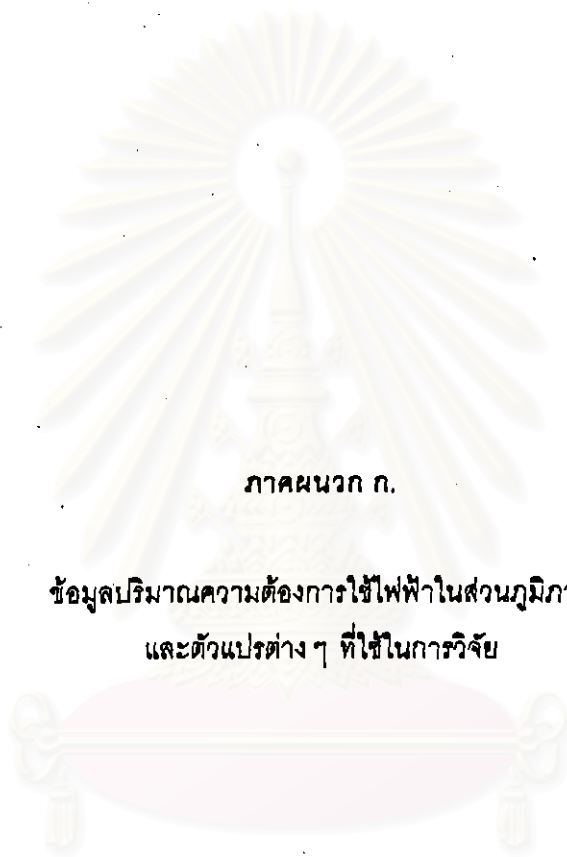
## รายการอ้างอิง

### ภาษาไทย

- ทรงศิริ แต่สมบัติ. เทคนิคการพยากรณ์เชิงปริมาณ. ภาควิชาสถิติ มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์, 2539.
- แผนกสถิติการใช้ไฟฟ้า. การพยากรณ์ความต้องการไฟฟ้า ปี 2536. กองเศรษฐกิจพลังไฟฟ้า การไฟฟ้าส่วนภูมิภาค, 2536.
- แผนกสถิติการใช้ไฟฟ้า. Statistical Reports Fiscal Year 1981 – 1999. กองเศรษฐกิจพลังไฟฟ้า การไฟฟ้าส่วนภูมิภาค, 2542.
- มานพ วรภักดิ์. เทคนิคการพยากรณ์. เอกสารประกอบการสอนวิชาเทคนิคการพยากรณ์ ภาควิชาสถิติ จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย, 2541.

### ภาษาอังกฤษ

- 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 ก.

ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้าในสวนภูมิภาค  
และตัวแปรต่าง ๆ ที่ใช้ในการวิจัย

สถาบันวิทยบริการ  
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ตารางที่ ก.1 ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้าของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทบ้านอยู่อาศัยขนาดเล็ก และบ้านอยู่อาศัยขนาดใหญ่  
ในภาคเหนือ ปีงบประมาณ 2536 - 2542

เดือน/ ปีงบประมาณ	ปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า (ล้านกิโลวัตต์ - ชั่วโมง)						
	2536	2537	2538	2539	2540	2541	2542
ต.ค.	137.181719	144.142158	166.090810	189.532169	209.334730	227.693512	233.765504
พ.ย.	129.859013	134.765919	152.002947	180.946349	205.423799	212.840982	224.768217
ธ.ค.	120.478765	136.742883	149.169422	160.888837	186.256503	205.710897	203.618476
ม.ค.	121.914381	137.561451	152.048211	157.957807	177.752182	203.906027	202.424029
ก.พ.	122.230742	145.841551	153.306195	165.928109	185.142021	208.790620	207.009235
มี.ค.	128.483428	147.727357	162.561867	184.622856	196.357107	220.566122	220.237057
เม.ย.	158.359986	177.582949	205.463798	220.963107	225.320198	261.459828	253.759867
พ.ค.	157.728839	174.290501	202.750527	217.377623	245.230352	280.219995	249.308273
มิ.ย.	146.685154	168.466205	196.443794	215.263831	246.265440	258.015995	243.681126
ก.ค.	150.329884	165.778135	192.565382	212.334876	235.242977	245.446815	244.107253
ส.ค.	155.452523	162.224430	185.442019	210.835906	226.172159	247.579101	248.771205
ก.ย.	151.199042	164.694058	189.663160	208.924424	226.056780	244.933169	243.734963

ที่มา : รายงานสถิติการใช้ไฟฟ้า ปีงบประมาณ 2536 - 2542, การไฟฟ้าส่วนภูมิภาค

ตารางที่ ก.2 ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้าของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทบ้านอยู่อาศัยขนาดเล็ก และบ้านอยู่อาศัยขนาดใหญ่  
ในภาคตะวันออกเฉียงเหนือ ปีงบประมาณ 2536 - 2542

เดือน/ ปีงบประมาณ	ปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า (ล้านกิโลวัตต์ - ชั่วโมง)						
	2536	2537	2538	2539	2540	2541	2542
ต.ค.	127.405290	135.050164	161.773552	189.654213	208.310532	237.304824	238.924032
พ.ย.	122.588283	130.382307	149.868419	174.203646	209.739050	224.846337	226.481128
ธ.ค.	113.102273	126.176436	144.979287	160.495010	187.430137	215.581093	210.178078
ม.ค.	117.274826	132.231931	148.402956	167.948317	183.974462	221.208517	207.273870
ก.พ.	115.700778	138.939680	151.840182	172.576952	192.656783	229.658864	216.270458
มี.ค.	124.869449	142.115206	165.811209	189.265193	202.974497	246.115922	234.093087
เม.ย.	147.618083	164.851263	199.413658	223.114654	231.200755	284.327139	267.690682
พ.ค.	146.182204	169.221178	199.259730	212.686584	250.969999	295.256638	257.879168
มิ.ย.	137.851181	164.085358	193.682257	221.014148	255.914558	271.116463	247.693001
ก.ค.	135.916736	156.034799	187.961735	214.124577	242.833629	258.837294	254.159561
ส.ค.	142.931223	160.314362	188.643685	217.633017	236.989762	257.097885	263.847829
ก.ย.	144.363741	161.279793	190.749703	219.232068	239.294985	255.002881	263.816175

ที่มา : รายงานสถิติการใช้ไฟฟ้า ปีงบประมาณ 2536 - 2542, การไฟฟ้าส่วนภูมิภาค

ตารางที่ ก.3 ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้าของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทบ้านอยู่อาศัยขนาดเล็ก และบ้านอยู่อาศัยขนาดใหญ่  
ในภาคกลาง ปีงบประมาณ 2536 - 2542

เดือน/ ปีงบประมาณ	ปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า (ล้านกิโลวัตต์ - ชั่วโมง)						
	2536	2537	2538	2539	2540	2541	2542
ต.ค.	154.690889	165.423675	195.180061	221.745158	242.967105	277.198449	284.945026
พ.ย.	146.620766	163.072351	188.941137	214.727706	251.974065	272.587674	276.424724
ธ.ค.	139.192019	158.642777	192.125660	203.625674	224.902349	271.809905	255.003959
ม.ค.	137.840383	166.285000	190.199813	205.552684	218.398450	280.659845	258.237466
ก.พ.	145.872919	178.892935	194.194664	213.807114	245.790217	286.461103	271.920097
มี.ค.	154.095452	178.527115	206.449751	230.325553	249.210614	287.095768	284.827348
เม.ย.	180.711323	200.563300	244.007536	269.205567	283.338562	333.233153	314.463853
พ.ค.	180.942237	203.567493	240.918383	258.965776	307.143239	343.097346	299.688357
มิ.ย.	169.855405	196.604234	232.856969	258.507827	295.589056	312.574061	298.832946
ก.ค.	172.435912	190.008696	228.701602	253.067712	289.710750	304.099849	303.869674
ส.ค.	177.222511	196.198977	233.112204	256.149553	284.816583	305.872198	305.669444
ก.ย.	171.380703	194.961025	224.317437	252.948795	282.132622	306.941681	307.501668

ที่มา : รายงานสถิติการใช้ไฟฟ้า ปีงบประมาณ 2536 - 2542, การไฟฟ้าส่วนภูมิภาค

ตารางที่ ก.4 ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้าของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทบ้านอยู่อาศัยขนาดเล็ก และบ้านอยู่อาศัยขนาดใหญ่  
ในภาคใต้ ปีงบประมาณ 2536 - 2542

เดือน/ ปีงบประมาณ	ปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า (ด้านกิโลวัตต์ - ชั่วโมง)						
	2536	2537	2538	2539	2540	2541	2542
ต.ค.	110.450821	119.696940	140.904571	160.246419	185.203188	196.954724	202.431446
พ.ย.	109.334340	118.439139	139.125564	162.178583	182.630880	197.352718	201.966674
ธ.ค.	105.212656	120.676669	138.726985	156.944216	174.114276	198.944599	197.376369
ม.ค.	106.845328	124.505452	146.469634	159.998167	175.290147	200.692704	199.208909
ก.พ.	111.602685	128.691528	146.629659	162.720170	187.263158	209.937493	203.216208
มี.ค.	110.661697	127.548546	145.978405	170.547734	182.878268	206.781763	206.155901
เม.ย.	124.525841	141.468359	168.693809	191.159274	204.583122	240.179092	224.998378
พ.ค.	126.121257	139.554515	172.550243	183.999027	208.384123	238.514989	218.194098
มิ.ย.	122.271041	138.278024	163.061821	185.210121	204.586265	222.536508	215.536759
ก.ค.	120.998268	136.933111	161.300466	180.607468	198.520118	210.787410	210.748764
ส.ค.	124.910392	137.622329	159.401504	185.885826	201.869410	211.848838	227.588526
ก.ย.	124.727323	136.666205	160.132064	182.540562	199.589338	209.097532	214.442092

ที่มา : รายงานสถิติการใช้ไฟฟ้า ปีงบประมาณ 2536 - 2542, การไฟฟ้าส่วนภูมิภาค

ตารางที่ ก.5 ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้าของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทกิจการขนาดเล็ก กิจการขนาดกลาง และกิจการขนาดใหญ่  
ในภาคเหนือ ปีงบประมาณ 2536 - 2542

เดือน/ ปีงบประมาณ	ปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า (ล้านกิโลวัตต์ - ชั่วโมง)						
	2536	2537	2538	2539	2540	2541	2542
ค.ค.	111.167711	130.917442	153.602883	186.549134	212.528651	254.413542	256.850440
พ.ย.	107.689572	128.175395	150.671260	179.186389	211.771065	249.462214	257.784272
ธ.ค.	101.363725	123.572830	150.672308	169.597730	203.254301	241.753733	232.852570
ม.ค.	100.003121	122.125407	150.533140	165.764896	198.424827	233.762604	241.934137
ก.พ.	106.771216	133.491649	154.369143	180.873547	211.734610	243.175922	235.485519
มี.ค.	113.742713	138.243948	169.653758	195.126003	229.132648	260.733004	282.543077
เม.ย.	128.248434	153.413695	190.434563	211.222934	242.299764	263.659816	253.841500
พ.ค.	138.329143	151.752959	189.909495	211.647062	259.697107	298.242258	285.904046
มิ.ย.	134.082055	159.790374	193.562431	217.395421	266.107743	279.464553	280.686287
ก.ค.	134.753878	155.726103	185.459321	216.966091	265.586721	261.041292	283.152791
ส.ค.	134.990572	152.173016	186.152101	212.300944	257.936769	271.032589	280.705568
ก.ย.	132.548565	150.080187	186.892647	216.366759	251.976071	271.656150	293.796251

ที่มา : รายงานสถิติการใช้ไฟฟ้า ปีงบประมาณ 2536 - 2542, การไฟฟ้าส่วนภูมิภาค

ตารางที่ ก.6 ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้าของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทกิจการขนาดเล็ก กิจการขนาดกลาง และกิจการขนาดใหญ่  
ในภาคตะวันออกเฉียงเหนือ ปีงบประมาณ 2536 - 2542

เดือน/ ปีงบประมาณ	ปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า (ล้านกิโลวัตต์ - ชั่วโมง)						
	2536	2537	2538	2539	2540	2541	2542
ต.ค.	134.121428	148.464791	165.608607	197.599003	222.214022	247.154669	228.019441
พ.ย.	126.443003	143.436540	165.574683	180.421592	212.403458	251.099726	229.885977
ธ.ค.	115.098186	140.073681	169.352332	173.423559	202.468433	244.711827	216.808909
ม.ค.	123.017950	150.356880	170.194382	189.031673	208.660304	245.793560	222.204005
ก.พ.	137.277982	159.970349	174.444350	192.982321	221.242445	244.862137	233.087312
มี.ค.	147.509896	162.666317	185.841559	214.416314	236.094251	252.403249	261.718823
เม.ย.	145.221759	162.265732	184.644964	212.895117	239.600388	240.126912	244.258248
พ.ค.	142.234148	159.665295	180.164737	222.132854	246.421251	251.437539	243.238308
มิ.ย.	136.353964	158.509142	185.112004	202.598074	250.857660	239.620375	256.827985
ก.ค.	141.629952	155.044729	184.355377	217.042805	234.492218	234.140969	256.542072
ส.ค.	144.526651	164.356663	191.367510	220.212868	248.485153	238.606959	270.649767
ก.ย.	145.867305	163.937795	195.066718	214.589535	249.231941	243.547649	278.040763

ที่มา : รายงานสถิติการใช้ไฟฟ้า ปีงบประมาณ 2536 - 2542, การไฟฟ้าส่วนภูมิภาค



ตารางที่ ก.7 ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้าของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทกิจการขนาดเล็ก กิจการขนาดกลาง และกิจการขนาดใหญ่  
ในภาคกลาง ปีงบประมาณ 2536 - 2542

เดือน/ ปีงบประมาณ	ปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า (ล้านกิโลวัตต์ - ชั่วโมง)						
	2536	2537	2538	2539	2540	2541	2542
ต.ค.	1041.916005	1229.182305	1413.304178	1600.632413	1850.508755	1873.984525	1835.533227
พ.ย.	1026.330768	1219.302118	1416.013158	1615.962312	1854.832878	1828.183297	1813.405796
ธ.ค.	996.489747	1181.223624	1420.089085	1574.662015	1735.951451	1782.049661	1692.973268
ม.ค.	1070.748034	1220.519620	1414.756658	1616.475542	1781.447116	1694.775654	1724.108387
ก.พ.	1028.883162	1180.460428	1389.450363	1608.692674	1779.770005	1763.822499	1739.912210
มี.ค.	1138.086689	1314.438523	1576.303625	1727.554377	1950.927718	1910.814346	1924.948429
เม.ย.	1087.410111	1243.437900	1465.737162	1655.000388	1822.344752	1787.423699	1799.529514
พ.ค.	1180.078579	1342.776793	1590.694680	1763.755033	1996.603645	1931.479468	1927.651830
มิ.ย.	1159.894127	1343.413313	1614.850415	1744.861906	2020.043006	1886.361682	1972.601585
ก.ค.	1198.258123	1339.915755	1606.651557	1800.642915	1976.987468	1834.320852	2021.663624
ส.ค.	1180.462896	1367.860633	1634.603047	1770.811938	1957.561314	1836.475204	2044.711661
ก.ย.	1210.939461	1394.824253	1615.568472	1806.354769	1919.465795	1878.515461	2075.140027

ที่มา : รายงานสถิติการใช้ไฟฟ้า ปีงบประมาณ 2536 - 2542, การไฟฟ้าส่วนภูมิภาค

ตารางที่ ก.8 ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้าของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทกิจการขนาดเล็ก กิจการขนาดกลาง และกิจการขนาดใหญ่  
ในภาคใต้ ปีงบประมาณ 2536 - 2542

เดือน/ ปีงบประมาณ	ปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า (ล้านกิโลวัตต์ - ชั่วโมง)						
	2536	2537	2538	2539	2540	2541	2542
ต.ค.	208.600694	226.395060	270.681979	262.263219	311.270061	332.703671	366.717947
พ.ย.	195.519501	223.824348	266.873265	300.283577	306.085755	334.059382	345.104421
ธ.ค.	191.320337	210.871765	273.267773	283.838469	278.089998	322.536699	329.640517
ม.ค.	195.493610	217.324698	276.975628	283.544525	297.830170	335.496676	333.564197
ก.พ.	203.588297	224.546355	273.415224	281.135420	308.646467	336.864403	338.282701
มี.ค.	198.269454	231.278100	280.053244	295.390551	315.145913	347.132478	356.103368
เม.ย.	220.963234	247.752243	301.300071	312.560887	328.482347	351.710625	370.428796
พ.ค.	219.008678	257.801674	303.461744	311.684327	341.322898	371.311771	371.825752
มิ.ย.	223.949618	268.092095	305.978213	327.699878	347.942453	364.557314	392.664938
ก.ค.	226.172069	258.380608	309.498863	320.310059	337.169640	352.807177	393.796915
ส.ค.	219.644773	257.573109	304.606825	324.347769	339.601754	367.775736	402.162013
ก.ย.	227.189816	266.921928	302.665239	319.909966	332.017064	354.326825	389.693839

ที่มา : รายงานสถิติการใช้ไฟฟ้า ปีงบประมาณ 2536 - 2542, การไฟฟ้าส่วนภูมิภาค

ตารางที่ ก.9 ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้าของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทกิจการเฉพาะอย่าง  
ในภาคเหนือ ปีงบประมาณ 2536 - 2542

เดือน/ ปีงบประมาณ	ปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า (ล้านกิโลวัตต์ - ชั่วโมง)						
	2536	2537	2538	2539	2540	2541	2542
ต.ค.	11.295323	14.221523	15.024273	16.632340	17.381140	15.920831	15.723713
พ.ย.	11.729482	13.856902	14.360023	16.620496	18.167312	16.633125	17.141962
ธ.ค.	9.851130	12.578301	13.855464	14.040789	16.231129	15.558996	14.722024
ม.ค.	9.734827	11.867201	13.469655	13.018416	14.492157	14.434548	14.487050
ก.พ.	10.152841	14.031596	14.390475	14.175497	15.533198	14.582215	15.262031
มี.ค.	11.160815	13.401505	15.211444	16.227001	16.747961	15.234301	15.628936
เม.ย.	14.291769	16.514508	18.948946	19.719498	18.928508	18.281210	17.645742
พ.ค.	14.414396	15.878001	17.672851	18.348421	19.869301	18.060279	16.186889
มิ.ย.	13.736369	15.680645	17.805719	18.395937	19.008673	17.073091	16.346417
ก.ค.	13.920769	15.273406	16.823313	18.264837	17.829777	15.469208	16.127787
ส.ค.	15.227723	15.857830	17.204531	18.285263	17.087118	16.706663	17.414391
ก.ย.	14.176644	15.623698	16.863680	18.012040	15.911304	16.065709	17.200521

ที่มา : รายงานสถิติการใช้ไฟฟ้า ปีงบประมาณ 2536 - 2542, การไฟฟ้าส่วนภูมิภาค

ตารางที่ ก.10 ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้าของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทกิจการเฉพาะอย่าง  
ในภาคตะวันออกเฉียงเหนือ ปีงบประมาณ 2536 - 2542

เดือน/ ปีงบประมาณ	ปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า (ล้านกิโลวัตต์ - ชั่วโมง)						
	2536	2537	2538	2539	2540	2541	2542
ต.ค.	5.000709	6.104239	7.357311	9.707295	11.453150	11.254720	10.806220
พ.ย.	4.579888	6.128673	6.889506	8.488140	11.154890	10.280160	9.857089
ธ.ค.	4.444036	5.117728	6.994969	8.226264	9.295395	9.954906	8.651552
ม.ค.	4.404501	5.376049	6.435322	7.855328	9.859165	10.079650	8.335625
ก.พ.	4.328770	6.461132	7.156807	7.975125	10.415350	9.923038	9.738566
มี.ค.	5.287863	6.301028	8.359145	9.682181	11.176970	10.941520	11.254450
เม.ย.	6.602095	8.121725	10.165710	11.331690	11.982210	11.847190	11.668770
พ.ค.	7.141214	8.648796	10.430170	12.059770	13.560850	12.811870	11.755760
มิ.ย.	6.991224	7.995689	10.167690	12.503560	14.439270	11.863330	11.927120
ก.ค.	6.766785	7.883577	9.145806	12.299950	13.032360	11.225840	12.542790
ส.ค.	6.932920	8.236851	9.580197	12.584590	12.636760	11.751060	12.131280
ก.ย.	6.314418	8.016817	9.386924	12.274830	11.401040	11.535910	12.641550

ที่มา : รายงานสถิติการใช้ไฟฟ้า ปีงบประมาณ 2536 - 2542, การไฟฟ้าส่วนภูมิภาค

ตารางที่ ก.11 ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้าของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทกิจการเฉพาะอย่าง  
ในภาคกลาง ปีงบประมาณ 2536 - 2542

เดือน/ ปีงบประมาณ	ปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า (ล้านกิโลวัตต์ - ชั่วโมง)						
	2536	2537	2538	2539	2540	2541	2542
ต.ค.	21.976401	25.641860	26.362564	30.858502	31.809383	32.104001	33.009355
พ.ย.	21.127167	26.011209	27.553817	30.393335	32.821082	34.104692	32.517737
ธ.ค.	21.584180	23.146884	28.504171	28.578253	29.589865	36.127408	30.893096
ม.ค.	21.210484	25.547484	28.160655	29.348720	30.249026	39.566263	34.393780
ก.พ.	21.832619	28.307711	29.382093	30.683321	34.835485	41.971299	32.703619
มี.ค.	23.406460	27.226854	31.577108	34.187397	34.524571	37.975430	35.951699
เม.ย.	29.463235	31.653273	37.682553	40.183554	39.357584	42.313060	39.523118
พ.ค.	29.157462	31.094232	35.617624	36.042948	40.658640	40.729456	36.035880
มิ.ย.	27.609661	28.095471	33.406515	34.765523	38.094615	36.679096	35.606930
ก.ค.	27.169773	28.060929	32.487549	34.156800	35.634057	34.695571	37.576351
ส.ค.	28.835838	30.118904	34.623995	36.641541	38.531675	36.091681	38.649102
ก.ย.	25.182544	29.601837	30.607901	32.763321	31.126974	34.070274	37.086576

ที่มา : รายงานสถิติการใช้ไฟฟ้า ปีงบประมาณ 2536 - 2542, การไฟฟ้าส่วนภูมิภาค

ตารางที่ ก.12 ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้าของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทกิจการเฉพาะอย่าง  
ในภาคใต้ ปีงบประมาณ 2536 - 2542

เดือน/ ปีงบประมาณ	ปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า (ล้านกิโลวัตต์ - ชั่วโมง)						
	2536	2537	2538	2539	2540	2541	2542
ต.ค.	26.589786	28.825011	30.832790	35.032680	36.408173	36.456281	38.636667
พ.ย.	25.432223	31.521963	32.745495	35.938956	38.381367	38.912211	38.157086
ธ.ค.	25.354207	28.354300	32.386661	35.058121	35.916494	39.401613	37.498360
ม.ค.	26.909096	31.310574	35.542466	36.314387	38.514119	44.654237	42.651045
ก.พ.	28.082474	33.864307	36.896030	37.733537	43.852803	46.227299	42.353816
มี.ค.	27.202680	31.993784	36.229638	38.812285	40.177242	42.838687	42.633602
เม.ย.	33.867112	37.226261	42.207112	44.767143	46.306733	50.504535	47.253823
พ.ค.	30.750976	33.027353	37.620117	39.699326	45.323179	49.123157	40.142456
มิ.ย.	30.008359	32.576986	35.325048	39.297665	39.634212	39.983123	39.469320
ก.ค.	29.564487	31.817195	33.909437	36.993641	38.667115	38.536598	40.253498
ส.ค.	32.444701	33.916737	36.245287	41.551416	40.948221	40.750994	45.136973
ก.ย.	28.267202	31.582101	42.252172	36.185679	36.363808	38.589739	46.043352

ที่มา : รายงานสถิติการใช้ไฟฟ้า ปีงบประมาณ 2536 - 2542, การไฟฟ้าส่วนภูมิภาค

ตารางที่ ก.13 ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้าของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทส่วนราชการและองค์กรที่ไม่แสวงหากำไร  
ในภาคเหนือ ปีงบประมาณ 2536 - 2542

เดือน/ ปีงบประมาณ	ปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า (ล้านกิโลวัตต์ - ชั่วโมง)						
	2536	2537	2538	2539	2540	2541	2542
ต.ค.	27.369655	30.543796	32.447074	38.701402	44.264625	40.764647	37.803780
พ.ย.	25.783141	31.046087	31.917950	38.021202	43.435331	37.476587	36.270481
ธ.ค.	24.819553	28.281519	31.561935	33.278655	38.735639	35.130265	31.931672
ม.ค.	23.412426	28.709823	30.232688	32.219610	36.096120	32.913739	30.940325
ก.พ.	25.699390	32.173032	32.240655	34.271031	41.817477	33.888970	35.513016
มี.ค.	27.433825	30.320230	34.818150	38.674677	44.596219	33.838981	35.523943
เม.ย.	29.400950	32.221193	39.158678	42.896766	44.921205	35.264341	37.447726
พ.ค.	31.493247	33.363958	38.695909	41.405665	50.822697	39.042539	36.548075
มิ.ย.	33.235397	36.206773	42.547938	46.626448	53.692692	42.191132	41.499507
ก.ค.	34.027320	35.704584	40.418391	47.458246	55.592447	39.739018	44.071996
ส.ค.	33.459125	36.780566	41.283306	45.950384	53.619947	41.414871	42.971162
ก.ย.	34.658211	36.645076	41.669096	47.101405	54.406845	42.738821	46.178264

ที่มา : รายงานสถิติการใช้ไฟฟ้า ปีงบประมาณ 2536 - 2542, การไฟฟ้าส่วนภูมิภาค

ตารางที่ ก.14 ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้าของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทส่วนราชการและองค์กรที่ไม่แสวงหากำไร  
ในภาคตะวันออกเฉียงเหนือ ปีงบประมาณ 2536 - 2542

เดือน/ ปีงบประมาณ	ปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า (ล้านกิโลวัตต์ - ชั่วโมง)						
	2536	2537	2538	2539	2540	2541	2542
ต.ค.	27.099839	30.128851	34.026966	38.582743	43.049219	44.369683	37.996093
พ.ย.	24.450435	30.609088	31.544666	34.991789	41.481185	37.076342	37.533385
ธ.ค.	24.326826	27.009261	31.549058	31.663546	36.679563	35.358021	31.050946
ม.ค.	23.112131	27.455971	30.184226	33.742519	36.871438	33.956973	30.570502
ก.พ.	24.762671	30.669801	32.768885	34.351146	41.243248	36.213794	36.696609
มี.ค.	27.720541	29.038966	35.848715	39.458264	42.688168	36.633476	38.949980
เม.ย.	29.472006	31.781897	37.912818	39.945841	43.205761	36.204067	37.446352
พ.ค.	30.044211	34.161818	38.584472	40.428034	47.200920	38.668434	37.047679
มิ.ย.	32.852248	36.015953	42.765390	47.408325	57.297762	43.660851	43.049462
ก.ค.	32.424625	35.625938	40.208105	47.656745	52.186932	41.088259	47.146605
ส.ค.	34.320386	36.236740	42.298623	45.425878	54.672344	43.618831	45.691191
ก.ย.	32.321768	36.426092	42.145676	46.950119	53.795320	43.888002	50.151869

ที่มา : รายงานสถิติการใช้ไฟฟ้า ปีงบประมาณ 2536 - 2542, การไฟฟ้าส่วนภูมิภาค



ตารางที่ ก.15 ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้าของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทส่วนราชการและองค์กรที่ไม่แสวงหากำไร  
ในภาคกลาง ปีงบประมาณ 2536 - 2542

เดือน/ ปีงบประมาณ	ปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า (ล้านกิโลวัตต์ - ชั่วโมง)						
	2536	2537	2538	2539	2540	2541	2542
ต.ค.	24.113876	26.802387	30.812603	37.770437	40.958904	47.899897	41.613686
พ.ย.	22.337234	27.586623	30.537241	35.603178	42.431766	41.056028	37.589571
ธ.ค.	21.960000	25.586098	31.313806	33.384499	37.234535	36.671470	35.452861
ม.ค.	20.977439	27.215284	30.607152	32.770555	36.661363	36.461894	35.444563
ก.พ.	23.076317	29.147265	31.152937	34.673095	44.591797	37.613837	40.879607
มี.ค.	24.492532	29.212774	34.187596	37.221930	45.457185	37.831080	40.587243
เม.ย.	25.517753	28.934030	34.592561	39.070195	46.623646	38.009652	40.537114
พ.ค.	27.525930	30.809998	35.354885	37.883336	48.939140	39.982107	41.754026
มิ.ย.	29.165537	32.566927	38.631878	42.293539	54.810248	42.203552	40.683655
ก.ค.	29.410606	31.491568	36.997219	43.011984	54.625158	43.988420	46.595751
ส.ค.	28.784894	32.930514	39.670904	42.235449	54.268819	42.095158	45.270868
ก.ย.	29.934154	32.939621	38.127179	43.324539	54.234755	40.987416	48.272767

ที่มา : รายงานสถิติการใช้ไฟฟ้า ปีงบประมาณ 2536 - 2542, การไฟฟ้าส่วนภูมิภาค

ตารางที่ ก.16 ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้าของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทส่วนราชการและองค์กรที่ไม่แสวงหากำไร  
ในภาคใต้ ปีงบประมาณ 2536 - 2542

เดือน/ ปีงบประมาณ	ปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า (ล้านกิโลวัตต์ - ชั่วโมง)						
	2536	2537	2538	2539	2540	2541	2542
ต.ค.	21.197922	23.145916	25.580838	29.357984	35.026689	30.335876	29.622474
พ.ย.	20.106028	24.197756	26.895152	30.610938	35.605531	30.700345	30.885121
ธ.ค.	20.519045	23.838055	27.183295	29.348374	32.212671	30.633135	27.622856
ม.ค.	21.084635	23.952595	26.806375	28.932365	32.632457	31.248268	28.996740
ก.พ.	21.201954	25.420614	27.121167	31.263525	36.682692	30.175140	30.085729
มี.ค.	20.667733	23.706849	27.008651	30.084623	34.871292	28.125464	29.887940
เม.ย.	21.960038	24.794434	28.551833	32.063164	36.404765	29.707909	31.918080
พ.ค.	22.077628	24.851709	29.039334	31.292964	37.987071	29.955411	31.134919
มิ.ย.	24.615762	27.475200	31.510720	35.798973	42.140465	32.676763	35.031938
ก.ค.	24.130466	27.160280	30.024434	35.901883	40.398334	31.160023	35.427375
ส.ค.	24.385292	27.974219	31.575328	36.107244	42.180881	32.615203	35.041449
ก.ย.	24.346399	28.497751	31.251605	37.802557	43.192872	39.400109	40.068639

ที่มา : รายงานสถิติการใช้ไฟฟ้า ปีงบประมาณ 2536 - 2542, การไฟฟ้าส่วนภูมิภาค

ตารางที่ ก.17 ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้าของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทสูบน้ำเพื่อการเกษตร และไฟฟ้าชั่วคราว  
ในภาคเหนือ ปีงบประมาณ 2536 - 2542

เดือน/ ปีงบประมาณ	ปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า (ล้านกิโลวัตต์ - ชั่วโมง)						
	2536	2537	2538	2539	2540	2541	2542
ต.ค.	8.977752	11.734479	12.178185	9.229902	14.822920	13.101323	15.431490
พ.ย.	9.337463	13.806894	12.950231	10.027028	14.110617	15.994201	13.395809
ธ.ค.	6.686343	7.667731	8.269799	9.573628	13.319403	15.558665	13.232269
ม.ค.	9.546642	10.521506	12.053284	16.484964	19.357036	19.409590	21.100519
ก.พ.	12.164610	13.996246	15.578289	19.476304	25.237025	23.293539	21.372212
มี.ค.	11.830183	11.668715	17.002810	19.761432	26.147991	23.822742	21.767280
เม.ย.	12.832286	8.719555	15.134038	17.550400	22.521210	19.274983	16.187061
พ.ค.	10.805590	8.639797	11.497014	11.378663	23.769497	16.927356	11.414752
มิ.ย.	7.688750	7.847958	10.558962	11.582901	23.115102	15.918379	8.690768
ก.ค.	10.782043	7.764456	12.336348	15.492986	21.321675	13.048289	14.234745
ส.ค.	10.452867	9.720108	9.974640	13.676263	18.805683	16.373538	15.761906
ก.ย.	9.701377	7.272748	8.019227	10.484622	16.446467	11.831629	10.569052

ที่มา : รายงานสถิติการใช้ไฟฟ้า ปีงบประมาณ 2536 - 2542, การไฟฟ้าส่วนภูมิภาค

ตารางที่ ก.18 ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้าของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทสูบน้ำเพื่อการเกษตร และไฟชั่วคราว  
ในภาคตะวันออกเฉียงเหนือ ปีงบประมาณ 2536 - 2542

เดือน/ ปีงบประมาณ	ปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า (ล้านกิโลวัตต์ - ชั่วโมง)						
	2536	2537	2538	2539	2540	2541	2542
ต.ค.	5.243797	10.662930	8.835164	8.348465	8.269033	12.666010	12.124650
พ.ย.	5.768797	10.741430	10.839540	11.252800	8.232271	11.718190	9.911392
ธ.ค.	4.709518	6.279555	8.443058	11.700390	9.167455	10.430210	9.008844
ม.ค.	8.432530	9.267597	10.229630	11.731080	13.326940	13.701430	15.129600
ก.พ.	8.915301	8.371511	10.769520	13.740400	13.174980	13.919770	16.934030
มี.ค.	8.729972	8.021909	10.232100	13.163450	13.430820	13.650090	15.317320
เม.ย.	8.340563	8.534037	8.916657	10.597110	11.283950	11.534190	9.752203
พ.ค.	6.252892	7.672023	8.691480	8.521564	10.883110	10.100900	6.567354
มิ.ย.	5.488958	8.581314	9.186140	11.421990	14.628080	12.657630	10.297020
ก.ค.	7.401940	8.778099	8.976394	13.980360	13.265670	12.549800	11.808710
ส.ค.	9.025474	11.861210	7.808833	14.572990	12.981580	18.793970	11.306510
ก.ย.	7.449714	7.220472	7.810320	9.991064	12.493830	9.967389	9.267793

ที่มา : รายงานสถิติการใช้ไฟฟ้า ปีงบประมาณ 2536 - 2542, การไฟฟ้าส่วนภูมิภาค

ตารางที่ ก.19 ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้าของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทสูบน้ำเพื่อการเกษตร และไฟชั่วคราว  
ในภาคกลาง ปีงบประมาณ 2536 - 2542

เดือน/ ปีงบประมาณ	ปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า (ล้านกิโลวัตต์ - ชั่วโมง)						
	2536	2537	2538	2539	2540	2541	2542
ต.ค.	20.237201	23.063252	25.938756	50.771899	43.095784	42.445196	31.821640
พ.ย.	18.826518	23.297167	29.406297	42.981378	42.128136	43.564188	29.816335
ธ.ค.	15.388674	23.200315	29.887547	63.702368	44.820572	41.825897	29.321774
ม.ค.	15.179330	21.986482	31.547287	64.910109	75.068811	42.180950	28.597971
ก.พ.	15.686270	23.580335	34.948145	65.433675	49.313935	43.516131	31.089858
มี.ค.	15.280702	23.695313	35.263229	57.877881	54.351936	41.055831	32.010391
เม.ย.	17.813698	26.620701	33.223663	56.672364	49.100855	42.261110	32.227192
พ.ค.	17.578265	25.623832	35.240496	46.649141	53.607317	38.080855	27.012739
มิ.ย.	17.082067	24.772732	30.282517	45.649023	52.402038	32.571624	21.647650
ก.ค.	16.043048	24.049344	30.123348	39.553075	50.153882	28.682832	23.051584
ส.ค.	23.064429	26.258844	36.723393	41.620173	46.084701	29.877692	21.369122
ก.ย.	20.740253	28.675396	37.679368	42.031986	46.390995	28.197665	20.317457

ที่มา : รายงานสถิติการใช้ไฟฟ้า ปีงบประมาณ 2536 - 2542, การไฟฟ้าส่วนภูมิภาค

ตารางที่ ก.20 ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้าของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทสูบน้ำเพื่อการเกษตร และไฟชั่วคราว  
ในภาคใต้ ปีงบประมาณ 2536 - 2542

เดือน/ ปีงบประมาณ	ปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า (ล้านกิโลวัตต์ - ชั่วโมง)						
	2536	2537	2538	2539	2540	2541	2542
ต.ค.	3.540345	4.785936	6.144769	7.393844	9.032878	7.927849	6.708922
พ.ย.	3.243966	4.945096	5.454237	7.323843	8.506463	7.685459	6.337564
ธ.ค.	3.527157	4.783914	5.817310	7.071689	8.447129	8.021028	6.292110
ม.ค.	3.653129	5.255465	6.609161	7.798529	9.209954	8.358854	7.043782
ก.พ.	3.843353	5.259536	6.613480	8.485317	9.808689	8.424282	8.090235
มี.ค.	4.083962	5.119968	6.960821	8.487559	9.799855	10.318473	7.291366
เม.ย.	4.283470	5.778649	7.353710	7.888282	9.124593	9.026111	8.221385
พ.ค.	4.636657	6.073324	7.563259	7.464611	9.159106	8.577300	8.867274
มิ.ย.	4.873864	6.332724	7.357483	9.031865	9.604685	7.667674	7.870673
ก.ค.	5.025530	5.982940	6.937852	8.601295	8.865585	6.579413	7.340339
ส.ค.	4.478847	5.376306	7.370563	9.497351	9.025698	6.386707	7.428652
ก.ย.	4.907908	5.769288	7.417263	8.978072	9.552753	8.968627	6.918930

ที่มา : รายงานสถิติการใช้ไฟฟ้า ปีงบประมาณ 2536 - 2542, การไฟฟ้าส่วนภูมิภาค

ตารางที่ ก.21 ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้าของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทบ้านอยู่อาศัยขนาดเล็ก และบ้านอยู่อาศัยขนาดใหญ่ จำแนกตามเขตการไฟฟ้า  
ปีงบประมาณ 2524 - 2542

ปีงบประมาณ	ปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า (ล้านกิโลวัตต์ - ชั่วโมง)			
	ภาคเหนือ	ภาคตะวันออกเฉียงเหนือ	ภาคกลาง	ภาคใต้
2524	371.0	325.8	398.2	240.7
2525	423.5	368.1	425.5	268.3
2526	503.8	448.3	506.4	323.0
2527	572.3	519.4	574.4	394.8
2528	641.3	592.4	645.4	450.5
2529	694.7	654.4	720.0	509.1
2530	833.7	786.7	934.3	643.1
2531	896.5	848.3	971.7	738.7
2532	1022.4	939.5	1102.7	840.4
2533	1170.0	1048.4	1298.5	960.2
2534	1327.4	1190.6	1492.2	1071.9
2535	1498.6	1318.8	1727.3	1262.3
2536	1679.9	1575.8	1930.9	1397.7
2537	1859.8	1780.7	2192.7	1570.1
2538	2107.5	2082.4	2571.0	1843.0
2539	2325.6	2362.0	2836.6	2082.0
2540	2564.6	2642.3	3176.0	2304.9
2541	2817.2	2996.4	3581.6	2543.6
2542	2775.2	2888.3	3461.4	2521.9

ที่มา : รายงานสถิติการใช้ไฟฟ้า ปีงบประมาณ 2524 - 2542, การไฟฟ้าส่วนภูมิภาค

ตารางที่ ก.22 ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้าของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทกิจการ  
ขนาดเล็ก กิจการขนาดกลาง และกิจการขนาดใหญ่ จำแนกตามเขต  
การไฟฟ้า ปีงบประมาณ 2524 - 2542

ปีงบประมาณ	ปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า (ล้านกิโลวัตต์ - ชั่วโมง)			
	ภาคเหนือ	ภาคตะวันออกเฉียงเหนือ	ภาคกลาง	ภาคใต้
2524	310.1	424.3	1872.9	676.1
2525	344.0	516.3	2069.9	752.3
2526	400.1	563.9	2335.3	789.5
2527	435.0	635.3	2599.4	795.0
2528	478.9	693.6	3177.4	867.9
2529	508.2	718.9	3531.3	896.1
2530	554.3	754.4	4213.2	999.3
2531	614.3	886.2	5087.5	1177.3
2532	713.6	1014.0	6236.6	1417.2
2533	849.9	1174.8	7846.3	1686.3
2534	1016.8	1307.7	9383.6	1989.2
2535	1243.4	1536.6	11118.0	2295.1
2536	1443.7	1639.3	13319.5	2529.7
2537	1699.5	1868.8	15377.4	2890.8
2538	2061.9	2151.7	18158.0	3468.8
2539	2363.0	2437.4	20285.4	3623.0
2540	2810.5	2772.2	22646.4	3843.6
2541	3128.4	2933.5	22008.2	4171.3
2542	3185.5	2941.3	22572.2	4390.0

ที่มา : รายงานสถิติการใช้ไฟฟ้า ปีงบประมาณ 2524 - 2542, การไฟฟ้าส่วนภูมิภาค



ตารางที่ ก.23 ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้าของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทกิจการ  
เฉพาะอย่าง จำแนกตามเขตการไฟฟ้า ปีงบประมาณ 2524 - 2542

ปีงบประมาณ	ปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า (ล้านกิโลวัตต์ - ชั่วโมง)			
	ภาคเหนือ	ภาคตะวันออกเฉียงเหนือ	ภาคกลาง	ภาคใต้
2524	34.1	12.7	59.4	34.5
2525	38.6	16.6	63.4	38.9
2526	46.0	19.3	69.5	58.7
2527	50.9	21.9	75.9	75.8
2528	62.3	23.9	79.5	86.4
2529	66.7	27.0	82.6	97.5
2530	74.3	30.9	98.0	121.3
2531	81.5	33.7	107.5	146.9
2532	91.9	35.0	127.1	174.9
2533	107.2	42.0	157.1	221.2
2534	127.9	54.5	194.8	263.4
2535	139.3	57.6	259.2	299.6
2536	149.7	68.8	298.6	344.5
2537	174.8	84.4	334.5	386.0
2538	191.6	102.1	376.0	432.2
2539	201.7	125.0	398.6	457.4
2540	207.2	140.4	417.2	480.5
2541	194.0	133.5	446.4	506.0
2542	193.9	131.3	423.9	500.2

ที่มา : รายงานสถิติการใช้ไฟฟ้า ปีงบประมาณ 2524 - 2542, การไฟฟ้าส่วนภูมิภาค

ตารางที่ ก.24 ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้าของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทสวน  
ราชการและองค์กรที่ไม่แสวงหากำไร จำแนกตามเขตการไฟฟ้า ปิงป  
ประมาณ 2524 - 2542

ปีงบประมาณ	ปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า (ล้านกิโลวัตต์ - ชั่วโมง)			
	ภาคเหนือ	ภาคตะวันออกเฉียงเหนือ	ภาคกลาง	ภาคใต้
2524	127.1	115.2	94.8	70.6
2525	136.5	129.8	112.2	85.4
2526	152.4	152.3	138.3	110.9
2527	175.0	166.0	149.2	117.4
2528	189.3	182.0	163.9	133.0
2529	203.6	189.8	182.7	140.9
2530	236.1	216.7	192.3	157.0
2531	250.9	244.3	211.8	172.6
2532	259.3	252.6	220.7	183.8
2533	276.9	272.6	231.8	203.7
2534	291.4	283.3	254.0	214.7
2535	318.1	314.8	288.3	238.1
2536	350.8	342.9	307.3	266.3
2537	392.0	385.2	355.2	305.0
2538	437.0	439.8	412.0	342.5
2539	486.6	480.6	459.2	388.6
2540	562.0	550.4	560.8	449.3
2541	454.4	470.7	484.8	376.7
2542	456.7	473.3	494.7	385.7

ที่มา : รายงานสถิติการใช้ไฟฟ้า ปิงปประมาณ 2524 - 2542, การไฟฟ้าส่วนภูมิภาค

ตารางที่ ก.25 ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้าของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทสูบนํ้าเพื่อการเกษตร และไฟชั่วคราว จำแนกตามเขตการไฟฟ้า ปิงป  
ประมาณ 2524 - 2542

ปีงบประมาณ	ปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า (ล้านกิโลวัตต์ - ชั่วโมง)			
	ภาคเหนือ	ภาคตะวันออกเฉียงเหนือ	ภาคกลาง	ภาคใต้
2524	7.6	13.7	17.2	3.7
2525	11.9	17.2	17.6	3.7
2526	16.5	22.2	17.7	4.6
2527	19.6	23.2	23.4	6.4
2528	26.3	24.1	25.8	6.9
2529	29.2	25.5	28.0	7.7
2530	35.6	26.2	28.4	8.5
2531	35.8	30.2	44.8	10.3
2532	48.7	36.2	83.3	16.8
2533	63.6	44.1	126.6	23.4
2534	72.3	49.3	191.8	35.5
2535	98.9	59.8	204.1	40.7
2536	120.8	65.8	212.9	50.1
2537	119.4	106.0	294.8	65.5
2538	145.6	110.7	390.3	81.6
2539	164.7	139.0	617.9	98.0
2540	239.0	141.1	606.5	110.1
2541	204.6	151.7	454.3	97.9
2542	183.2	137.4	328.3	88.4

ที่มา : รายงานสถิติการใช้ไฟฟ้า ปีงบประมาณ 2524 - 2542, การไฟฟ้าส่วนภูมิภาค

## ตารางที่ ก.26 ข้อมูลจำนวนประชากร จำแนกตามเขตการไฟฟ้า

ปี พ.ศ. 2524 - 2542

ปี พ.ศ.	จำนวนประชากร (ล้านคน)			
	ภาคเหนือ	ภาคตะวันออกเฉียงเหนือ	ภาคกลาง	ภาคใต้
2524	10.9124	16.3934	6.7374	7.5393
2525	11.0375	16.7202	6.9397	7.6735
2526	11.3064	17.2193	7.0779	7.8131
2527	11.4937	17.638	7.1819	7.9763
2528	11.6419	18.0609	7.4226	8.1399
2529	11.772	18.5521	7.6384	8.3227
2530	11.8703	18.8842	7.7497	8.4459
2531	12.0471	19.2542	7.9537	8.6037
2532	12.1971	19.5759	8.065	8.7605
2533	12.3282	19.8289	8.1834	8.8922
2534	12.4184	20.0445	8.2897	9.0025
2535	12.9814	20.059	8.3405	9.2753
2536	13.1173	20.171	8.4957	9.3666
2537	13.2102	20.5424	8.5927	9.5004
2538	13.2208	20.6632	8.7161	9.6194
2539	13.3124	20.8762	8.8749	9.7359
2540	13.4254	21.0958	9.045	9.8881
2541	13.4992	21.3122	9.1888	10.0244
2542	13.6377	21.5249	9.3246	10.1687

ที่มา : สมุดสถิติประจำปี 2524 - 2542, สำนักงานคณะกรรมการพัฒนาการเศรษฐกิจ  
และสังคมแห่งชาติ

ตารางที่ ก.27 ข้อมูลรายได้เฉลี่ยต่อคนของประชากร จำแนกตามเขตการไฟฟ้า

ปี พ.ศ. 2524 - 2542

ปี พ.ศ.	รายได้เฉลี่ยต่อคนของประชากร (บาท)			
	ภาคเหนือ	ภาคตะวันออกเฉียงเหนือ	ภาคกลาง	ภาคใต้
2524	11131.33	6730.90	20120.97	14662.89
2525	11451.62	7844.35	21219.05	15034.25
2526	12267.44	8284.85	21361.42	16502.06
2527	12550.14	8546.19	22944.90	16609.82
2528	12566.73	8796.38	23975.55	16817.71
2529	12789.51	9212.71	28959.14	16821.87
2530	14299.27	9764.74	31868.06	18713.20
2531	16901.68	10930.85	36414.70	21667.31
2532	18679.09	11861.85	42390.58	24558.27
2533	20162.30	13200.15	46485.82	27474.94
2534	22612.54	14667.73	56066.96	31049.96
2535	24574.20	16717.42	63745.11	34253.65
2536	25423.90	17592.40	72241.08	37044.64
2537	28833.07	20144.21	86977.10	43007.04
2538	32844.70	23967.26	100297.80	50862.88
2539	36464.48	26033.43	110079.02	53434.37
2540	37622.92	26693.22	110006.20	54613.53
2541	37390.99	25772.51	106743.88	57153.69
2542	36985.23	24890.28	103647.15	59611.99

ที่มา : สมุดสถิติประจำปี 2524 - 2542, สำนักงานคณะกรรมการพัฒนาการเศรษฐกิจ  
และสังคมแห่งชาติ

ตารางที่ ก.28 ข้อมูลผลิตภัณฑ์มวลรวมของสาขาที่อยู่อาศัย จำแนกตามเขตการไฟฟ้า  
ปี พ.ศ. 2524 - 2542

ปี พ.ศ.	ผลิตภัณฑ์มวลรวมของสาขาที่อยู่อาศัย (ล้านบาท)			
	ภาคเหนือ	ภาคตะวันออกเฉียงเหนือ	ภาคกลาง	ภาคใต้
2524	10241.94	9518.50	6795.82	6026.82
2525	10522.11	9719.88	7014.10	6179.34
2526	10792.25	9978.46	7262.38	6405.90
2527	11026.93	10225.87	7556.88	6583.52
2528	11290.09	10506.53	7829.97	6838.08
2529	11500.52	10969.75	7996.06	7036.38
2530	11575.11	11533.04	8343.49	7186.76
2531	12029.52	11933.71	8886.63	7583.16
2532	12544.34	12351.72	9529.17	8003.68
2533	12936.88	12681.40	10118.79	8309.01
2534	13287.24	13022.59	10745.84	8591.83
2535	14011.94	12645.78	11656.28	8728.61
2536	14502.75	13111.69	12444.57	9087.47
2537	15181.66	13793.52	13294.61	9569.85
2538	16421.01	14825.09	14422.15	10481.29
2539	17279.35	15499.10	15221.10	11167.81
2540	18261.72	16275.39	16134.78	11948.33
2541	19422.03	17196.55	17210.02	12864.54
2542	20597.64	18117.09	18307.85	13810.17

ที่มา : สมุดสถิติประจำปี 2524 - 2542, สำนักงานคณะกรรมการพัฒนาการเศรษฐกิจ  
และสังคมแห่งชาติ

ตารางที่ ก.29 ข้อมูลผลิตภัณฑ์มวลรวมของสาขาภาคอุตสาหกรรม จำแนกตามเขต  
การไฟฟ้า ปี พ.ศ. 2524 - 2542

ปี พ.ศ.	ผลิตภัณฑ์มวลรวมของสาขาภาคอุตสาหกรรม (ล้านบาท)			
	ภาคเหนือ	ภาคตะวันออกเฉียงเหนือ	ภาคกลาง	ภาคใต้
2524	9069.83	8788.23	49976.64	10417.75
2525	9419.48	9113.48	54197.71	10726.91
2526	9736.26	10046.31	62132.91	11067.92
2527	10099.17	10794.13	65230.77	11321.46
2528	10613.51	10947.96	72453.91	11593.22
2529	11610.73	12352.33	80949.26	12689.61
2530	12209.01	12400.90	86053.50	13837.67
2531	13764.84	14911.63	95291.47	15231.70
2532	15908.08	16586.75	107347.50	17270.65
2533	17340.64	18241.26	127611.51	18770.24
2534	20794.94	21428.03	163882.44	22003.69
2535	28885.92	24165.83	210920.10	30061.78
2536	33026.59	27486.81	263679.50	32325.20
2537	38422.58	30079.07	312697.73	35806.47
2538	43801.01	31494.28	366438.12	39177.34
2539	49634.77	33725.63	398132.20	42866.98
2540	56129.89	36594.56	440443.08	47107.60
2541	62839.35	39607.42	485391.37	51637.16
2542	69616.12	42329.09	535018.19	56336.01

ที่มา : สมุดสถิติประจำปี 2524 - 2542, สำนักงานคณะกรรมการพัฒนาการเศรษฐกิจ  
และสังคมแห่งชาติ

ตารางที่ ก.30 ข้อมูลผลิตภัณฑ์มวลรวมของสาขาการโรงแรมและภัตตาคาร จำแนก  
ตามเขตการไฟฟ้า ปี พ.ศ. 2524 - 2542

ปี พ.ศ.	ผลิตภัณฑ์มวลรวมของสาขาการโรงแรมและภัตตาคาร (ล้านบาท)			
	ภาคเหนือ	ภาคตะวันออกเฉียงเหนือ	ภาคกลาง	ภาคใต้
2524	3356.30	1805.16	6626.21	2792.02
2525	3966.17	2380.44	7131.16	3427.28
2526	4347.40	2409.40	7659.03	3598.09
2527	4362.36	2972.28	8597.01	4175.28
2528	4673.58	3646.33	8600.14	5484.20
2529	4693.07	3996.80	9303.39	6085.78
2530	4971.02	4459.35	9514.10	7610.94
2531	5113.31	5149.24	9961.82	7716.68
2532	5315.24	5445.81	10428.49	8491.95
2533	5562.62	5676.47	10519.57	8755.11
2534	7171.27	5838.44	13298.36	9408.38
2535	7486.24	5997.01	14754.53	9914.05
2536	8409.32	6170.55	18569.12	9928.34
2537	8664.83	6873.86	21486.61	10059.53
2538	10026.01	7169.01	24174.54	11089.09
2539	11973.54	7371.26	25109.47	11113.35
2540	13604.03	10346.87	28399.14	11232.78
2541	11168.16	9341.08	30423.92	12228.21
2542	10281.51	8395.59	27725.10	13443.53

ที่มา : สมุดสถิติประจำปี 2524 - 2542, สำนักงานคณะกรรมการพัฒนาการเศรษฐกิจ  
และสังคมแห่งชาติ



ตารางที่ ก.31 ข้อมูลผลิตภัณฑ์มวลรวมของสาขาการบริหารและการป้องกันประเทศ  
จำแนกตามเขตการไฟฟ้า ปี พ.ศ. 2524 - 2542

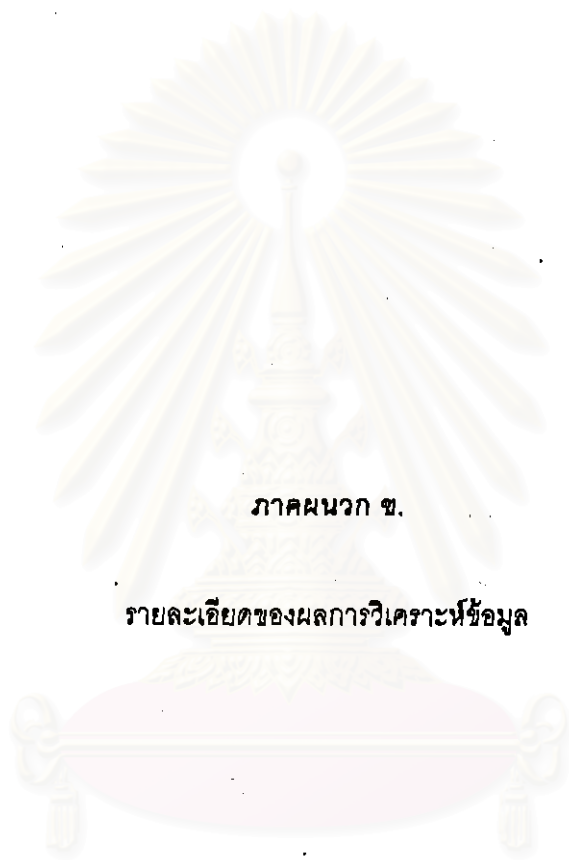
ปี พ.ศ.	ผลิตภัณฑ์มวลรวมของสาขาการบริหารและการป้องกันประเทศ (ล้านบาท)			
	ภาคเหนือ	ภาคตะวันออกเฉียงเหนือ	ภาคกลาง	ภาคใต้
2524	8023.60	8699.90	5295.26	6028.38
2525	8351.09	9283.51	5422.88	6706.65
2528	9325.25	10566.26	5839.99	7116.72
2527	9638.19	10713.84	6112.14	7418.75
2528	10138.90	11408.32	6285.03	7643.97
2529	10453.31	11717.06	6952.83	7862.07
2530	10759.39	12093.69	7257.57	8049.02
2531	11384.59	12928.63	7715.41	8646.78
2532	11506.41	13209.76	7893.70	8789.24
2533	12465.31	14363.11	8475.93	9461.41
2534	13378.07	15348.50	9058.12	10098.30
2535	13657.25	15378.31	9218.92	10267.97
2536	14033.02	15620.10	9704.53	10782.56
2537	14235.98	16261.30	9713.85	11009.09
2538	16319.11	19078.25	11198.02	12401.07
2539	17447.28	20062.92	11976.19	12407.22
2540	19013.74	21450.67	13031.56	12633.50
2541	21043.53	23255.24	14404.80	12682.36
2542	23518.26	25412.07	16093.32	13058.14

ที่มา : สมุดสถิติประจำปี 2524 - 2542, สำนักงานคณะกรรมการพัฒนาการเศรษฐกิจ  
และสังคมแห่งชาติ

ตารางที่ ก.32 ข้อมูลผลิตภัณฑ์มวลรวมของสาขาภาคเกษตรกรรม จำแนกตามเขต  
การไฟฟ้า ปี พ.ศ. 2524 - 2542

ปี พ.ศ.	ผลิตภัณฑ์มวลรวมของสาขาภาคเกษตรกรรม (ล้านบาท)			
	ภาคเหนือ	ภาคตะวันออกเฉียงเหนือ	ภาคกลาง	ภาคใต้
2524	49402.73	43727.16	42659.08	47958.41
2525	49731.68	44725.65	44881.43	53113.49
2526	51338.87	49664.79	45557.01	53598.79
2527	53828.29	52938.10	47319.74	54673.45
2528	54716.50	53306.55	49230.62	57386.15
2529	54868.37	55434.45	49848.19	59466.99
2530	54943.11	56454.68	51650.03	64120.85
2531	55582.98	57821.62	52055.19	68388.98
2532	56299.63	66624.66	53633.51	75464.06
2533	56616.08	67266.14	54299.34	79960.30
2534	57098.72	67539.68	54731.69	86676.77
2535	57630.59	69014.97	55262.05	93416.68
2536	58415.24	69572.19	55555.26	95510.48
2537	58456.87	70400.88	56108.77	96949.01
2538	58632.09	74659.12	56387.01	102045.32
2539	59760.71	76899.23	57756.92	102946.60
2540	60934.64	79316.80	59122.09	107522.67
2541	61557.30	81307.44	59896.97	112722.59
2542	62325.58	83032.03	60148.43	118645.20

ที่มา : สมุดสถิติประจำปี 2524 - 2542, สำนักงานคณะกรรมการพัฒนาการเศรษฐกิจ  
และสังคมแห่งชาติ



ภาคผนวก ข.

รายละเอียดของผลการวิเคราะห์ข้อมูล

สถาบันวิทยบริการ  
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

### ข.1 ผลการวิเคราะห์ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า ของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทบ้านอยู่อาศัยขนาดเล็ก และบ้านอยู่อาศัยขนาดใหญ่ ในภาคเหนือ

การวิเคราะห์ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า ของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทบ้านอยู่อาศัยขนาดเล็ก และบ้านอยู่อาศัยขนาดใหญ่ ในภาคเหนือ ชุดนี้ โดยวิธีการบอกรี - เจนกินส์ วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ และวิธีการแยกองค์ประกอบ จะใช้ข้อมูลรายเดือนจากตารางภาคผนวกที่ ก.1 ส่วนวิธีการวิเคราะห์การถดถอย จะใช้ข้อมูลรายปีจากตารางภาคผนวกที่ ก.21 ซึ่งผลการวิเคราะห์ข้อมูลด้วยวิธีการต่าง ๆ เป็นดังนี้

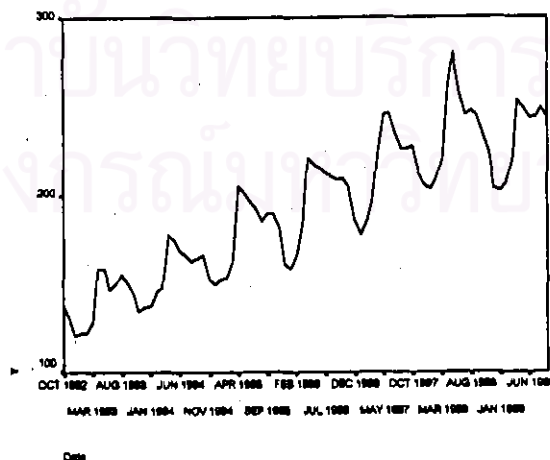
#### 1.1 วิธีการบอกรี - เจนกินส์

จากการพิจารณารูปกราฟอนุกรมเวลารูปที่ 1.1 และพิจารณา SACF และ SPACF ของข้อมูลอนุกรมเวลาในรูปที่ 1.2 พบว่าข้อมูลอนุกรมชุดนี้ไม่คงที่ทั้งในค่าเฉลี่ย และความแปรปรวน จึงต้องแปลงข้อมูลให้คงที่ โดยเริ่มจากการใส่  $\ln$  ในอนุกรม  $Y_t$  และทำผลต่างของข้อมูลที่มีแนวโน้มหนึ่งครั้ง จะได้ข้อมูลที่อยู่ในสภาพคงที่ในรูปที่ 1.3 เมื่อพิจารณา SACF และ SPACF ของข้อมูลที่คงที่แล้วในรูปที่ 1.4 รูปแบบในส่วนที่ไม่ใช่ฤดูกาล จะเป็น ARMA(1,1) เนื่องจากค่า  $\hat{\rho}_k$  และ  $\hat{\phi}_{kk}$  ลดลงอย่างรวดเร็วหลังจาก  $k = 1$  และรูปแบบในส่วนที่เป็นฤดูกาลจะเป็น AR(1) เนื่องจากค่า  $\hat{\rho}_k$  ลดลงอย่างรวดเร็วขณะที่  $k > 1$  และค่า  $\hat{\phi}_{kk}$  จะมีค่าสูงที่  $k = 1$  และเท่ากับ 0 เมื่อ  $k > 1$  ดังนั้น จะได้ตัวแบบ ARIMA (1, 1, 1)(1, 0, 0)<sub>12</sub> มีรูปแบบดังนี้

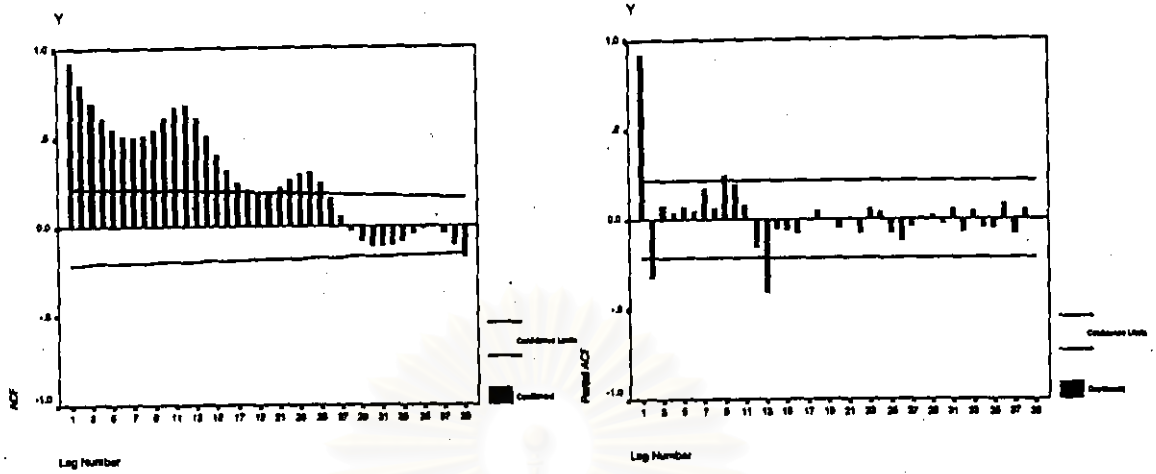
$$(1 - \phi_1 B)(1 - \Phi_{12} B^{12})(1 - B) \ln Y_t = \delta + (1 - \theta_1 B) a_t$$

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

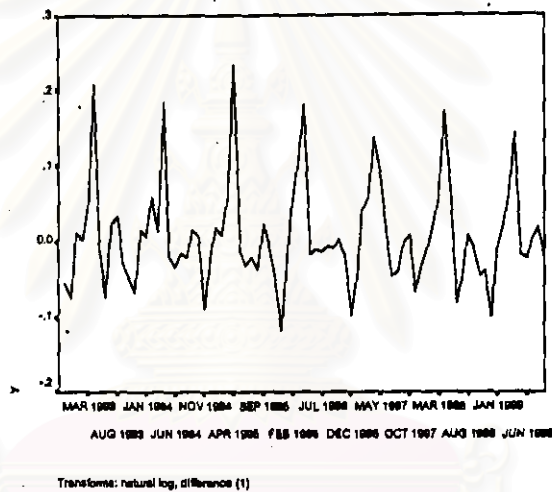
$$\text{โดยที่ } W_t = (1 - B) \ln Y_t$$



รูปที่ 1.1

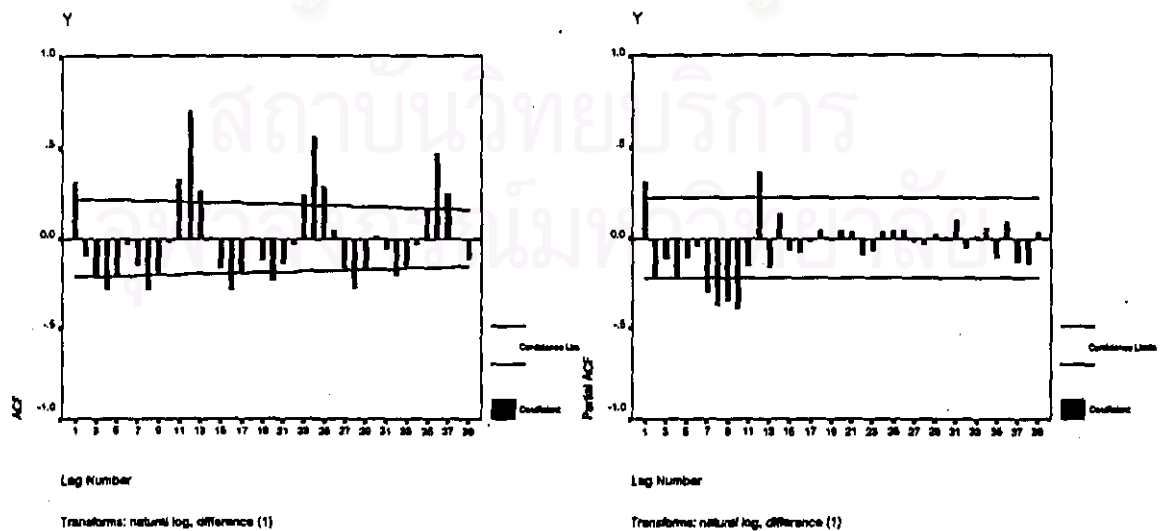


รูปที่ 1.2



Transforms: natural log, difference (1)

รูปที่ 1.3



Transforms: natural log, difference (1)

Transforms: natural log, difference (1)

รูปที่ 1.4

การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ ARIMA (1, 1, 1)(1, 0, 0)<sub>12</sub> โดยไม่คิดค่าคงที่ เนื่องจากระดับค่าเฉลี่ยคงที่มีค่าเข้าใกล้ศูนย์ ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

### Arima

#### FINAL PARAMETERS:

Number of residuals 83  
Standard error .03900788  
Log likelihood 146.18419  
AIC -286.36839  
SBC -279.11187

#### Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	80	.14240856	.00152161

#### Variables in the Model:

	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
AR1	-.88567688	.12496427	-7.087441	.0000000
MA1	-.94878303	.08037051	-11.805114	.0000000
SAR1	.82310284	.05523640	14.901456	.0000000

เมื่อประมาณค่าของพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$W_t = -0.8857 W_{t-1} + 0.8231 W_{t-12} + 0.7290 W_{t-13} + a_t + 0.9488 a_{t-1}$$

โดยที่  $W_t = (1 - B) \ln Y_t$

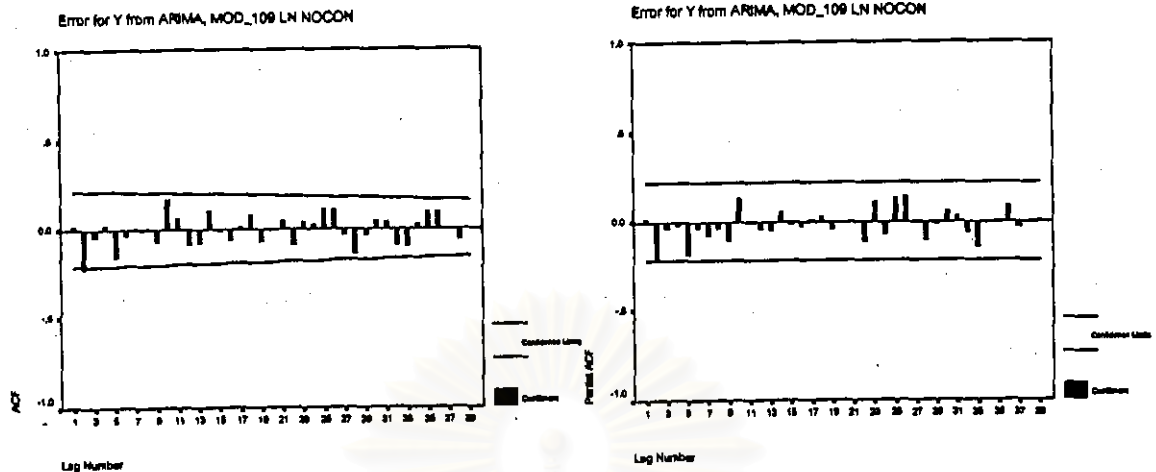
การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอของตัวแบบ ARIMA ด้วยการตรวจสอบคุณสมบัติของค่าเศษเหลือตกค้าง  $e_t$  ว่ามีคุณสมบัติสอดคล้องกับคุณสมบัติของค่าผิดพลาดสุ่ม  $a_t$  หรือไม่



Date

mean error = 0.00119

รูปที่ 1.5



รูปที่ 1.6

## One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Error for Y from ARIMA, MOD_109 LN NOCON
N		83
Normal Parameters <sup>a,b</sup>	Mean	1.185E-03
	Std. Deviation	4.434E-02
	Most Extreme Differences	
	Absolute	.076
	Positive	.076
	Negative	-.055
Kolmogorov-Smirnov Z		.696
Asymp. Sig. (2-tailed)		.719

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 1.7

จากการพิจารณารูปของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 1.5 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวในลักษณะขนานรอบค่าเฉลี่ยศูนย์ แสดงเหตุผลได้ว่า ค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ และเมื่อพิจารณาค่าของ SACF และ SPACF ของ  $e_t$  ในรูปที่ 1.6 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีอัตสหสัมพันธ์กัน และจากการทดสอบโคโลโมโกรอฟ - สมิโนฟ ในรูปที่ 1.7 ว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงแบบปกติหรือไม่ จะได้ค่า Sig. = 0.719 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสม ที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป

## 1.2 วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์

จากการพิจารณากฎาพอนุกรมเวลาในรูปที่ 1.1 ข้อมูลมีแนวโน้มและฤดูกาล ดังนั้นวิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลังที่เหมาะสมกับข้อมูลที่มีทั้งแนวโน้มและฤดูกาล คือวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ และเนื่องจากความแปรปรวนไม่คงที่ จึงควรแปลงข้อมูลโดยการใส่  $\ln$  ในอนุกรม  $Y_t$  ซึ่งการประมาณค่าคงที่ปรับให้เรียบทั้ง 3 ค่า ของวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ ที่ให้ค่าเฉลี่ยของค่าคลาดเคลื่อนกำลังสอง (MSE) ต่ำสุด ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

### ExSmooth

The 10 smallest SSE's are:	Alpha	Gamma	Delta	SSE
	.6000000	.1000000	.1000000	.07339
	.5000000	.1000000	.1000000	.07368
	.7000000	.1000000	.1000000	.07371
	.8000000	.1000000	.1000000	.07447
	.4000000	.1000000	.1000000	.07488
	.9000000	.1000000	.1000000	.07563
	.7000000	.1000000	.2000000	.07596
	.8000000	.1000000	.2000000	.07596
	.9000000	.1000000	.2000000	.07638
	.6000000	.1000000	.2000000	.07644

เมื่อประมาณค่าคงที่ปรับให้เรียบทั้ง 3 ค่า จะได้ค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับระดับ ( $\alpha$ ) เท่ากับ 0.60, ค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับแนวโน้ม ( $\gamma$ ) เท่ากับ 0.10 และค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับฤดูกาล ( $\delta$ ) เท่ากับ 0.10 ซึ่งตัวแบบพยากรณ์ จะมีรูปแบบดังนี้

$$\ln \hat{Y}_t(l) = (\hat{\mu}_t + l \hat{\beta}_t) \hat{I}_{t+1-m} \quad \text{สำหรับ } t = m, m+1, \dots, m=12$$

$$\text{หรือ } \hat{Y}_t(l) = \exp\{\ln \hat{Y}_t(l)\}$$

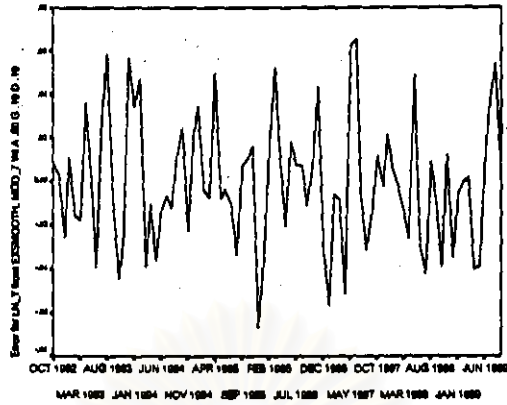
$$\text{โดยที่ } \hat{\mu}_t = \alpha (\ln Y_t / \hat{I}_{t-m}) + (1 - \alpha) (\hat{\mu}_{t-1} + \hat{\beta}_{t-1})$$

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

$$\hat{I}_t = \delta (\ln Y_t / \hat{\mu}_t) + (1 - \delta) \hat{I}_{t-m}$$

การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอของตัวแบบวินเตอร์ ด้วยการพิจารณากฎาพของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 1.8 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่า ค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ และเมื่อพิจารณาค่าของ SACF และ SPACF ของ  $e_t$  ในรูปที่ 1.9 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีอัตโนมัติสัมพันธ์กัน และจากการทดสอบโคโลโมโกรอฟ-สมิโนฟ ในรูปที่ 1.10 จะได้ค่า Sig. = 0.733 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป



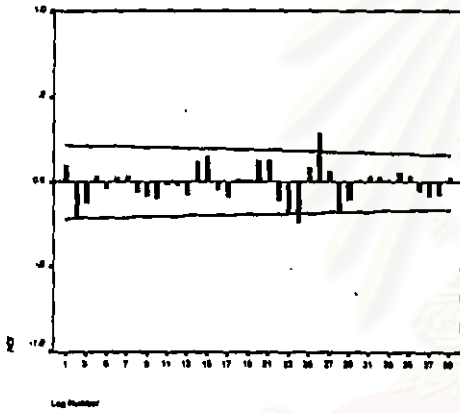


Date

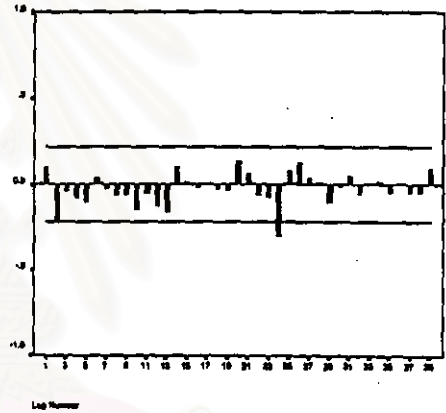
mean error = - 7.616E-04

รูปที่ 1.8

Error for LN\_Y from EXSMOOTH, MOD\_7 W A .80 G .10 D .10



Error for LN\_Y from EXSMOOTH, MOD\_7 W A .80 G .10 D .10



รูปที่ 1.9

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Error for LN_Y from EXSMOOTH, MOD_7 W A .80 G .10 D .10
N		84
Normal Parameters <sup>a,b</sup>	Mean	-7.61592E-04
	Std. Deviation	2.972688E-02
Most Extreme Differences	Absolute	.075
	Positive	.075
	Negative	-.052
Kolmogorov-Smirnov Z		.887
Asymp. Sig. (2-tailed)		.733

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 1.10

### 1.3 วิธีการแยกองค์ประกอบ

จากการพิจารณากราฟอนุกรมเวลารูปที่ 1.1 ข้อมูลมีความแปรปรวนไม่คงที่ จึงต้องแปลงโดยการใส่  $\ln$  ในอนุกรม  $Y_t$  ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมจะอยู่ในรูปแบบผลคูณ และเนื่องจากมีแนวโน้มเป็นเชิงเส้น การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบของวิธีการแยกองค์ประกอบ จึงใช้การวิเคราะห์ตัวแบบเชิงเส้น ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

## Regression

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.978	.957	.949	4.800E-02

ANOVA<sup>b</sup>

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	3.622	12	.302	131.028	.000 <sup>a</sup>
	Residual	.164	71	2.304E-03		
	Total	3.786	83			

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

b. Dependent Variable: LN\_Y

Coefficients

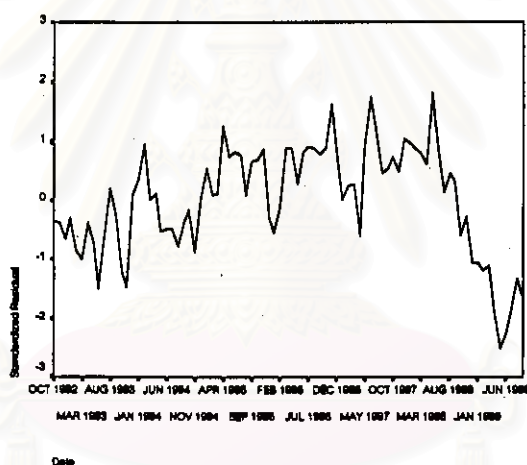
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	4.800	.020		239.560	.000
	T	7.557E-03	.000	.863	34.631	.000
	I1	-1.37E-02	.026	-.018	-.533	.595
	I2	8.090E-03	.026	.011	.315	.753
	I3	5.821E-02	.026	.076	2.268	.026
	I4	.230	.026	.300	8.965	.000
	I5	.235	.026	.305	9.135	.000
	I6	.191	.026	.249	7.452	.000
	I7	.167	.026	.217	6.492	.000
	I8	.153	.026	.199	5.946	.000
	I9	.141	.026	.183	5.477	.000
	I10	.131	.026	.170	5.100	.000
I11	6.864E-02	.026	.089	2.675	.009	

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\ln \hat{Y}_t = 4.800 + 0.007557 t - 0.0137 I_{1t} + 0.00809 I_{2t} + 0.05821 I_{3t} \\ + 0.230 I_{4t} + 0.235 I_{5t} + 0.191 I_{6t} + 0.167 I_{7t} \\ + 0.153 I_{8t} + 0.141 I_{9t} + 0.131 I_{10t} + 0.06864 I_{11t}$$

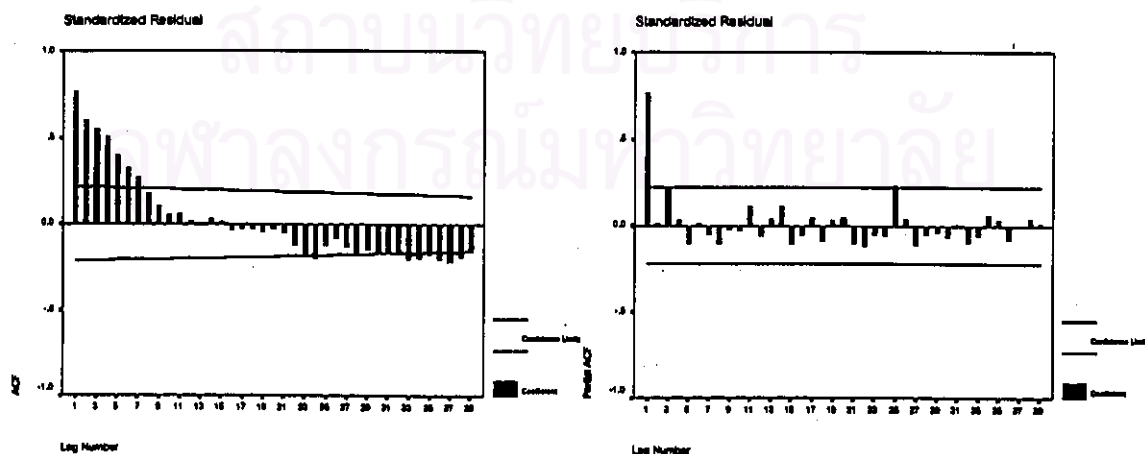
หรือ  $\hat{Y}_t = \exp\{\ln \hat{Y}_t\}$

การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอของตัวแบบแยกองค์ประกอบ ด้วยการพิจารณารูปของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 1.11 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่า SACF และ SPACF ของ  $e_t$  รูปที่ 1.12 พบว่าค่าผิดพลาดมีอัตสหสัมพันธ์ที่เล็ก 1 หรือที่ห่างกัน 1 คาบเวลา ซึ่งไม่สอดคล้องกับคุณสมบัติของค่าผิดพลาดสุ่ม



mean error = - 7.2E-10

รูปที่ 1.11



รูปที่ 1.12

เนื่องจากค่าผิดพลาดมีอัตสหสัมพันธ์ และรูปแบบของอัตสหสัมพันธ์เป็น AR(1) ดังนั้นจะพิจารณาตัวแบบพยากรณ์เมื่อค่าผิดพลาดสุ่ม  $\varepsilon_t$  มีอัตสหสัมพันธ์ AR(1) ดังนี้

$$\ln Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 I_{1t} + \dots + \beta_{12} I_{11t} + \varepsilon_t$$

โดยที่  $\varepsilon_t = \phi \varepsilon_{t-1} + a_t$

การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบอัตโนมัติ ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

### AREG

#### FINAL PARAMETERS:

Number of residuals	84
Standard error	.02958105
Log likelihood	183.11492
AIC	-338.22983
SBC	-304.1984

#### Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	70	.06199900	.00087504

#### Variables in the Model:

	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
AR1	.7990072	.07438658	10.74128	.00000000
T	.0073435	.00058114	12.63647	.00000000
I1	-.0124453	.01167286	-1.06617	.29001031
I2	.0103302	.01547300	.66762	.50656841
I3	.0612555	.01775077	3.45086	.00095119
I4	.2338213	.01916454	12.20073	.00000000
I5	.2387454	.01996467	11.95840	.00000000
I6	.1959628	.02025736	9.67366	.00000000
I7	.1716216	.02006803	8.55199	.00000000
I8	.1577985	.01935299	8.15370	.00000000
I9	.1458120	.01797823	8.11048	.00000000
I10	.1274540	.01539627	8.27824	.00000000
I11	.0671106	.01166055	5.75536	.00000021
CONSTANT	4.8029338	.03094706	155.19836	.00000000

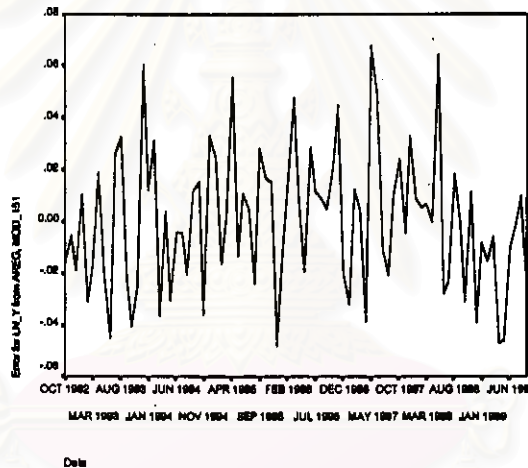
เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\begin{aligned} \ln \hat{Y}_t = & 4.8029 + 0.0073 t - 0.0124 I_{1t} + 0.0103 I_{2t} + 0.0613 I_{3t} \\ & + 0.2338 I_{4t} + 0.2387 I_{5t} + 0.1960 I_{6t} + 0.1716 I_{7t} \\ & + 0.1578 I_{8t} + 0.1458 I_{9t} + 0.1275 I_{10t} + 0.0671 I_{11t} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

หรือ  $\hat{Y}_t = \exp\{\ln \hat{Y}_t\}$

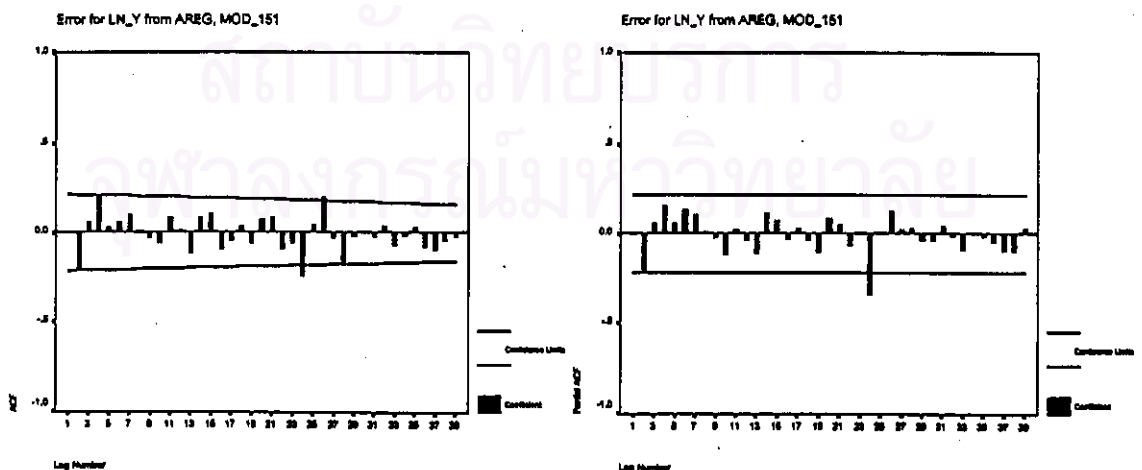
โดยที่  $\varepsilon_t = 0.7990 \varepsilon_{t-1}$

การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอของตัวแบบอัตโนมัติด้วย การพิจารณากราฟของค่า  $\varepsilon_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 1.13 พบว่าค่าของ  $\varepsilon_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่า SACF และ SPACF ของ  $\varepsilon_t$  รูปที่ 1.14 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีอัตสหสัมพันธ์กัน และการทดสอบโคลโมโกรอฟ - สมิโนฟในรูปที่ 1.15 จะได้ค่า Sig. = 0.824 มากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป



mean error = 1.562E-04

รูปที่ 1.13



รูปที่ 1.14

## One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Error for LN_Y from AREG, MOD_151
N		84
Normal Parameters <sup>a,b</sup>	Mean	1.562330E-04
	Std. Deviation	2.720358E-02
Most Extreme Differences	Absolute	.069
	Positive	.069
	Negative	-.044
Kolmogorov-Smirnov Z		.629
Asymp. Sig. (2-tailed)		.824

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 1.15

#### 1.4 วิธีการวิเคราะห์การถดถอย

จากการพิจารณากฎระหว่าง  $Y_t$  กับ  $X_{1t}, X_{2t}, X_{3t}$  แต่ละตัวในรูปที่ 1.16 เพื่อกำหนดรูปแบบความสัมพันธ์เชิงเส้นระหว่างตัวแปรตามและตัวแปรอิสระ จะพบว่ากฎระหว่าง  $Y_t$  กับ  $X_{1t}$  และ  $X_{2t}$  มีแนวโน้มเป็นเส้นโค้งในลักษณะฟังก์ชันล็อก - ล็อก ส่วน  $Y_t$  กับ  $X_{3t}$  มีแนวโน้มเป็นเชิงเส้นตรง จึงควรแปลงค่าของ  $Y_t, X_{1t}$  และ  $X_{2t}$  โดยการใส่  $\ln$  ดังในรูปที่ 1.17 ดังนั้นจะได้ตัวแบบการถดถอยเชิงเส้น ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\ln Y_t = \beta_0 + \beta_1 \ln X_{1t} + \beta_2 \ln X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \varepsilon_t$$

โดยที่  $Y_t$  = ปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้าของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทบ้านอยู่อาศัยขนาดเล็ก และบ้านอยู่อาศัยขนาดใหญ่ ในภาคเหนือ (ล้านกิโลวัตต์ - ชั่วโมง)

ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.21

$X_{1t}$  = จำนวนประชากรในภาคเหนือ (ล้านคน)

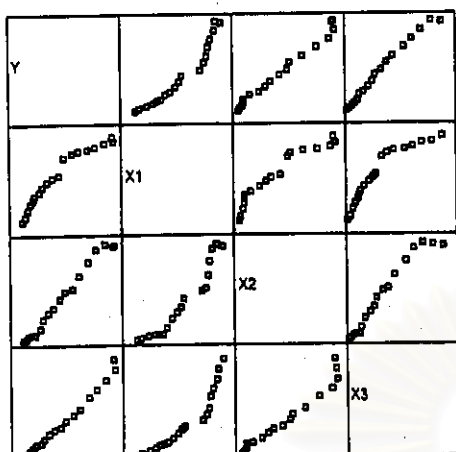
ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.26

$X_{2t}$  = รายได้เฉลี่ยต่อคนของประชากรในภาคเหนือ (บาท)

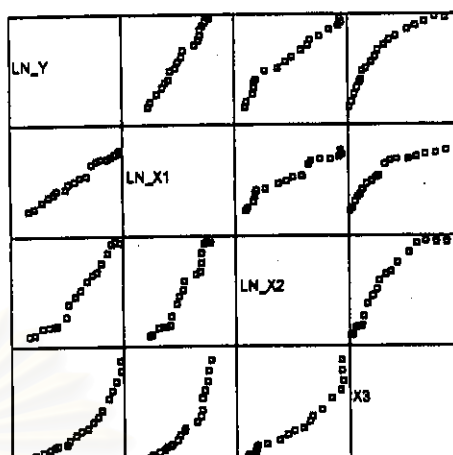
ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.27

$X_{3t}$  = ผลิตภัณฑ์มวลรวมของสาขาที่อยู่อาศัยในภาคเหนือ (ล้านบาท)

ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.28



รูปที่ 1.16



รูปที่ 1.17

การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบการถดถอยเชิงเส้น โดยการวิเคราะห์ตัวแบบเชิงเส้น  
ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

## Regression

### Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.996	.993	.991	6.106E-02

### ANOVA<sup>b</sup>

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	7.712	3	2.571	689.432	.000 <sup>a</sup>
	Residual	5.593E-02	15	3.729E-03		
	Total	7.768	18			

a. Predictors: (Constant), X3, LN\_X1, LN\_X2

b. Dependent Variable: LN\_Y

### Coefficients

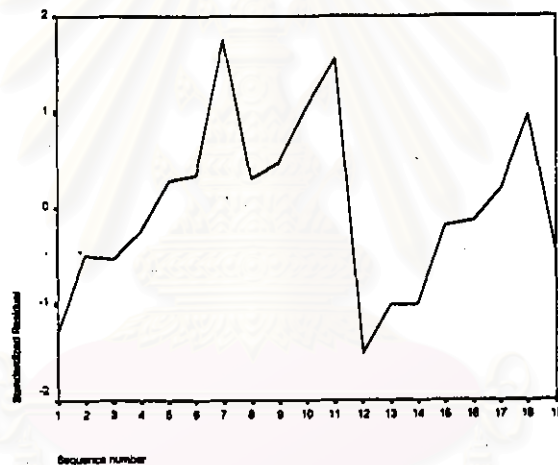
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-12.180	1.147		-10.620	.000
	LN_X1	5.995	.916	.662	6.542	.000
	LN_X2	.397	.182	.274	2.184	.045
	X3	1.446E-05	.000	.070	1.011	.028

เมื่อประมาณค่าของพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

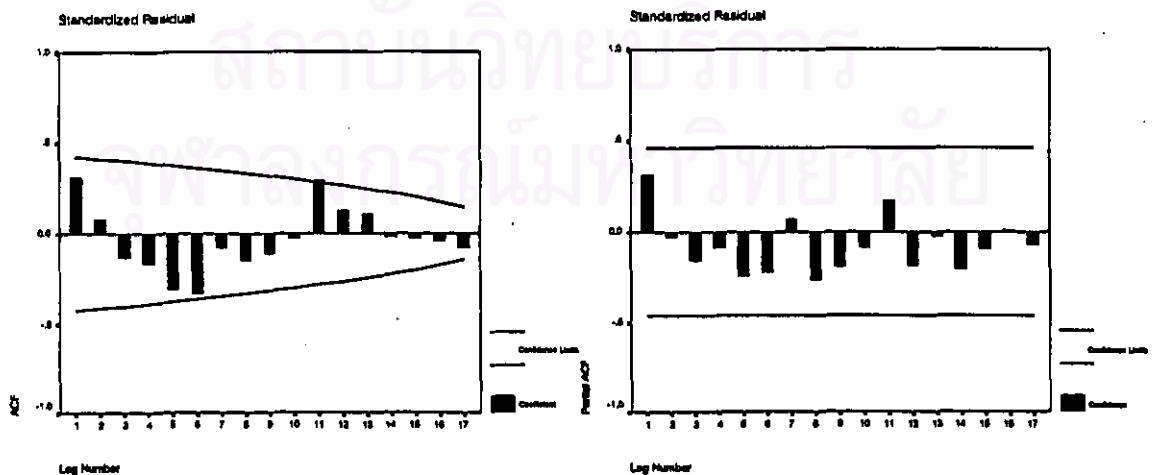
$$\ln \hat{Y}_t = -12.180 + 5.995 \ln X_{1t} + 0.397 \ln X_{2t} + 1.446E-05 X_{3t}$$

หรือ  $\hat{Y}_t = \exp\{\ln \hat{Y}_t\}$

การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบการถดถอยเชิงเส้น ด้วยการพิจารณากราฟของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 1.18 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่า SACF และ SPACF ของ  $e_t$  รูปที่ 1.19 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีอัตสหสัมพันธ์กัน และการทดสอบโคโลโมโกรอฟ - สมิโนฟในรูปที่ 1.20 จะได้ค่า Sig. = 0.996 มากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป



รูปที่ 1.18



รูปที่ 1.19



## One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Standardized Residual
N		19
Normal Parameters <sup>a,b</sup>	Mean	.0000000
	Std. Deviation	.9128709
Most Extreme Differences	Absolute	.094
	Positive	.094
	Negative	-.071
Kolmogorov-Smirnov Z		.411
Asymp. Sig. (2-tailed)		.996

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 1.20

ผลการเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ ข้างต้น กับวิธีการพยากรณ์ของ กฟภ. จากการเปรียบเทียบค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ โดยพิจารณาจากค่าของ MAPE จะได้ว่า ค่าพยากรณ์โดยวิธีการบอกร์ - เจนกินส์ จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 0.3262 % ซึ่งต่ำกว่าวิธีการอื่น ๆ ส่วนค่าพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 0.7290 % ค่าพยากรณ์โดยวิธีการแยกองค์ประกอบ จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 3.9919 % ค่าพยากรณ์โดยวิธีการวิเคราะห์การถดถอย จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 3.4951 % และค่าพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์ของ กฟภ. จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 4.2874 % ดังนั้น การพยากรณ์โดยวิธีการบอกร์ - เจนกินส์ จะเป็นวิธีการที่เหมาะสมกับข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า ของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทบ้านอยู่อาศัยขนาดเล็ก และบ้านอยู่อาศัยขนาดใหญ่ ในภาคเหนือ ชุดนี้มากกว่าวิธีการอื่น ๆ ส่วนวิธีที่เหมาะสมเป็นอันดับ 2 และ 3 คือวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ และวิธีการวิเคราะห์การถดถอย ตามลำดับ

สถาบันวิทยบริการ  
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

## ข.2 ผลการวิเคราะห์ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า ของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภท บ้านอยู่อาศัยขนาดเล็ก และบ้านอยู่อาศัยขนาดใหญ่ ในภาคตะวันออกเฉียงเหนือ

การวิเคราะห์ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า ของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทบ้านอยู่อาศัยขนาดเล็ก และบ้านอยู่อาศัยขนาดใหญ่ ในภาคตะวันออกเฉียงเหนือ ชุดนี้ โดยวิธีการบอกซ์ - เจนกินส์ วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ และวิธีการแยกองค์ประกอบ จะใช้ข้อมูลรายเดือนจากตาราง ภาคผนวกที่ ก.2 ส่วนวิธีการวิเคราะห์การถดถอย จะใช้ข้อมูลรายปีจากตารางภาคผนวกที่ ก.21 ซึ่งผลการวิเคราะห์ข้อมูลด้วยวิธีการต่าง ๆ เป็นดังนี้

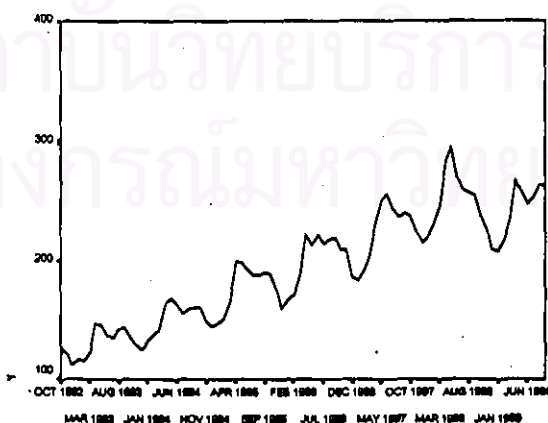
### 2.1 วิธีการบอกซ์ - เจนกินส์

จากการพิจารณากราฟอนุกรมเวลารูปที่ 2.1 และพิจารณา SACF และ SPACF ของข้อมูลอนุกรมเวลาในรูปที่ 2.2 พบว่าข้อมูลอนุกรมชุดนี้ไม่คงที่ทั้งในค่าเฉลี่ย และความแปรปรวน จึงต้องแปลงข้อมูลให้คงที่ โดยเริ่มจากการใส่  $\ln$  ในอนุกรม  $Y_t$  และทำผลต่างของข้อมูลที่มีแนวโน้มหนึ่งครั้ง จะได้ข้อมูลที่อยู่ในสภาพคงที่ในรูปที่ 2.3 เมื่อพิจารณา SACF และ SPACF ของข้อมูลที่คงที่แล้วในรูปที่ 2.4 รูปแบบในส่วนที่ไม่ใช่ฤดูกาล จะเป็น ARMA(1,1) เนื่องจากค่า  $\hat{\rho}_k$  และ  $\hat{\phi}_{kk}$  ลดลงอย่างรวดเร็วหลังจาก  $k = 1$  และรูปแบบในส่วนที่เป็นฤดูกาลจะเป็น AR(1) เนื่องจากค่า  $\hat{\rho}_k$  ลดลงอย่างรวดเร็วขณะที่  $k > 1$  และค่า  $\hat{\phi}_{kk}$  จะมีค่าสูงที่  $k = 1$  และเท่ากับ 0 เมื่อ  $k > 1$  ดังนั้น จะได้ตัวแบบ ARIMA(1,1,1)(1,0,0)<sub>12</sub> มีรูปแบบดังนี้

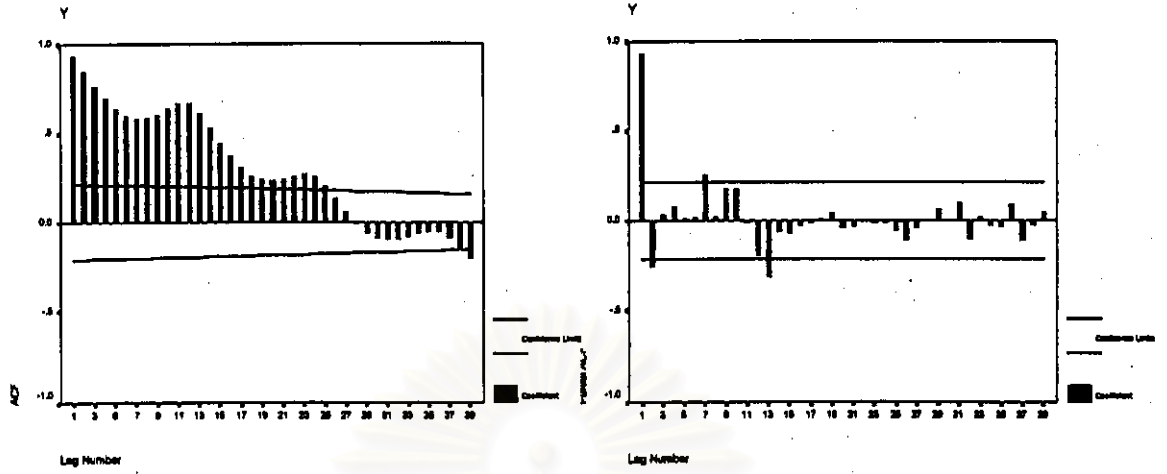
$$(1 - \phi_1 B)(1 - \Phi_{12} B^{12})(1 - B) \ln Y_t = \delta + (1 - \theta_1 B) a_t$$

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

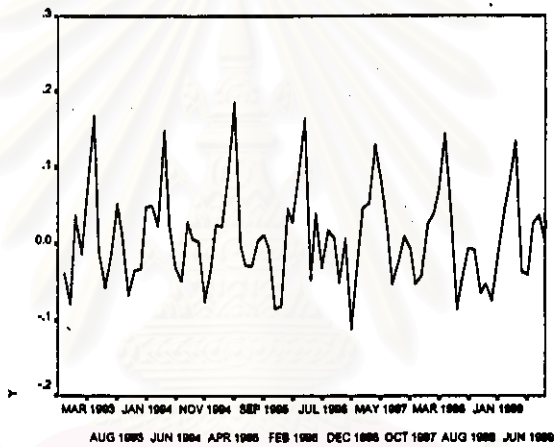
$$\text{โดยที่ } W_t = (1 - B) \ln Y_t$$



รูปที่ 2.1

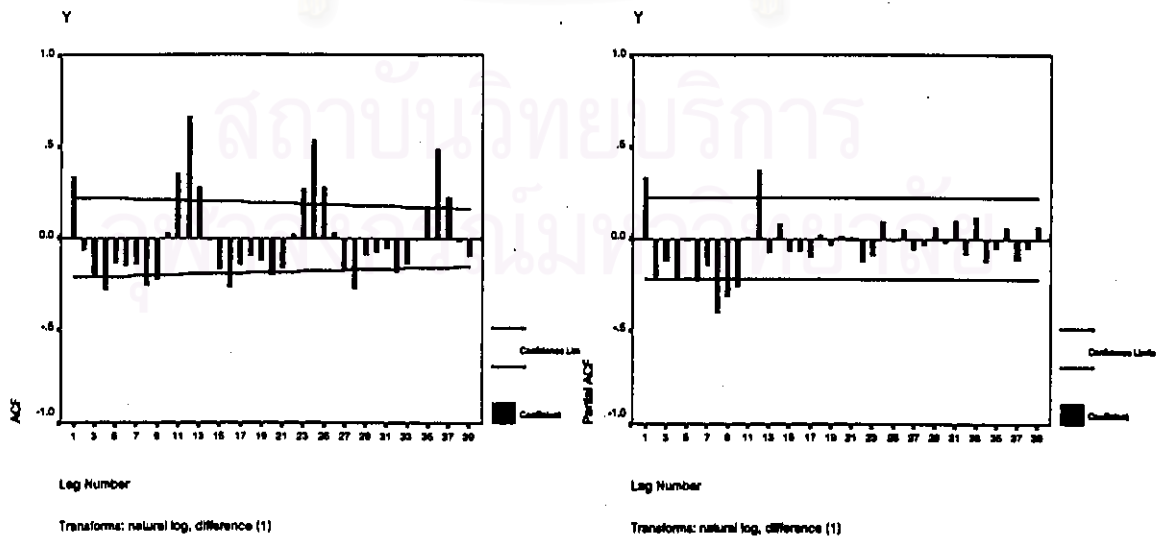


รูปที่ 2.2



Transform: natural log, difference (1)

รูปที่ 2.3



รูปที่ 2.4

การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ ARIMA (1, 1, 1)(1, 0, 0)<sub>12</sub> โดยไม่คิดค่าคงที่เนื่องจากระดับค่าเฉลี่ยคงที่มีค่าเข้าใกล้ศูนย์ ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

### Arima

#### FINAL PARAMETERS:

Number of residuals 83  
 Standard error .03949093  
 Log likelihood 146.36408  
 AIC -286.72816  
 SBC -279.47164

#### Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	80	.14221017	.00155953

#### Variables in the Model:

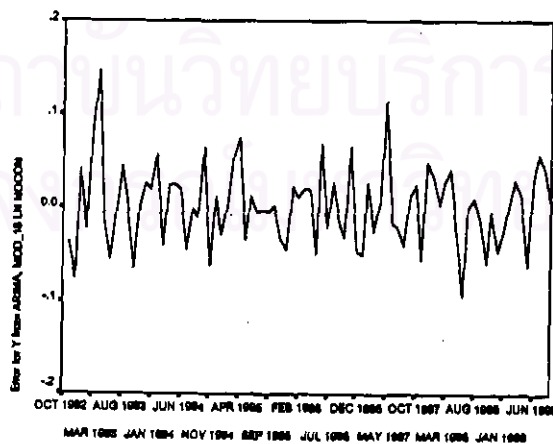
	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
AR1	-.86434448	.08843970	-9.773263	.0000000
MA1	-.96644909	.04302557	-22.462201	.0000000
SAR1	.78640770	.06502204	12.094479	.0000000

เมื่อประมาณค่าของพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$W_t = -0.8643 W_{t-1} + 0.7864 W_{t-12} + 0.6797 W_{t-13} + a_t + 0.9664 a_{t-1}$$

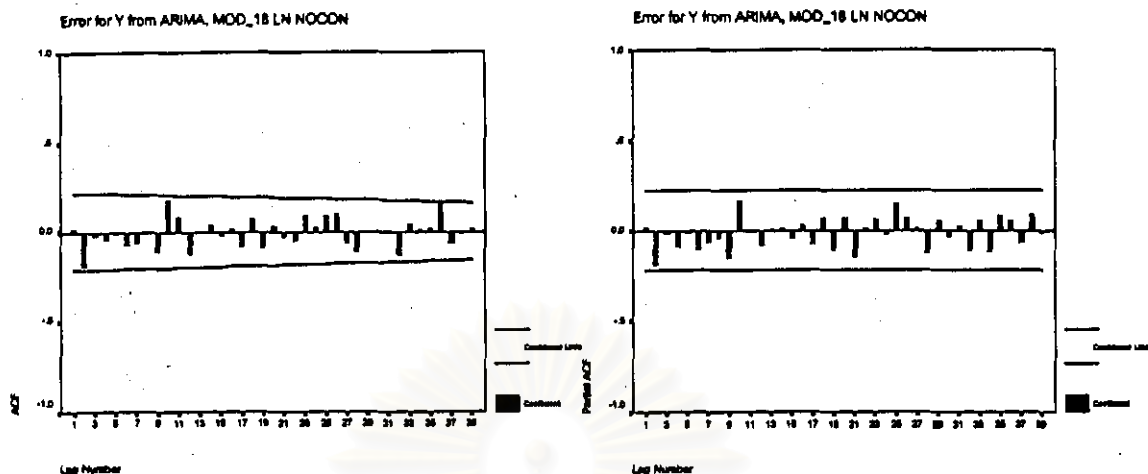
โดยที่  $W_t = (1 - B) \ln Y_t$

การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอของตัวแบบ ARIMA ด้วยการตรวจสอบคุณสมบัติของค่าเศษเหลือตกค้าง  $e_t$  ว่ามีคุณสมบัติสอดคล้องกับคุณสมบัติของค่าผิดพลาดสุ่ม  $a_t$  หรือไม่



Date

mean error = 0.00201



รูปที่ 2.6

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Error for Y from ARIMA, MOD_18 LN NOCON
N		83
Normal Parameters <sup>a,b</sup>	Mean	2.01E-03
	Std. Deviation	4.33E-02
Most Extreme Differences	Absolute	.068
	Positive	.068
	Negative	-.037
Kolmogorov-Smirnov Z		.820
Asymp. Sig. (2-tailed)		.837

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 2.7

จากการพิจารณารูปของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 2.5 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวในลักษณะขนาบรอบค่าเฉลี่ยศูนย์ แสดงเหตุผลได้ว่า ค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ และเมื่อพิจารณาค่าของ SACF และ SPACF ของ  $e_t$  ในรูปที่ 2.6 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีอัตสหสัมพันธ์กัน และจากการทดสอบโคลโมโกรอฟ - สมิโนฟ ในรูปที่ 2.7 ว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงแบบปกติหรือไม่ จะได้ค่า Sig. = 0.837 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้น ตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวอย่างที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป

## 2.2 วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์

จากการพิจารณารูปภาพอนุกรมเวลาในรูปที่ 2.1 ข้อมูลมีแนวโน้มและฤดูกาล ดังนั้นวิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลังที่เหมาะสมกับข้อมูลที่มีทั้งแนวโน้มและฤดูกาล คือวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ และเนื่องจากความแปรปรวนไม่คงที่ จึงควรแปลงข้อมูลโดยการใส่  $\ln$  ในอนุกรม  $Y_t$  ซึ่งการประมาณค่าคงที่ปรับให้เรียบทั้ง 3 ค่า ของวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ ที่ให้ค่าเฉลี่ยของค่าคลาดเคลื่อนกำลังสอง (MSE) ต่ำสุด ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

### ExSmooth

The 10 smallest SSE's are:	Alpha	Gamma	Delta	SSE
	.8000000	.1000000	.1000000	.07083
	.7000000	.1000000	.1000000	.07084
	.9000000	.1000000	.1000000	.07160
	.6000000	.1000000	.1000000	.07182
	.8000000	.1000000	.2000000	.07195
	.9000000	.1000000	.2000000	.07214
	.7000000	.1000000	.2000000	.07251
	.9000000	.1000000	.3000000	.07272
	1.000000	.1000000	.1000000	.07312
	1.000000	.1000000	.2000000	.07312

เมื่อประมาณค่าคงที่ปรับให้เรียบทั้ง 3 ค่า จะได้ค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับระดับ ( $\alpha$ ) เท่ากับ 0.80, ค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับแนวโน้ม ( $\gamma$ ) เท่ากับ 0.10 และค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับฤดูกาล ( $\delta$ ) เท่ากับ 0.10 ซึ่งตัวแบบพยากรณ์ จะมีรูปแบบดังนี้

$$\ln \hat{Y}_t(l) = (\hat{\mu}_t + l \hat{\beta}_t) \hat{I}_{t+1-m} \quad \text{สำหรับ } t = m, m+1, \dots, m=12$$

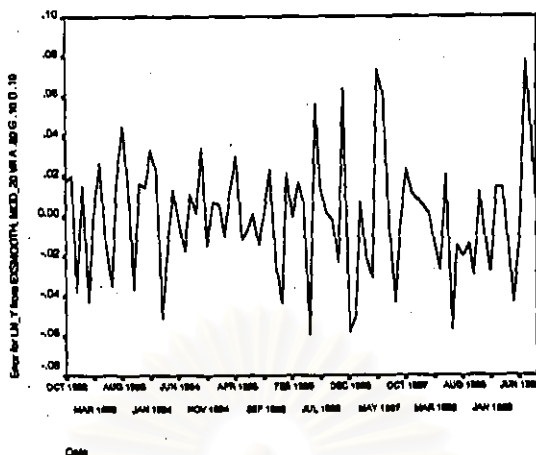
$$\text{หรือ } \hat{Y}_t(l) = \exp\{\ln \hat{Y}_t(l)\}$$

$$\text{โดยที่ } \hat{\mu}_t = \alpha (\ln Y_t / \hat{I}_{t-m}) + (1 - \alpha) (\hat{\mu}_{t-1} + \hat{\beta}_{t-1})$$

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

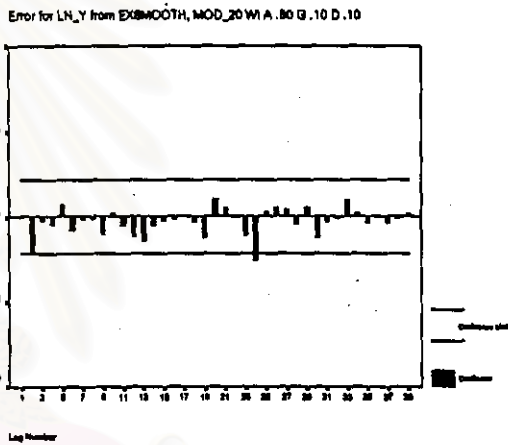
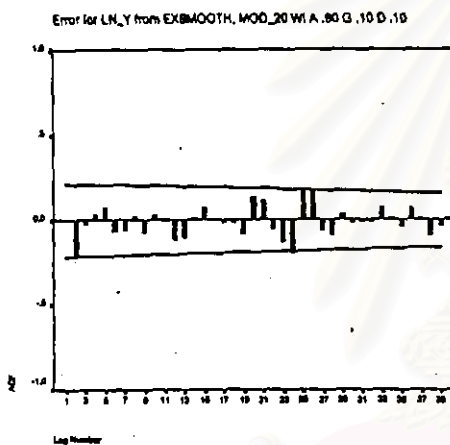
$$\hat{I}_t = \delta (\ln Y_t / \hat{\mu}_t) + (1 - \delta) \hat{I}_{t-m}$$

การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอของตัวแบบวินเตอร์ ด้วยการพิจารณารูปภาพของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 2.8 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ และเมื่อพิจารณาค่าของ SACF และ SPACF ของ  $e_t$  ในรูปที่ 2.9 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีอัตสหสัมพันธ์กัน และจากการทดสอบโคโลโมโกรอฟ-สมินอฟในรูปที่ 2.10 จะได้ค่า Sig. = 0.658 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป



mean error = -3.521E-04

รูปที่ 2.8



รูปที่ 2.9

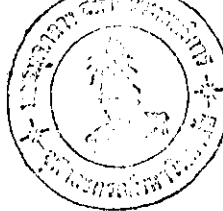
One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Error for LN_Y from EXSMOOTH, MOD_20 WI A .80 G .10 D .10
N		84
Normal Parameters <sup>a,b</sup>	Mean	-3.52145E-04
	Std. Deviation	2.921028E-02
Most Extreme Differences	Absolute	.080
	Positive	.080
	Negative	-.044
Kolmogorov-Smirnov Z		.732
Asymp. Sig. (2-tailed)		.658

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 2.10



### 2.3 วิธีการแยกองค์ประกอบ

จากการพิจารณากราฟอนุกรมเวลารูปที่ 2.1 ข้อมูลมีความแปรปรวนไม่คงที่ จึงต้องแปลงโดยการใส่  $\ln$  ในอนุกรม Y, ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมจะอยู่ในรูปแบบผลคูณ และเนื่องจากมีแนวโน้มเป็นเชิงเส้น การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบของวิธีการแยกองค์ประกอบ จึงใช้การวิเคราะห์ตัวแบบเชิงเส้น ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

## Regression

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.975	.951	.942	6.027E-02

ANOVA<sup>b</sup>

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	4.982	12	.415	114.288	.000 <sup>a</sup>
	Residual	.258	71	3.633E-03		
	Total	5.240	83			

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

b. Dependent Variable: LN\_Y

Coefficients

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	4.722	.025		187.675	.000
	T	9.226E-03	.000	.896	33.672	.000
	I1	1.150E-02	.032	.013	.357	.722
	I2	3.258E-02	.032	.036	1.011	.315
	I3	9.189E-02	.032	.102	2.851	.006
	I4	.236	.032	.261	7.322	.000
	I5	.234	.032	.259	7.255	.000
	I6	.198	.032	.219	6.145	.000
	I7	.161	.032	.178	4.975	.000
	I8	.166	.032	.184	5.144	.000
	I9	.162	.032	.179	5.014	.000
	I10	.132	.032	.146	4.090	.000
I11	7.461E-02	.032	.083	2.316	.023	

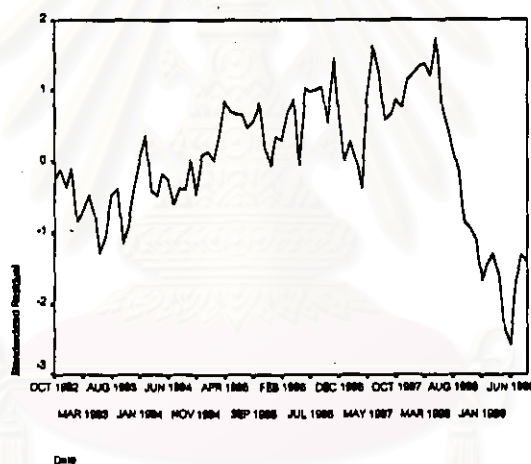
เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ที่มีรูปแบบดังนี้



$$\ln \hat{Y}_t = 4.722 + 0.009226t + 0.0115 I_{1t} + 0.03258 I_{2t} + 0.09189 I_{3t} \\ + 0.236 I_{4t} + 0.234 I_{5t} + 0.198 I_{6t} + 0.161 I_{7t} \\ + 0.166 I_{8t} + 0.162 I_{9t} + 0.132 I_{10t} + 0.07461 I_{11t}$$

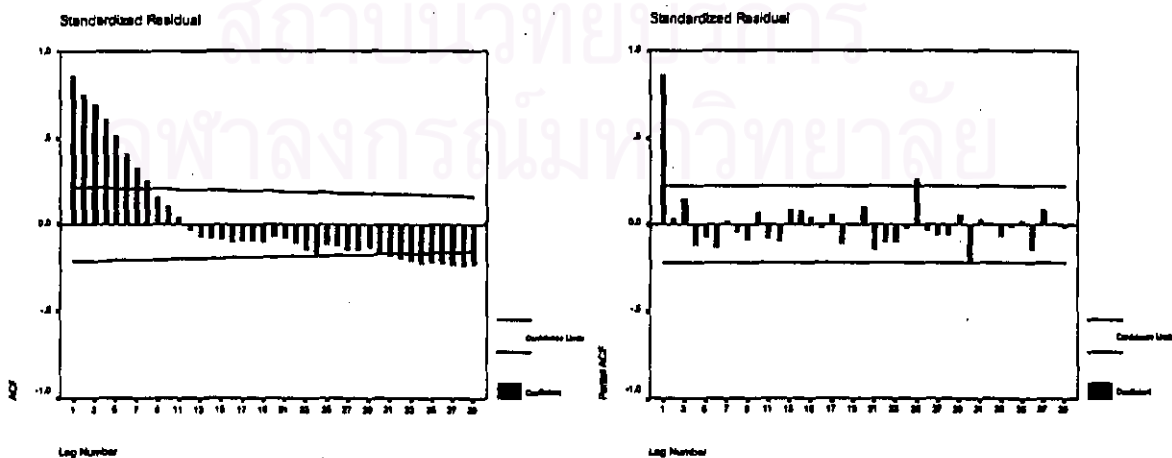
หรือ  $\hat{Y}_t = \exp\{\ln \hat{Y}_t\}$

การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอของตัวแบบแยกองค์ประกอบ ด้วยการพิจารณารูปภาพของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 2.11 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่า SACF และ SPACF ของ  $e_t$  รูปที่ 2.12 พบว่าค่าผิดพลาดมีอัตโนมัติสัมพันธ์ที่เล็ก 1 หรือที่ห่างกัน 1 คาบเวลา ซึ่งไม่สอดคล้องกับคุณสมบัติของค่าผิดพลาดสุ่ม



mean error = - 2.1E-09

รูปที่ 2.11



รูปที่ 2.12

เนื่องจากค่าผิดพลาดมีอัตสหสัมพันธ์ และรูปแบบของอัตสหสัมพันธ์เป็น AR(1) ดังนั้นจะพิจารณาตัวแบบพยากรณ์เมื่อค่าผิดพลาด  $\varepsilon_t$  มีอัตสหสัมพันธ์ AR(1) ดังนี้

$$\ln Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 I_{1t} + \dots + \beta_{12} I_{11t} + \varepsilon_t$$

โดยที่  $\varepsilon_t = \phi \varepsilon_{t-1} + a_t$

การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบอัตโนมัติโดยผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

### AREG

FINAL PARAMETERS:

Number of residuals 84  
 Standard error .02883881  
 Log likelihood 185.04052  
 AIC -342.08104  
 SBC -308.0496

### Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	70	.05927435	.00083168

### Variables in the Model:

	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
AR1	.8828350	.05706529	15.47061	.00000000
T	.0088514	.00086936	10.18142	.00000000
I1	.0127117	.01101388	1.15415	.25236226
I2	.0348737	.01477152	2.36087	.02102137
I3	.0951464	.01710101	5.56379	.00000045
I4	.2401266	.01858286	12.92194	.00000000
I5	.2388185	.01943305	12.28929	.00000000
I6	.2037360	.01974245	10.31969	.00000000
I7	.1666234	.01953434	8.52977	.00000000
I8	.1726634	.01877661	9.19567	.00000000
I9	.1689322	.01736741	9.72696	.00000000
I10	.1289293	.01472696	8.75465	.00000000
I11	.0732574	.01100648	6.65584	.00000000
CONSTANT	4.7278139	.04558625	103.71141	.00000000

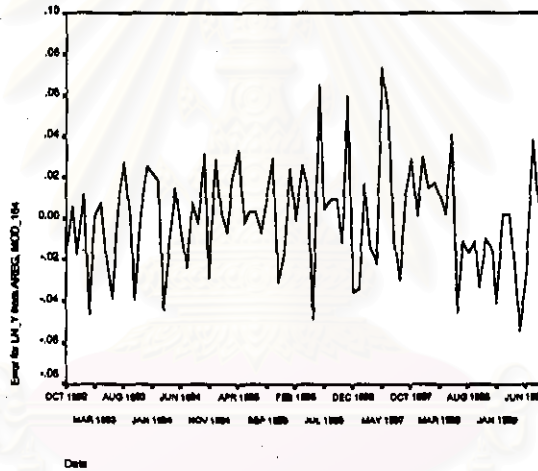
เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\begin{aligned} \ln \hat{Y}_t = & 4.7278 + 0.0089 t + 0.0127 I_{1t} + 0.0349 I_{2t} + 0.0951 I_{3t} \\ & + 0.2401 I_{4t} + 0.2388 I_{5t} + 0.2037 I_{6t} + 0.1666 I_{7t} \\ & + 0.1727 I_{8t} + 0.1689 I_{9t} + 0.1289 I_{10t} + 0.0733 I_{11t} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

หรือ  $\hat{Y}_t = \exp\{\ln \hat{Y}_t\}$

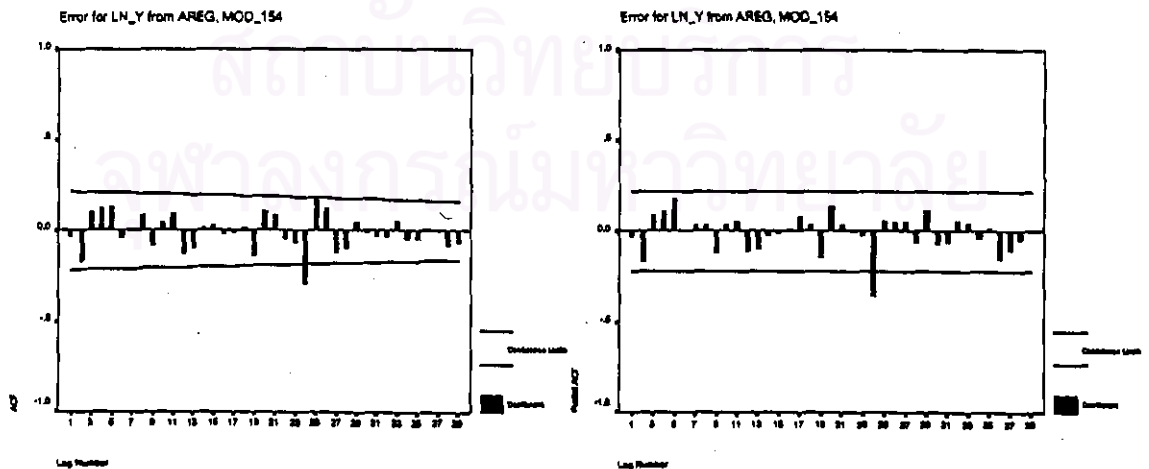
โดยที่  $\varepsilon_t = 0.8828 \varepsilon_{t-1}$

การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอของตัวแบบอัตโนมัติด้วย การพิจารณากราฟของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 2.13 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่า SACF และ SPACF ของ  $e_t$  รูปที่ 2.14 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีอัตโนมัติสัมพันธ์กัน และการทดสอบโคโลโมโกรอฟ-สมินอฟในรูปที่ 2.15 จะได้ค่า Sig. = 0.970 มากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป



mean error = 1.915E-04

รูปที่ 2.13



รูปที่ 2.14

## One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Error for LN_Y from AREG, MOD 154
N		84
Normal Parameters <sup>a,b</sup>	Mean	1.915050E-04
	Std. Deviation	2.654232E-02
Most Extreme Differences	Absolute	.054
	Positive	.038
	Negative	-.054
Kolmogorov-Smirnov Z		.490
Asymp. Sig. (2-tailed)		.970

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 2.15

#### 2.4 วิธีการวิเคราะห์การถดถอย

จากการพิจารณากฎระหว่าง  $Y_t$  กับ  $X_{1t}, X_{2t}, X_{3t}$  แต่ละตัวในรูปที่ 2.16 เพื่อกำหนดรูปแบบความสัมพันธ์เชิงเส้นระหว่างตัวแปรตามและตัวแปรอิสระ จะพบว่ากฎระหว่าง  $Y_t$  กับ  $X_{1t}$  และ  $X_{2t}$  มีแนวโน้มเป็นเส้นโค้งในลักษณะฟังก์ชันล็อก - ล็อก ส่วน  $Y_t$  กับ  $X_{3t}$  มีแนวโน้มเป็นเชิงเส้นตรง จึงควรแปลงค่าของ  $Y_t, X_{1t}$  และ  $X_{2t}$  โดยการใส่  $\ln$  ดังในรูปที่ 2.17 ดังนั้นจะได้ตัวแบบการถดถอยเชิงเส้น ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\ln Y_t = \beta_0 + \beta_1 \ln X_{1t} + \beta_2 \ln X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \varepsilon_t$$

โดยที่  $Y_t$  = ปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้าของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทบ้านอยู่อาศัยขนาดเล็ก และบ้านอยู่อาศัยขนาดใหญ่ ในภาคตะวันออกเฉียงเหนือ (ล้านกิโลวัตต์ - ชั่วโมง)

ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.21

$X_{1t}$  = จำนวนประชากรในภาคตะวันออกเฉียงเหนือ (ล้านคน)

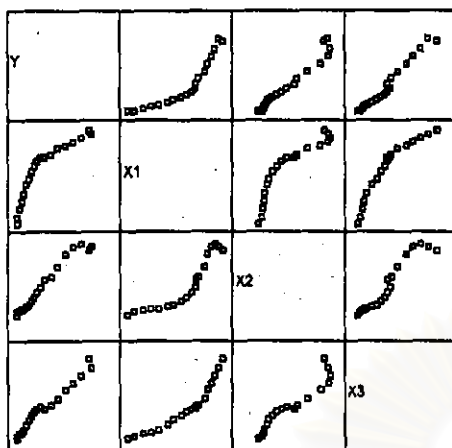
ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.26

$X_{2t}$  = รายได้เฉลี่ยต่อคนของประชากรในภาคตะวันออกเฉียงเหนือ (บาท)

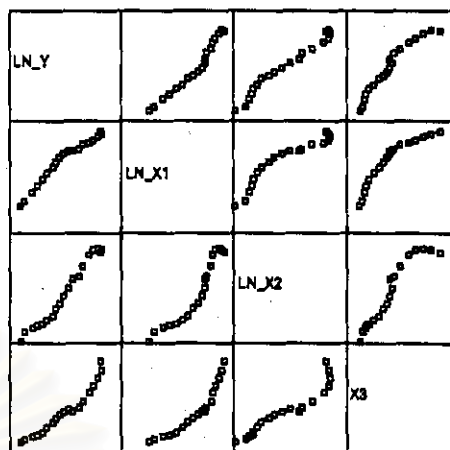
ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.27

$X_{3t}$  = ผลิตภัณฑ์มวลรวมของสาขาที่อยู่อาศัยในภาคตะวันออกเฉียงเหนือ (ล้านบาท)

ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.28



รูปที่ 2.16



รูปที่ 2.17

การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบการถดถอยเชิงเส้น โดยการวิเคราะห์ตัวแบบเชิงเส้น  
ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

## Regression

### Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.998	.996	.995	4.760E-02

### ANOVA<sup>b</sup>

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	8.953	3	2.984	1317.167	.000 <sup>a</sup>
	Residual	3.399E-02	15	2.266E-03		
	Total	8.987	18			

a. Predictors: (Constant), X3, LN\_X1, LN\_X2

b. Dependent Variable: LN\_Y

### Coefficients

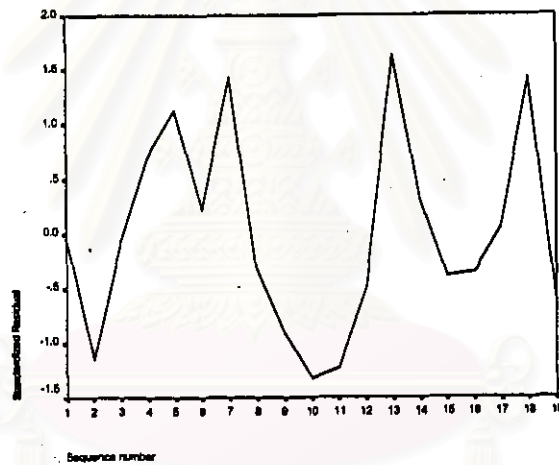
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-9.541	.882		-10.821	.000
	LN_X1	3.232	.410	.381	7.877	.000
	LN_X2	.654	.092	.437	7.110	.000
	X3	5.520E-05	.000	.200	3.831	.002

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบดังกล่าว จะได้ตัวแบบพยากรณ์มีรูปแบบดังนี้

$$\ln \hat{Y}_t = -9.541 + 3.232 \ln X_{1t} + 0.654 \ln X_{2t} + 5.520E-05 X_{3t}$$

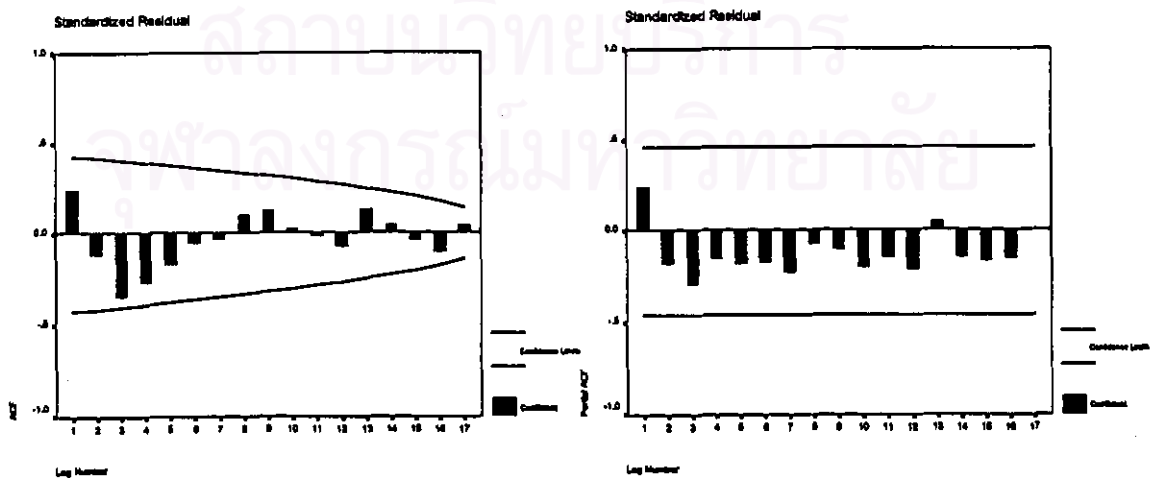
หรือ  $\hat{Y}_t = \exp\{\ln \hat{Y}_t\}$

การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบการถดถอยเชิงเส้น ด้วยการพิจารณารูปของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 2.18 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่า SACF และ SPACF ของ  $e_t$  รูปที่ 2.19 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีอัตโนมัติสัมพันธ์กัน และการทดสอบโคลโมโกรอฟ - สมิโนฟิโนรูปที่ 2.20 จะได้ค่า Sig. = 0.974 มากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป



mean error = - 4.3E-09

รูปที่ 2.18



รูปที่ 2.19

## One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Standardized Residual
N		19
Normal Parameters <sup>a,b</sup>	Mean	-4.3E-09
	Std. Deviation	.9128709
Most Extreme Differences	Absolute	.111
	Positive	.111
	Negative	-.102
Kolmogorov-Smirnov Z		.483
Asymp. Sig. (2-tailed)		.974

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 2.20

ผลการเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ ข้างต้น กับวิธีการพยากรณ์ของ กฟภ. จากการเปรียบเทียบค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ โดยพิจารณาจากค่าของ MAPE จะได้ว่า ค่าพยากรณ์โดยวิธีการบอกซ์ - เจนกินส์ จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 0.3157 % ซึ่งต่ำกว่าวิธีการอื่น ๆ ส่วนค่าพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 0.6400 % ค่าพยากรณ์โดยวิธีการแยกองค์ประกอบ จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 4.4172 % ค่าพยากรณ์โดยวิธีการวิเคราะห์การถดถอย จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 3.1672 % และค่าพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์ของ กฟภ. จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 5.2231 % ดังนั้น การพยากรณ์โดยวิธีการบอกซ์ - เจนกินส์ จะเป็นวิธีการที่เหมาะสมกับข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า ของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทบ้านอยู่อาศัยขนาดเล็ก และบ้านอยู่อาศัยขนาดใหญ่ ในภาคตะวันออกเฉียงเหนือ ชุดนี้มากกว่าวิธีอื่น ๆ ส่วนวิธีที่เหมาะสมเป็นอันดับ 2 และ 3 คือ วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ และวิธีการวิเคราะห์การถดถอยตามลำดับ

จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

### ข.3 ผลการวิเคราะห์ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า ของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภท บ้านอยู่อาศัยขนาดเล็ก และบ้านอยู่อาศัยขนาดใหญ่ ในภาคกลาง

การวิเคราะห์ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า ของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทบ้านอยู่อาศัยขนาดเล็ก และบ้านอยู่อาศัยขนาดใหญ่ ในภาคกลาง ชุดนี้ โดยวิธีการบอซ - เจนกินส์ วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ และวิธีการแยกองค์ประกอบ จะใช้ข้อมูลรายเดือนจากตารางภาคผนวกที่ ก.3 ส่วนวิธีการวิเคราะห์การถดถอย จะใช้ข้อมูลรายปีจากตารางภาคผนวกที่ ก.21 ซึ่งผลการวิเคราะห์ข้อมูลด้วยวิธีการต่าง ๆ เป็นดังนี้

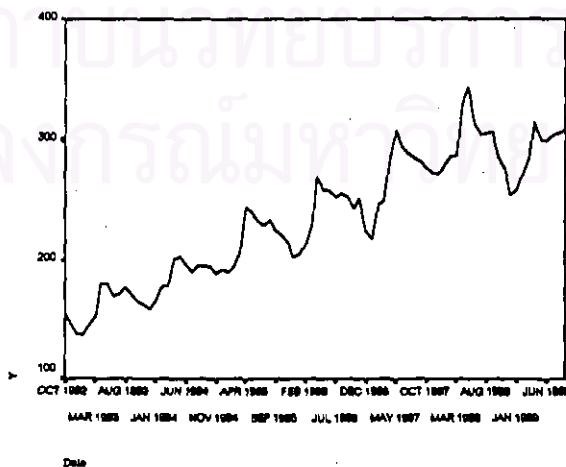
#### 3.1 วิธีการบอซ - เจนกินส์

จากการพิจารณากราฟอนุกรมเวลารูปที่ 3.1 และพิจารณา SACF และ SPACF ของข้อมูลอนุกรมเวลาในรูปที่ 3.2 พบว่าข้อมูลอนุกรมชุดนี้ไม่คงที่ทั้งในค่าเฉลี่ย และความแปรปรวน จึงต้องแปลงข้อมูลให้คงที่ โดยเริ่มจากการใส่  $\ln$  ในอนุกรม  $Y_t$  และทำผลต่างของข้อมูลที่มีแนวโน้มหนึ่งครั้ง จะได้ข้อมูลที่อยู่ในสภาพคงที่ในรูปที่ 3.3 เมื่อพิจารณา SACF และ SPACF ของข้อมูลที่คงที่แล้วในรูปที่ 3.4 รูปแบบในส่วนที่ไม่ใช่ฤดูกาล จะเป็น ARMA(1,1) เนื่องจากค่า  $\hat{\rho}_k$  และ  $\hat{\phi}_{kk}$  ลดลงอย่างรวดเร็วหลังจาก  $k = 1$  และรูปแบบในส่วนที่เป็นฤดูกาลจะเป็น AR(1) เนื่องจากค่า  $\hat{\rho}_k$  ลดลงอย่างรวดเร็วขณะที่  $k > 1$  และค่า  $\hat{\phi}_{kk}$  จะมีค่าสูงที่  $k = 1$  และเท่ากับ 0 เมื่อ  $k > 1$  ดังนั้น จะได้ตัวแบบ ARIMA(1, 1, 1)(1, 0, 0)<sub>12</sub> มีรูปแบบดังนี้

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

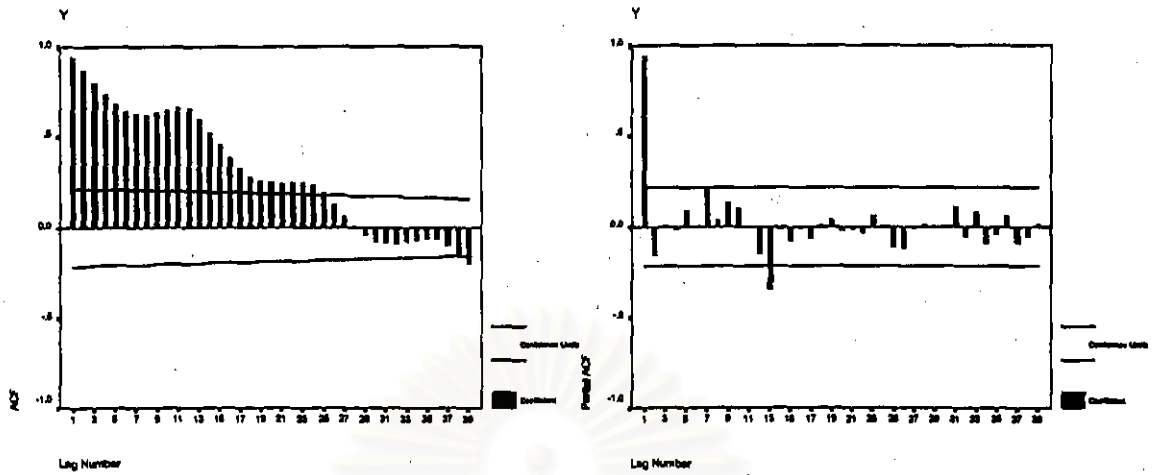
$$\text{หรือ } W_t = \delta + \phi_1 W_{t-1} + \Phi_{12} W_{t-12} - \phi_1 \Phi_{12} W_{t-13} + a_t - \theta_1 a_{t-1}$$

$$\text{โดยที่ } W_t = (1 - B) \ln Y_t$$

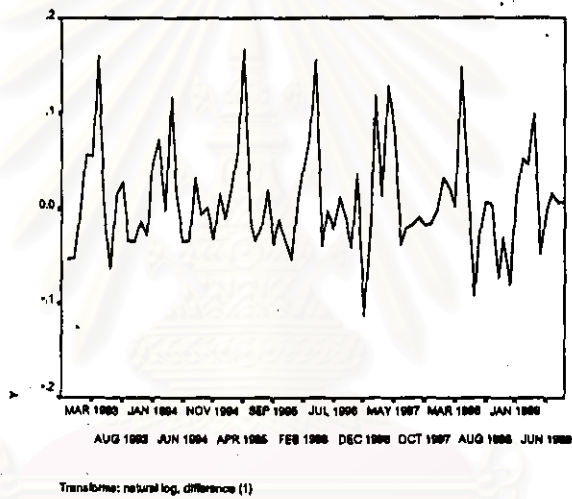


รูปที่ 3.1



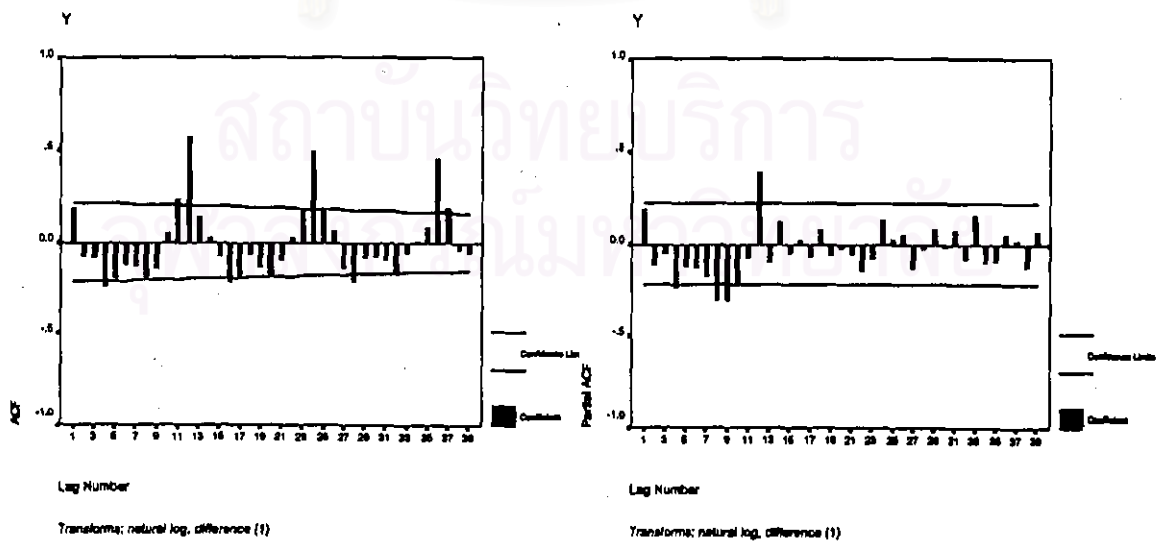


รูปที่ 3.2



Transforme: natural log, difference (1)

รูปที่ 3.3



รูปที่ 3.4

การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ ARIMA (1, 1, 1)(1, 0, 0)<sub>12</sub> โดยไม่คิดค่าคงที่เนื่องจากระดับค่าเฉลี่ยคงที่มีค่าเข้าใกล้ศูนย์ ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

### Arima

#### FINAL PARAMETERS:

Number of residuals	83
Standard error	.04131147
Log likelihood	144.44855
AIC	-282.8971
SBC	-275.64058

#### Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	80	.14939429	.00170664

#### Variables in the Model:

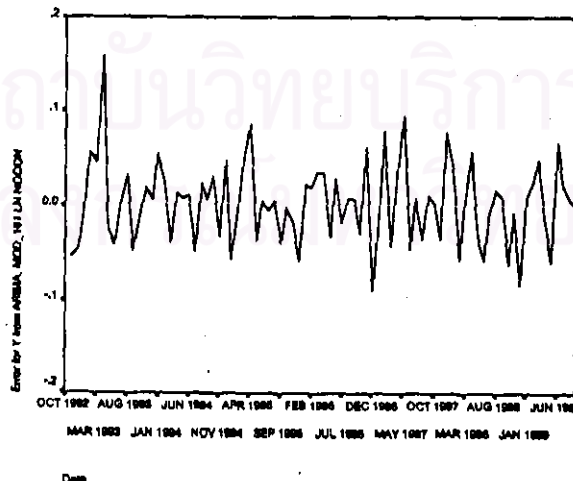
	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
AR1	-.63486786	.23429523	-2.7096918	.00823642
MA1	-.80703563	.17527068	-4.6045103	.00001536
SAR1	.67977067	.07965966	8.5334372	.00000000

เมื่อประมาณค่าของพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$W_t = -0.6349 W_{t-1} + 0.6798 W_{t-12} + 0.4316 W_{t-13} + a_t + 0.8070 a_{t-1}$$

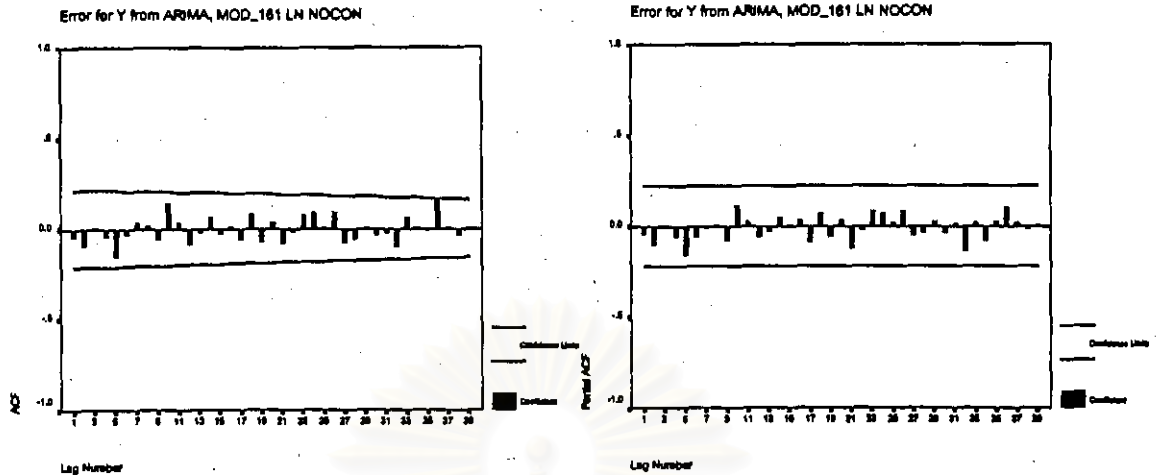
โดยที่  $W_t = (1 - B) \ln Y_t$

การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอของตัวแบบ ARIMA ด้วยการตรวจสอบคุณสมบัติของค่าเศษเหลือตกค้าง  $e_t$  ว่ามีคุณสมบัติสอดคล้องกับคุณสมบัติของค่าผิดพลาดสุ่ม  $a_t$  หรือไม่



mean error = 0.00247

รูปที่ 3.5



รูปที่ 3.6

## One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Error for Y from ARIMA, MOD_161 LN NOCON
N		83
Normal Parameters <sup>a,b</sup>	Mean	2.472E-03
	Std. Deviation	4.348E-02
Most Extreme Differences	Absolute	.062
	Positive	.062
	Negative	-.048
Kolmogorov-Smirnov Z		.561
Asymp. Sig. (2-tailed)		.911

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 3.7

จากการพิจารณารูปภาพของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 3.5 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็น  
 แนวในลักษณะชานรอบค่าเฉลี่ยศูนย์ แสดงเหตุผลได้ว่า ค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความ  
 แปรปรวนคงที่ และเมื่อพิจารณาค่าของ SACF และ SPACF ของ  $e_t$  ในรูปที่ 3.6 พบว่าค่าผิดพลาด  
 ไม่มีอัตโนมัติสัมพันธ์กัน และจากการทดสอบโคโลโมโกรอฟ - สมิโนฟ ในรูปที่ 3.7 ว่าค่าผิดพลาดมี  
 การแจกแจงแบบปกติหรือไม่ จะได้ค่า Sig. = 0.911 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุ  
 ผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้น ตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวอย่างที่เหมาะสมที่จะ  
 ใช้พยากรณ์ค่าต่อไป

### 3.2 วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์

จากการพิจารณารายพจนานุกรมเวลาในรูปที่ 3.1 ข้อมูลมีแนวโน้มและฤดูกาล ดังนั้นวิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลังที่เหมาะสมกับข้อมูลที่มีทั้งแนวโน้มและฤดูกาล คือวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ และเนื่องจากความแปรปรวนไม่คงที่ จึงควรแปลงข้อมูลโดยการใส่  $\ln$  ในอนุกรม  $Y_t$  ซึ่งการประมาณค่าคงที่ปรับให้เรียบทั้ง 3 ค่า ของวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ ที่ให้ค่าเฉลี่ยของค่าคลาดเคลื่อนกำลังสอง (MSE) ต่ำสุด ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

#### ExSmooth

The 10 smallest SSE's are:	Alpha	Gamma	Delta	SSE
	.7000000	.1000000	.1000000	.07202
	.6000000	.1000000	.1000000	.07231
	.8000000	.1000000	.1000000	.07264
	.7000000	.1000000	.2000000	.07363
	.8000000	.1000000	.2000000	.07366
	.5000000	.1000000	.1000000	.07375
	.9000000	.1000000	.1000000	.07405
	.6000000	.1000000	.2000000	.07450
	.9000000	.1000000	.2000000	.07452
	.8000000	.1000000	.3000000	.07476

เมื่อประมาณค่าคงที่ปรับให้เรียบทั้ง 3 ค่า จะได้ค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับระดับ ( $\alpha$ ) เท่ากับ 0.70, ค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับแนวโน้ม ( $\gamma$ ) เท่ากับ 0.10 และค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับฤดูกาล ( $\delta$ ) เท่ากับ 0.10 ซึ่งตัวแบบพยากรณ์ จะมีรูปแบบดังนี้

$$\ln \hat{Y}_t(l) = (\hat{\mu}_t + l \hat{\beta}_t) \hat{I}_{t+1-m} \quad \text{สำหรับ } t = m, m+1, \dots, m = 12$$

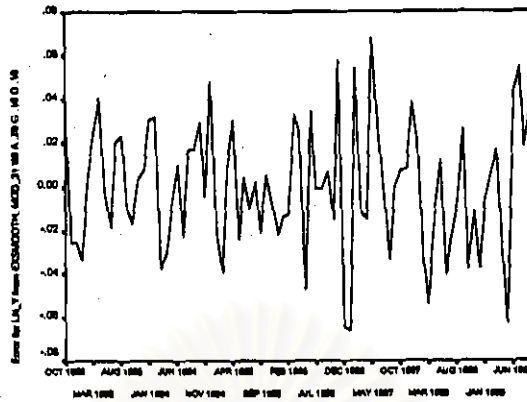
$$\text{หรือ } \hat{Y}_t(l) = \exp\{\ln \hat{Y}_t(l)\}$$

$$\text{โดยที่ } \hat{\mu}_t = \alpha (\ln Y_t / \hat{I}_{t-m}) + (1 - \alpha) (\hat{\mu}_{t-1} + \hat{\beta}_{t-1})$$

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

$$\hat{I}_t = \delta (\ln Y_t / \hat{\mu}_t) + (1 - \delta) \hat{I}_{t-m}$$

การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอของตัวแบบวินเตอร์ ด้วยการพิจารณารายพจนานุกรมของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 3.8 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่า ค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ และเมื่อพิจารณาค่าของ SACF และ SPACF ของ  $e_t$  ในรูปที่ 3.9 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีอัตสหสัมพันธ์กัน และจากการทดสอบโคโลโมโกรอฟ - สมิทอนในรูปที่ 3.10 จะได้ค่า Sig. = 0.999 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป

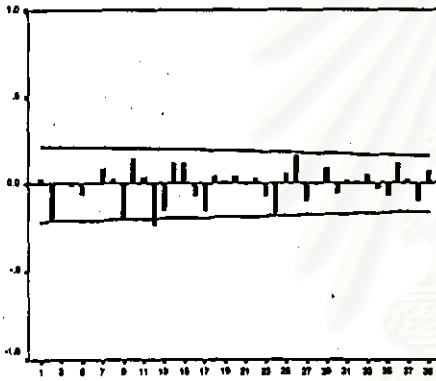


Date

mean error = - 4.863E - 04

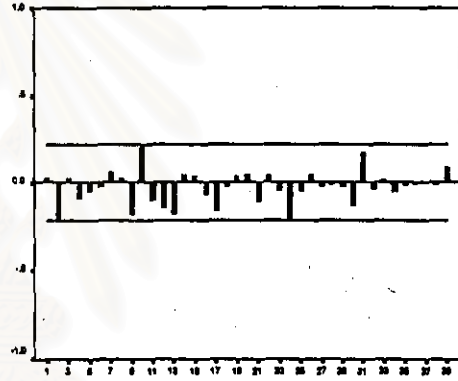
รูปที่ 3.8

Error for LN\_Y from EXSMOOTH, MOD\_31 WI A .70 G .10 D .10



Lag Number

Error for LN\_Y from EXSMOOTH, MOD\_31 WI A .70 G .10 D .10



Lag Number

รูปที่ 3.9

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Error for LN_Y from EXSMOOTH, MOD_31 WI A .70 G .10 D .10
N		84
Normal Parameters <sup>a,b</sup>	Mean	-4.86272E-04
	Std. Deviation	2.945354E-02
Most Extreme Differences	Absolute	.040
	Positive	.040
	Negative	-.040
Kolmogorov-Smirnov Z		.366
Asymp. Sig. (2-tailed)		.999

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 3.10

### 3.3 วิธีการแยกองค์ประกอบ

จากการพิจารณารูปพรรณสัณฐานที่ 3.1 ข้อมูลมีความแปรปรวนไม่คงที่ จึงต้องแปลงโดยการใส่  $\ln$  ในอนุกรม  $Y_t$  ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมจะอยู่ในรูปแบบผลคูณ และเนื่องจากมีแนวโน้มเป็นเชิงเส้น การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบของวิธีการแยกองค์ประกอบ จึงใช้การวิเคราะห์ตัวแบบเชิงเส้น ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

## Regression

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.973	.948	.939	5.836E-02

ANOVA<sup>b</sup>

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	4.366	12	.364	106.817	.000 <sup>a</sup>
	Residual	.242	71	3.406E-03		
	Total	4.608	83			

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

b. Dependent Variable: LN\_Y

Coefficients

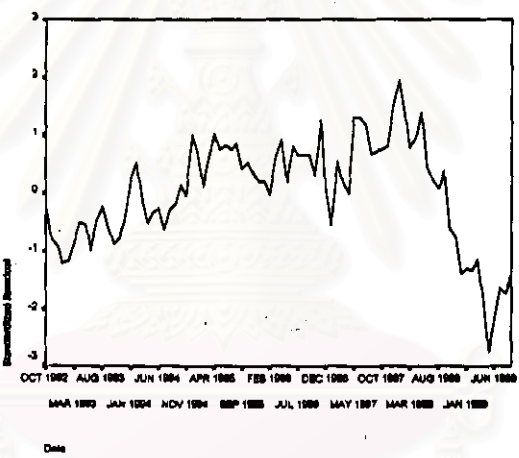
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	4.963	.024		203.684	.000
	T	8.786E-03	.000	.910	33.115	.000
	I1	-1.37E-03	.031	-.002	-.044	.965
	I2	4.415E-02	.031	.052	1.415	.161
	I3	7.119E-02	.031	.084	2.281	.026
	I4	.202	.031	.238	6.462	.000
	I5	.197	.031	.232	6.299	.000
	I6	.150	.031	.177	4.789	.000
	I7	.128	.031	.151	4.098	.000
	I8	.131	.031	.155	4.205	.000
	I9	.110	.031	.129	3.506	.001
	I10	8.277E-02	.031	.098	2.653	.010
	I11	5.351E-02	.031	.063	1.715	.091

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\ln \hat{Y}_t = 4.963 + 0.008786 t - 0.00137 I_{1t} + 0.04415 I_{2t} + 0.07119 I_{3t} \\ + 0.202 I_{4t} + 0.197 I_{5t} + 0.150 I_{6t} + 0.128 I_{7t} \\ + 0.131 I_{8t} + 0.110 I_{9t} + 0.08277 I_{10t} + 0.05351 I_{11t}$$

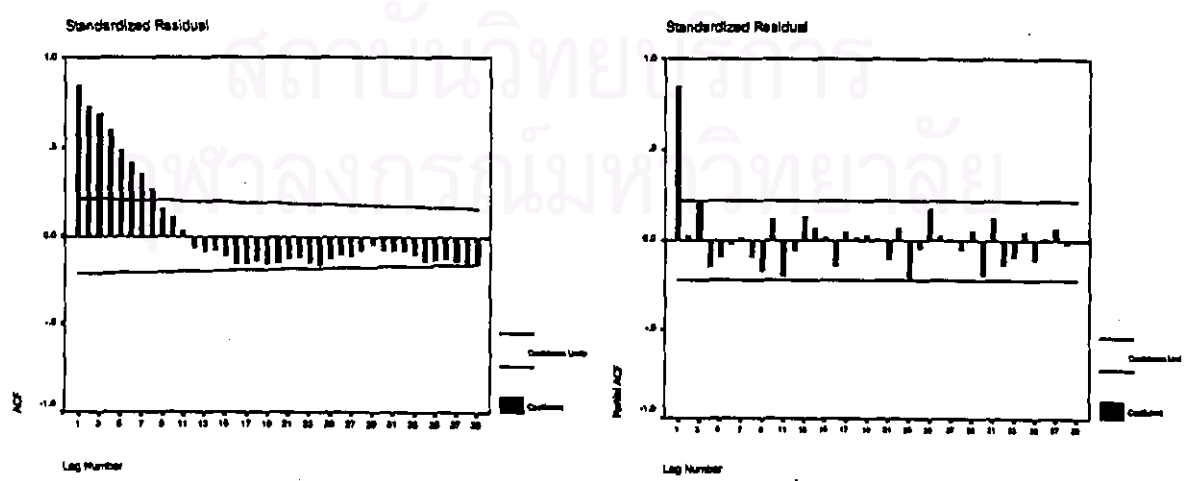
หรือ  $\hat{Y}_t = \exp\{\ln \hat{Y}_t\}$

การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพองของตัวแบบแยกองค์ประกอบ ด้วยการพิจารณารูปของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 3.11 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่า SACF และ SPACF ของ  $e_t$  รูปที่ 3.12 พบว่าค่าผิดพลาดมีอัตสหสัมพันธ์ที่เล็ก 1 หรือที่ห่างกัน 1 คาบเวลา ซึ่งไม่สอดคล้องกับคุณสมบัติของค่าผิดพลาดสุ่ม



mean error = 1.40E-09

รูปที่ 3.11



รูปที่ 3.12

เนื่องจากค่าผิดพลาดมีอัตสหสัมพันธ์ และรูปแบบของอัตสหสัมพันธ์เป็น AR(1) ดังนั้นจะพิจารณาตัวแบบพยากรณ์เมื่อค่าผิดพลาดสุ่ม  $\varepsilon_t$  มีอัตสหสัมพันธ์ AR(1) ดังนี้

$$\ln Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 I_{1t} + \dots + \beta_{12} I_{11t} + \varepsilon_t$$

โดยที่  $\varepsilon_t = \phi \varepsilon_{t-1} + a_t$

การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบอัตโนมัติ ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

### AREG

#### FINAL PARAMETERS:

Number of residuals	84
Standard error	.02948675
Log likelihood	183.2206
AIC	-338.4412
SBC	-304.40977

#### Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	70	.06188696	.00086947

#### Variables in the Model:

	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
AR1	.8682370	.06036736	14.38256	.00000000
T	.0084398	.00081331	10.37707	.00000000
I1	-.0001332	.01132902	-.01176	.99065014
I2	.0464741	.01516982	3.06359	.00310372
I3	.0744781	.01754051	4.24606	.00006573
I4	.2058483	.01904406	10.80906	.00000000
I5	.2015600	.01990549	10.12585	.00000000
I6	.1550923	.02021948	7.67044	.00000000
I7	.1341072	.02000977	6.70208	.00000000
I8	.1379609	.01924158	7.16994	.00000000
I9	.1165540	.01780586	6.54582	.00000000
I10	.0797891	.01511827	5.27766	.00000140
I11	.0521157	.01132049	4.60366	.00001804
CONSTANT	4.9682967	.04263036	116.54363	.00000000

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

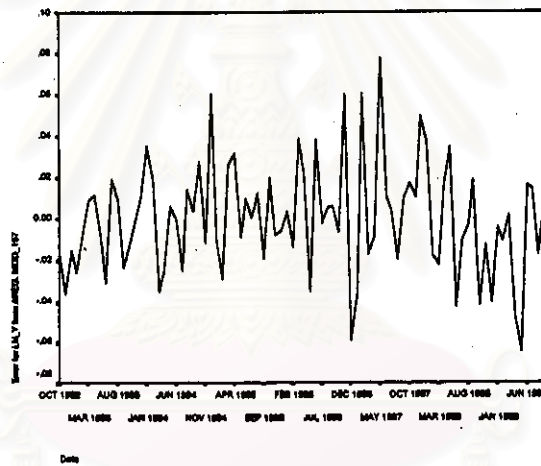
$$\begin{aligned} \ln \hat{Y}_t = & 4.9683 + 0.0084 t - 0.0001 I_{1t} + 0.0465 I_{2t} + 0.0745 I_{3t} \\ & + 0.2058 I_{4t} + 0.2016 I_{5t} + 0.1551 I_{6t} + 0.1341 I_{7t} \\ & + 0.1380 I_{8t} + 0.1166 I_{9t} + 0.0798 I_{10t} + 0.0521 I_{11t} + \varepsilon_t \end{aligned}$$



หรือ  $\hat{Y}_t = \exp\{\ln \hat{Y}_t\}$

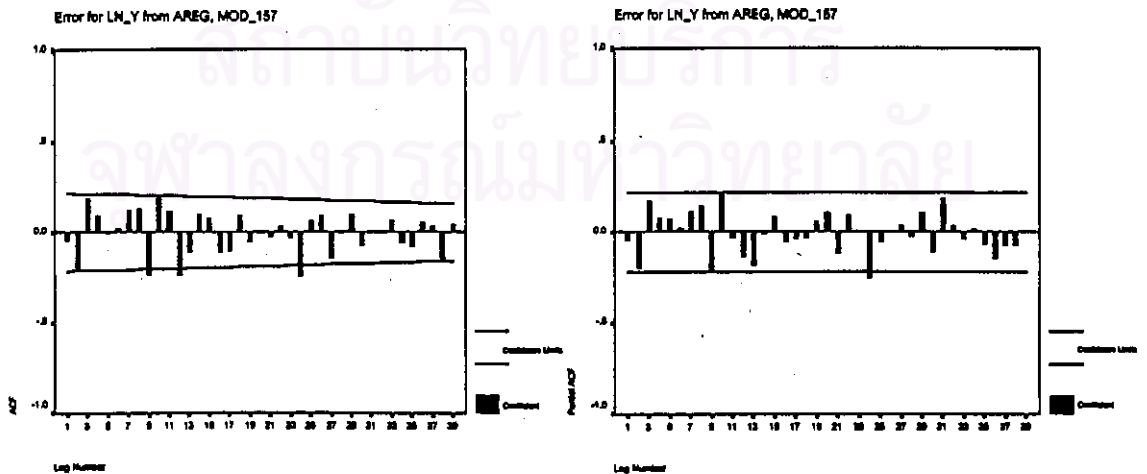
โดยที่  $\varepsilon_t = 0.8682 \varepsilon_{t-1}$

การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอของตัวแบบอัตโนมัติด้วย การพิจารณากราฟของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 3.13 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่า SACF และ SPACF ของ  $e_t$  รูปที่ 3.14 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีอัตสหสัมพันธ์กัน และการทดสอบโคโลโมโกรอฟ - สมิโนฟในรูปที่ 3.15 จะได้ค่า Sig. = 0.865 มากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป



mean error = 1.560E-04

รูปที่ 3.13



รูปที่ 3.14

## One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Error for LN_Y from AREG, MOD 157
N		84
Normal Parameters <sup>a,b</sup>	Mean	1.560421E-04
	Std. Deviation	2.711700E-02
Most Extreme Differences	Absolute	.065
	Positive	.065
	Negative	-.035
Kolmogorov-Smirnov Z		.600
Asymp. Sig. (2-tailed)		.865

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 3.15

## 3.4 วิธีการวิเคราะห์การถดถอย

จากการพิจารณากากราฟระหว่าง  $Y_t$  กับ  $X_{1t}, X_{2t}, X_{3t}$  แต่ละตัวในรูปที่ 3.16 เพื่อกำหนดรูปแบบความสัมพันธ์เชิงเส้นระหว่างตัวแปรตามและตัวแปรอิสระ จะพบว่ากากราฟระหว่าง  $Y_t$  กับ  $X_{1t}$  และ  $X_{2t}$  มีแนวโน้มเป็นเส้นโค้งในลักษณะฟังก์ชันล็อก - ล็อก ส่วน  $Y_t$  กับ  $X_{3t}$  มีแนวโน้มเป็นเชิงเส้นตรง จึงควรแปลงค่าของ  $Y_t, X_{1t}$  และ  $X_{2t}$  โดยการใส่  $\ln$  ดังในรูปที่ 3.17 ดังนั้นจะได้ตัวแบบการถดถอยเชิงเส้น ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\ln Y_t = \beta_0 + \beta_1 \ln X_{1t} + \beta_2 \ln X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \varepsilon_t$$

โดยที่  $Y_t$  = ปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้าของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทบ้านอยู่อาศัยขนาดเล็ก  
และบ้านอยู่อาศัยขนาดใหญ่ ในภาคกลาง (ล้านกิโลวัตต์ - ชั่วโมง)

ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.21

$X_{1t}$  = จำนวนประชากรในภาคกลาง (ล้านคน)

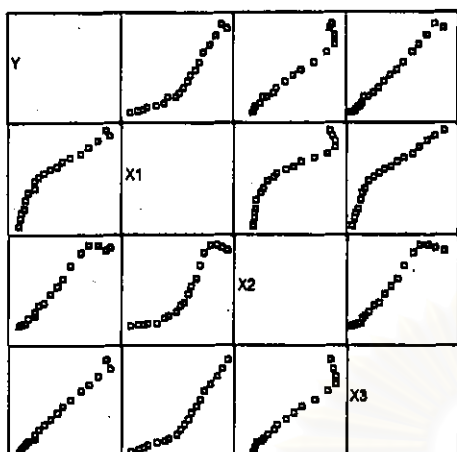
ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.26

$X_{2t}$  = รายได้เฉลี่ยต่อคนของประชากรในภาคกลาง (บาท)

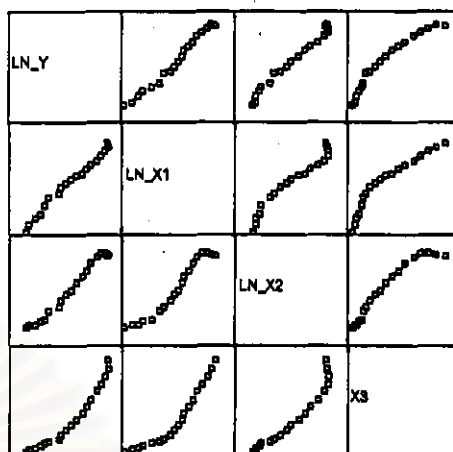
ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.27

$X_{3t}$  = ผลิตภัณฑ์มวลรวมของสาขาที่อยู่อาศัยในภาคกลาง (ล้านบาท)

ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.28



รูปที่ 3.16



รูปที่ 3.17

การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบการถดถอยเชิงเส้น โดยการวิเคราะห์ตัวแบบเชิงเส้น  
ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

## Regression

### Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.998	.997	.996	4.667E-02

### ANOVA<sup>b</sup>

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	9.609	3	3.203	1470.725	.000 <sup>a</sup>
	Residual	3.267E-02	15	2.178E-03		
	Total	9.642	18			

a. Predictors: (Constant), X3, LN\_X1, LN\_X2

b. Dependent Variable: LN\_Y

### Coefficients

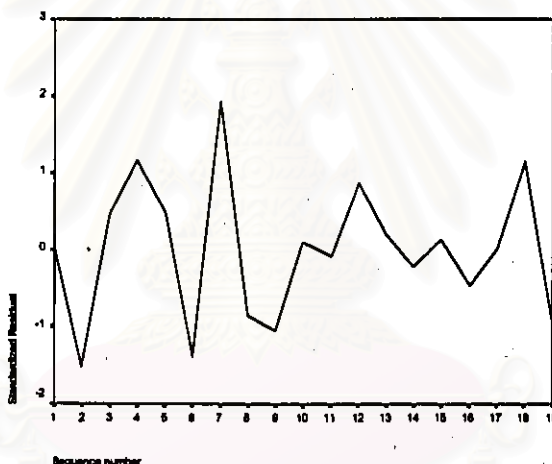
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-5.805	.621		-9.353	.000
	LN_X1	3.695	.475	.494	7.779	.000
	LN_X2	.464	.085	.406	5.462	.000
	X3	2.150E-05	.000	.109	2.067	.046

เมื่อประมาณค่าของพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\ln \hat{Y}_t = -5.805 + 3.695 \ln X_{1t} + 0.464 \ln X_{2t} + 2.150E-05 X_{3t}$$

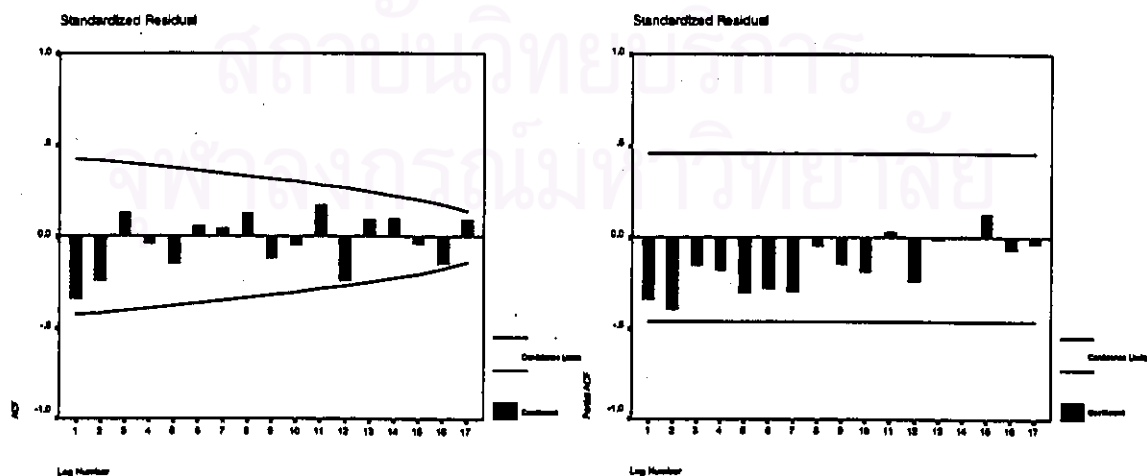
หรือ  $\hat{Y}_t = \exp(\ln \hat{Y}_t)$

การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบการถดถอยเชิงเส้น ด้วยการพิจารณากราฟของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 3.18 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่า SACF และ SPACF ของ  $e_t$  รูปที่ 3.19 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีอัตสหสัมพันธ์กัน และการทดสอบโคลโมโกรอฟ - สมิโนฟในรูปที่ 3.20 จะได้ค่า Sig. = 0.991 มากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป



mean error = - 2.5E-09

รูปที่ 3.18



รูปที่ 3.19

## One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Standardi zed Residual
N		19
Normal Parameters <sup>a,b</sup>	Mean	-2.5E-09
	Std. Deviation	.9128709
Most Extreme Differences	Absolute	.101
	Positive	.101
	Negative	-.094
Kolmogorov-Smirnov Z		.438
Asymp. Sig. (2-tailed)		.991

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 3.20

ผลการเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ ข้างต้น กับวิธีการพยากรณ์ของ กฟภ. จากการเปรียบเทียบค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ โดยพิจารณาจากค่าของ MAPE จะได้ว่า ค่าพยากรณ์โดยวิธีการบอกรี - เจนกินส์ จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 0.3853 % ซึ่งต่ำกว่าวิธีการอื่น ๆ ส่วนค่าพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 0.9777 % ค่าพยากรณ์โดยวิธีการแยกองค์ประกอบ จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 4.3221 % ค่าพยากรณ์โดยวิธีการวิเคราะห์การถดถอย จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 2.1163 % และค่าพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์ของ กฟภ. จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 5.7656 % ดังนั้น การพยากรณ์โดยวิธีการบอกรี - เจนกินส์ จะเป็นวิธีการที่เหมาะสมกับข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า ของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทบ้านอยู่อาศัยขนาดเล็ก และบ้านอยู่อาศัยขนาดใหญ่ ในภาคกลาง จุดนี้มากกว่าวิธีอื่น ๆ ส่วนวิธีที่เหมาะสมเป็นอันดับ 2 และ 3 คือวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ และวิธีการวิเคราะห์การถดถอย ตามลำดับ

#### ข.4 ผลการวิเคราะห์ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า ของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทบ้านอยู่อาศัยขนาดเล็ก และบ้านอยู่อาศัยขนาดใหญ่ ในภาคใต้

การวิเคราะห์ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า ของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทบ้านอยู่อาศัยขนาดเล็ก และบ้านอยู่อาศัยขนาดใหญ่ ในภาคใต้ ชุดนี้ โดยวิธีการบอกซ์ - เจนกินส์ วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ และวิธีการแยกองค์ประกอบ จะใช้ข้อมูลรายเดือนจากตารางภาคผนวกที่ ก.4 ส่วนวิธีการวิเคราะห์การถดถอย จะใช้ข้อมูลรายปีจากตารางภาคผนวกที่ ก.21 ซึ่งผลการวิเคราะห์ข้อมูลด้วยวิธีการต่าง ๆ เป็นดังนี้

##### 4.1 วิธีการบอกซ์ - เจนกินส์

จากการพิจารณารูปกราฟอนุกรมเวลารูปที่ 4.1 และพิจารณา SACF และ SPACF ของข้อมูลอนุกรมเวลาในรูปที่ 4.2 พบว่าข้อมูลอนุกรมชุดนี้มีองค์ที่ทั้งในค่าเฉลี่ย และความแปรปรวน จึงต้องแปลงข้อมูลให้คงที่ โดยเริ่มจากการใส่  $\ln$  ในอนุกรม  $Y_t$  และทำผลต่างของข้อมูลที่มีแนวโน้มหนึ่งครั้ง จะได้ข้อมูลที่อยู่ในสภาพคงที่ในรูปที่ 4.3 เมื่อพิจารณา SACF และ SPACF ของข้อมูลที่คงที่แล้วในรูปที่ 4.4 รูปแบบในส่วนที่ไม่ใช่ฤดูกาลจะเป็น MA(1) เนื่องจากค่า  $\hat{\rho}_k$  จะมีค่าสูงที่  $k = 1$  และเท่ากับ 0 เมื่อ  $k > 1$  และค่า  $\hat{\phi}_{kk}$  ลดลงอย่างรวดเร็วขณะที่  $k > 1$  และรูปแบบในส่วนที่เป็นฤดูกาลจะเป็น AR(1) เนื่องจากค่า  $\hat{\rho}_k$  ลดลงอย่างรวดเร็วขณะที่  $k > 1$  และค่า  $\hat{\phi}_{kk}$  จะมีค่าสูงที่  $k = 1$  และเท่ากับ 0 เมื่อ  $k > 1$  ดังนั้นจะได้ตัวแบบ ARIMA(0, 1, 1)(1, 0, 0)<sub>12</sub> มีรูปแบบดังนี้

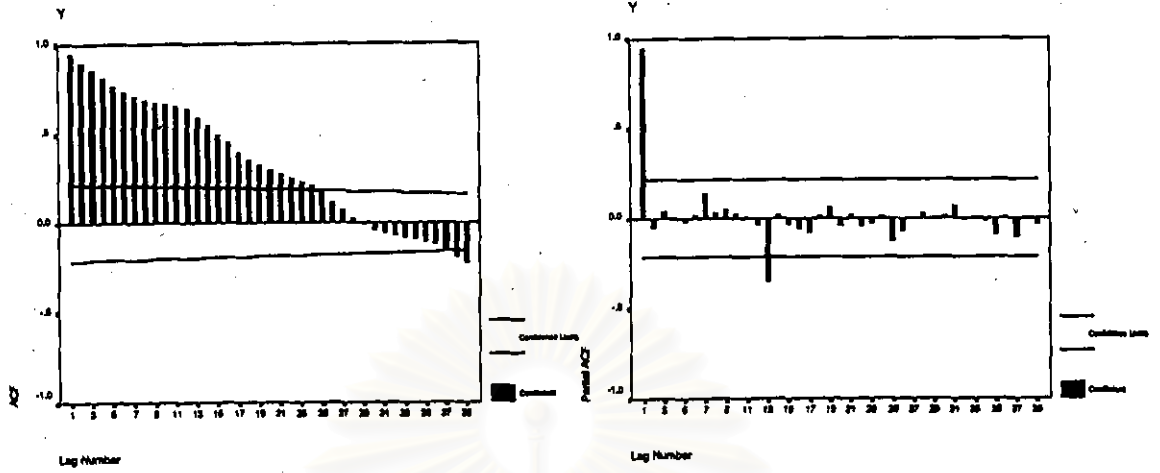
$$(1 - \Phi_{12} B^{12})(1 - B) \ln Y_t = \delta + (1 - \theta_1 B) a_t$$

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

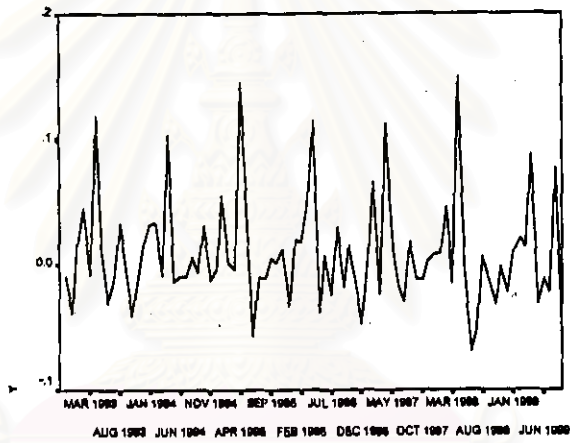
$$\text{โดยที่ } W_t = (1 - B) \ln Y_t$$



รูปที่ 4.1

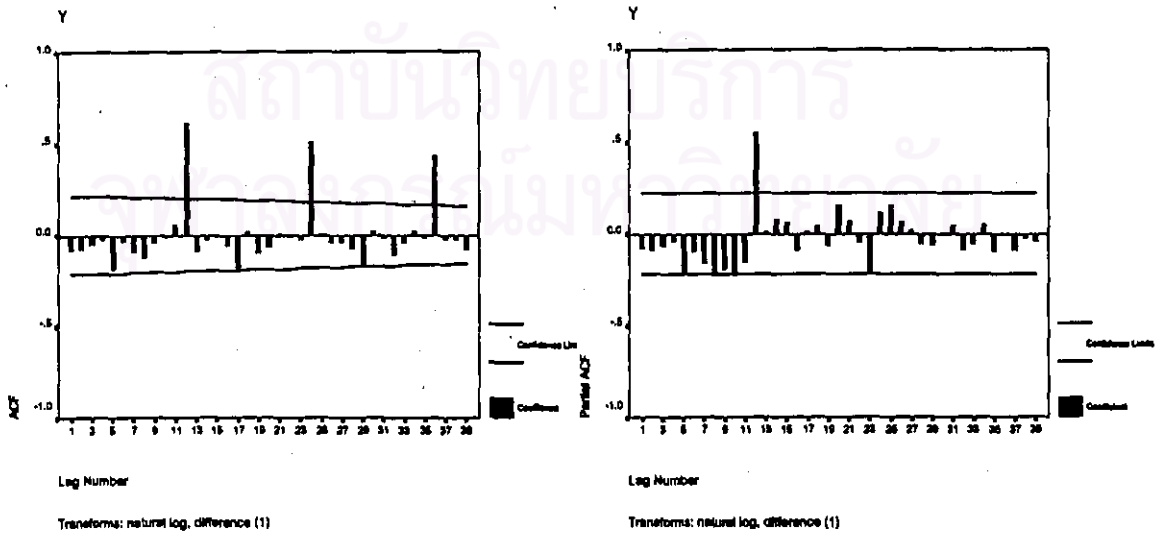


รูปที่ 4.2



Transform: natural log, difference (1)

รูปที่ 4.3



รูปที่ 4.4

การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ ARIMA (0, 1, 1)(1, 0, 0)<sub>12</sub> โดยไม่คิดค่าคงที่เนื่องจากระดับค่าเฉลี่ยคงที่มีค่าเข้าใกล้ศูนย์ ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

### Arima

#### FINAL PARAMETERS:

Number of residuals 83  
 Standard error .03032668  
 Log likelihood 168.63327  
 AIC -333.26654  
 SBC -328.42886

#### Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	81	.08321552	.00091971

#### Variables in the Model:

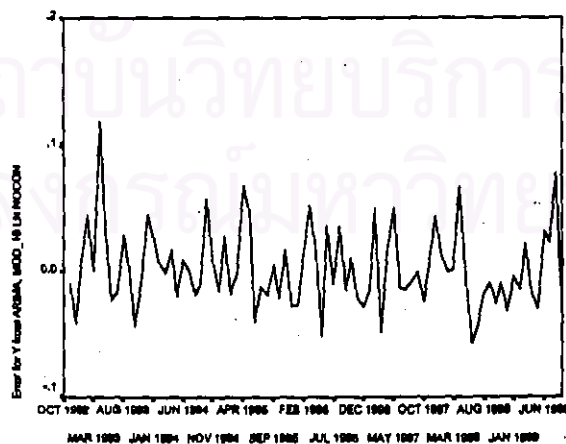
	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
MA1	.21378243	.10521701	2.031824	.01544972
SAR1	.73014647	.07136454	10.231222	.00000000

เมื่อประมาณค่าของพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$W_t = 0.7301 W_{t-12} + a_t - 0.2138 a_{t-1}$$

โดยที่  $W_t = (1-B) \ln Y_t$

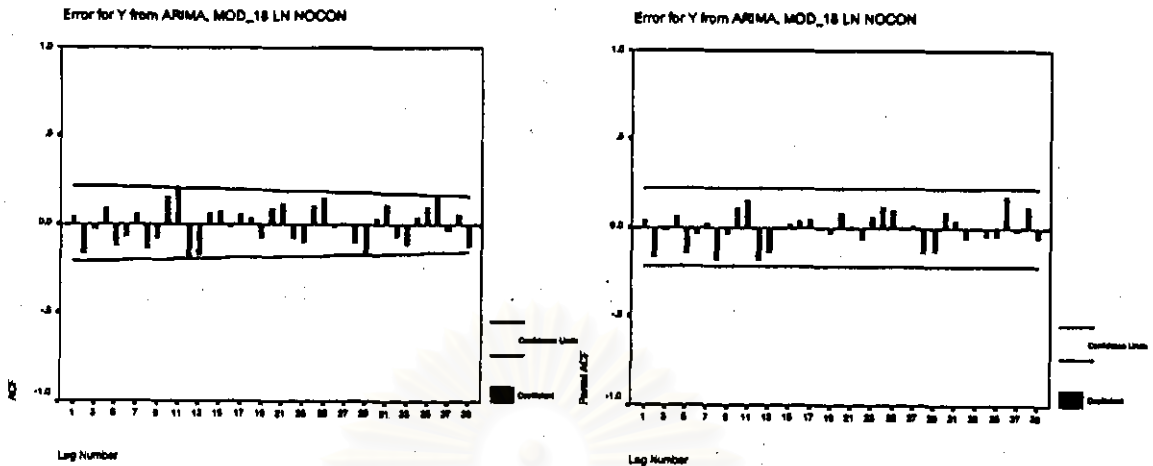
การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอของตัวแบบ ARIMA ด้วยการตรวจสอบคุณสมบัติของค่าเศษเหลือตกค้าง  $e_t$  ว่ามีคุณสมบัติสอดคล้องกับคุณสมบัติของค่าผิดพลาดสุ่ม  $a_t$  หรือไม่



mean error = 0.00317

รูปที่ 4.5





รูปที่ 4.6

## One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Error for Y from ARIMA, MOD_18 LN NOCON
N		83
Normal Parameters <sup>a,b</sup>	Mean	3.17E-03
	Std. Deviation	3.23E-02
Most Extreme Differences	Absolute	.098
	Positive	.098
	Negative	-.050
Kolmogorov-Smirnov Z		.890
Asymp. Sig. (2-tailed)		.406

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 4.7

จากการพิจารณารูปของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 4.5 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวในลักษณะขนานรอบค่าเฉลี่ยศูนย์ แสดงเหตุผลได้ว่า ค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ และเมื่อพิจารณาค่าของ SACF และ SPACF ของ  $e_t$  ในรูปที่ 4.6 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีอัตสหสัมพันธ์กัน และจากการทดสอบโคลโมโกรอฟ - สมิโนฟ ในรูปที่ 4.7 ว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงแบบปกติหรือไม่ จะได้ค่า Sig. = 0.406 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้น ตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป

#### 4.2 วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์

จากการพิจารณากราฟอนุกรมเวลาในรูปที่ 4.1 ข้อมูลมีแนวโน้มและฤดูกาล ดังนั้นวิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลังที่เหมาะสมกับข้อมูลที่มีทั้งแนวโน้มและฤดูกาล คือวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ และเนื่องจากความแปรปรวนไม่คงที่ จึงควรแปลงข้อมูลโดยการใส่  $\ln$  ในอนุกรม  $Y_t$  ซึ่งการประมาณค่าคงที่ปรับให้เรียบทั้ง 3 ค่า ของวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ ที่ให้ค่าเฉลี่ยของค่าคลาดเคลื่อนกำลังสอง (MSE) ต่ำสุด ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

#### ExSmooth

The 10 smallest SSE's are:

	Alpha	Gamma	Delta	SSE
	.6000000	.1000000	.1000000	.03780
	.7000000	.1000000	.1000000	.03783
	.7000000	.1000000	.2000000	.03835
	.8000000	.1000000	.1000000	.03849
	.6000000	.1000000	.2000000	.03853
	.5000000	.1000000	.1000000	.03863
	.8000000	.1000000	.2000000	.03882
	.7000000	.1000000	.3000000	.03894
	.8000000	.1000000	.3000000	.03919
	.6000000	.1000000	.3000000	.03934

เมื่อประมาณค่าคงที่ปรับให้เรียบทั้ง 3 ค่า จะได้ค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับระดับ ( $\alpha$ ) เท่ากับ 0.60, ค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับแนวโน้ม ( $\gamma$ ) เท่ากับ 0.10 และค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับฤดูกาล ( $\delta$ ) เท่ากับ 0.10 ซึ่งตัวแบบพยากรณ์ จะมีรูปแบบดังนี้

$$\ln \hat{Y}_t(l) = (\hat{\mu}_t + l \hat{\beta}_t) \hat{I}_{t+1-m} \quad \text{สำหรับ } t = m, m+1, \dots, m = 12$$

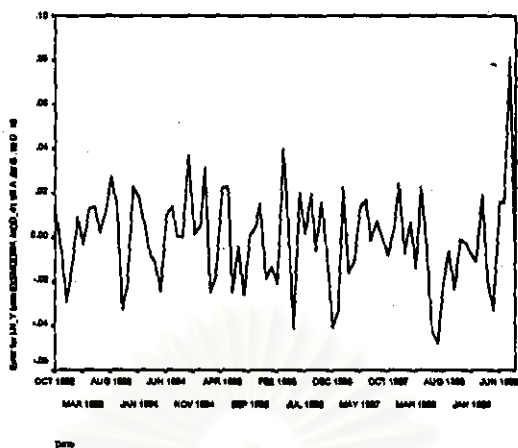
หรือ 
$$\hat{Y}_t(l) = \exp\{\ln \hat{Y}_t(l)\}$$

โดยที่ 
$$\hat{\mu}_t = \alpha (\ln Y_t / \hat{I}_{t-m}) + (1 - \alpha) (\hat{\mu}_{t-1} + \hat{\beta}_{t-1})$$

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

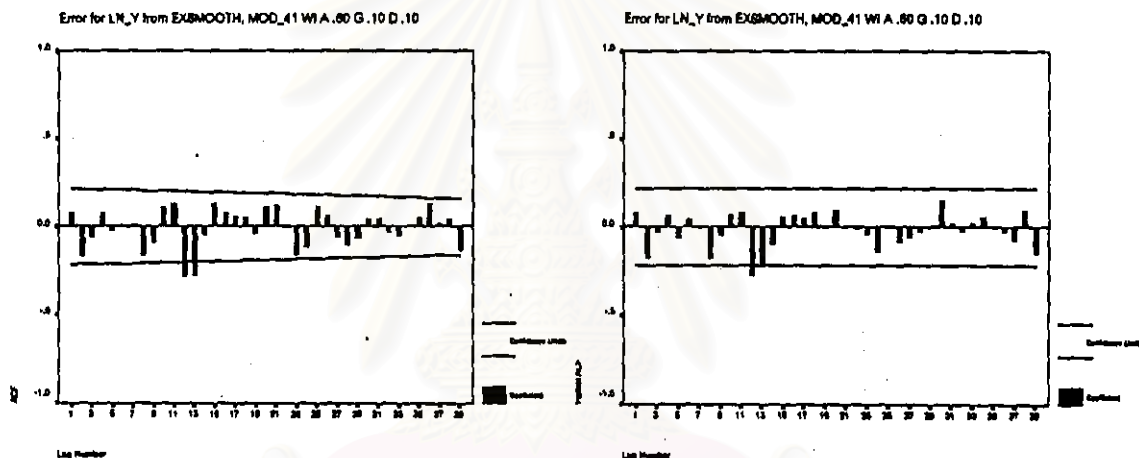
$$\hat{I}_t = \delta (\ln Y_t / \hat{\mu}_t) + (1 - \delta) \hat{I}_{t-m}$$

การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอของตัวแบบวินเตอร์ ด้วยการพิจารณากราฟของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 4.8 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่า ค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ และเมื่อพิจารณาค่าของ SACF และ SPACF ของ  $e_t$  รูปที่ 4.9 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีอัตสหสัมพันธ์กัน และจากการทดสอบโคโลโมโกรอฟ - สมิโนฟ ในรูปที่ 4.10 จะได้ค่า Sig. = 0.879 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป



mean error = - 7.171E-04

รูปที่ 4.8



รูปที่ 4.9

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Error for LN_Y from EXSMOOTH, MOD_41 WI A .60 G .10 D .10
N		84
Normal Parameters <sup>a,b</sup>	Mean	-7.17078E-04
	Std. Deviation	2.132655E-02
Most Extreme Differences	Absolute	.064
	Positive	.064
	Negative	-.039
Kolmogorov-Smirnov Z		.589
Asymp. Sig. (2-tailed)		.879

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 4.10

### 4.3 วิธีการแยกองค์ประกอบ

จากการพิจารณากราฟอนุกรมเวลารูปที่ 4.1 ข้อมูลมีความแปรปรวนไม่คงที่ จึงต้องแปลงโดยการใส่  $\ln$  ในอนุกรม Y, ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมจะอยู่ในรูปแบบผลคูณ และเนื่องจากมีแนวโน้มเป็นเชิงเส้น การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบของวิธีการแยกองค์ประกอบ จึงใช้การวิเคราะห์ตัวแบบเชิงเส้น ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

## Regression

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.976	.953	.945	5.325E-02

ANOVA<sup>b</sup>

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	4.073	12	.339	119.683	.000 <sup>a</sup>
	Residual	.201	71	2.836E-03		
	Total	4.274	83			

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

b. Dependent Variable: LN\_Y

Coefficients

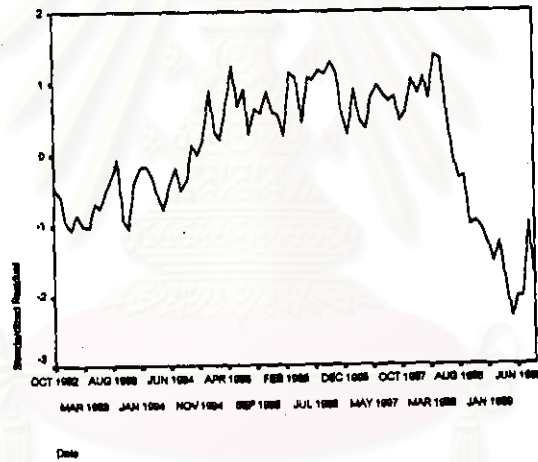
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	4.681	.022		210.549	.000
	T	8.819E-03	.000	.948	36.428	.000
	I1	1.189E-02	.028	.015	.418	.678
	I2	3.530E-02	.028	.043	1.240	.219
	I3	2.657E-02	.028	.033	.933	.354
	I4	.136	.028	.167	4.785	.000
	I5	.122	.028	.150	4.295	.000
	I6	8.637E-02	.029	.108	3.030	.003
	I7	5.425E-02	.029	.066	1.903	.061
	I8	6.721E-02	.029	.082	2.356	.021
	I9	4.325E-02	.029	.053	1.515	.134
	I10	3.961E-02	.028	.049	1.391	.188
	I11	2.569E-02	.028	.031	.902	.370

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\ln \hat{Y}_t = 4.681 + 0.008819t + 0.01189 I_{1t} + 0.0353 I_{2t} + 0.02657 I_{3t} \\ + 0.136 I_{4t} + 0.122 I_{5t} + 0.08637 I_{6t} + 0.05425 I_{7t} \\ + 0.06721 I_{8t} + 0.04325 I_{9t} + 0.03961 I_{10t} + 0.02569 I_{11t}$$

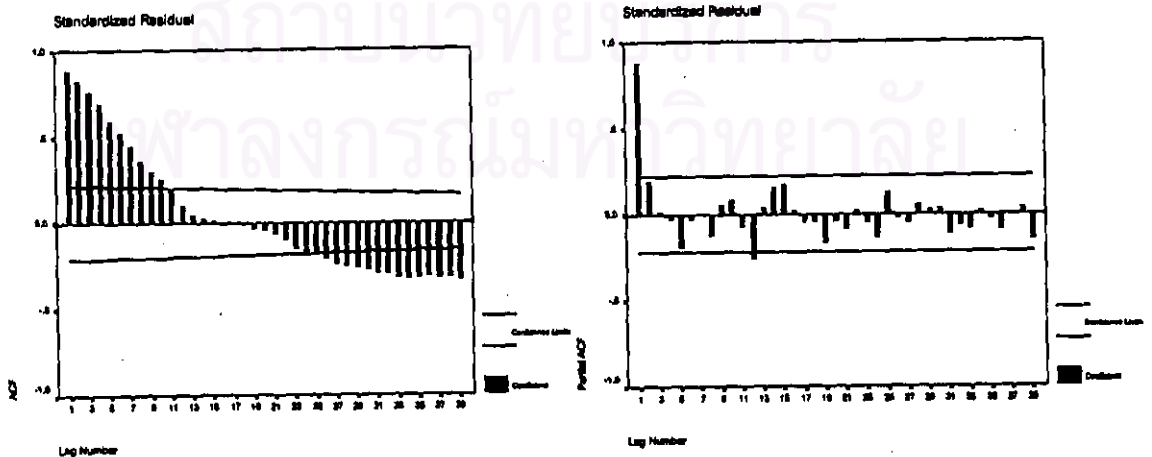
หรือ  $\hat{Y}_t = \exp\{\ln \hat{Y}_t\}$

การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอของตัวแบบแยกองค์ประกอบ ด้วยการพิจารณารูปของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 4.11 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่า SACF และ SPACF ของ  $e_t$  รูปที่ 4.12 พบว่าค่าผิดพลาดมีอัตราสัมพันธ์ที่เล็ก 1 หรือที่ห่างกัน 1 คาบเวลา ซึ่งไม่สอดคล้องกับคุณสมบัติของค่าผิดพลาดสุ่ม



mean error = 7.65E-10

รูปที่ 4.11



รูปที่ 4.12

เนื่องจากค่าผิดพลาดมีอัตราสัมพันธ์ และรูปแบบของอัตราสัมพันธ์เป็น AR(1) ดังนั้นจะพิจารณาตัวแบบพยากรณ์เมื่อค่าผิดพลาด  $\varepsilon_t$  มีอัตราสัมพันธ์ AR(1) ดังนี้

$$\ln Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 I_{1t} + \dots + \beta_{12} I_{11t} + \varepsilon_t$$

โดยที่  $\varepsilon_t = \phi \varepsilon_{t-1} + a_t$

การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบอัตโนมัติ ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

### AREG

#### FINAL PARAMETERS:

Number of residuals	84
Standard error	.02231871
Log likelihood	206.41424
AIC	-384.82848
SBC	-350.79704

#### Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	70	.03565641	.00049812

#### Variables in the Model:

	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
AR1	.9202498	.04979478	18.48085	.00000000
T	.0082989	.00088231	9.40592	.00000000
I1	.0131157	.00838857	1.56352	.12244047
I2	.0376616	.01128719	3.33666	.00135999
I3	.0299802	.01309947	2.28866	.02512115
I4	.1406401	.01425867	9.86348	.00000000
I5	.1275890	.01492506	8.54864	.00000000
I6	.0923894	.01516632	6.09175	.00000005
I7	.0609823	.01500097	4.06523	.00012387
I8	.0745675	.01440804	5.17540	.00000208
I9	.0511616	.01331769	3.84163	.00026573
I10	.0368449	.01126487	3.27078	.00166606
I11	.0243604	.00838483	2.90530	.00490754
CONSTANT	4.6868530	.04686703	100.00320	.00000000

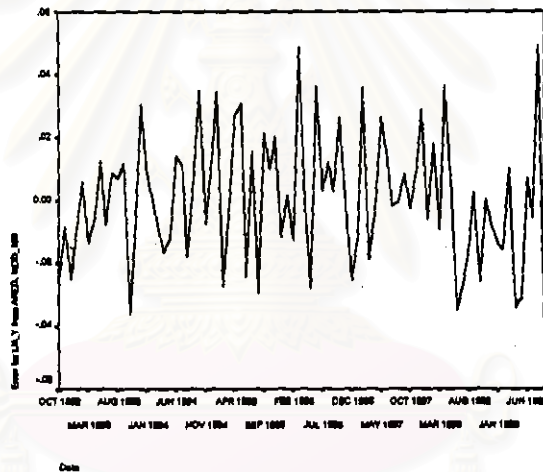
เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\begin{aligned} \ln \hat{Y}_t = & 4.6869 + 0.0083 t + 0.0131 I_{1t} + 0.0377 I_{2t} + 0.0300 I_{3t} \\ & + 0.1406 I_{4t} + 0.1276 I_{5t} + 0.0924 I_{6t} + 0.0610 I_{7t} \\ & + 0.0746 I_{8t} + 0.0512 I_{9t} + 0.0368 I_{10t} + 0.0244 I_{11t} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

หรือ  $\hat{Y}_t = \exp\{\ln \hat{Y}_t\}$

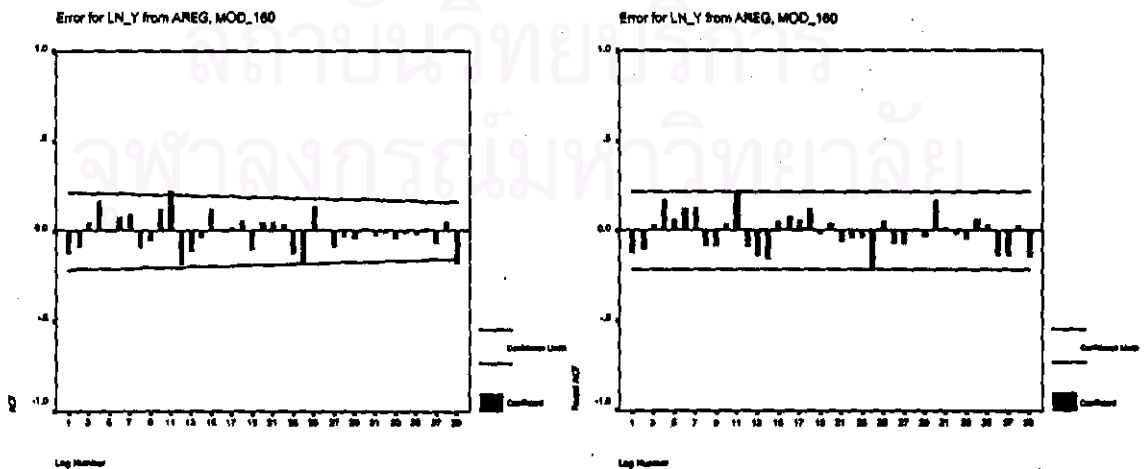
โดยที่  $\varepsilon_t = 0.9202 \varepsilon_{t-1}$

การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอของตัวแบบอัตโนมัติด้วย การพิจารณากราฟของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 4.13 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่า SACF และ SPACF ของ  $e_t$  รูปที่ 4.14 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีอัตโนมัติสัมพันธ์กัน และการทดสอบโคโลโมโกรอฟ - สมิโนฟในรูปที่ 4.15 จะได้ค่า Sig. = 0.988 มากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป



mean error = 3.005E-04

รูปที่ 4.13



รูปที่ 4.14

## One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Error for LN_Y from AREG, MOD 160
N		84
Normal Parameters <sup>a,b</sup>	Mean	3.004674E-04
	Std. Deviation	2.068084E-02
Most Extreme Differences	Absolute	.049
	Positive	.047
	Negative	-.049
Kolmogorov-Smirnov Z		.447
Asymp. Sig. (2-tailed)		.988

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 4.15

## 4.4. วิธีการวิเคราะห์การถดถอย

จากการพิจารณากราฟระหว่าง  $Y_t$  กับ  $X_{1t}, X_{2t}, X_{3t}$  แต่ละตัวในรูปที่ 4.16 เพื่อกำหนดรูปแบบความสัมพันธ์เชิงเส้นระหว่างตัวแปรตามและตัวแปรอิสระ จะพบว่ากราฟระหว่าง  $Y_t$  กับ  $X_{1t}$  และ  $X_{2t}$  มีแนวโน้มเป็นเส้นโค้งในลักษณะฟังก์ชันล็อก - ล็อก ส่วน  $Y_t$  กับ  $X_{3t}$  มีแนวโน้มเป็นเชิงเส้นตรง จึงควรแปลงค่าของ  $Y_t, X_{1t}$  และ  $X_{2t}$  โดยการใส่  $\ln$  ดังในรูปที่ 4.17 ดังนั้นจะได้ตัวแบบการถดถอยเชิงเส้น ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\ln Y_t = \beta_0 + \beta_1 \ln X_{1t} + \beta_2 \ln X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \varepsilon_t$$

โดยที่  $Y_t$  = ปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้าของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทบ้านอยู่อาศัยขนาดเล็ก และบ้านอยู่อาศัยขนาดใหญ่ ในภาคใต้ (ล้านกิโลวัตต์ - ชั่วโมง)

ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.21

$X_{1t}$  = จำนวนประชากรในภาคใต้ (ล้านคน)

ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.26

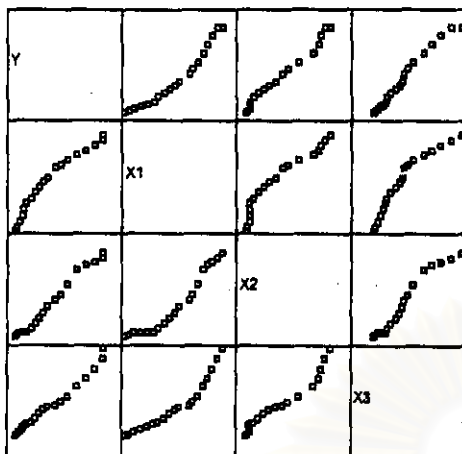
$X_{2t}$  = รายได้เฉลี่ยต่อคนของประชากรในภาคใต้ (บาท)

ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.27

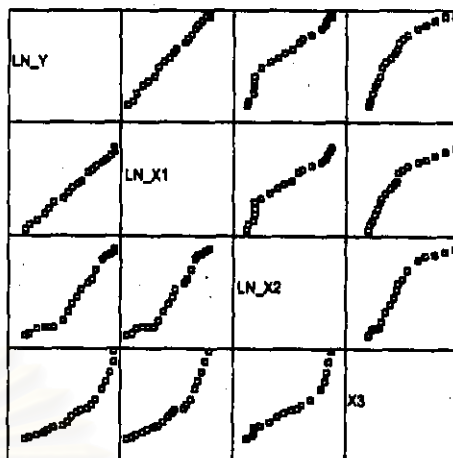
$X_{3t}$  = ผลิตภัณฑ์มวลรวมของสาขาที่อยู่อาศัยในภาคใต้ (ล้านบาท)

ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.28





รูปที่ 4.16



รูปที่ 4.17

การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบการถดถอยเชิงเส้น โดยการวิเคราะห์ตัวแบบเชิงเส้น  
 ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

**Regression**

**Model Summary**

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.999	.997	.997	4.380E-02

**ANOVA<sup>b</sup>**

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	10.759	3	3.586	1869.089	.000 <sup>a</sup>
	Residual	2.878E-02	15	1.919E-03		
	Total	10.788	18			

a. Predictors: (Constant), X3, LN\_X1, LN\_X2

b. Dependent Variable: LN\_Y

**Coefficients**

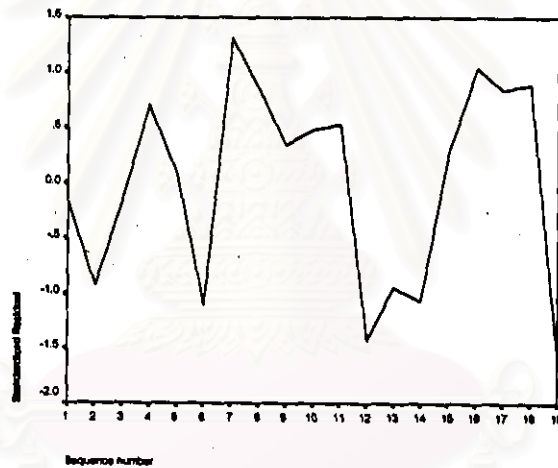
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-11.793	.613		-19.232	.000
	LN_X1	8.036	.519	.979	15.489	.000
	LN_X2	.123	.110	.081	1.117	.038
	X3	-2.13E-05	.000	-.064	-1.427	.027

เมื่อประมาณค่าของพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\ln \hat{Y}_t = -11.793 + 8.036 \ln X_{1t} + 0.123 \ln X_{2t} - 2.13E-05 X_{3t}$$

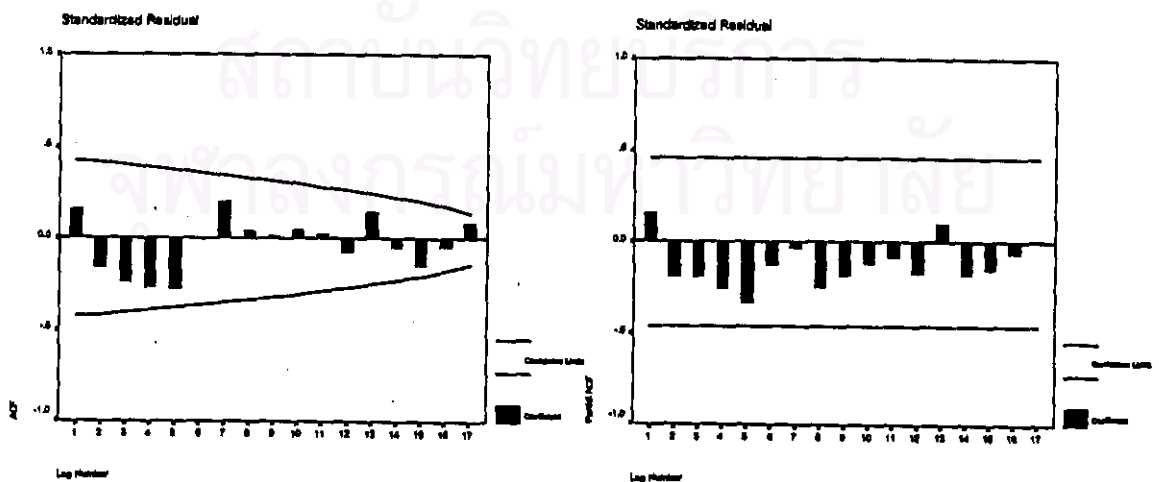
หรือ  $\hat{Y}_t = \exp\{\ln \hat{Y}_t\}$

การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบการถดถอยเชิงเส้น ด้วยการพิจารณารูปของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 4.18 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่า SACF และ SPACF ของ  $e_t$  รูปที่ 4.19 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีอัตสหสัมพันธ์กัน และการทดสอบโคโลโมโกรอฟ - สมิโนฟในรูปที่ 4.20 จะได้ค่า Sig. = 0.705 มากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป



mean error = 7.45E-09

รูปที่ 4.18



รูปที่ 4.19

## One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Standardi zed Residual
N		19
Normal Parameters <sup>a,b</sup>	Mean	7.45E-09
	Std. Deviation	.9128709
Most Extreme Differences	Absolute	.161
	Positive	.161
	Negative	-.145
Kolmogorov-Smirnov Z		.704
Asymp. Sig. (2-tailed)		.705

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 4.20

ผลการเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ ข้างต้น กับวิธีการพยากรณ์ของ กฟภ. จากการเปรียบเทียบค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ โดยพิจารณาจากค่าของ MAPE จะได้ว่า ค่าพยากรณ์โดยวิธีการบอกรี - เจนกินส์ จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 0.4128 % ซึ่งต่ำกว่าวิธีการอื่น ๆ ส่วนค่าพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 0.7208 % ค่าพยากรณ์โดยวิธีการแยกองค์ประกอบ จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 4.1862 % ค่าพยากรณ์โดยวิธีการวิเคราะห์การถดถอย จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 4.1798 % และค่าพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์ของ กฟภ. จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 4.6450 % ดังนั้น การพยากรณ์โดยวิธีการบอกรี - เจนกินส์ จะเป็นวิธีการที่เหมาะสมกับข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า ของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทบ้านอยู่อาศัยขนาดเล็ก และบ้านอยู่อาศัยขนาดใหญ่ ในภาคใต้ ชุดนี้มากกว่าวิธีการอื่น ๆ ส่วนวิธีที่เหมาะสมเป็นอันดับ 2 และ 3 คือวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ และวิธีการวิเคราะห์การถดถอย ตามลำดับ

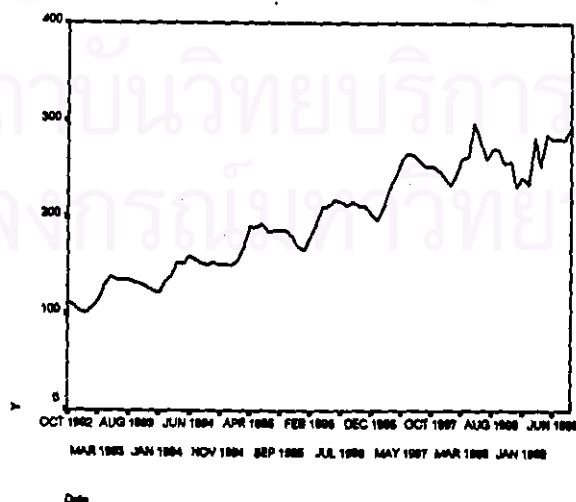
สถาบันวิทยบริการ  
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

## ข.5 ผลการวิเคราะห์ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า ของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภท กิจการขนาดเล็ก กิจการขนาดกลาง และกิจการขนาดใหญ่ ในภาคเหนือ

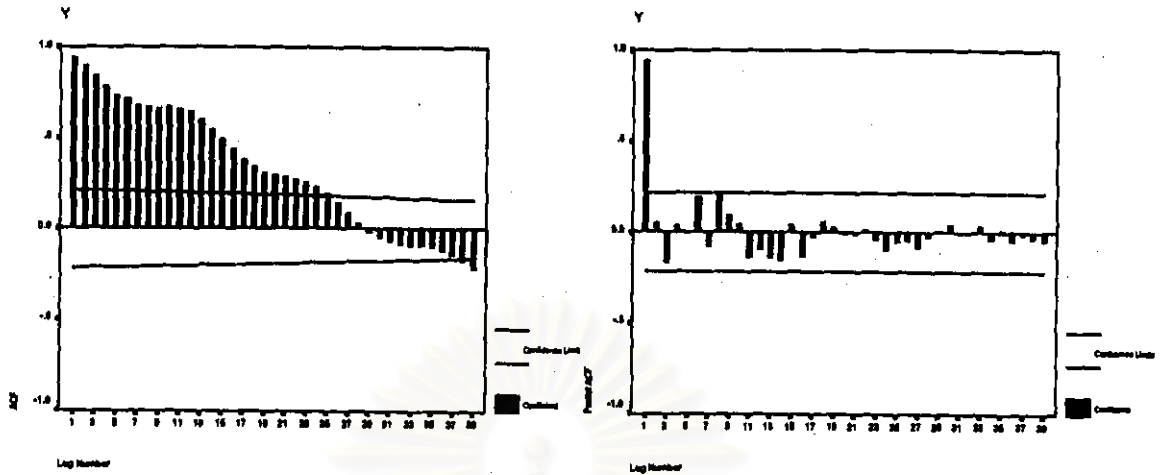
การวิเคราะห์ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า ของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทกิจการขนาดเล็ก กิจการขนาดกลาง และกิจการขนาดใหญ่ ในภาคเหนือ ชุดนี้ โดยวิธีการบอกรี - เจนกินส์ วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ และวิธีการแยกองค์ประกอบ จะใช้ข้อมูลรายเดือนจากตารางภาคผนวกที่ ก.5 ส่วนวิธีการวิเคราะห์การถดถอย จะใช้ข้อมูลรายปีจากตารางภาคผนวกที่ ก.22 ซึ่งผลการวิเคราะห์ข้อมูลด้วยวิธีการต่าง ๆ เป็นดังนี้

### 5.1 วิธีการบอกรี - เจนกินส์

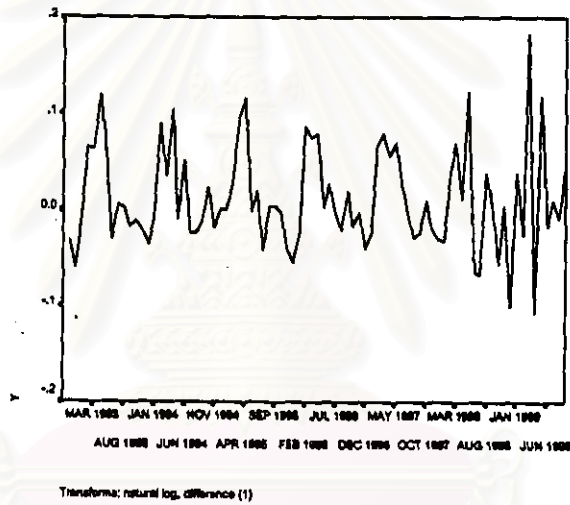
จากการพิจารณารูปกราฟอนุกรมเวลารูปที่ 5.1 และพิจารณา SACF และ SPACF ของข้อมูลอนุกรมเวลาในรูปที่ 5.2 พบว่าข้อมูลอนุกรมชุดนี้ไม่คงที่ทั้งในค่าเฉลี่ย และความแปรปรวน จึงต้องแปลงข้อมูลให้อยู่ในสภาพคงที่ โดยเริ่มจากการใส่  $\ln$  ในอนุกรม  $Y_t$  จากนั้นทำผลต่างของข้อมูลที่มีแนวโน้มหนึ่งครั้ง จะได้ข้อมูลที่อยู่ในสภาพคงที่ในค่าเฉลี่ย ในรูปที่ 5.3 และเมื่อพิจารณา SACF และ SPACF ของข้อมูลที่คงที่ในค่าเฉลี่ยในรูปที่ 5.4 จะเห็นว่า มีอัตสหสัมพันธ์ร่วมระหว่างข้อมูลที่แล็ก  $k = 12, 24, \dots$  มีนัยสำคัญแตกต่างจากศูนย์ จึงควรทำผลต่างของข้อมูลที่มีฤดูกาลอีกหนึ่งครั้ง ซึ่งจะได้ข้อมูลที่อยู่ในสภาพคงที่แล้วในรูปที่ 5.5 เมื่อพิจารณา SACF และ SPACF ของข้อมูลที่คงที่แล้วในรูปที่ 5.6 รูปแบบในส่วนที่ไม่ใช่ฤดูกาลและรูปแบบในส่วนที่เป็นฤดูกาล จะเป็น AR(1) เช่นเดียวกัน เนื่องจากค่า  $\hat{\rho}_k$  ลดลงอย่างรวดเร็วขณะที่  $k > 1$  และค่า  $\hat{\phi}_{kk}$  จะมีค่าสูงที่  $k = 1$  และเท่ากับ 0 เมื่อ  $k > 1$  ดังนั้น จะได้ตัวแบบ ARIMA(1, 1, 0)(1, 1, 0)<sub>12</sub>



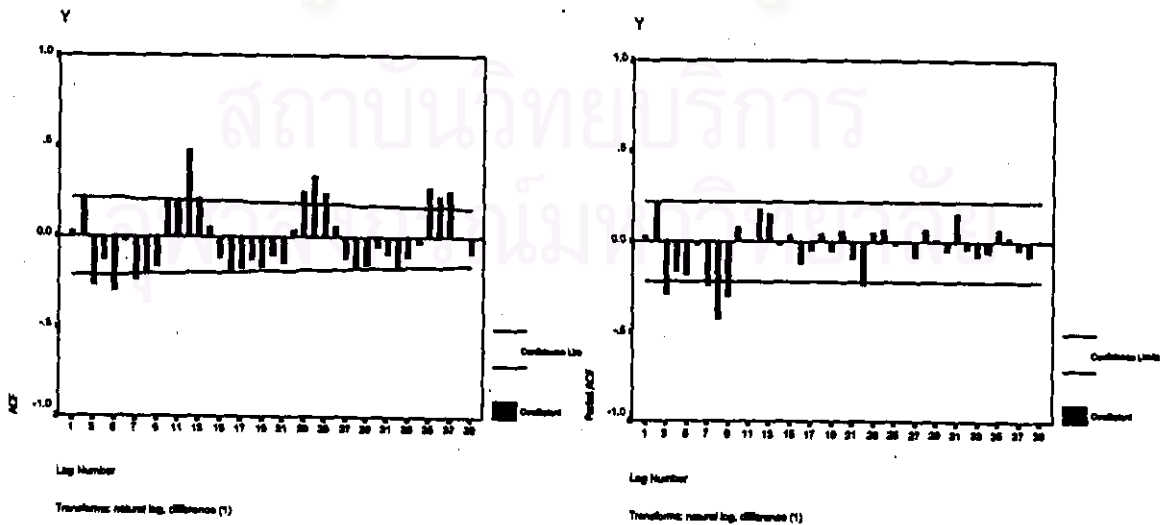
รูปที่ 5.1



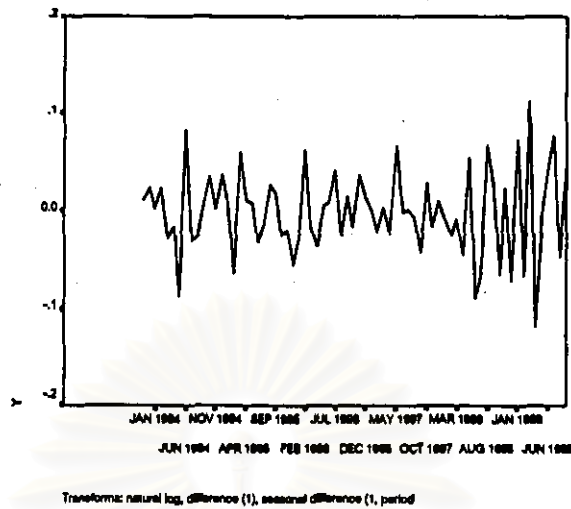
รูปที่ 5.2



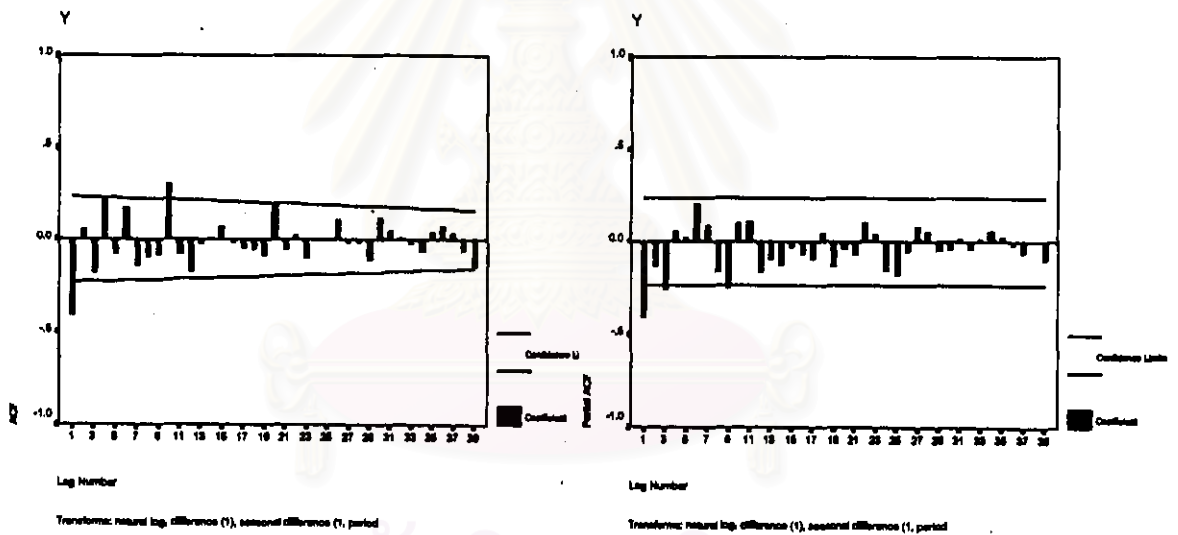
รูปที่ 5.3



รูปที่ 5.4



รูปที่ 5.5



รูปที่ 5.6

ตัวแบบ ARIMA (1, 1, 0)(1, 1, 0)<sub>12</sub> มีรูปแบบดังนี้

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

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

โดยที่  $W_t = (1 - B)(1 - B^{12}) \ln Y_t$

การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ ARIMA (1, 1, 0)(1, 1, 0)<sub>12</sub> โดยไม่คิดค่าคงที่เนื่องจากระดับค่าเฉลี่ยคงที่มีค่าเข้าใกล้ศูนย์ ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

### Arima

#### FINAL PARAMETERS:

Number of residuals 71  
 Standard error .03707158  
 Log likelihood 132.80544  
 AIC -261.61088  
 SBC -257.08552

#### Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	69	.09864233	.00137430

#### Variables in the Model:

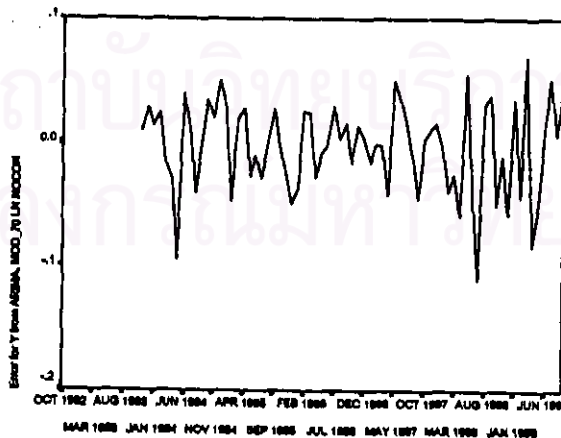
	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
AR1	-.49507758	.10450564	-4.7373288	.00001121
SAR1	-.43520496	.12810996	-3.3971204	.00113394

เมื่อประมาณค่าของพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$W_t = -0.4951 W_{t-1} - 0.4352 W_{t-12} - 0.2155 W_{t-13} + a_t$$

โดยที่  $W_t = (1-B)(1-B^{12}) \ln Y_t$

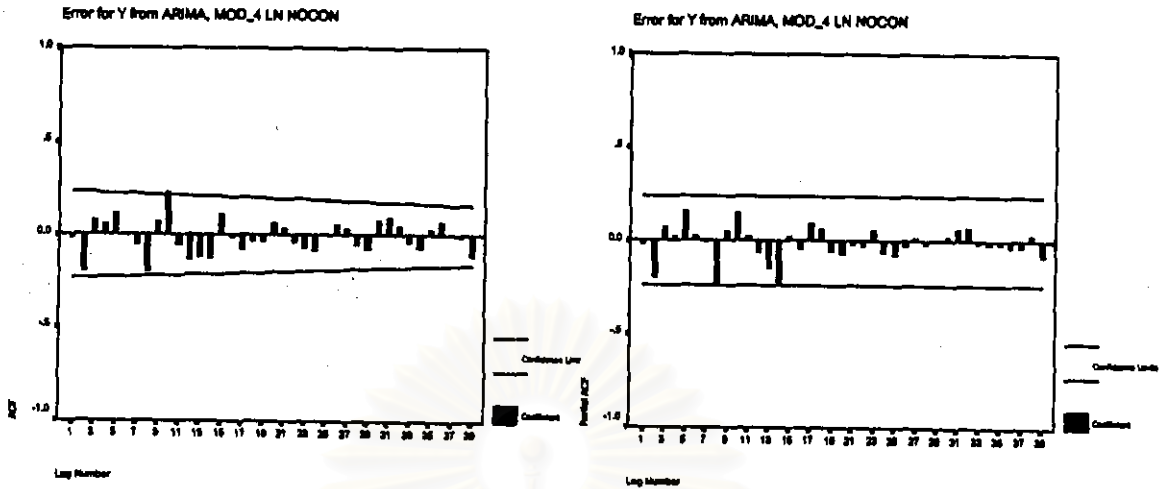
การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอรของตัวแบบ ARIMA ด้วยการตรวจสอบคุณสมบัติของค่าเศษเหลือตกค้าง  $e_t$  ว่ามีคุณสมบัติสอดคล้องกับคุณสมบัติของค่าผิดพลาดสุ่ม  $a_t$  หรือไม่



Date

mean error = - 0.00305

รูปที่ 5.7



รูปที่ 5.8

One-Sample Kolmogorov-Smimov Test

		Error for Y from ARIMA, MOD_70 LN NOCON
N		71
Normal Parameters a,b	Mean	-3.05E-03
	Std. Deviation	3.73E-02
Most Extreme Differences	Absolute	.082
	Positive	.051
	Negative	-.082
Kolmogorov-Smimov Z		.691
Asymp. Sig. (2-tailed)		.727

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 5.9

จากการพิจารณากราฟของค่า  $\hat{\theta}_k$  กับแกนเวลาในรูปที่ 5.7 พบว่าค่าของ  $\hat{\theta}_k$  กระจายเป็นแนวในลักษณะขนานรอบค่าเฉลี่ยศูนย์ แสดงเหตุผลได้ว่า ค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ และเมื่อพิจารณาค่าของ SACF และ SPACF ของ  $\hat{\theta}_k$  ในรูปที่ 5.8 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีอิทธิพลสัมพันธ์กัน และจากการทดสอบโคลโมโกรอฟ - สมิโนฟ ในรูปที่ 5.9 ว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงแบบปกติหรือไม่ จะได้ค่า Sig. = 0.727 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป



## 5.2 วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์

จากการพิจารณารายการพหุนกรมเวลาในรูปที่ 5.1 ข้อมูลมีแนวโน้มและฤดูกาล ดังนั้นวิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลังที่เหมาะสมกับข้อมูลที่มีทั้งแนวโน้มและฤดูกาล คือวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ และเนื่องจากความแปรปรวนไม่คงที่ จึงควรแปลงข้อมูลโดยการใส่  $\ln$  ในอนุกรม  $Y_t$  ซึ่งการประมาณค่าคงที่ปรับให้เรียบทั้ง 3 ค่า ของวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ ที่ให้ค่าเฉลี่ยของค่าคลาดเคลื่อนกำลังสอง (MSE) ต่ำสุด ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

### ExSmooth

The 10 smallest SSE's are:

Alpha	Gamma	Delta	SSE
.4000000	.1000000	.1000000	.09321
.5000000	.1000000	.1000000	.09338
.4000000	.2000000	.1000000	.09598
.4000000	.1000000	.2000000	.09601
.5000000	.1000000	.2000000	.09619
.6000000	.1000000	.1000000	.09632
.5000000	.2000000	.1000000	.09680
.3000000	.1000000	.1000000	.09706
.4000000	.1000000	.3000000	.09762
.5000000	.1000000	.3000000	.09806

เมื่อประมาณค่าคงที่ปรับให้เรียบทั้ง 3 ค่า จะได้ค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับระดับ ( $\alpha$ ) เท่ากับ 0.40, ค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับแนวโน้ม ( $\gamma$ ) เท่ากับ 0.10 และค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับฤดูกาล ( $\delta$ ) เท่ากับ 0.10 ซึ่งตัวแบบพยากรณ์ จะมีรูปแบบดังนี้

$$\ln \hat{Y}_t(l) = (\hat{\mu}_t + l \hat{\beta}_t) \hat{I}_{t+1-m} \quad \text{สำหรับ } t = m, m+1, \dots, m = 12$$

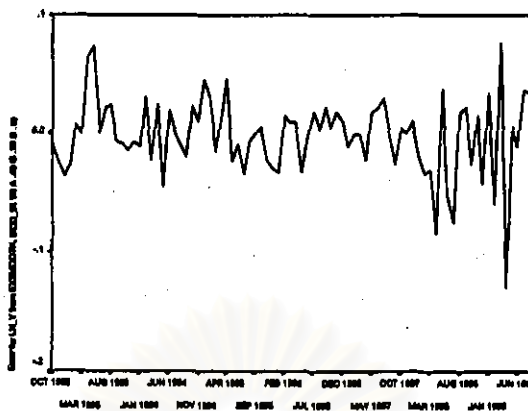
$$\text{หรือ } \hat{Y}_t(l) = \exp\{\ln \hat{Y}_t(l)\}$$

$$\text{โดยที่ } \hat{\mu}_t = \alpha (\ln Y_t / \hat{I}_{t-m}) + (1 - \alpha) (\hat{\mu}_{t-1} + \hat{\beta}_{t-1})$$

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

$$\hat{I}_t = \delta (\ln Y_t / \hat{\mu}_t) + (1 - \delta) \hat{I}_{t-m}$$

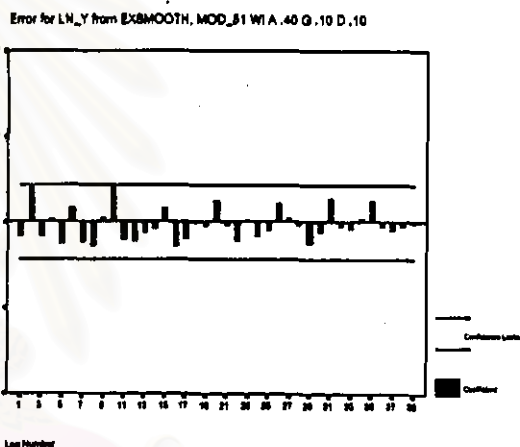
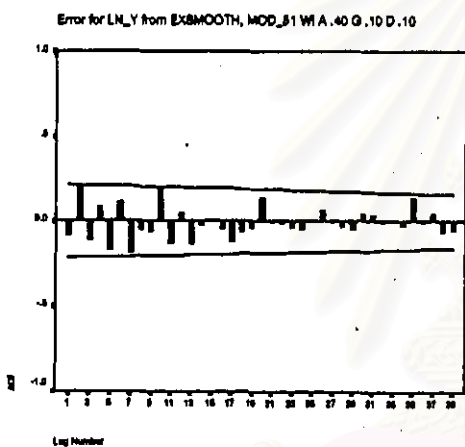
การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอของตัวแบบวินเตอร์ ด้วยการพิจารณารายการของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 5.10 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ และเมื่อพิจารณาค่าของ SACF และ SPACF ของ  $e_t$  ในรูปที่ 5.11 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีอัตสหสัมพันธ์กัน และจากการทดสอบโคโลโมโกรอฟ - สมิโนฟในรูปที่ 5.12 จะได้ค่า Sig. = 0.817 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวอย่างที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป



Date

mean error = - 1.403E-03

รูปที่ 5.10



รูปที่ 5.11

One-Sample Kolmogorov-Smimov Test

		Error for LN_Y from EXSMOOTH, MOD_51 WI A .40 G .10 D .10
N		84
Normal Parameters a,b	Mean	-1.40309E-03
	Std. Deviation	3.348084E-02
Most Extreme Differences	Absolute	.069
	Positive	.068
	Negative	-.069
Kolmogorov-Smimov Z		.634
Asymp. Sig. (2-tailed)		.817

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 5.12

### 5.3 วิธีการแยกองค์ประกอบ

จากการพิจารณากาแฟอนุกรมเวลารูปที่ 5.1 ข้อมูลมีความแปรปรวนไม่คงที่ จึงต้องแปลงโดยการใส่  $\ln$  ในอนุกรม  $Y_t$  ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมจะอยู่ในรูปแบบผลคูณ และเนื่องจากมีแนวโน้มเป็นเชิงเส้น การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบของวิธีการแยกองค์ประกอบ จึงใช้การวิเคราะห์ตัวแบบเชิงเส้น ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

## Regression

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.981	.962	.956	6.370E-02

ANOVA<sup>a</sup>

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	7.287	12	.607	149.637	.000 <sup>a</sup>
	Residual	.288	71	4.058E-03		
	Total	7.575	83			

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

b. Dependent Variable: LN\_Y

Coefficients

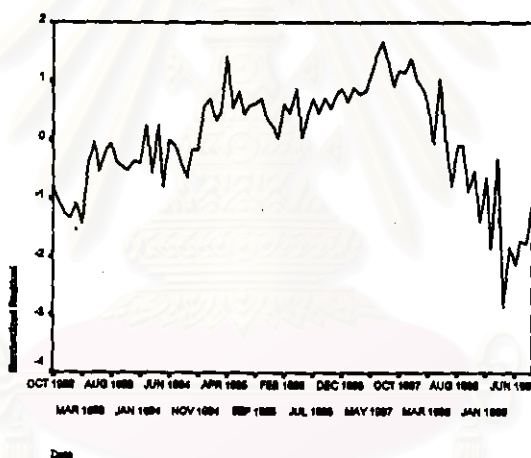
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	4.665	.027		175.391	.000
	T	1.167E-02	.000	.942	40.287	.000
	I1	-2.15E-02	.034	-.020	-.630	.531
	I2	1.606E-02	.034	.015	.472	.639
	I3	9.002E-02	.034	.083	2.643	.010
	I4	.132	.034	.122	3.888	.000
	I5	.174	.034	.161	5.119	.000
	I6	.164	.034	.151	4.805	.000
	I7	.134	.034	.123	3.929	.000
	I8	.117	.034	.107	3.419	.001
	I9	.107	.034	.099	3.139	.002
	I10	8.881E-02	.034	.062	2.608	.011
	I11	5.827E-02	.034	.054	1.711	.091

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\begin{aligned} \ln \hat{Y}_t = & 4.665 + 0.01167 t - 0.0215 I_{1t} + 0.01606 I_{2t} + 0.09002 I_{3t} \\ & + 0.132 I_{4t} + 0.174 I_{5t} + 0.164 I_{6t} + 0.134 I_{7t} \\ & + 0.117 I_{8t} + 0.107 I_{9t} + 0.08881 I_{10t} + 0.05827 I_{11t} \end{aligned}$$

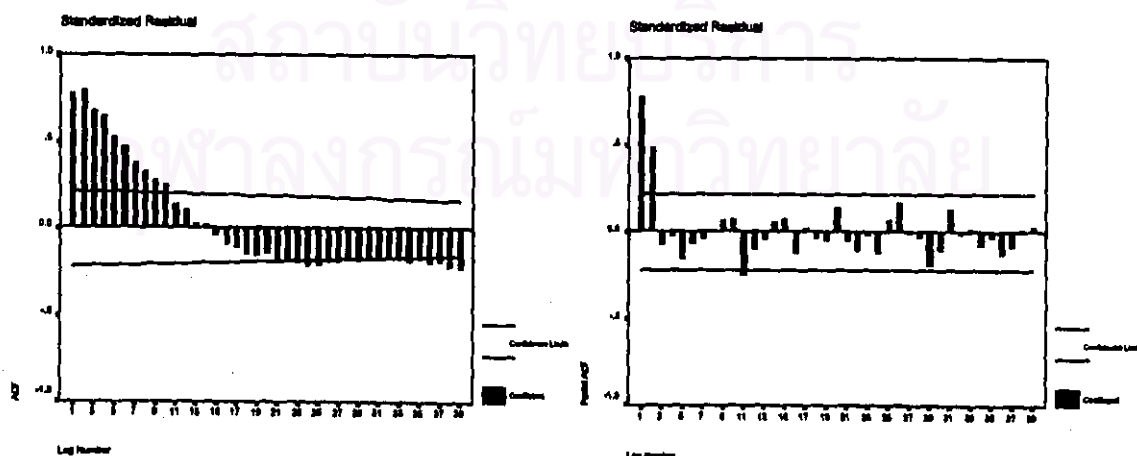
หรือ  $\hat{Y}_t = \exp\{\ln \hat{Y}_t\}$

การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอของตัวแบบแยกองค์ประกอบ ด้วยการพิจารณารูปของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 5.13 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่า SACF และ SPACF ของ  $e_t$  รูปที่ 5.14 พบว่าค่าผิดพลาดมีอัตสหสัมพันธ์ที่เล็ก 1 หรือที่ห่างกัน 1 คาบเวลา ซึ่งไม่สอดคล้องกับคุณสมบัติของค่าผิดพลาดสุ่ม



mean error = 3.80E-09

รูปที่ 5.13



รูปที่ 5.14

เนื่องจากค่าผิดพลาดมีอัตสหสัมพันธ์ และรูปแบบของอัตสหสัมพันธ์เป็น AR(1) ดังนั้นจะพิจารณาตัวแบบพยากรณ์เมื่อค่าผิดพลาด  $\varepsilon_t$  มีอัตสหสัมพันธ์ AR(1) ดังนี้

$$\ln Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 I_{1t} + \dots + \beta_{12} I_{11t} + \varepsilon_t$$

โดยที่  $\varepsilon_t = \phi \varepsilon_{t-1} + a_t$

การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบอัตโนมัติโดยผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

### AREG

#### FINAL PARAMETERS:

Number of residuals	84
Standard error	.03904223
Log likelihood	159.81303
AIC	-291.62607
SBC	-257.59463

#### Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	70	.10797346	.00152430

#### Variables in the Model:

	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
AR1	.7941387	.07224227	10.99272	.00000000
T	.0116177	.00075178	15.45348	.00000000
I1	-.0206350	.01543379	-1.33700	.18555143
I2	.0174467	.02044070	.85353	.39627866
I3	.0917531	.02343393	3.91540	.00020711
I4	.1343622	.02528803	5.31327	.00000122
I5	.1763005	.02633605	6.69426	.00000000
I6	.1654161	.02671943	6.19085	.00000004
I7	.1351536	.02647198	5.10553	.00000272
I8	.1171086	.02553531	4.58615	.00001925
I9	.1066377	.02373021	4.49376	.00002699
I10	.0862659	.02033745	4.24173	.00006674
I11	.0571729	.01541727	3.70837	.00041409
CONSTANT	4.6610964	.04010916	116.21029	.00000000

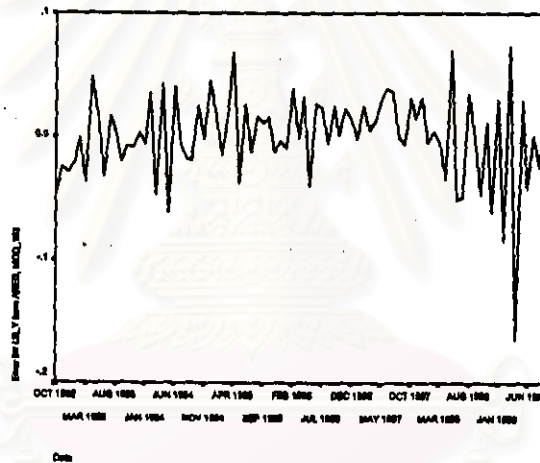
เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\begin{aligned} \ln \hat{Y}_t = & 4.6611 + 0.0116 t - 0.0206 I_{1t} + 0.0174 I_{2t} + 0.0918 I_{3t} \\ & + 0.1344 I_{4t} + 0.1763 I_{5t} + 0.1654 I_{6t} + 0.1352 I_{7t} \\ & + 0.1171 I_{8t} + 0.1066 I_{9t} + 0.0863 I_{10t} + 0.0572 I_{11t} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

หรือ  $\hat{Y}_t = \exp\{\ln \hat{Y}_t\}$

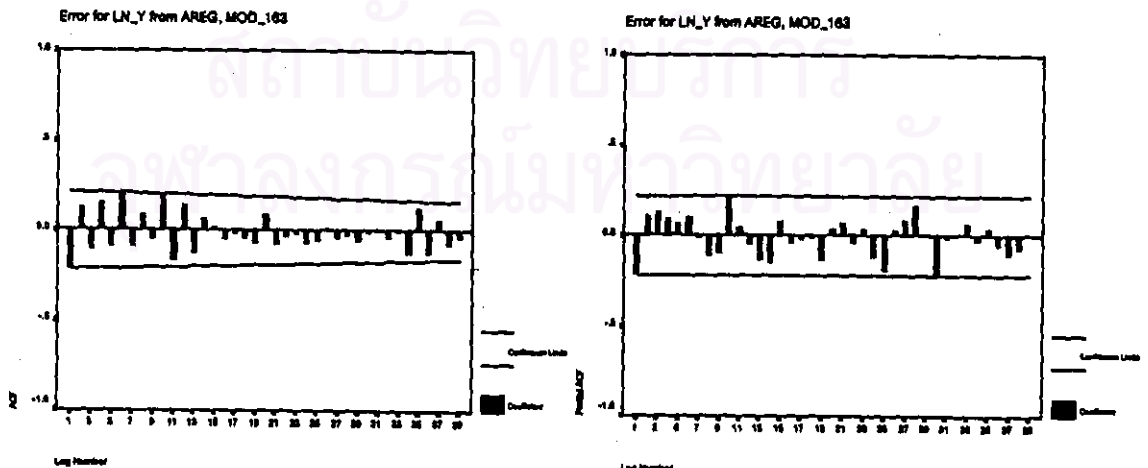
โดยที่  $\varepsilon_t = 0.7941\varepsilon_{t-1}$

การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอของตัวแบบอัตโนมัติด้วย การพิจารณากราฟของค่า  $\varepsilon_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 5.15 พบว่าค่าของ  $\varepsilon_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่า SACF และ SPACF ของ  $\varepsilon_t$  รูปที่ 5.16 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีอัตโนมัติสัมพันธ์กัน และการทดสอบโคสโมโกรอฟ - สมิทอฟในรูปที่ 5.17 จะได้ค่า Sig. = 0.483 มากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป



mean error = 4.532E-04

รูปที่ 5.15



รูปที่ 5.16

## One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Error for LN_Y from AREG, MOD_163
N		84
Normal Parameters a,b	Mean	4.532285E-04
	Std. Deviation	3.609440E-02
Most Extreme Differences	Absolute	.091
	Positive	.084
	Negative	-.091
Kolmogorov-Smirnov Z		.839
Asymp. Sig. (2-tailed)		.483

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 5.17

## 5.4 วิธีการวิเคราะห์การถดถอย

จากการพิจารณารูปกราฟระหว่าง  $Y_t$  กับ  $X_{1t}, X_{2t}, X_{3t}$  แต่ละตัวในรูปที่ 5.18 เพื่อกำหนดรูปแบบความสัมพันธ์เชิงเส้นระหว่างตัวแปรตามและตัวแปรอิสระ จะพบว่ากราฟระหว่าง  $Y_t$  กับ  $X_{1t}$  และ  $X_{2t}$  มีแนวโน้มเป็นเส้นโค้งในลักษณะฟังก์ชันล็อก - ล็อก ส่วน  $Y_t$  กับ  $X_{3t}$  มีแนวโน้มเป็นเชิงเส้นตรง จึงควรแปลงค่าของ  $Y_t, X_{1t}$  และ  $X_{2t}$  โดยการใส่  $\ln$  ดังในรูปที่ 5.19 ดังนั้นจะได้ตัวแบบการถดถอยเชิงเส้น ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\ln Y_t = \beta_0 + \beta_1 \ln X_{1t} + \beta_2 \ln X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \varepsilon_t$$

โดยที่  $Y_t$  = ปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้าของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทกิจการขนาดเล็ก กิจการขนาดกลาง และกิจการขนาดใหญ่ ในภาคเหนือ (ล้านกิโลวัตต์ - ชั่วโมง)

ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.22

$X_{1t}$  = จำนวนประชากรในภาคเหนือ (ล้านคน)

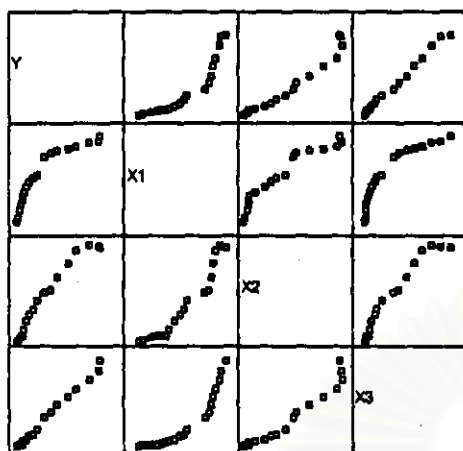
ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.26

$X_{2t}$  = รายได้เฉลี่ยต่อคนของประชากรในภาคเหนือ (บาท)

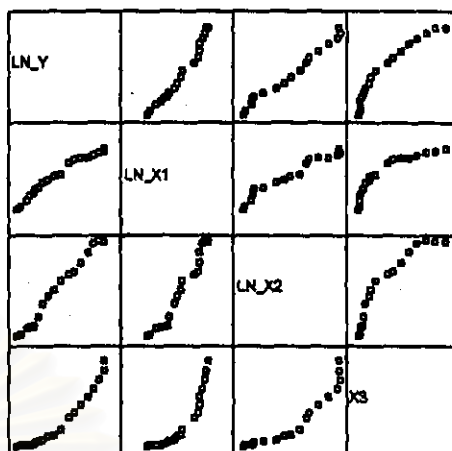
ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.27

$X_{3t}$  = ผลิตภัณฑ์มวลรวมของสาขาภาคอุตสาหกรรมในภาคเหนือ (ล้านบาท)

ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.29



รูปที่ 5.18



รูปที่ 5.19

การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบการถดถอยเชิงเส้น โดยการวิเคราะห์ตัวแบบเชิงเส้น ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

## Regression

### Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.999	.998	.997	4.228E-02

### ANOVA<sup>a</sup>

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	11.134	3	3.711	2076.098	.000 <sup>a</sup>
	Residual	2.681E-02	15	1.788E-03		
	Total	11.160	18			

a. Predictors: (Constant), X3, LN\_X1, LN\_X2

b. Dependent Variable: LN\_Y

### Coefficients

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-9.283	.779		-11.914	.000
	LN_X1	3.728	.641	.343	5.817	.000
	LN_X2	.649	.126	.373	5.157	.000
	X3	1.185E-05	.000	.303	8.470	.000

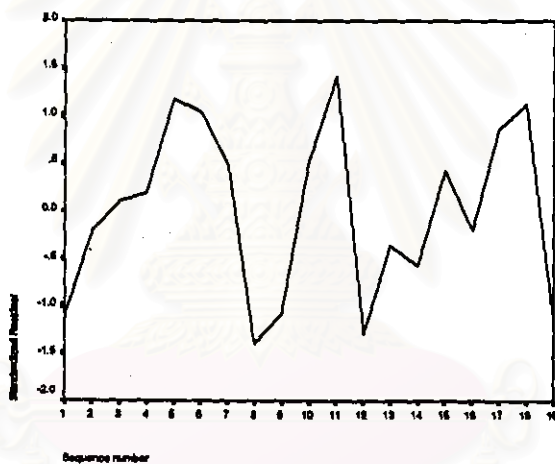


เมื่อประมาณค่าของพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\ln \hat{Y}_t = -9.283 + 3.728 \ln X_{1t} + 0.649 \ln X_{2t} + 1.185E-05 X_{3t}$$

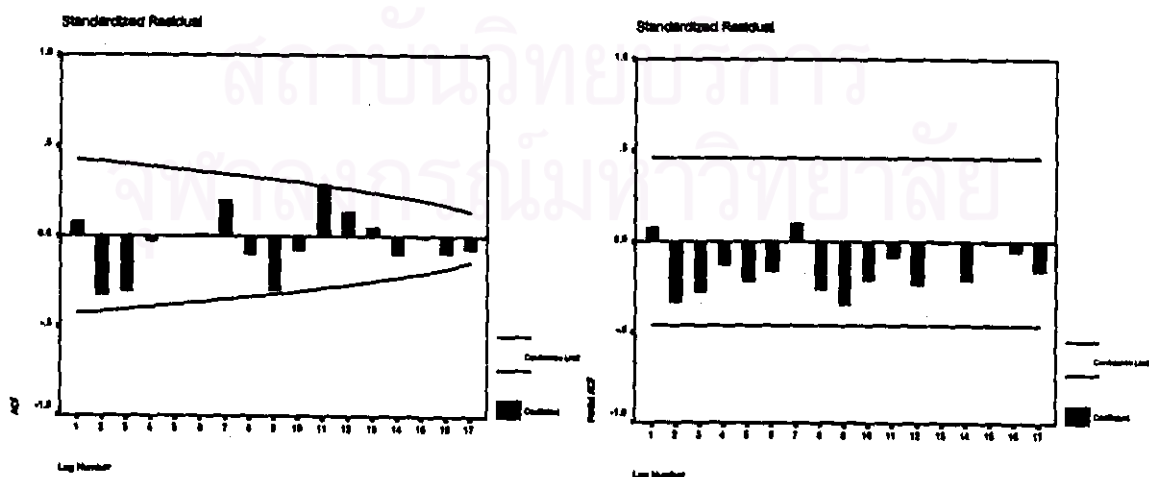
หรือ  $\hat{Y}_t = \exp\{\ln \hat{Y}_t\}$

การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบการถดถอยเชิงเส้น ด้วยการพิจารณากราฟของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 5.20 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่า SACF และ SPACF ของ  $e_t$  รูปที่ 5.21 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีอัตโนมัติสัมพันธ์กัน และการทดสอบโคสโมโกรอฟ - สมิโนฟในรูปที่ 5.22 จะได้ค่า Sig. = 0.824 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป



mean error = 4.71E-09

รูปที่ 5.20



รูปที่ 5.21

## One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Standardized Residual
N		19
Normal Parameters a,b	Mean	4.71E-09
	Std. Deviation	.9128709
Most Extreme Differences	Absolute	.144
	Positive	.144
	Negative	-.100
Kolmogorov-Smirnov Z		.629
Asymp. Sig. (2-tailed)		.824

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 5.22

ผลการเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ ช้างต้น กับวิธีการพยากรณ์ของ กฟภ. จากการเปรียบเทียบค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ โดยพิจารณาจากค่าของ MAPE จะได้ว่า ค่าพยากรณ์โดยวิธีการบอกร์ - เจนกินส์ จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 0.5753 % ซึ่งต่ำกว่าวิธีการอื่น ๆ ส่วนค่าพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 0.8006 % ค่าพยากรณ์โดยวิธีการแยกองค์ประกอบ จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 4.4608 % ค่าพยากรณ์โดยวิธีการวิเคราะห์การถดถอย จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 3.0207 % และค่าพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์ของ กฟภ. จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 5.8398 % ดังนั้น การพยากรณ์โดยวิธีการบอกร์ - เจนกินส์ จะเป็นวิธีการที่เหมาะสมกับข้อมูลของปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า ของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทกิจการขนาดเล็ก กิจการขนาดกลาง และกิจการขนาดใหญ่ ในภาคเหนือ ชุดนี้มากกว่าวิธีอื่น ๆ ส่วนวิธีที่เหมาะสมเป็นอันดับ 2 และ 3 คือวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ และวิธีการวิเคราะห์การถดถอย ตามลำดับ

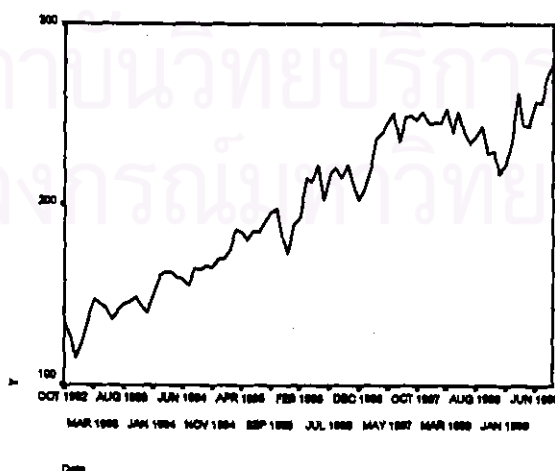
สถาบันนวัตกรรมการ  
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

## ข.6 ผลการวิเคราะห์ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า ของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภท กิจการขนาดเล็ก กิจการขนาดกลาง และกิจการขนาดใหญ่ ในภาคตะวันออกเฉียงเหนือ

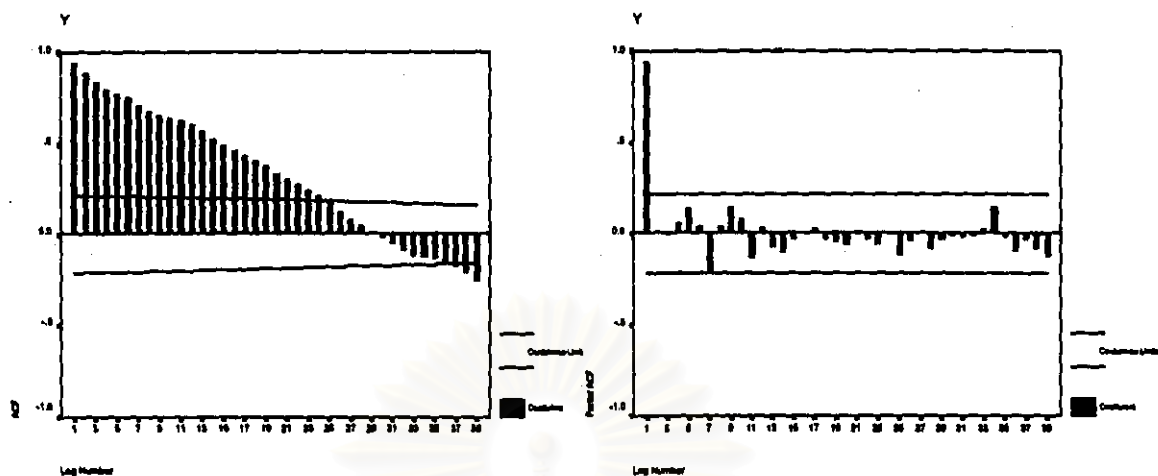
การวิเคราะห์ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า ของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทกิจการขนาด  
เล็ก กิจการขนาดกลาง และกิจการขนาดใหญ่ ในภาคตะวันออกเฉียงเหนือ จุดนี้ โดยวิธีการบอกรี-  
เจนกินส์ วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ และวิธีการแยกองค์ประกอบ จะใช้ข้อมูลรายเดือนจากตาราง  
ภาคผนวกที่ ก.6 ส่วนวิธีการวิเคราะห์การถดถอย จะใช้ข้อมูลรายปีจากตารางภาคผนวกที่ ก.22 ซึ่ง  
ผลการวิเคราะห์ข้อมูลด้วยวิธีการต่าง ๆ เป็นดังนี้

### 6.1 วิธีการบอกรี - เจนกินส์

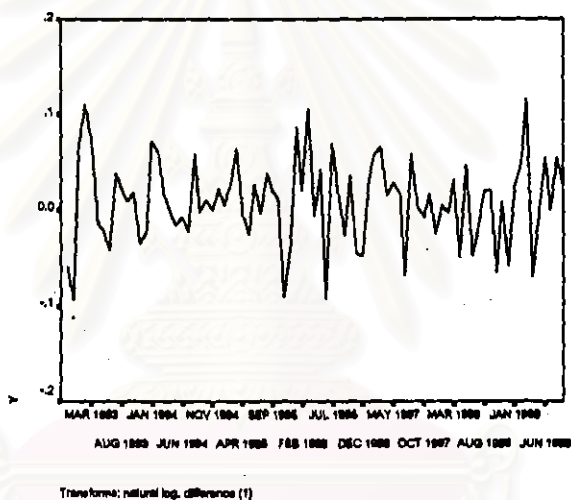
จากการพิจารณารูปอนุกรมเวลารูปที่ 6.1 และพิจารณา SACF และ SPACF ของข้อมูล  
อนุกรมเวลาในรูปที่ 6.2 พบว่าข้อมูลอนุกรมจุดนี้มีคงที่ทั้งในค่าเฉลี่ย และความแปรปรวน จึงต้อง  
แปลงข้อมูลให้อยู่ในสภาพคงที่ โดยเริ่มจากการใส่  $\ln$  ในอนุกรม  $Y_t$  จากนั้นทำผลต่างของข้อมูลที่  
มีแนวโน้มหนึ่งครั้ง จะได้ข้อมูลที่อยู่ในสภาพคงที่ในค่าเฉลี่ย ในรูปที่ 6.3 และเมื่อพิจารณา SACF  
และ SPACF ของข้อมูลที่คงที่ในค่าเฉลี่ยในรูปที่ 6.4 จะเห็นว่ามีอัตสหสัมพันธ์ร่วมระหว่างข้อมูลที่  
เล็ก  $k = 12, 24, \dots$  มีนัยสำคัญแตกต่างจากศูนย์ จึงควรทำผลต่างของข้อมูลที่มีฤดูกาลอีกหนึ่ง  
ครั้ง ซึ่งจะได้ข้อมูลที่อยู่ในสภาพคงที่แล้วในรูปที่ 6.5 เมื่อพิจารณา SACF และ SPACF ของข้อมูลที่  
คงที่แล้วในรูปที่ 6.6 รูปแบบในส่วนที่ไม่ใช่ฤดูกาลจะเป็น AR(1) เนื่องจากค่า  $\hat{\rho}_k$  ลดลงอย่างรวดเร็ว  
เร็วขณะที่  $k > 1$  และค่า  $\hat{\phi}_{kk}$  จะมีค่าสูงที่  $k = 1$  และเท่ากับ 0 เมื่อ  $k > 1$  และรูปแบบในส่วนที่เป็น  
ฤดูกาลจะเป็น MA(1) เนื่องจากค่า  $\hat{\rho}_k$  จะมีค่าสูงที่  $k = 1$  และเท่ากับ 0 เมื่อ  $k > 1$  และค่า  $\hat{\phi}_{kk}$  ลด  
ลงอย่างรวดเร็วขณะที่  $k > 1$  ดังนั้น จะได้ตัวแบบ ARIMA(1,1,0)(0,1,1)<sub>12</sub>



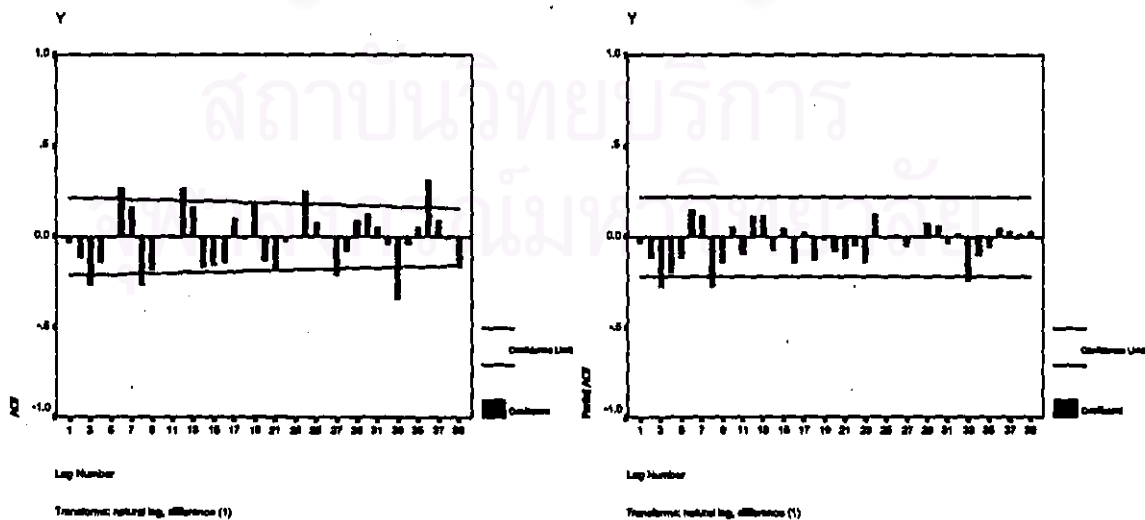
รูปที่ 6.1



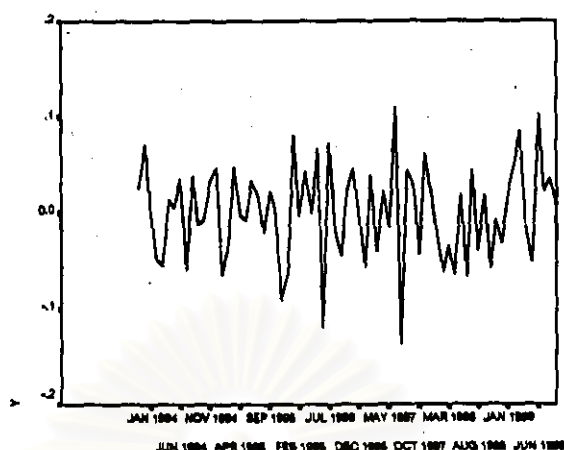
รูปที่ 6.2



รูปที่ 6.3

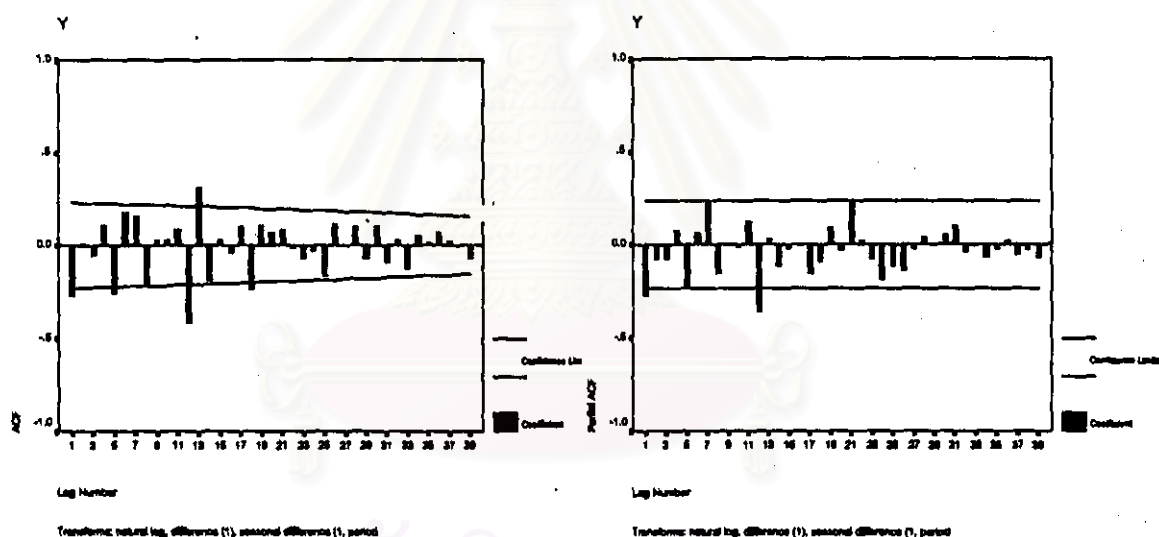


รูปที่ 6.4



Transform: natural log, difference (1), seasonal difference (1, period)

รูปที่ 6.5



Lag Number

Transform: natural log, difference (1), seasonal difference (1, period)

Lag Number

Transform: natural log, difference (1), seasonal difference (1, period)

รูปที่ 6.6

ตัวแบบ ARIMA(1, 1, 0)(0, 1, 1)<sub>12</sub> มีรูปแบบดังนี้

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

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

โดยที่ 
$$W_t = (1 - B)(1 - B^{12}) \ln Y_t$$

การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ ARIMA (1, 1, 0)(0, 1, 1)<sub>12</sub> โดยไม่คิดค่าคงที่เนื่องจากระดับค่าเฉลี่ยคงที่มีค่าเข้าใกล้ศูนย์ ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

### Arima

#### FINAL PARAMETERS:

Number of residuals	71
Standard error	.0366872
Log likelihood	126.6348
AIC	-249.26959
SBC	-244.74423

#### Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	69	.11521018	.00134595

#### Variables in the Model:

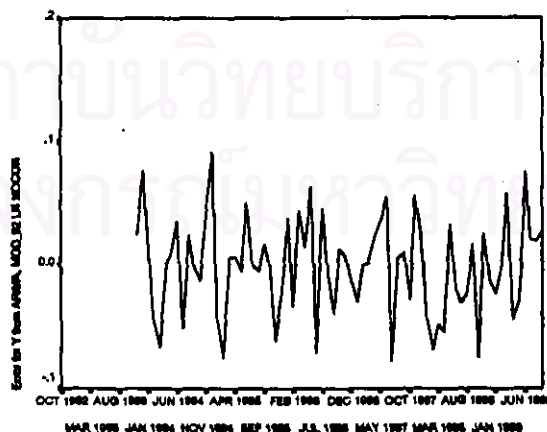
	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
AR1	-.23100699	.10601814	-2.1789385	.00275403
SMA1	.87326748	.34843258	2.5062739	.01456239

เมื่อประมาณค่าของพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$W_t = -0.2310 W_{t-1} + a_t - 0.8733 a_{t-12}$$

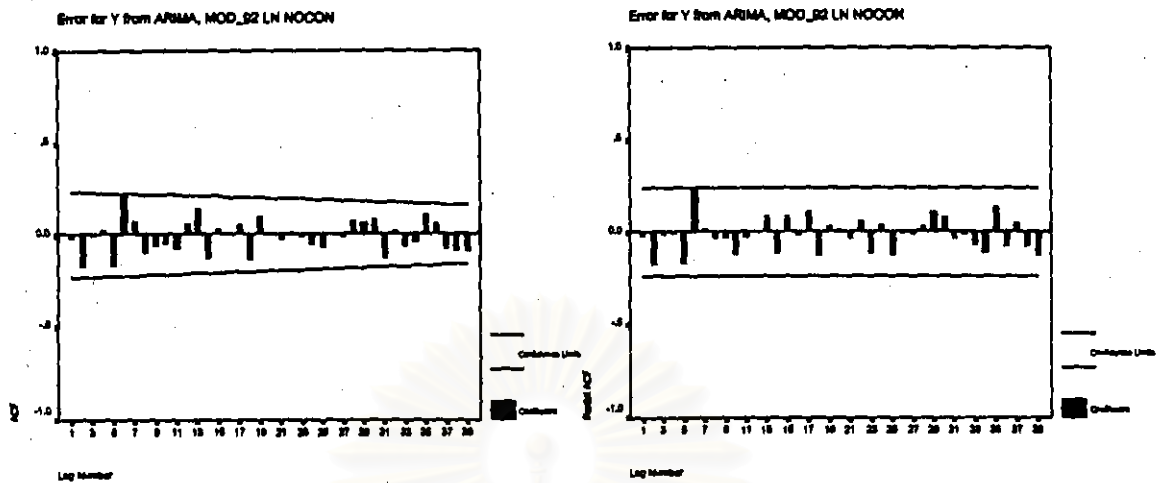
โดยที่  $W_t = (1-B)(1-B^{12}) \ln Y_t$

การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอรองตัวแบบ ARIMA ด้วยการตรวจสอบคุณสมบัติของค่าเศษเหลือตกค้าง  $e_t$  ว่ามีคุณสมบัติสอดคล้องกับคุณสมบัติของค่าผิดพลาดสุ่ม  $a_t$  หรือไม่



Date

mean error = - 0.00093



รูปที่ 6.8

## One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Error for Y from ARIMA, MOD_92 LN NOCON
N		71
Normal Parameters a,b	Mean	-9.29E-04
	Std. Deviation	4.03E-02
Most Extreme Differences	Absolute	.068
	Positive	.054
	Negative	-.068
Kolmogorov-Smirnov Z		.552
Asymp. Sig. (2-tailed)		.921

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 6.9

จากการพิจารณารูปของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 6.7 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็น  
แนวในลักษณะขนาบรอบค่าเฉลี่ยศูนย์ แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความ  
แปรปรวนคงที่ และเมื่อพิจารณาค่าของ SACF และ SPACF ของ  $e_t$  ในรูปที่ 6.8 พบว่าค่าผิด  
พลาดไม่มีข้อสันนิษฐานกัน และจากการทดสอบโคโลโมโกรอฟ - สมิโนฟ ในรูปที่ 6.9 ว่าค่าผิด  
พลาดมีการแจกแจงแบบปกติหรือไม่ จะได้ค่า Sig. = 0.921 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมี  
เหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่  
จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป

## 6.2 วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์

จากการพิจารณารายการพหุนกรมเวลาในรูปที่ 6.1 ข้อมูลมีแนวโน้มและฤดูกาล ดังนั้นวิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลังที่เหมาะสมกับข้อมูลที่มีทั้งแนวโน้มและฤดูกาล คือวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ และเนื่องจากความแปรปรวนไม่คงที่ จึงควรแปลงข้อมูลโดยการใส่  $\ln$  ในอนุกรม  $Y_t$  ซึ่งการประมาณค่าคงที่ปรับให้เรียบทั้ง 3 ค่า ของวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ ที่ให้ค่าเฉลี่ยของค่าคลาดเคลื่อนกำลังสอง (MSE) ต่ำสุด ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

### ExSmooth

The 10 smallest SSE's are:	Alpha	Gamma	Delta	SSE
.7000000	.1000000	.1000000	.1000000	.09782
.6000000	.1000000	.1000000	.1000000	.09854
.8000000	.1000000	.1000000	.1000000	.09882
.7000000	.1000000	.2000000	.2000000	.09997
.8000000	.1000000	.2000000	.2000000	.10029
.9000000	.1000000	.1000000	.1000000	.10131
.6000000	.1000000	.2000000	.2000000	.10145
.5000000	.1000000	.1000000	.1000000	.10151
.8000000	.1000000	.3000000	.3000000	.10194
.9000000	.1000000	.2000000	.2000000	.10210

เมื่อประมาณค่าคงที่ปรับให้เรียบทั้ง 3 ค่า จะได้ค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับระดับ ( $\alpha$ ) เท่ากับ 0.70, ค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับแนวโน้ม ( $\gamma$ ) เท่ากับ 0.10 และค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับฤดูกาล ( $\delta$ ) เท่ากับ 0.10 ซึ่งตัวแบบพยากรณ์ จะมีรูปแบบดังนี้

$$\ln \hat{Y}_t(\ell) = (\hat{\mu}_t + \ell \hat{\beta}_t) \hat{I}_{t+1-m} \quad \text{สำหรับ } t = m, m+1, \dots, m=12$$

$$\text{หรือ } \hat{Y}_t(\ell) = \exp\{\ln \hat{Y}_t(\ell)\}$$

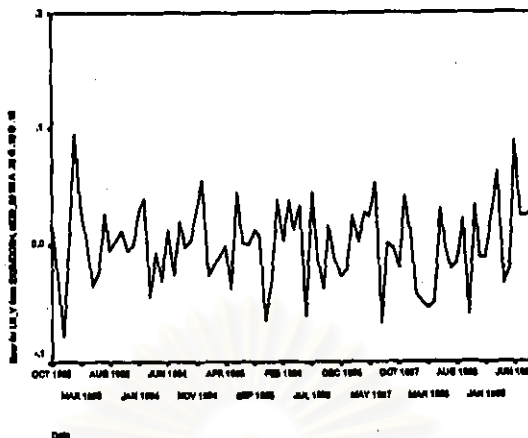
$$\text{โดยที่ } \hat{\mu}_t = \alpha (\ln Y_t / \hat{I}_{t-m}) + (1 - \alpha) (\hat{\mu}_{t-1} + \hat{\beta}_{t-1})$$

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

$$\hat{I}_t = \delta (\ln Y_t / \hat{\mu}_t) + (1 - \delta) \hat{I}_{t-m}$$

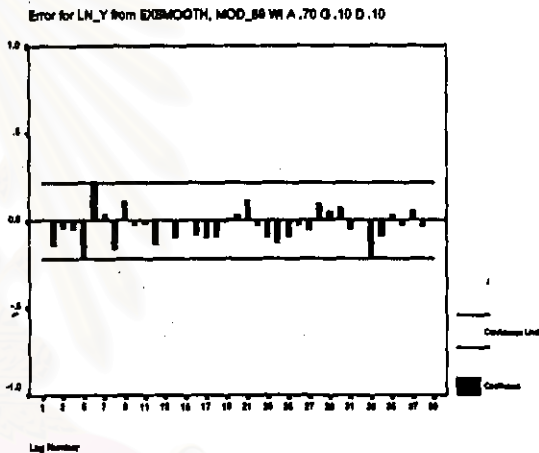
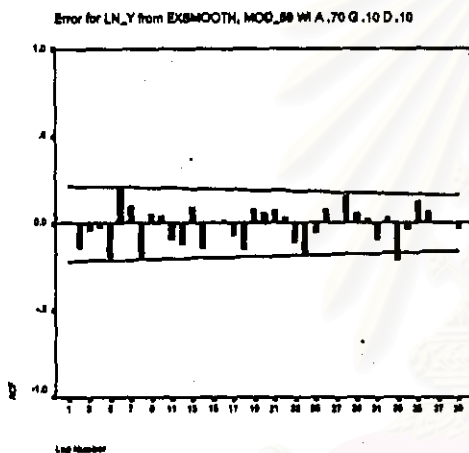
การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอของตัวแบบวินเตอร์ ด้วยการพิจารณารายการของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 6.10 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ และเมื่อพิจารณาค่าของ SACF และ SPACF ของ  $e_t$  ในรูปที่ 6.11 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีอัตสหสัมพันธ์กัน และจากการทดสอบโคลโมโกรอฟ - สมิทอฟในรูปที่ 6.12 จะได้ค่า Sig. = 0.984 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป





mean error = 6.289E-04

รูปที่ 6.10



รูปที่ 6.11

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Error for LN_Y from EXSMOOTH, MOD_59 WI A .70 G .10 D .10
N		84
Normal Parameters a,b	Mean	6.288532E-04
	Std. Deviation	3.432380E-02
Most Extreme Differences	Absolute	.050
	Positive	.042
	Negative	-.050
Kolmogorov-Smirnov Z		.480
Asymp. Sig. (2-tailed)		.984

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 6.12

### 6.3 วิธีการแยกองค์ประกอบ

จากการพิจารณากฎฟอนุกรมเวลารูปที่ 6.1 ข้อมูลมีความแปรปรวนไม่คงที่ จึงต้องแปลงโดยการใส่  $\ln$  ในอนุกรม  $Y_t$  ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมจะอยู่ในรูปแบบผลคูณ และเนื่องจากมีแนวโน้มเป็นเชิงเส้น การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบของวิธีการแยกองค์ประกอบ จึงใช้การวิเคราะห์ตัวแบบเชิงเส้น ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

## Regression

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.984	.929	.917	6.441E-02

ANOVA<sup>a</sup>

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	3.871	12	.323	77.760	.000 <sup>a</sup>
	Residual	.295	71	4.149E-03		
	Total	4.166	83			

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

b. Dependent Variable: LN\_Y

Coefficients

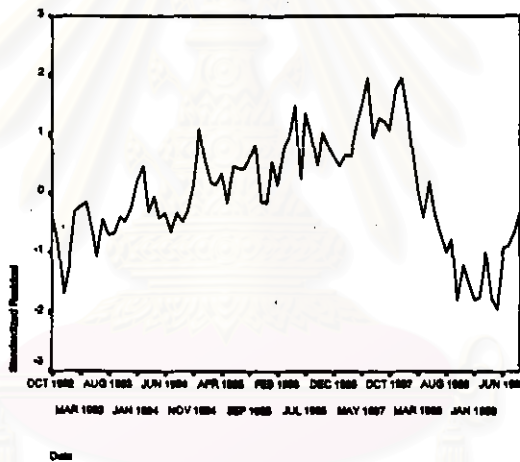
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	4.829	.027		179.574	.000
	T	8.658E-03	.000	.943	29.569	.000
	I1	3.243E-02	.034	.040	.942	.349
	I2	6.943E-02	.034	.086	2.016	.048
	I3	.128	.034	.158	3.707	.000
	I4	9.962E-02	.034	.124	2.892	.005
	I5	9.823E-02	.034	.122	2.850	.006
	I6	7.666E-02	.034	.095	2.224	.029
	I7	6.642E-02	.034	.082	1.926	.058
	I8	9.501E-02	.035	.118	2.753	.007
	I9	9.355E-02	.035	.116	2.709	.008
	I10	8.484E-02	.034	.105	2.464	.016
	I11	4.680E-02	.034	.058	1.359	.178

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\ln \hat{Y}_t = 4.829 + 0.008658 t + 0.03243 I_{1t} + 0.06943 I_{2t} + 0.128 I_{3t} \\ + 0.09962 I_{4t} + 0.09823 I_{5t} + 0.07666 I_{6t} + 0.06642 I_{7t} \\ + 0.09501 I_{8t} + 0.09355 I_{9t} + 0.08484 I_{10t} + 0.04680 I_{11t}$$

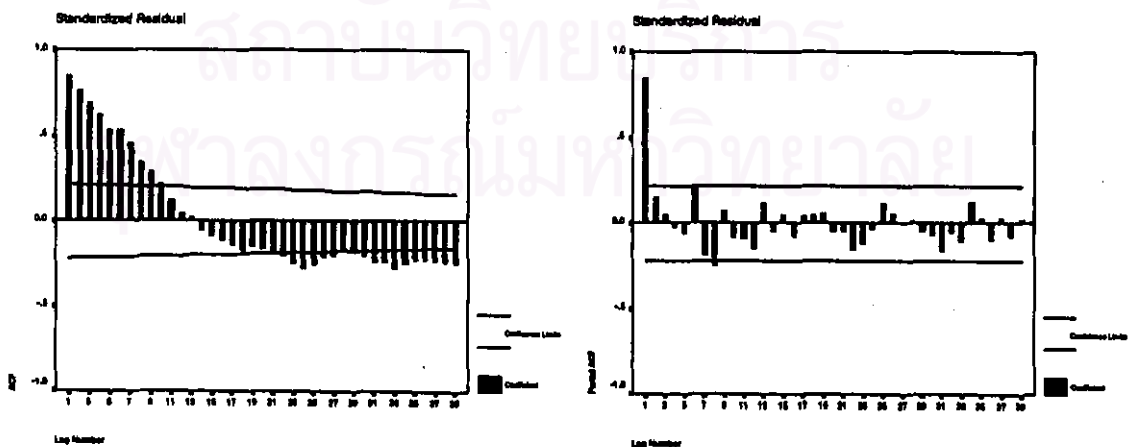
หรือ  $\hat{Y}_t = \exp(\ln \hat{Y}_t)$

การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอของตัวแบบแยกองค์ประกอบ ด้วยการพิจารณารูปของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 6.13 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่า SACF และ SPACF ของ  $e_t$  รูปที่ 6.14 พบว่าค่าผิดพลาดมีอัตโนมัติสัมพันธ์ที่เล็ก 1 หรือที่ห่างกัน 1 คาบเวลา ซึ่งไม่สอดคล้องกับคุณสมบัติของค่าผิดพลาดสุ่ม



mean error = 3.64E-09

รูปที่ 6.13



รูปที่ 6.14

เนื่องจากค่าผิดพลาดมีอัตสหสัมพันธ์ และรูปแบบของอัตสหสัมพันธ์เป็น AR(1) ดังนั้นจะพิจารณาตัวแบบพยากรณ์เมื่อค่าผิดพลาด  $\varepsilon_t$  มีอัตสหสัมพันธ์ AR(1) ดังนี้

$$\ln Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 I_{1t} + \dots + \beta_{12} I_{11t} + \varepsilon_t$$

โดยที่  $\varepsilon_t = \phi \varepsilon_{t-1} + a_t$

การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบอัตโนมัติ ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

### AREG

#### FINAL PARAMETERS:

Number of residuals	84
Standard error	.03410357
Log likelihood	171.07132
AIC	-314.14264
SBC	-280.1112

#### Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	70	.08262219	.00116305

#### Variables in the Model:

	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
AR1	.8425767	.06224890	13.53561	.00000000
T	.0086656	.00081821	10.59101	.00000000
I1	.0326064	.01323736	2.46321	.01623173
I2	.0697081	.01766724	3.94561	.00018687
I3	.1280029	.02037659	6.28186	.00000002
I4	.0999193	.02208374	4.52456	.00002412
I5	.0984481	.02305849	4.26950	.00006048
I6	.0767319	.02341454	3.27711	.00163407
I7	.0662770	.02317962	2.85928	.00559065
I8	.0945844	.02230957	4.23963	.00006724
I9	.0927526	.02066799	4.48774	.00002759
I10	.0842732	.01759609	4.78931	.00000905
I11	.0465513	.01322570	3.51976	.00076403
CONSTANT	4.8260634	.04301947	112.18323	.00000000

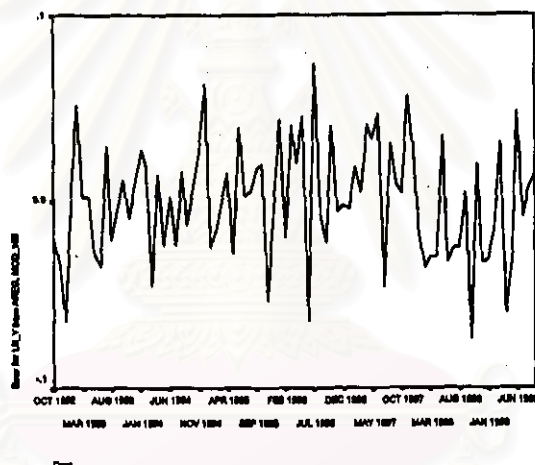
เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\begin{aligned} \ln \hat{Y}_t = & 4.8261 + 0.0087 t + 0.0326 I_{1t} + 0.0697 I_{2t} + 0.1280 I_{3t} \\ & + 0.0999 I_{4t} + 0.0984 I_{5t} + 0.0767 I_{6t} + 0.0663 I_{7t} \\ & + 0.0946 I_{8t} + 0.0928 I_{9t} + 0.0843 I_{10t} + 0.0466 I_{11t} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

หรือ  $\hat{Y}_t = \exp\{\ln \hat{Y}_t\}$

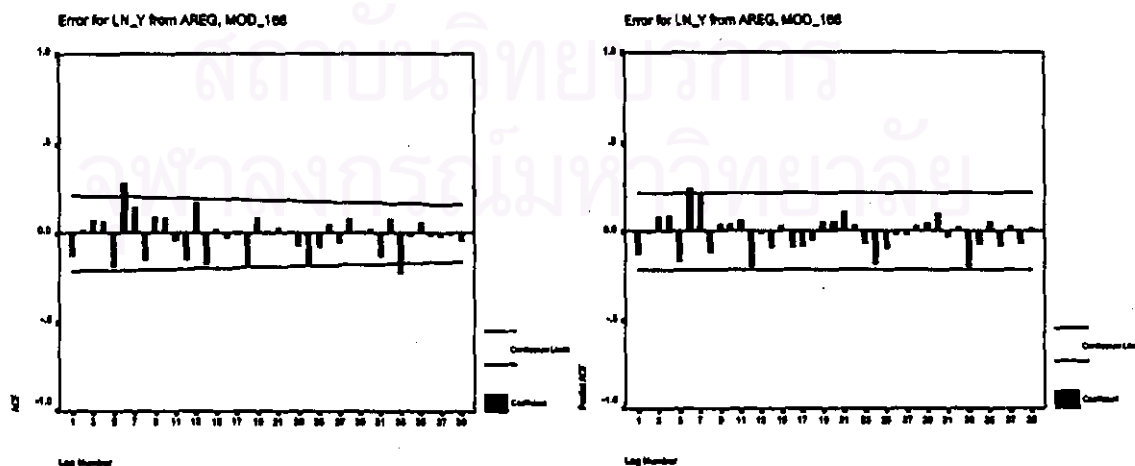
โดยที่  $\varepsilon_t = 0.8426 \varepsilon_{t-1}$

การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอของตัวแบบอัตโนมัติด้วย การพิจารณากราฟของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 6.15 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่า SACF และ SPACF ของ  $e_t$  รูปที่ 6.16 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีอัตโนมัติสัมพันธ์กัน และการทดสอบโคโลโมโกรอฟ-สมินอฟในรูปที่ 6.17 จะได้ค่า Sig. = 0.964 มากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป



mean error = 2.032E-04

รูปที่ 6.15



รูปที่ 6.16

## One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Error for LN_Y from AREG, MOD 166
N		84
Normal Parameters <sup>a,b</sup>	Mean	2.031873E-04
	Std. Deviation	3.137448E-02
Most Extreme Differences	Absolute	.055
	Positive	.055
	Negative	-.046
Kolmogorov-Smirnov Z		.500
Asymp. Sig. (2-tailed)		.964

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 6.17

## 6.4 .วิธีการวิเคราะห์การถดถอย

จากการพิจารณากราฟระหว่าง  $Y_t$  กับ  $X_{1t}, X_{2t}, X_{3t}$  แต่ละตัวในรูปที่ 6.18 เพื่อกำหนดรูปแบบความสัมพันธ์เชิงเส้นระหว่างตัวแปรตามและตัวแปรอิสระ จะพบว่ากราฟระหว่าง  $Y_t$  กับ  $X_{1t}$  และ  $X_{2t}$  มีแนวโน้มเป็นเส้นโค้งในลักษณะฟังก์ชันล็อก - ล็อก ส่วน  $Y_t$  กับ  $X_{3t}$  มีแนวโน้มเป็นเชิงเส้นตรง จึงควรแปลงค่าของ  $Y_t, X_{1t}$  และ  $X_{2t}$  โดยการใส่  $\ln$  ดังในรูปที่ 6.19 ดังนั้นจะได้ตัวแบบการถดถอยเชิงเส้น ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\ln Y_t = \beta_0 + \beta_1 \ln X_{1t} + \beta_2 \ln X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \varepsilon_t$$

โดยที่  $Y_t$  = ปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้าของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทกิจการขนาดเล็ก กิจการขนาดกลาง และกิจการขนาดใหญ่ ในภาคตะวันออกเฉียงเหนือ (ล้านกิโลวัตต์-ชั่วโมง)  
ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.22

$X_{1t}$  = จำนวนประชากรในภาคตะวันออกเฉียงเหนือ (ล้านคน)

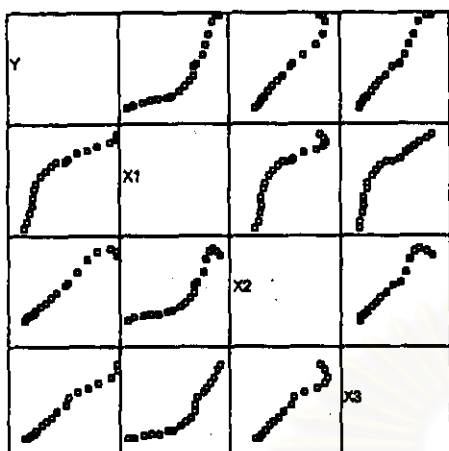
ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.26

$X_{2t}$  = รายได้เฉลี่ยต่อคนของประชากรในภาคตะวันออกเฉียงเหนือ (บาท)

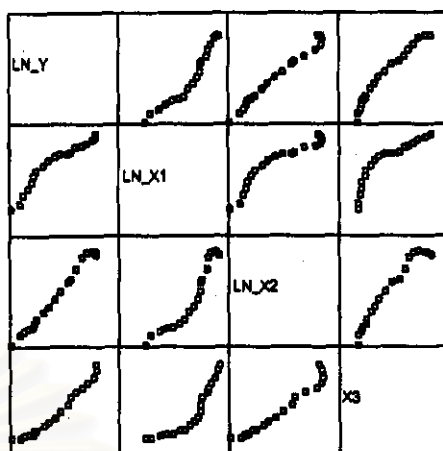
ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.27

$X_{3t}$  = ผลิตภัณฑ์มวลรวมสาขาภาคอุตสาหกรรมในภาคตะวันออกเฉียงเหนือ (ล้านบาท)

ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.29



รูปที่ 6.18



รูปที่ 6.19

การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวอย่างการถดถอยเชิงเส้น โดยการวิเคราะห์ด้วยแบบเชิงเส้น  
ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

## Regression

### Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.999	.998	.997	3.157E-02

### ANOVA

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	7.156	3	2.385	2393.492	.000 <sup>a</sup>
	Residual	1.495E-02	15	9.968E-04		
	Total	7.171	18			

a. Predictors: (Constant), X3, LN\_X1, LN\_X2

b. Dependent Variable: LN\_Y

### Coefficients

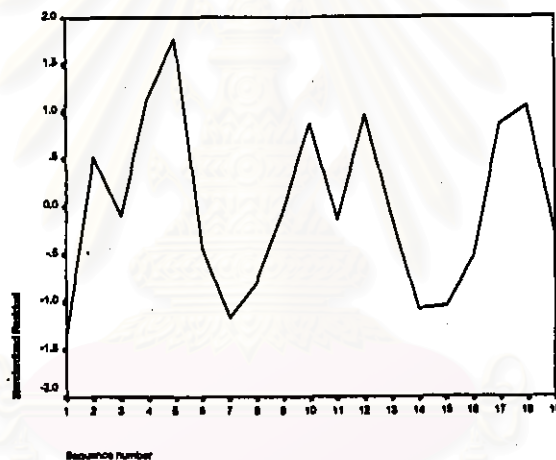
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-4.990	.663		-7.526	.000
	LN_X1	2.017	.272	.266	7.405	.000
	LN_X2	.600	.095	.449	6.344	.000
	X3	1.695E-05	.000	.302	5.472	.000

เมื่อประมาณค่าของพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\ln \hat{Y}_t = -4.990 + 2.017 \ln X_{1t} + 0.600 \ln X_{2t} + 1.695E-05 X_{3t}$$

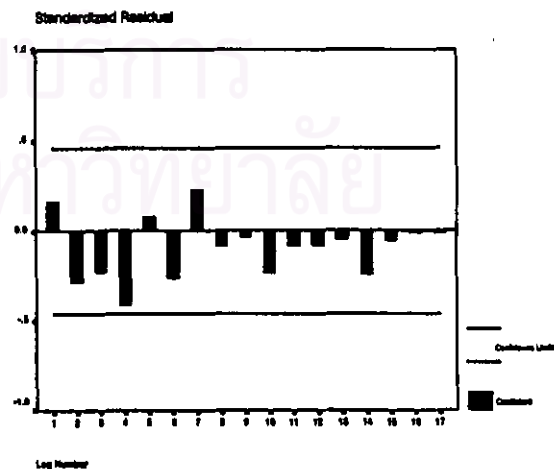
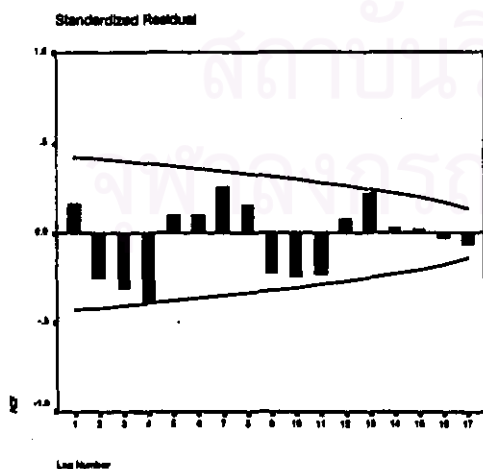
หรือ  $\hat{Y}_t = \exp\{\ln \hat{Y}_t\}$

การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบการถดถอยเชิงเส้น ด้วยการพิจารณารูปของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 6.20 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่า SACF และ SPACF ของ  $e_t$  รูปที่ 6.21 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีอัตสหสัมพันธ์กัน และการทดสอบโคโมโกรอฟ - สมิโนฟในรูปที่ 6.22 จะได้ค่า Sig. = 0.745 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป



mean error = 5.88E-10

รูปที่ 6.20



รูปที่ 6.21



## One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Standardi zed Residual
N		19
Normal Parameters <sup>a,b</sup>	Mean	5.88E-10
	Std. Deviation	.9128709
Most Extreme Differences	Absolute	.158
	Positive	.158
	Negative	-.143
Kolmogorov-Smirnov Z		.679
Asymp. Sig. (2-tailed)		.745

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 6.22

ผลการเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ ข้างต้น กับวิธีการพยากรณ์ของ กฟภ. จากการเปรียบเทียบค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ โดยพิจารณาจากค่าของ MAPE จะได้ว่า ค่าพยากรณ์โดยวิธีการบอกร์ - เจนกินส์ จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 0.5132 % ซึ่งต่ำกว่าวิธีการอื่น ๆ ส่วนค่าพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 0.8237 % ค่าพยากรณ์โดยวิธีการแยกองค์ประกอบ จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 4.0814 % ค่าพยากรณ์โดยวิธีการวิเคราะห์การถดถอย จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 2.4094 % และค่าพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์ของ กฟภ. จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 8.8212 % ดังนั้น การพยากรณ์โดยวิธีการบอกร์ - เจนกินส์ จะเป็นวิธีการที่เหมาะสมกับข้อมูลของปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า ของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทกิจการขนาดเล็ก กิจการขนาดกลาง และกิจการขนาดใหญ่ ในภาคตะวันออกเฉียงเหนือ ชุดนี้มากกว่าวิธีอื่น ๆ ส่วนวิธีที่เหมาะสมเป็นอันดับ 2 และ 3 คือวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ และวิธีการวิเคราะห์การถดถอยตามลำดับ

## ข.7 ผลการวิเคราะห์ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า ของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภท กิจการขนาดเล็ก กิจการขนาดกลาง และกิจการขนาดใหญ่ ในภาคกลาง

การวิเคราะห์ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า ของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทกิจการขนาดเล็ก กิจการขนาดกลาง และกิจการขนาดใหญ่ ในภาคกลาง ชุดนี้ โดยวิธีการบอซ - เจนกินส์ วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ และวิธีการแยกองค์ประกอบ จะใช้ข้อมูลรายเดือนจากตารางภาคผนวกที่ ก.7 ส่วนวิธีการวิเคราะห์การถดถอย จะใช้ข้อมูลรายปีจากตารางภาคผนวกที่ ก.22 ซึ่งผลการวิเคราะห์ข้อมูลด้วยวิธีการต่าง ๆ เป็นดังนี้

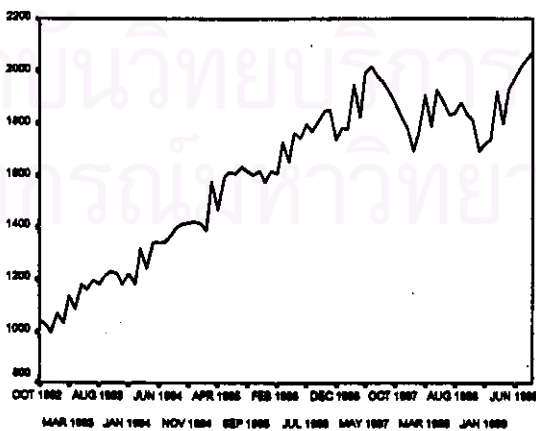
### 7.1 วิธีการบอซ - เจนกินส์

จากการพิจารณารูปพรรณสัณฐานของรูปที่ 7.1 และพิจารณา SACF และ SPACF ของข้อมูลอนุกรมเวลา ในรูปที่ 7.2 พบว่าข้อมูลอนุกรมชุดนี้ไม่คงที่ในค่าเฉลี่ย จึงต้องแปลงข้อมูลให้อยู่ในสภาพคงที่ โดยการนำผลต่างของข้อมูลที่มีแนวโน้มหนึ่งครั้ง จะได้ข้อมูลที่อยู่ในสภาพคงที่ ในรูปที่ 7.3 เมื่อพิจารณา SACF และ SPACF ของข้อมูลที่คงที่แล้ว ในรูปที่ 7.4 รูปแบบในส่วนที่ไม่ใช่ฤดูกาลจะเป็น AR(1) เนื่องจากค่า  $\hat{\rho}_k$  ลดลงอย่างรวดเร็วขณะที่  $k > 1$  และค่า  $\hat{\phi}_{kk}$  จะมีค่าสูงที่  $k = 1$  และเท่ากับ 0 เมื่อ  $k > 1$  และรูปแบบในส่วนที่เป็นฤดูกาลจะเป็น ARMA(1,1) เนื่องจากค่า  $\hat{\rho}_k$  และ  $\hat{\phi}_{kk}$  ลดลงอย่างรวดเร็วหลังจาก  $k = 1$  ดังนั้น จะได้ตัวแบบ ARIMA(1,1,0)(1,0,1)<sub>12</sub> มีรูปแบบดังนี้

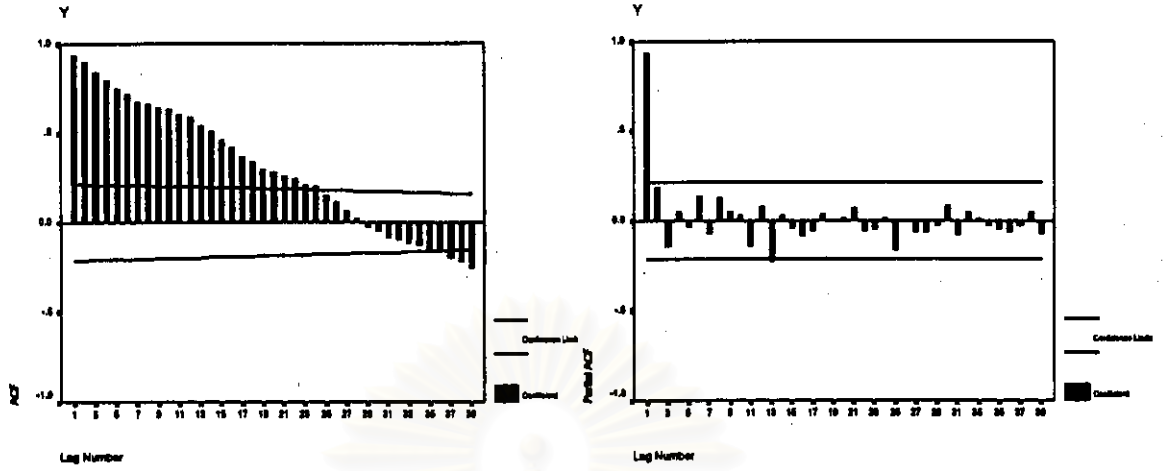
$$(1 - \phi_1 B)(1 - \Phi_{12} B^{12})(1 - B) Y_t = \delta + (1 - \Theta_{12} B^{12}) a_t$$

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

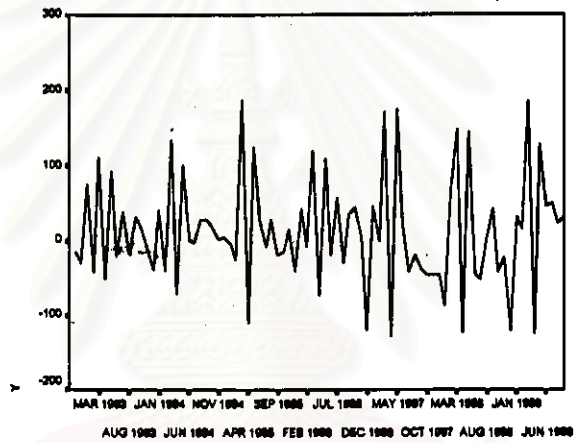
$$\text{โดยที่ } W_t = (1 - B) Y_t$$



รูปที่ 7.1

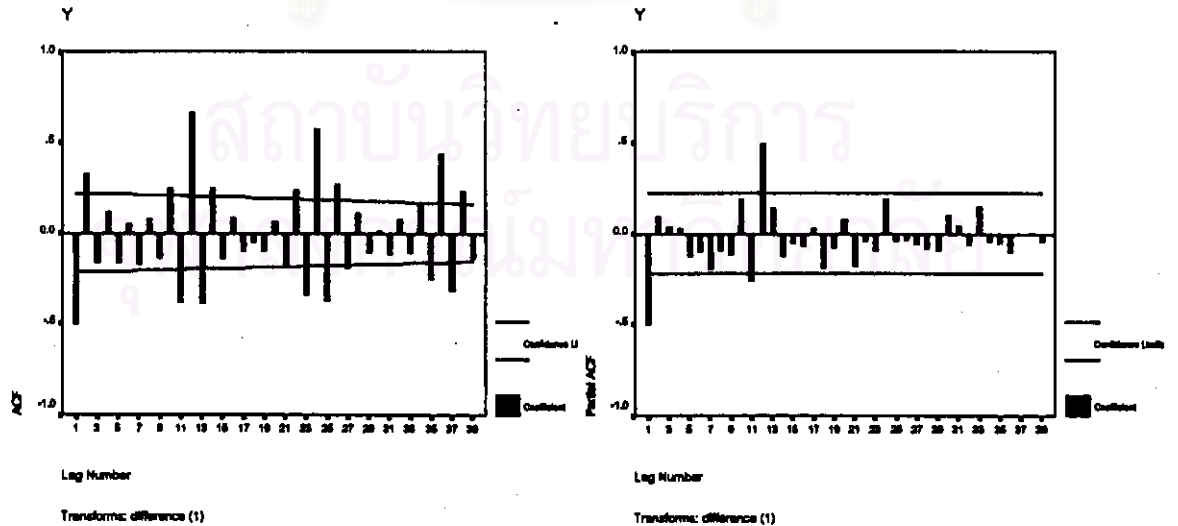


รูปที่ 7.2



Transform: difference (1)

รูปที่ 7.3



รูปที่ 7.4

การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ ARIMA (1, 1, 0)(1, 0, 1)<sub>12</sub> โดยไม่คิดค่าคงที่เนื่องจากระดับค่าเฉลี่ยคงที่มีค่าเข้าใกล้ศูนย์ ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

### Arima

#### FINAL PARAMETERS:

Number of residuals 83  
 Standard error 39.730914  
 Log likelihood -431.06071  
 AIC 868.12141  
 SBC 875.37794

#### Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	80	155240.66	1578.5455

#### Variables in the Model:

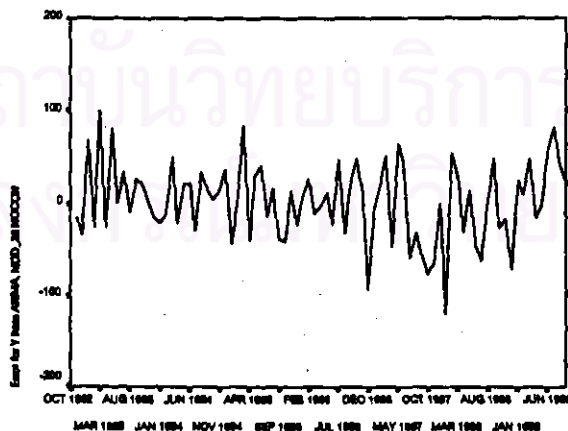
	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
AR1	-.23030264	.10032016	-2.295677	.02431281
SAR1	.96742926	.03816790	25.346671	.00000000
SMA1	.61175486	.16462481	3.716055	.00037347

เมื่อประมาณค่าของพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

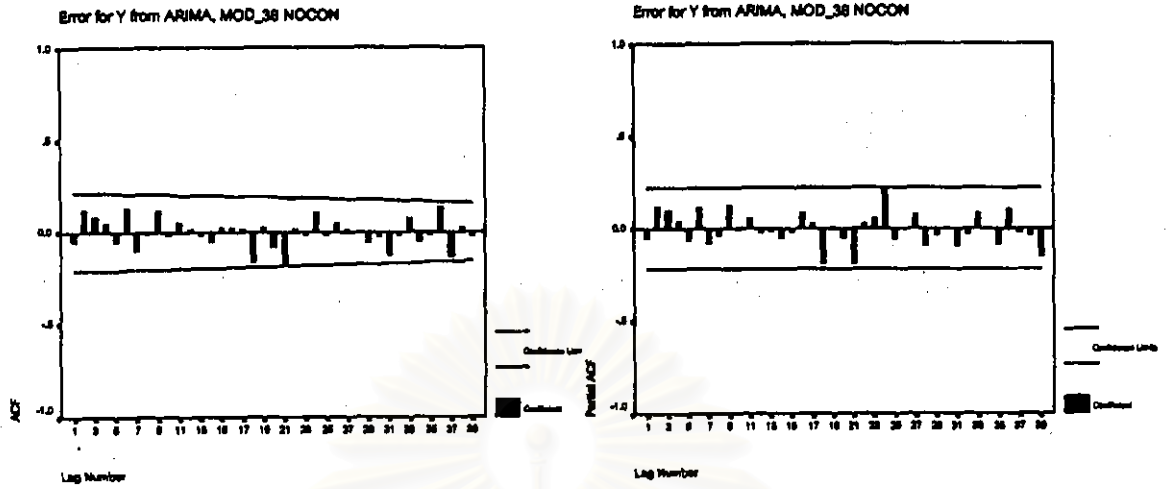
$$W_t = -0.2303 W_{t-1} + 0.9674 W_{t-12} + 0.2228 W_{t-13} + a_t - 0.6118 a_{t-12}$$

โดยที่  $W_t = (1-B)Y_t$

การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอของตัวแบบ ARIMA ด้วยการตรวจสอบคุณสมบัติของค่าเศษเหลือตกค้าง  $e_t$  ว่ามีคุณสมบัติสอดคล้องกับคุณสมบัติของค่าผิดพลาดสุ่ม  $a_t$  หรือไม่



mean error = 2.43063



รูปที่ 7.6

## One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Error for Y from ARIMA, MOD_38 NOCON
N		83
Normal Parameters <sup>a,b</sup>	Mean	2.4306369
	Std. Deviation	42.25272
Most Extreme Differences	Absolute	.048
	Positive	.027
	Negative	-.048
Kolmogorov-Smirnov Z		.442
Asymp. Sig. (2-tailed)		.990

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 7.7

จากการพิจารณารูปของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 7.5 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็น  
 แนวในลักษณะรบกวนรอบค่าเฉลี่ยศูนย์ แสดงเหตุผลได้ว่า ค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความ  
 แปรปรวนคงที่ และเมื่อพิจารณาค่าของ SACF และ SPACF ของ  $e_t$  ในรูปที่ 7.6 พบว่าค่าผิดพลาด  
 ไม่มีอัตโนมัติสัมพันธ์กัน และจากการทดสอบโคลโมโกรอฟ - สมิโนฟ ในรูปที่ 7.7 ว่าค่าผิดพลาดมี  
 การแจกแจงแบบปกติหรือไม่ จะได้ค่า Sig. = 0.990 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุ  
 ผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้น ตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะ  
 ใช้พยากรณ์ค่าต่อไป

## 7.2 วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์

จากการพิจารณากราฟอนุกรมเวลาในรูปที่ 7.1 ข้อมูลมีแนวโน้มและฤดูกาล ดังนั้นวิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลังที่เหมาะสมกับข้อมูลที่มีทั้งแนวโน้มและฤดูกาล คือวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ ซึ่งการประมาณค่าคงที่ปรับให้เรียบทั้ง 3 ค่า ของวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ ที่ให้ค่าเฉลี่ยของค่าคลาดเคลื่อนกำลังสอง (MSE) ต่ำสุด ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

### ExSmooth

The 10 smallest SSE's are:	Alpha	Gamma	Delta	SSE
	.8000000	.1000000	.1000000	85948.85084
	.7000000	.2000000	.1000000	86082.31933
	.8000000	.2000000	.1000000	86946.50142
	.7000000	.1000000	.1000000	87003.63093
	.9000000	.1000000	.1000000	87017.84966
	.6000000	.3000000	.1000000	87585.37317
	.8000000	.1000000	.2000000	87691.93361
	.6000000	.2000000	.1000000	87724.20137
	.7000000	.3000000	.1000000	87735.43535
	.9000000	.1000000	.2000000	88025.20220

เมื่อประมาณค่าคงที่ปรับให้เรียบทั้ง 3 ค่า จะได้ค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับระดับ ( $\alpha$ ) เท่ากับ 0.80, ค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับแนวโน้ม ( $\gamma$ ) เท่ากับ 0.10 และค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับฤดูกาล ( $\delta$ ) เท่ากับ 0.10 ซึ่งตัวแบบพยากรณ์ จะมีรูปแบบดังนี้

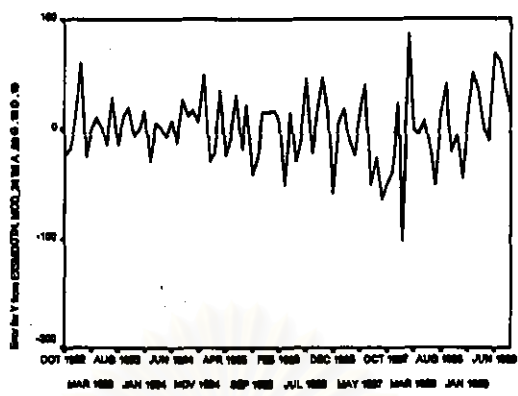
$$\hat{Y}_t(\ell) = (\hat{\mu}_t + \ell \hat{\beta}_t) \hat{I}_{t+1-m} \quad \text{สำหรับ } t = m, m+1, \dots, m=12$$

$$\text{โดยที่ } \hat{\mu}_t = \alpha(Y_t / \hat{I}_{t-m}) + (1 - \alpha)(\hat{\mu}_{t-1} + \hat{\beta}_{t-1})$$

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

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

การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอของตัวแบบวินเตอร์ ด้วยการพิจารณากราฟของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 7.8 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ และเมื่อพิจารณาค่าของ SACF และ SPACF ของ  $e_t$  ในรูปที่ 7.9 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีอัตโนมัติสัมพันธ์กัน และจากการทดสอบโคโลโมโกรอฟ - สมิทอฟในรูปที่ 7.10 จะได้ค่า Sig. = 0.771 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป

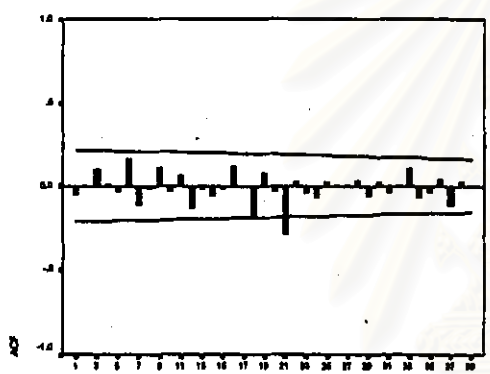


One

mean error = 0.90788

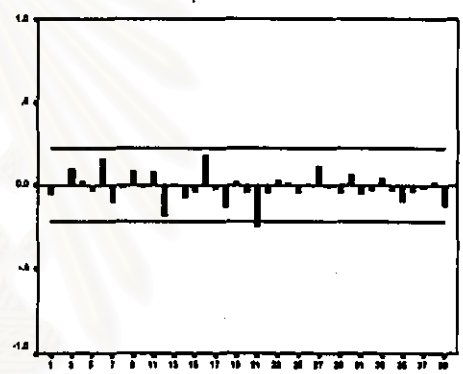
รูปที่ 7.8

Error for Y from EXSMOOTH, MOD\_34 WI A .80 G .10 D .10



Log Number

Error for Y from EXSMOOTH, MOD\_34 WI A .80 G .10 D .10



Log Number

รูปที่ 7.9

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Error for Y from EXSMOOTH, H, MOD_34 WI A .80 G .10 D .10
N		84
Normal Parameters a,b	Mean	.9078834
	Std. Deviation	32.16668
	Most Extreme Differences	
	Absolute	.072
	Positive	.072
	Negative	-.056
Kolmogorov-Smirnov Z		.863
Asymp. Sig. (2-tailed)		.771

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 7.10

### 7.3 วิธีการแยกองค์ประกอบ

จากการพิจารณากราฟอนุกรมเวลาในรูปที่ 7.1 ข้อมูลมีความแปรปรวนคงที่ ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมจะอยู่ในรูปแบบผลบวก และเนื่องจากมีแนวโน้มเป็นเชิงเส้น การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบของวิธีการแยกองค์ประกอบ จึงใช้การวิเคราะห์ตัวแบบเชิงเส้น ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

## Regression

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.944	.891	.873	107.4830

ANOVA<sup>a</sup>

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	6724064	12	560338.7	48.521	.000 <sup>a</sup>
	Residual	819928.3	71	11548.288		
	Total	7543993	83			

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

b. Dependent Variable: Y

Coefficients

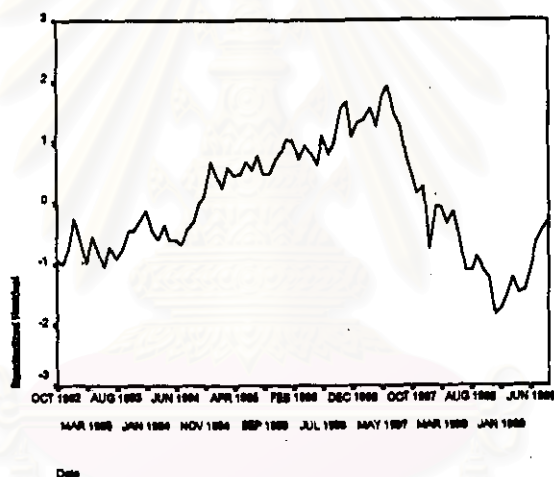
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	1043.165	44.864		23.252	.000
	T	11.287	.489	.913	23.103	.000
	I1	8.626	57.443	.008	.150	.881
	I2	-7.209	57.450	-.007	-.125	.900
	I3	131.802	57.460	.122	2.294	.025
	I4	23.059	57.475	.021	.401	.689
	I5	138.368	57.493	.126	2.372	.020
	I6	126.363	57.518	.117	2.197	.031
	I7	120.279	57.543	.111	2.090	.040
	I8	110.999	57.574	.102	1.928	.058
	I9	115.188	57.609	.106	1.999	.049
	I10	88.520	57.450	.082	1.541	.128
	I11	67.086	57.443	.082	1.168	.247

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้



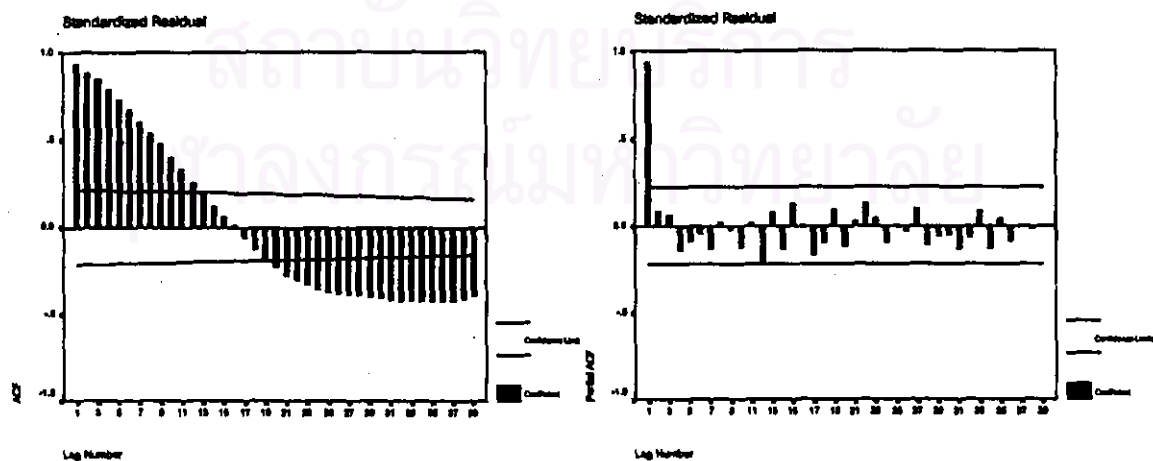
$$\hat{Y}_t = 1,043.165 + 11.287 t + 8.626 I_{1t} - 7.209 I_{2t} + 131.802 I_{3t} \\ + 23.059 I_{4t} + 136.366 I_{5t} + 126.363 I_{6t} + 120.279 I_{7t} \\ + 110.999 I_{8t} + 115.186 I_{9t} + 88.520 I_{10t} + 67.086 I_{11t}$$

การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอของตัวแบบแยกองค์ประกอบ ด้วยการพิจารณากภาพของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 7.11 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่า SACF และ SPACF ของ  $e_t$  รูปที่ 7.12 พบว่าค่าผิดพลาดมีอัตสหสัมพันธ์ที่เล็ก 1 หรือที่ห่างกัน 1 คาบเวลา ซึ่งไม่สอดคล้องกับคุณสมบัติของค่าผิดพลาดสุ่ม



mean error = -1.1E-09

รูปที่ 7.11



รูปที่ 7.12

เนื่องจากค่าผิดพลาดมีอัตโนมัติ และรูปแบบของอัตโนมัติเป็น AR(1) ดังนั้นจะพิจารณาตัวแบบพยากรณ์เมื่อค่าผิดพลาด  $\varepsilon_t$  มีอัตโนมัติ AR(1) ดังนี้

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 I_{1t} + \dots + \beta_{12} I_{11t} + \varepsilon_t$$

โดยที่  $\varepsilon_t = \phi \varepsilon_{t-1} + a_t$

การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบอัตโนมัติ ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

### AREG

#### FINAL PARAMETERS:

Number of residuals	84
Standard error	35.726532
Log likelihood	-413.47168
AIC	854.94335
SBC	888.97479

#### Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	70	91659.205	1276.3851

#### Variables in the Model:

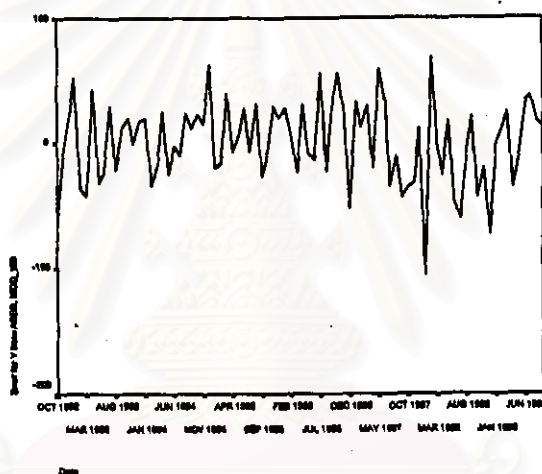
	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
AR1	.93972	.036462	25.772359	.00000000
T	11.87747	1.683311	7.056015	.00000000
I1	7.88036	13.311774	.591984	.55576862
I2	-8.76544	17.933233	-.488782	.62652402
I3	129.36946	20.831263	6.210351	.00000003
I4	19.68472	22.688152	.867621	.38856648
I5	131.98173	23.755855	5.555756	.00000047
I6	120.89928	24.141174	5.008012	.00000396
I7	113.66386	23.874467	4.760896	.00001007
I8	103.15958	22.925380	4.499798	.00002640
I9	106.04729	21.188954	5.004838	.00000400
I10	89.82047	17.907869	5.015698	.00000384
I11	67.76773	13.307513	5.092442	.00000286
CONSTANT	1003.61128	91.200224	11.004483	.00000000

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\begin{aligned} \hat{Y}_t = & 1003.6113 + 11.8775 t + 7.8804 I_{1t} - 8.7654 I_{2t} + 129.3695 I_{3t} \\ & + 19.6847 I_{4t} + 131.982 I_{5t} + 120.899 I_{6t} + 113.664 I_{7t} \\ & + 103.160 I_{8t} + 106.047 I_{9t} + 89.8205 I_{10t} + 67.7677 I_{11t} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

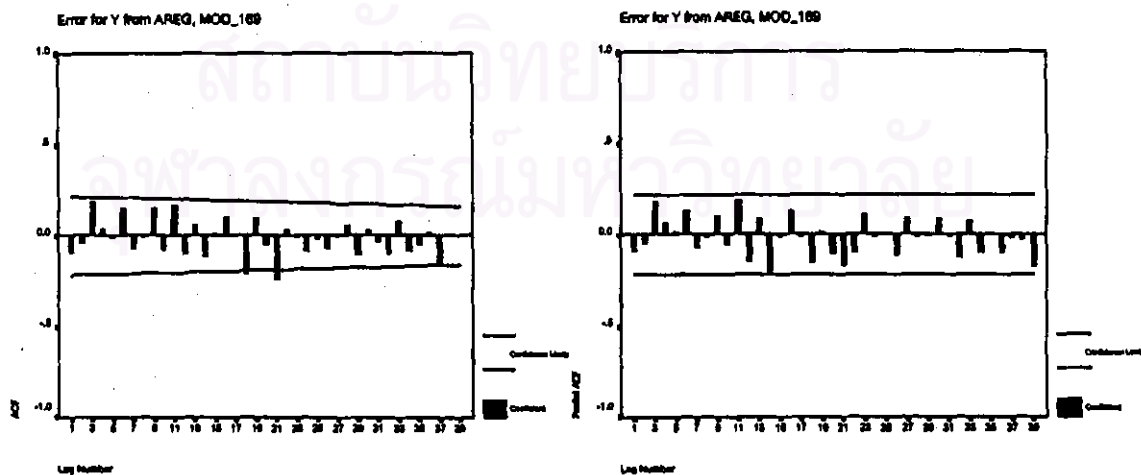
โดยที่  $\varepsilon_t = 0.9397 \varepsilon_{t-1}$

การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอรของตัวแบบอัตโนมัติด้วย การพิจารณากราฟของค่า  $\varepsilon_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 7.13 พบว่าค่าของ  $\varepsilon_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่า SACF และ SPACF ของ  $\varepsilon_t$  รูปที่ 7.14 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีอัตสหสัมพันธ์กัน และการทดสอบโคโลโมโกรอฟ-สมินอฟในรูปที่ 7.15 จะได้ค่า Sig. = 0.579 มากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป



mean error = 0.70919

รูปที่ 7.13



รูปที่ 7.14

## One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Error for Y from AREG, MOD_169
N		84
Normal Parameters a,b	Mean	.7091893
	Std. Deviation	33.4472275
Most Extreme Differences	Absolute	.085
	Positive	.048
	Negative	-.085
Kolmogorov-Smirnov Z		.779
Asymp. Sig. (2-tailed)		.579

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 7.15

## 7.4 วิธีการวิเคราะห์การถดถอย

จากการพิจารณารูปกราฟระหว่าง  $Y_t$  กับ  $X_{1t}, X_{2t}, X_{3t}$  แต่ละตัวในรูปที่ 7.16 เพื่อกำหนดรูปแบบความสัมพันธ์เชิงเส้นระหว่างตัวแปรตามและตัวแปรอิสระ จะพบว่ากราฟระหว่าง  $Y_t$  กับ  $X_{1t}$  และ  $X_{2t}$  มีแนวโน้มเป็นเส้นโค้งในลักษณะฟังก์ชันล็อก - ล็อก ส่วน  $Y_t$  กับ  $X_{3t}$  มีแนวโน้มเป็นเชิงเส้นตรง จึงควรแปลงค่าของ  $Y_t, X_{1t}$  และ  $X_{2t}$  โดยการใส่  $\ln$  ดังในรูปที่ 7.17 ดังนั้นจะได้ตัวแบบการถดถอยเชิงเส้น ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\ln Y_t = \beta_0 + \beta_1 \ln X_{1t} + \beta_2 \ln X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \varepsilon_t$$

โดยที่  $Y_t$  = ปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้าของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทกิจการขนาดเล็ก กิจการขนาดกลาง และกิจการขนาดใหญ่ ในภาคกลาง (ล้านกิโลวัตต์ - ชั่วโมง)

ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.22

$X_{1t}$  = จำนวนประชากรในภาคกลาง (ล้านคน)

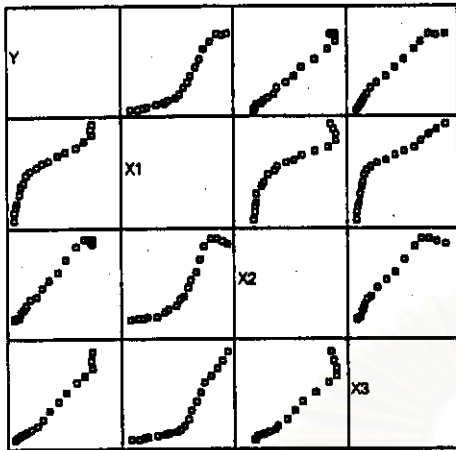
ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.26

$X_{2t}$  = รายได้เฉลี่ยต่อคนของประชากรในภาคกลาง (บาท)

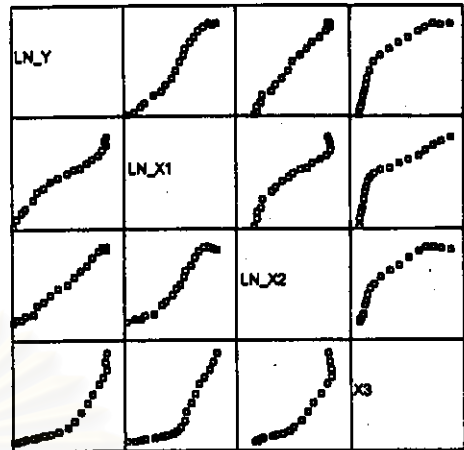
ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.27

$X_{3t}$  = ผลิตภัณฑ์มวลรวมของสาขาภาคอุตสาหกรรมในภาคกลาง (ล้านบาท)

ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.29



รูปที่ 7.16



รูปที่ 7.17

การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวอย่างการถดถอยเชิงเส้น โดยการวิเคราะห์ด้วยแบบเชิงเส้น  
ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

## Regression

### Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.999	.998	.997	4.777E-02

### ANOVA<sup>a</sup>

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	14.257	3	4.752	2082.439	.000 <sup>a</sup>
	Residual	3.423E-02	15	2.282E-03		
	Total	14.292	18			

a. Predictors: (Constant), X3, LN\_X1, LN\_X2

b. Dependent Variable: LN\_Y

### Coefficients

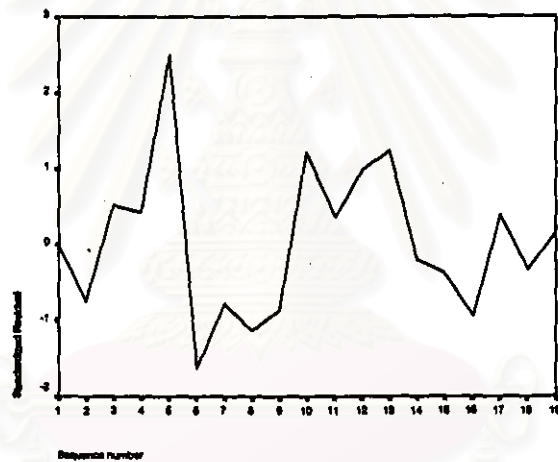
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-7.778	.527		-14.757	.000
	LN_X1	2.767	.480	.304	5.767	.000
	LN_X2	1.014	.087	.729	11.612	.000
	X3	-1.63E-07	.000	-.030	-.871	.040

เมื่อประมาณค่าของพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\ln \hat{Y}_t = -7.778 + 2.767 \ln X_{1t} + 1.014 \ln X_{2t} - 1.63E-07 X_{3t}$$

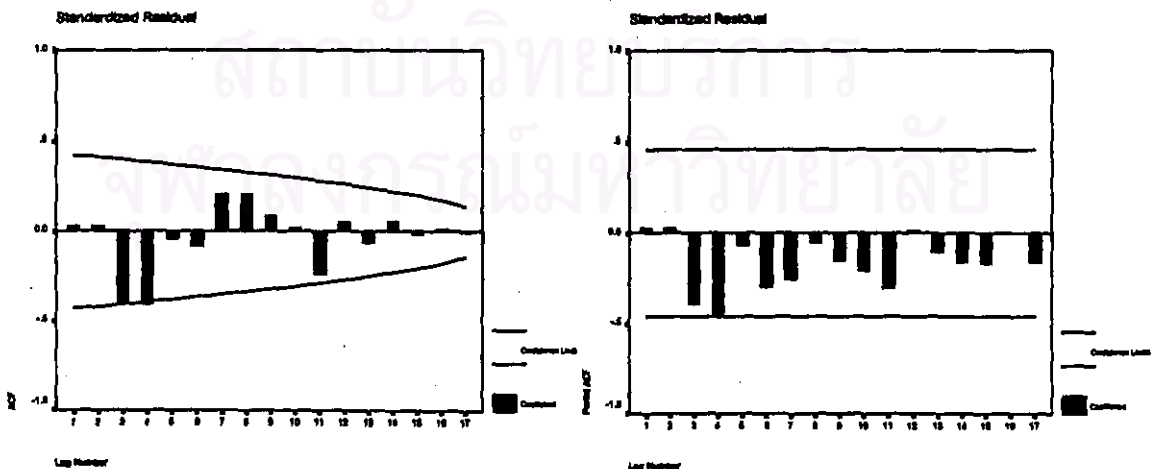
หรือ  $\hat{Y}_t = \exp\{\ln \hat{Y}_t\}$

การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบการถดถอยเชิงเส้น ด้วยการพิจารณากกราฟของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 7.18 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่า SACF และ SPACF ของ  $e_t$  รูปที่ 7.19 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีอัตสหสัมพันธ์กัน และการทดสอบโคโลโมโกรอฟ - สมิโนฟในรูปที่ 7.20 จะได้ค่า Sig. = 0.987 มากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป



mean error = 3.68E-02

รูปที่ 7.18



รูปที่ 7.19

## One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Standardized Residual
N		19
Normal Parameters a,b	Mean	3.68E-02
	Std. Deviation	.9994803
Most Extreme Differences	Absolute	.104
	Positive	.104
	Negative	-.087
Kolmogorov-Smirnov Z		.452
Asymp. Sig. (2-tailed)		.987

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 7.20

ผลการเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ ข้างต้น กับวิธีการพยากรณ์ของ กฟภ. จากการเปรียบเทียบค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ โดยพิจารณาจากค่าของ MAPE จะได้ว่า ค่าพยากรณ์โดยวิธีการบอกร์ - เจนกินส์ จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 0.6698 % ซึ่งต่ำกว่าวิธีการอื่น ๆ ส่วนค่าพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 0.9887 % ค่าพยากรณ์โดยวิธีการแยกองค์ประกอบ จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 5.1879 % ค่าพยากรณ์โดยวิธีการวิเคราะห์การถดถอย จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 2.5514 % และค่าพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์ของ กฟภ. จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 7.3992 % ดังนั้น การพยากรณ์โดยวิธีการบอกร์ - เจนกินส์ จะเป็นวิธีการที่เหมาะสมกับข้อมูลของปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า ของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทกิจการขนาดเล็ก กิจการขนาดกลาง และกิจการขนาดใหญ่ ในภาคกลาง ชุดนี้มากกว่าวิธีอื่น ๆ ส่วนวิธีที่เหมาะสมเป็นอันดับ 2 และ 3 คือวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ และวิธีการวิเคราะห์การถดถอย ตามลำดับ

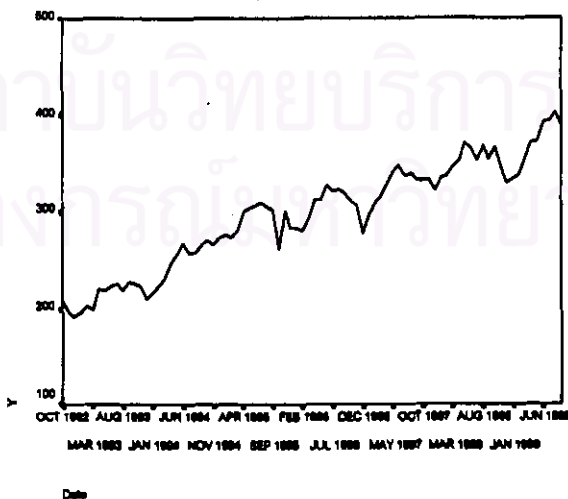
สถาบันวิทยบริการ  
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

## ข.8 ผลการวิเคราะห์ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า ของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทกิจการขนาดเล็ก กิจการขนาดกลาง และกิจการขนาดใหญ่ ในภาคใต้

การวิเคราะห์ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า ของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทกิจการขนาดเล็ก กิจการขนาดกลาง และกิจการขนาดใหญ่ ในภาคใต้ ชุดนี้ โดยวิธีการบอกรี - เจนกินส์ วิธีการพยากรณ์ของวินเดอร์ และวิธีการแยกองค์ประกอบ จะใช้ข้อมูลรายเดือนจากตารางภาคผนวกที่ ก.8 ส่วนวิธีการวิเคราะห์การถดถอย จะใช้ข้อมูลรายปีจากตารางภาคผนวกที่ ก.22 ซึ่งผลการวิเคราะห์ข้อมูลด้วยวิธีการต่าง ๆ เป็นดังนี้

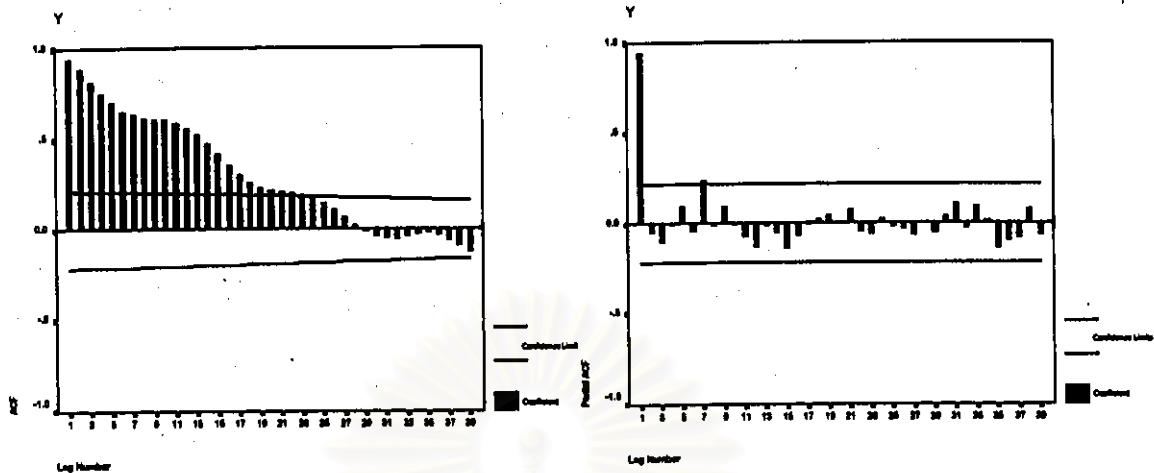
### 8.1 วิธีการบอกรี - เจนกินส์

จากการพิจารณารูปพรรณสมมติ ในรูปที่ 8.1 และพิจารณา SACF และ SPACF ของข้อมูลอนุกรมเวลาในรูปที่ 8.2 พบว่าข้อมูลอนุกรมชุดนี้ไม่คงที่ในค่าเฉลี่ย จึงต้องแปลงข้อมูลให้อยู่ในสภาพคงที่ โดยการนำผลต่างของข้อมูลที่มีแนวโน้มหนึ่งครั้ง จะได้ข้อมูลที่อยู่ในสภาพคงที่ในค่าเฉลี่ยในรูปที่ 8.3 และเมื่อพิจารณา SACF และ SPACF ของข้อมูลที่คงที่ในค่าเฉลี่ยในรูปที่ 8.4 จะเห็นว่ามิชต์สหสัมพันธ์ร่วมระหว่างข้อมูลที่แล็ก  $k = 12, 24, \dots$  มีนัยสำคัญแตกต่างจากศูนย์ จึงควรนำผลต่างของข้อมูลที่มีฤดูกาลอีกหนึ่งครั้ง ซึ่งจะได้ข้อมูลที่อยู่ในสภาพคงที่แล้ว ในรูปที่ 8.5 เมื่อพิจารณา SACF และ SPACF ของข้อมูลที่คงที่แล้วในรูปที่ 8.6 รูปแบบในส่วนที่ไม่ใช่ฤดูกาลจะเป็น AR(1) เนื่องจากค่า  $\hat{\rho}_k$  ลดลงอย่างรวดเร็วขณะที่  $k > 1$  และค่า  $\hat{\phi}_{kk}$  จะมีค่าสูงที่  $k = 1$  และเท่ากับ 0 เมื่อ  $k > 1$  และรูปแบบในส่วนที่เป็นฤดูกาลจะเป็น MA(1) เนื่องจากค่า  $\hat{\rho}_k$  จะมีค่าสูงที่  $k = 1$  และเท่ากับ 0 เมื่อ  $k > 1$  และค่า  $\hat{\phi}_{kk}$  ลดลงอย่างรวดเร็วขณะที่  $k > 1$  ดังนั้น จะได้ตัวแบบ ARIMA(1, 1, 0)(0, 1, 1)<sub>12</sub>

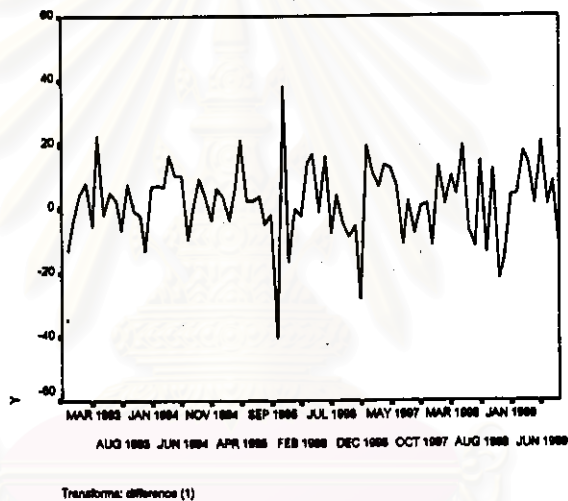


รูปที่ 8.1



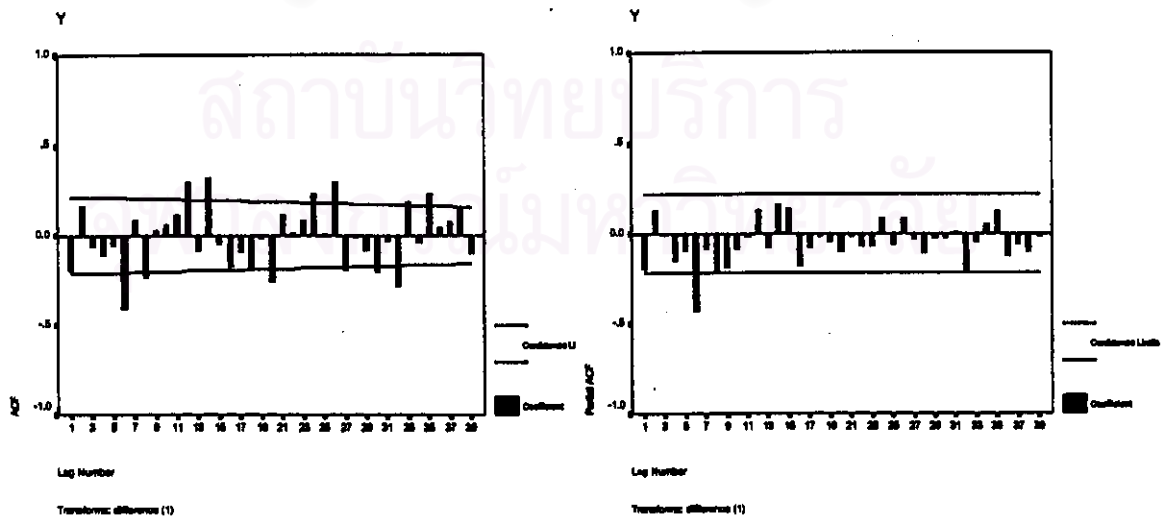


รูปที่ 8.2



Transform: difference (1)

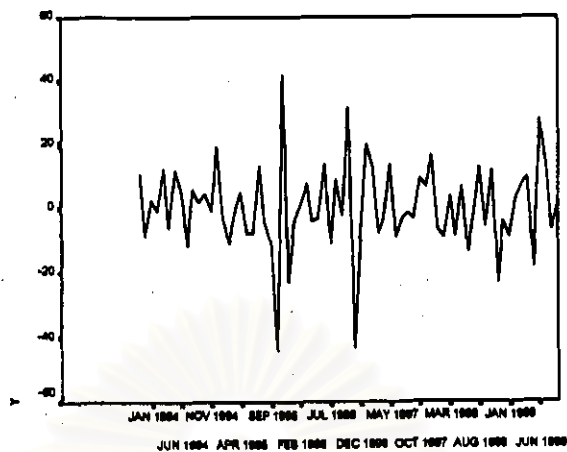
รูปที่ 8.3



Transform: difference (1)

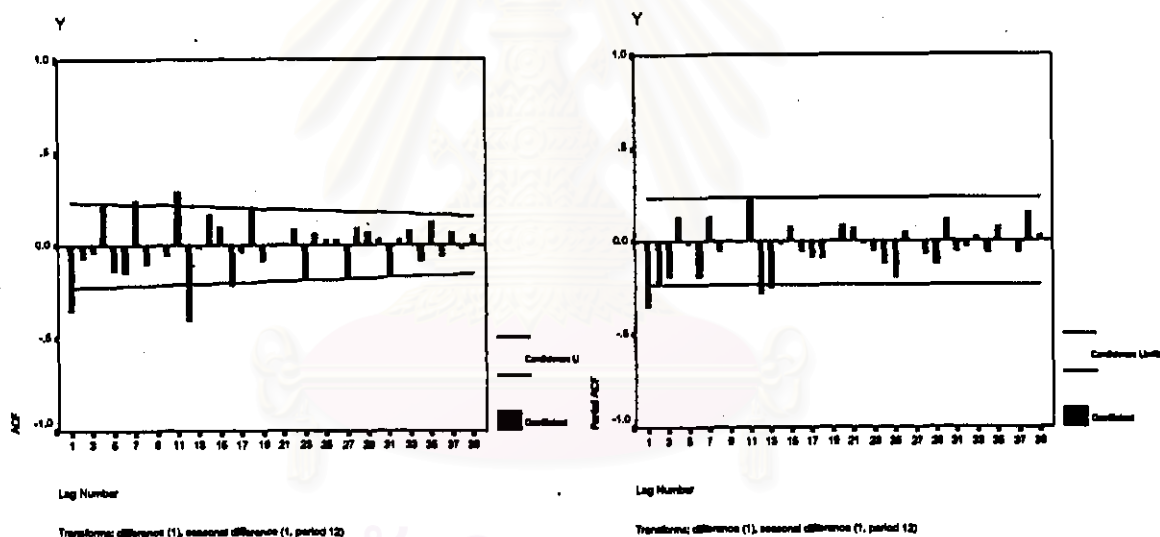
Transform: difference (1)

รูปที่ 8.4



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

รูปที่ 8.5



รูปที่ 8.6

ตัวแบบ ARIMA(1, 1, 0)(0, 1, 1)<sub>12</sub> มีรูปแบบดังนี้

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

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

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

การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ ARIMA (1, 1, 0)(0, 1, 1)<sub>12</sub> โดยไม่คิดค่าคงที่เนื่องจากระดับค่าเฉลี่ยคงที่มีค่าเข้าใกล้ศูนย์ ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

**Arima**

FINAL PARAMETERS:

Number of residuals	71
Standard error	9.8059588
Log likelihood	-270.84204
AIC	545.68407
SBC	550.20943

Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	69	8366.6238	96.156827

Variables in the Model:

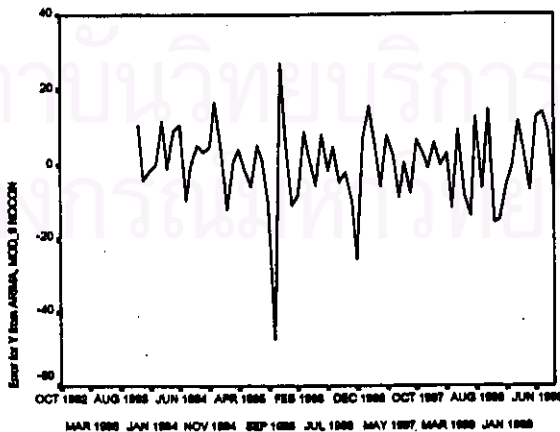
	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
AR1	-.44000138	.09461212	-4.6505817	.00001546
SMA1	.89145319	.40756159	2.1872846	.00211339

เมื่อประมาณค่าของพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$W_t = -0.4400 W_{t-1} + a_t - 0.8915 a_{t-12}$$

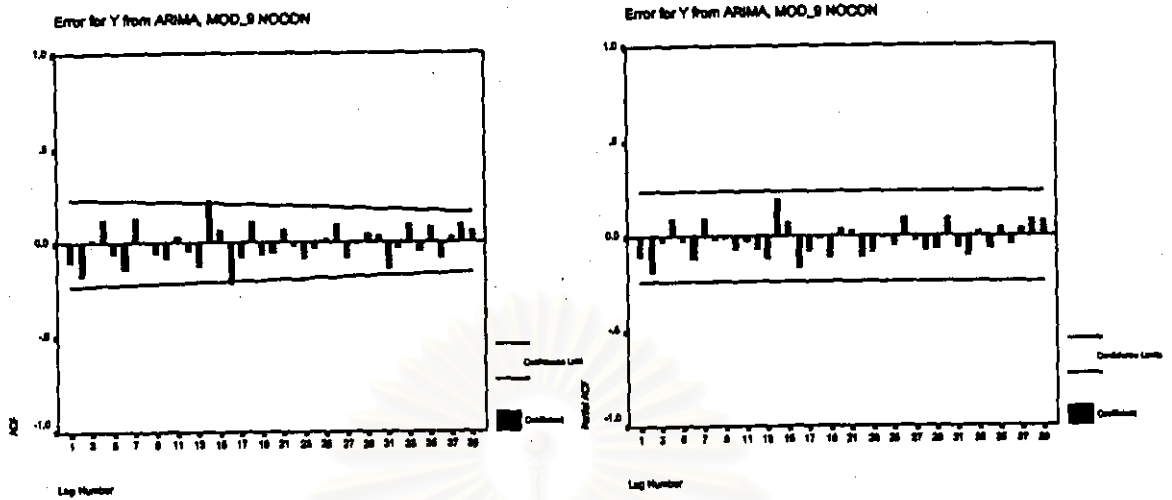
โดยที่  $W_t = (1 - B)(1 - B^{12}) Y_t$

การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอของตัวแบบ ARIMA ด้วยการตรวจสอบคุณสมบัติของค่าเศษเหลือตกค้าง  $e_t$  ว่ามีคุณสมบัติสอดคล้องกับคุณสมบัติของค่าผิดพลาดสุ่ม  $a_t$  หรือไม่



mean error = 0.24562

รูปที่ 8.7



รูปที่ 8.8

## One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Error for Y from ARIMA, MOD_9 NOCON
N		71
Normal Parameters <sup>a,b</sup>	Mean	.2456202
	Std. Deviation	10.80748
Most Extreme Differences	Absolute	.081
	Positive	.053
	Negative	-.081
Kolmogorov-Smirnov Z		.885
Asymp. Sig. (2-tailed)		.737

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 8.9

จากการพิจารณากราฟของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 8.7 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็น  
 แนวในลักษณะชานานรอบค่าเฉลี่ยศูนย์ แสดงเหตุผลได้ว่า ค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความ  
 แปรปรวนคงที่ และเมื่อพิจารณาค่าของ SACF และ SPACF ของ  $e_t$  ในรูปที่ 8.8 พบว่าค่าผิดพลาด  
 ไม่มีอัตสหสัมพันธ์กัน และจากการทดสอบโคลโมโกรอฟ - สมิโนฟ ในรูปที่ 8.9 ว่าค่าผิดพลาดมี  
 การแจกแจงแบบปกติหรือไม่ จะได้ค่า Sig. = 0.737 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผล  
 ว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้น ตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้  
 พยากรณ์ค่าต่อไป

## 8.2 วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์

จากการพิจารณารูปกราฟอนุกรมเวลาในรูปที่ 8.1 ข้อมูลมีแนวโน้มและฤดูกาล ดังนั้นวิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลังที่เหมาะสมกับข้อมูลที่มีทั้งแนวโน้มและฤดูกาล คือวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ ซึ่งการประมาณค่าคงที่ปรับให้เรียบทั้ง 3 ค่า ของวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ ที่ให้ค่าเฉลี่ยของค่าคลาดเคลื่อนกำลังสอง (MSE) ต่ำสุด ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

### ExSmooth

The 10 smallest SSE's are:

Alpha	Gamma	Delta	SSE
.5000000	.1000000	.1000000	6516.52898
.4000000	.1000000	.1000000	6521.00973
.6000000	.1000000	.1000000	6678.46693
.4000000	.2000000	.1000000	6739.80029
.5000000	.2000000	.1000000	6793.47159
.3000000	.1000000	.1000000	6794.06055
.5000000	.1000000	.2000000	6833.79638
.4000000	.1000000	.2000000	6880.33341
.4000000	.3000000	.1000000	6903.96784
.6000000	.1000000	.2000000	6952.52435

เมื่อประมาณค่าคงที่ปรับให้เรียบทั้ง 3 ค่า จะได้ค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับระดับ ( $\alpha$ ) เท่ากับ 0.50, ค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับแนวโน้ม ( $\gamma$ ) เท่ากับ 0.10 และค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับฤดูกาล ( $\delta$ ) เท่ากับ 0.10 ซึ่งตัวแบบพยากรณ์ จะมีรูปแบบดังนี้

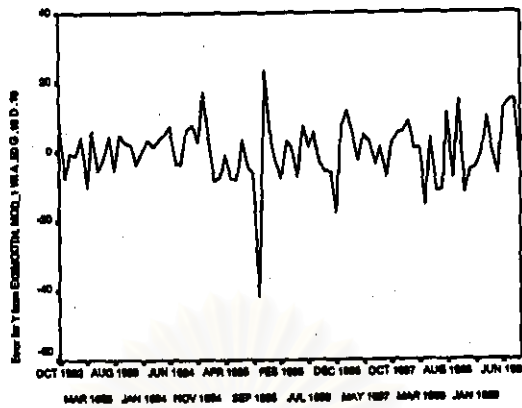
$$\hat{Y}_t(l) = (\hat{\mu}_t + l\hat{\beta}_t)\hat{I}_{t+1-m} \quad \text{สำหรับ } t = m, m+1, \dots, m=12$$

$$\text{โดยที่ } \hat{\mu}_t = \alpha(Y_t/\hat{I}_{t-m}) + (1-\alpha)(\hat{\mu}_{t-1} + \hat{\beta}_{t-1})$$

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

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

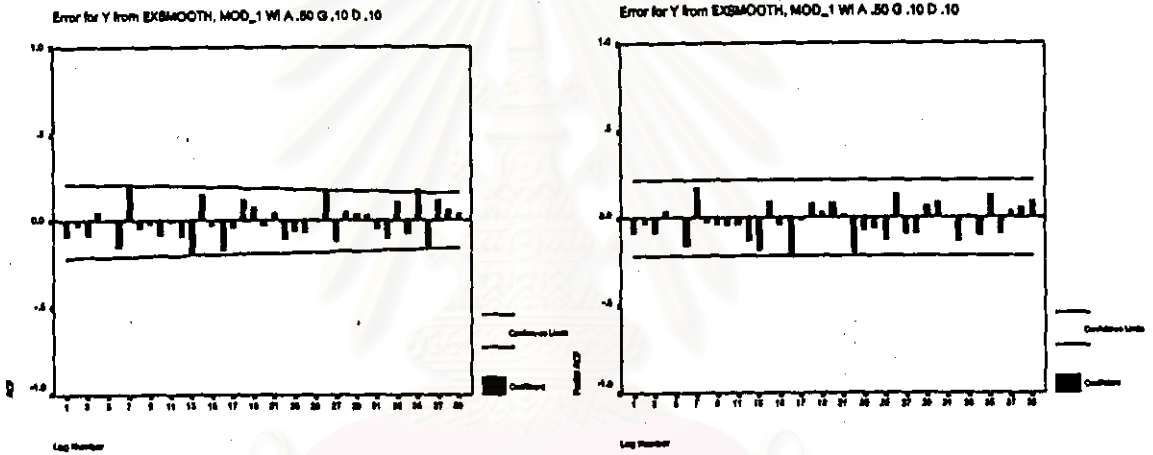
การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอของตัวแบบวินเตอร์ ด้วยการพิจารณารูปกราฟของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 8.10 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ และเมื่อพิจารณาค่าของ SACF และ SPACF ของ  $e_t$  ในรูปที่ 8.11 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีอัตโนมัติสัมพันธ์กัน และจากการทดสอบโคลโมโกรอฟ - สมิโนฟในรูปที่ 8.12 จะได้ค่า Sig. = 0.590 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป



Date

mean error = 0.14765

รูปที่ 8.10



รูปที่ 8.11

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Error for Y from EXSMOOTH, MOD_1 WI A .50 G .10 D .10
N		84
Normal Parameters a,b	Mean	.1476501
	Std. Deviation	8.8594770
Most Extreme Differences	Absolute	.084
	Positive	.065
	Negative	-.084
Kolmogorov-Smirnov Z		.772
Asymp. Sig. (2-tailed)		.590

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 8.12

### 8.3 วิธีการแยกองค์ประกอบ

จากการพิจารณารูปกราฟอนุกรมเวลาในรูปที่ 8.1 ข้อมูลมีความแปรปรวนคงที่ ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมจะอยู่ในรูปแบบผลบวก และเนื่องจากมีแนวโน้มเป็นเชิงเส้น การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบของวิธีการแยกองค์ประกอบ จึงใช้การวิเคราะห์ตัวแบบเชิงเส้น ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

### Regression

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.979	.959	.952	12.05568

ANOVA<sup>a</sup>

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	240689.1	12	20057.424	138.005	.000 <sup>a</sup>
	Residual	10319.056	71	145.339		
	Total	251008.1	83			

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

b. Dependent Variable: Y

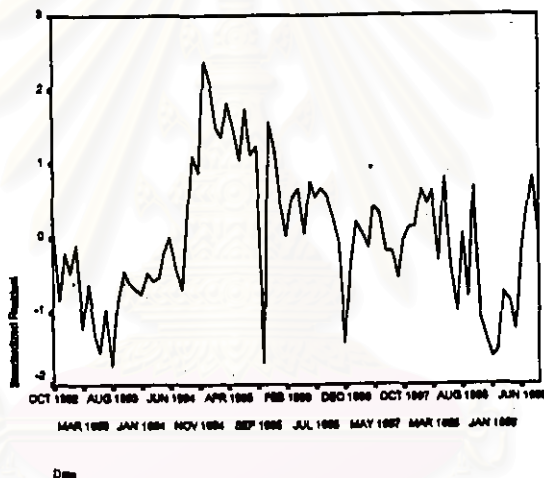
Coefficients

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	187.559	5.033		37.268	.000
	T	2.112	.055	.937	38.540	.000
	I1	5.125	6.444	.026	.795	.429
	I2	6.763	6.445	.034	1.049	.298
	I3	12.779	6.448	.085	1.982	.051
	I4	26.356	6.448	.133	4.088	.000
	I5	30.417	6.450	.154	4.716	.000
	I6	36.086	6.452	.182	5.593	.000
	I7	29.296	6.455	.146	4.538	.000
	I8	29.694	6.458	.150	4.597	.000
	I9	24.298	6.463	.123	3.760	.000
	I10	16.948	6.445	.086	2.630	.010
	I11	13.853	6.444	.070	2.150	.035

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

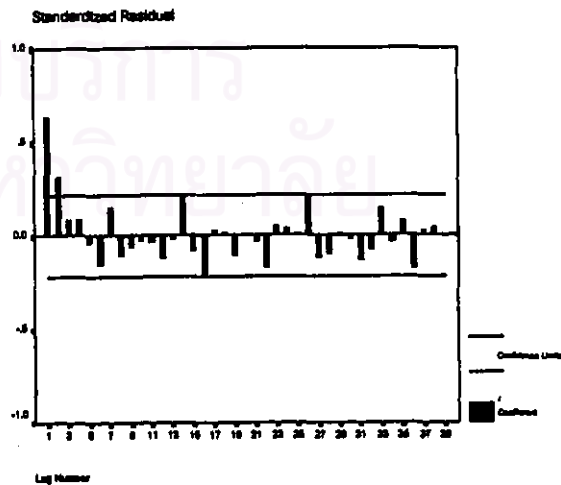
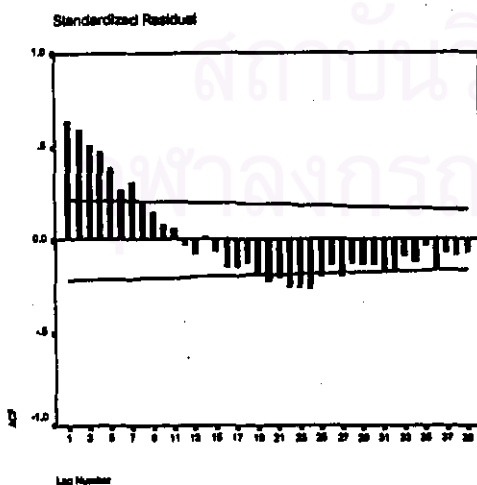
$$\hat{Y}_t = 187.559 + 2.112 t + 5.125 I_{1t} + 6.763 I_{2t} + 12.779 I_{3t} \\ + 26.356 I_{4t} + 30.417 I_{5t} + 36.086 I_{6t} + 29.296 I_{7t} \\ + 29.694 I_{8t} + 24.298 I_{9t} + 16.948 I_{10t} + 13.853 I_{11t}$$

การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอของตัวแบบแยกองค์ประกอบ ด้วยการพิจารณารูปของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 8.13 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่า SACF และ SPACF ของ  $e_t$  รูปที่ 8.14 พบว่าค่าผิดพลาดมีอัตสหสัมพันธ์ที่เล็ก 1 หรือที่ห่างกัน 1 คาบเวลา ซึ่งไม่สอดคล้องกับคุณสมบัติของค่าผิดพลาดสุ่ม



mean error = 3.86E-09

รูปที่ 8.13



รูปที่ 8.14



เนื่องจากค่าผิดพลาดมีอัตสหสัมพันธ์ และรูปแบบของอัตสหสัมพันธ์เป็น AR(1) ดังนั้นจะพิจารณาตัวแบบพยากรณ์เมื่อค่าผิดพลาดสุ่ม  $\varepsilon_t$  มีอัตสหสัมพันธ์ AR(1) ดังนี้

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 I_{1t} + \dots + \beta_{12} I_{11t} + \varepsilon_t$$

โดยที่  $\varepsilon_t = \phi \varepsilon_{t-1} + a_t$

การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบอัตโนมัติโดย ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

### AREG

#### FINAL PARAMETERS:

Number of residuals	84
Standard error	9.3575668
Log likelihood	-300.24172
AIC	628.48344
SBC	662.51487

#### Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	70	6166.4918	87.564057

#### Variables in the Model:

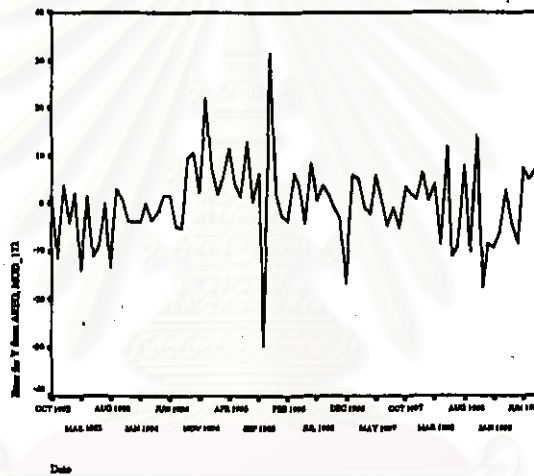
	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
AR1	.62998	.0918240	6.860778	.00000000
T	2.10969	.1079778	19.538157	.00000000
I1	5.12517	3.9113152	1.310344	.19436271
I2	6.76507	4.9843122	1.357273	.17905470
I3	12.78527	5.5441241	2.306094	.02407140
I4	26.36994	5.8537056	4.504829	.00002592
I5	30.44343	6.0154013	5.060915	.00000323
I6	36.12993	6.0733468	5.948932	.00000010
I7	29.36615	6.0390320	4.862724	.00000687
I8	29.80634	5.8951646	5.056066	.00000329
I9	24.47471	5.5826626	4.384058	.00004015
I10	16.95969	4.9515298	3.425141	.00103160
I11	13.85635	3.9067733	3.546751	.00070070
CONSTANT	187.67459	6.3019191	29.780546	.00000000

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\begin{aligned} \hat{Y}_t = & 187.6746 + 2.1097 t + 5.1252 I_{1t} + 6.7651 I_{2t} + 12.7853 I_{3t} \\ & + 26.3699 I_{4t} + 30.4434 I_{5t} + 36.1299 I_{6t} + 29.3662 I_{7t} \\ & + 29.8063 I_{8t} + 24.4747 I_{9t} + 16.9597 I_{10t} + 13.8564 I_{11t} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

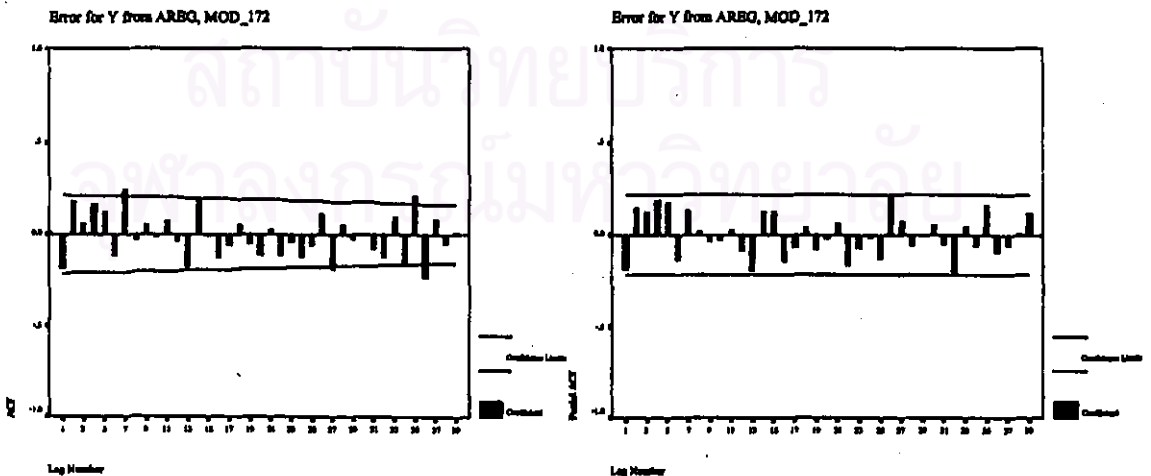
โดยที่  $\epsilon_t = 0.6299 \epsilon_{t-1}$

การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอรของตัวแบบอัตโนมัติด้วย การพิจารณากราฟของค่า  $\epsilon_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 8.15 พบว่าค่าของ  $\epsilon_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่า SACF และ SPACF ของ  $\epsilon_t$  รูปที่ 8.16 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีอัตโนมัติสัมพันธ์กัน และการทดสอบโคโลโมโกรอฟ - สมิโนฟในรูปที่ 8.17 จะได้ค่า Sig. = 0.763 มากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป



mean error = - 0.01393

รูปที่ 8.15



รูปที่ 8.16

## One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Error for Y from AREG, MOD_172
N		84
Normal Parameters a,b	Mean	-1.393E-02
	Std. Deviation	8.5845034
Most Extreme Differences	Absolute	.073
	Positive	.073
	Negative	-.069
Kolmogorov-Smirnov Z		.889
Asymp. Sig. (2-tailed)		.763

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 8.17

## 8.4 วิธีการวิเคราะห์การถดถอย

จากการพิจารณากราฟระหว่าง  $Y_t$  กับ  $X_{1t}, X_{2t}, X_{3t}$  แต่ละตัวในรูปที่ 8.18 เพื่อกำหนดรูปแบบความสัมพันธ์เชิงเส้นระหว่างตัวแปรตามและตัวแปรอิสระ จะพบว่ากราฟระหว่าง  $Y_t$  กับ  $X_{1t}$  และ  $X_{2t}$  มีแนวโน้มเป็นเส้นโค้งในลักษณะฟังก์ชันล็อก - ล็อก ส่วน  $Y_t$  กับ  $X_{3t}$  มีแนวโน้มเป็นเชิงเส้นตรง จึงควรแปลงค่าของ  $Y_t, X_{1t}$  และ  $X_{2t}$  โดยการใส่  $\ln$  ดังในรูปที่ 8.19 ดังนั้นจะได้ตัวแบบการถดถอยเชิงเส้น ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\ln Y_t = \beta_0 + \beta_1 \ln X_{1t} + \beta_2 \ln X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \varepsilon_t$$

โดยที่  $Y_t$  = ปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้าของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทกิจการขนาดเล็ก กิจการขนาดกลาง และกิจการขนาดใหญ่ ในภาคใต้ (ล้านกิโลวัตต์ - ชั่วโมง)

ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.22

$X_{1t}$  = จำนวนประชากรในภาคใต้ (ล้านคน)

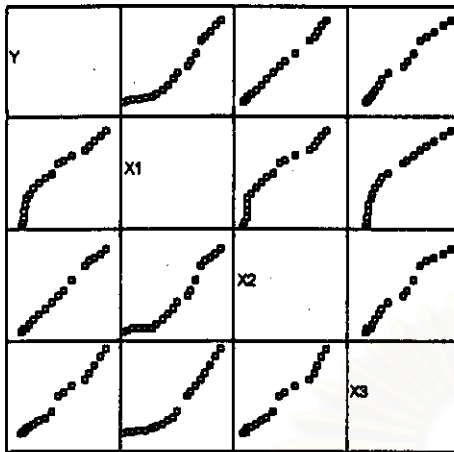
ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.26

$X_{2t}$  = รายได้เฉลี่ยต่อคนของประชากรในภาคใต้ (บาท)

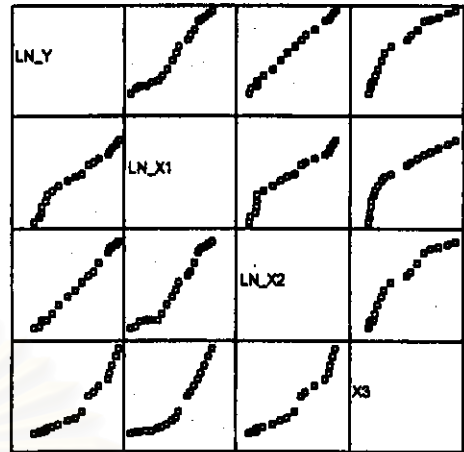
ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.27

$X_{3t}$  = ผลิตภัณฑ์มวลรวมของสาขาภาคอุตสาหกรรมในภาคใต้ (ล้านบาท)

ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.29



รูปที่ 8.18



รูปที่ 8.19

การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบการถดถอยเชิงเส้น โดยการวิเคราะห์ตัวแบบเชิงเส้น  
ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

## Regression

### Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.999	.998	.998	3.228E-02

### ANOVA<sup>a</sup>

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	7.983	3	2.661	2554.235	.000 <sup>a</sup>
	Residual	1.563E-02	15	1.042E-03		
	Total	7.999	18			

a. Predictors: (Constant), X3, LN\_X1, LN\_X2

b. Dependent Variable: LN\_Y

### Coefficients

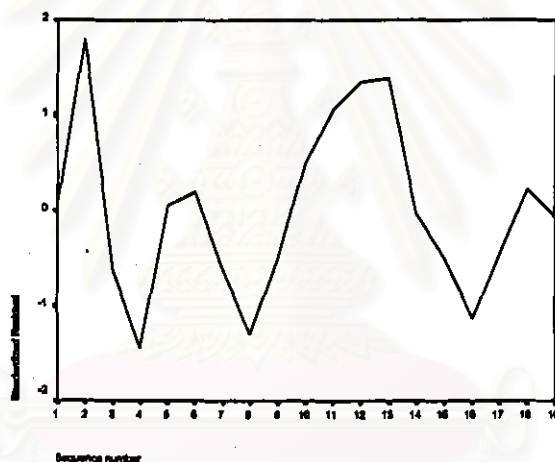
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-8.798	.557		-12.195	.000
	LN_X1	1.286	.389	.182	3.304	.005
	LN_X2	1.119	.101	.861	11.033	.000
	X3	-1.81E-06	.000	-.042	-.905	.038

เมื่อประมาณค่าของพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\ln \hat{Y}_t = -6.796 + 1.286 \ln X_{1t} + 1.119 \ln X_{2t} - 1.81E-06 X_{3t}$$

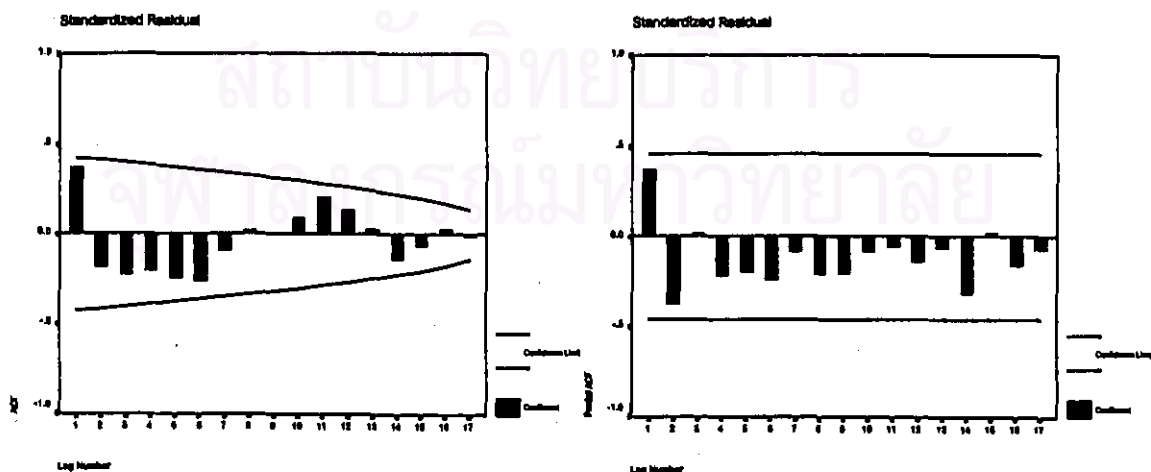
หรือ  $\hat{Y}_t = \exp\{\ln \hat{Y}_t\}$

การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบการถดถอยเชิงเส้น ด้วยการพิจารณากราฟของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 8.20 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่า SACF และ SPACF ของ  $e_t$  รูปที่ 8.21 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีข้อสันนิษฐานกัน และการทดสอบโคลโมโกรอฟ - สมิโนฟในรูปที่ 8.22 จะได้ค่า Sig. = 0.869 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป



mean error = 5.88E-10

รูปที่ 8.20



รูปที่ 8.21

## One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Standardized Residual
N		19
Normal Parameters a,b	Mean	5.88E-10
	Std. Deviation	.9128709
Most Extreme Differences	Absolute	.137
	Positive	.137
	Negative	-.089
Kolmogorov-Smirnov Z		.597
Asymp. Sig. (2-tailed)		.869

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 8.22

ผลการเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ ช้างต้น กับวิธีการพยากรณ์ของ กฟภ. จากการเปรียบเทียบค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ โดยพิจารณาจากค่าของ MAPE จะได้ว่า ค่าพยากรณ์โดยวิธีการบอกรี - เจนกินส์ จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 0.5010 % ซึ่งต่ำกว่าวิธีการอื่น ๆ ส่วนค่าพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 0.8914 % ค่าพยากรณ์โดยวิธีการแยกองค์ประกอบ จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 2.0726 % ค่าพยากรณ์โดยวิธีการวิเคราะห์การถดถอย จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 1.5161 % และค่าพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์ของ กฟภ. จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 8.3448 % ดังนั้น การพยากรณ์โดยวิธีการบอกรี - เจนกินส์ จะเป็นวิธีการที่เหมาะสมกับข้อมูลของปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า ของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทกิจการขนาดเล็ก กิจการขนาดกลาง และกิจการขนาดใหญ่ ในภาคใต้ ชุดนี้มากกว่าวิธีอื่น ๆ ส่วนวิธีที่เหมาะสมเป็นอันดับ 2 และ 3 คือวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ และวิธีการวิเคราะห์การถดถอย ตามลำดับ

## ข.9 ผลการวิเคราะห์ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า ของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภท กิจการเฉพาะอย่าง ในภาคเหนือ

การวิเคราะห์ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า ของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทกิจการเฉพาะ  
อย่าง ในภาคเหนือ ชุดนี้ โดยวิธีการบอกรี - เจนกินส์ วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ และวิธีการแยก  
องค์ประกอบ จะใช้ข้อมูลรายเดือนจากตารางภาคผนวกที่ ก.9 ส่วนวิธีการวิเคราะห์การถดถอย จะ  
ใช้ข้อมูลรายปีจากตารางภาคผนวกที่ ก.23 ซึ่งผลการวิเคราะห์ข้อมูลด้วยวิธีการต่าง ๆ เป็นดังนี้

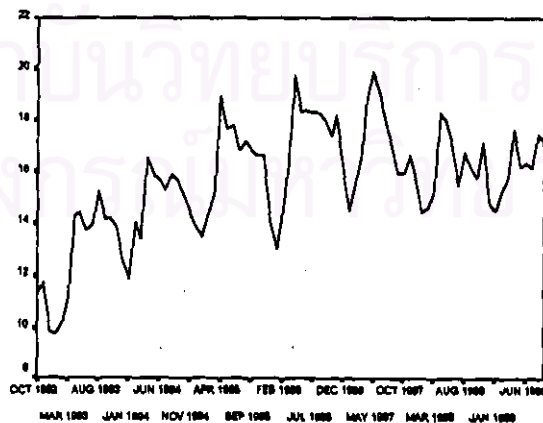
### 9.1 วิธีการบอกรี - เจนกินส์

จากการพิจารณารูปภาพอนุกรมเวลารูปที่ 9.1 และพิจารณา SACF และ SPACF ของข้อมูล  
อนุกรมเวลา ในรูปที่ 9.2 พบว่าข้อมูลอนุกรมชุดนี้ไม่คงที่ในค่าเฉลี่ย จึงต้องแปลงข้อมูลให้อยู่ใน  
สภาพคงที่ โดยการนำผลต่างของข้อมูลที่มีแนวโน้มหนึ่งครั้ง จะได้ข้อมูลที่อยู่ในสภาพคงที่ ในรูปที่  
9.3 เมื่อพิจารณา SACF และ SPACF ของข้อมูลที่คงที่แล้ว ในรูปที่ 9.4 รูปแบบในส่วนที่ไม่ใช่  
ฤดูกาลจะเป็น ARMA(1,1) เนื่องจากค่า  $\hat{\rho}_k$  และ  $\hat{\phi}_{kk}$  ลดลงอย่างรวดเร็วหลังจาก  $k = 1$  และรูป  
แบบในส่วนที่เป็นฤดูกาลจะเป็น AR(1) เนื่องจากค่า  $\hat{\rho}_k$  ลดลงอย่างรวดเร็วขณะที่  $k > 1$  และค่า  
 $\hat{\phi}_{kk}$  จะมีค่าสูงที่  $k = 1$  และเท่ากับ 0 เมื่อ  $k > 1$  ดังนั้น จะได้ตัวแบบ ARIMA (1, 1, 1)(1, 0, 0)<sub>12</sub>  
มีรูปแบบดังนี้

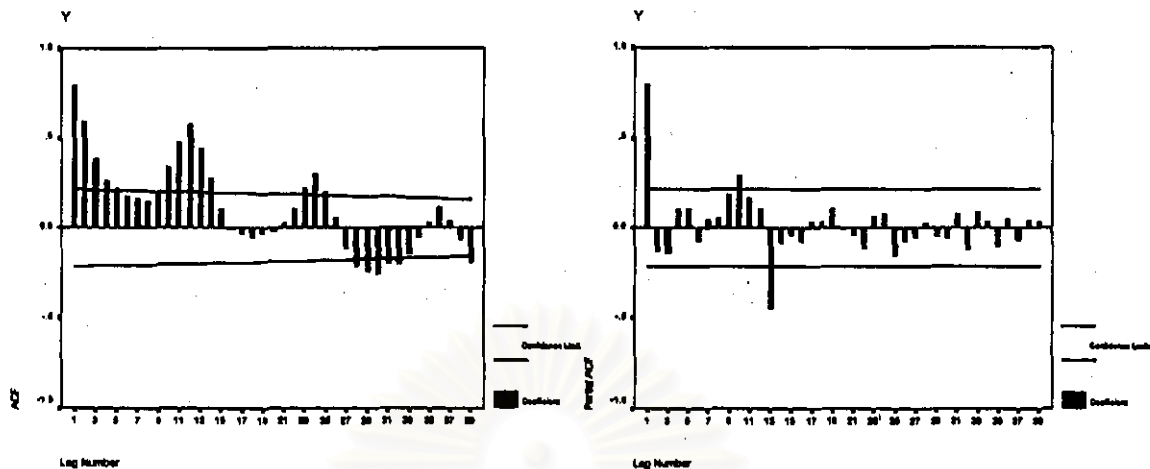
$$(1 - \phi_1 B)(1 - \Phi_{12} B^{12})(1 - B)Y_t = \delta + (1 - \theta_1 B)a_t$$

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

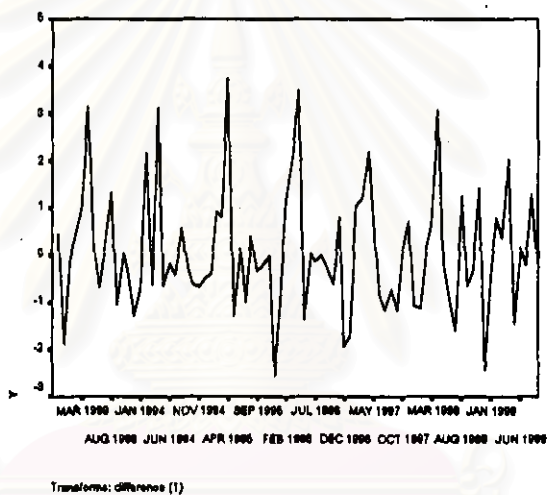
$$\text{โดยที่ } W_t = (1 - B)Y_t$$



รูปที่ 9.1

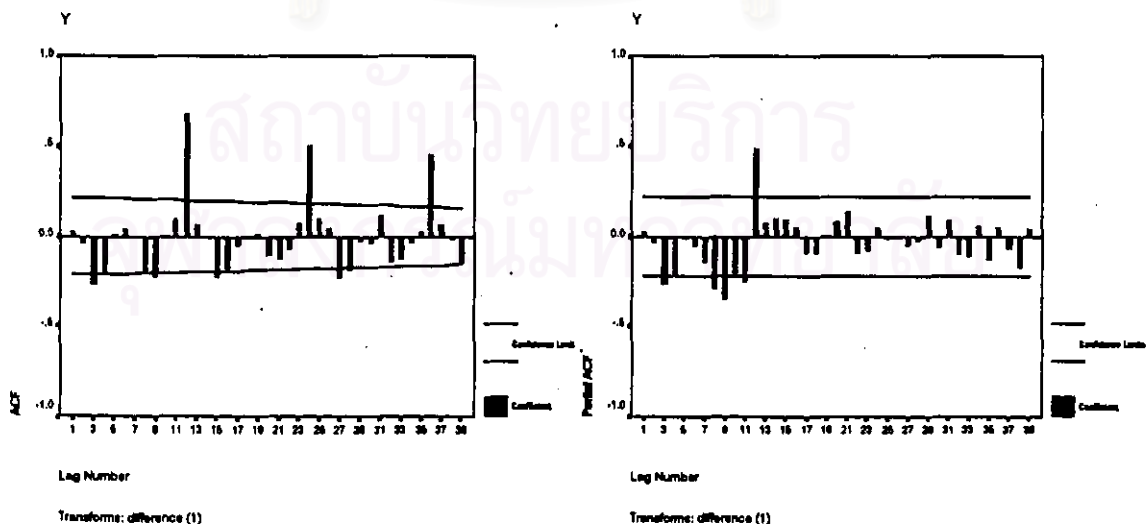


รูปที่ 9.2



Transform: difference (1)

รูปที่ 9.3



รูปที่ 9.4





การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ ARIMA (1, 1, 1)(1, 0, 0)<sub>12</sub> โดยไม่คิดค่าคงที่เนื่อง  
จากระดับค่าเฉลี่ยคงที่มีค่าเข้าใกล้ศูนย์ ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

### Arima

#### FINAL PARAMETERS:

Number of residuals	83
Standard error	.83681535
Log likelihood	-106.85608
AIC	219.71216
SBC	226.96868

#### Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	80	63.542686	.70025992

#### Variables in the Model:

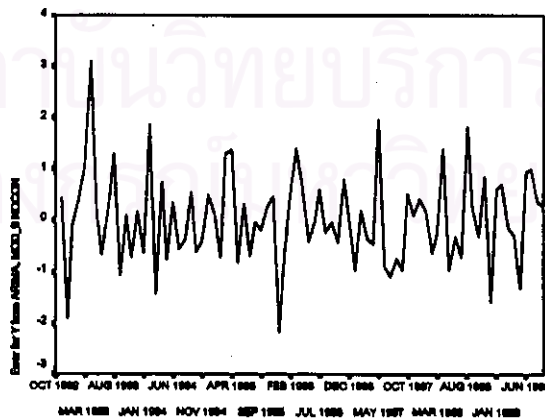
	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
AR1	-.99462875	.22022237	-4.516475	.00002142
MA1	-.99873505	.38367089	-2.603104	.01100715
SAR1	.76459366	.06778257	11.280092	.00000000

เมื่อประมาณค่าของพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$W_t = -0.9946 W_{t-1} + 0.7646 W_{t-12} + 0.7605 W_{t-13} + a_t + 0.9987 a_{t-1}$$

โดยที่  $W_t = (1-B)Y_t$

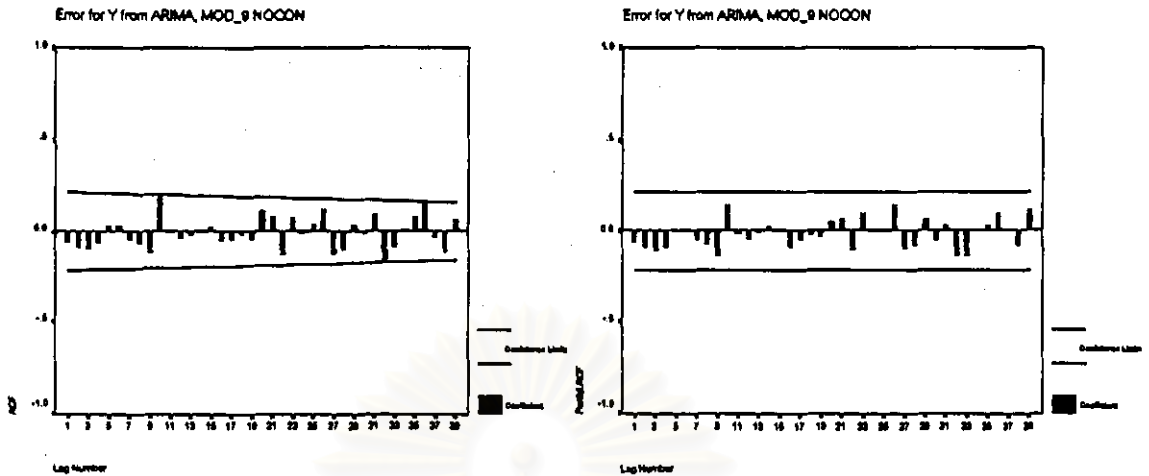
การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอของตัวแบบ ARIMA ด้วยการตรวจสอบคุณสมบัติของ  
ค่าเศษเหลือตกค้าง  $e_t$  ว่ามีคุณสมบัติสอดคล้องกับคุณสมบัติของค่าผิดพลาดสุ่ม  $a_t$  หรือไม่



Date

mean error = 0.0269

รูปที่ 9.5



รูปที่ 9.6

## One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Error for Y from ARIMA, MOD_9 NOCON
N		83
Normal Parameters <sup>a,b</sup>	Mean	2.69E-02
	Std. Deviation	.8993407
	Most Extreme Differences	
	Absolute	.056
	Positive	.056
	Negative	-.048
Kolmogorov-Smirnov Z		.512
Asymp. Sig. (2-tailed)		.956

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 9.7

จากการพิจารณารูปของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 9.5 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวในลักษณะขนานรอบค่าเฉลี่ยศูนย์ แสดงเหตุผลได้ว่า ค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ และเมื่อพิจารณาค่าของ SACF และ SPACF ของ  $e_t$  ในรูปที่ 9.6 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีอัตสหสัมพันธ์กัน และจากการทดสอบโคโลโมโกรอฟ - สมิโนฟ ในรูปที่ 9.7 ว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงแบบปกติหรือไม่ จะได้ค่า Sig. = 0.956 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้น ตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวอย่างที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป

## 9.2 วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์

จากการพิจารณารายการพหุนกรมเวลาในรูปที่ 9.1 ข้อมูลมีแนวโน้มและฤดูกาล ดังนั้นวิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลังที่เหมาะสมกับข้อมูลที่มีทั้งแนวโน้มและฤดูกาล คือวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ ซึ่งการประมาณค่าคงที่ปรับให้เรียบทั้ง 3 ค่า ของวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ ที่ให้ค่าเฉลี่ยของค่าคลาดเคลื่อนกำลังสอง (MSE) ต่ำสุด ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

### ExSmooth

The 10 smallest SSE's are:	Alpha	Gamma	Delta	SSE
	.8000000	.1000000	.1000000	36.37575
	.9000000	.1000000	.1000000	36.62213
	.7000000	.1000000	.1000000	36.84878
	.9000000	.1000000	.2000000	36.85624
	.8000000	.1000000	.2000000	36.95657
	.9000000	.1000000	.3000000	37.12522
	.9000000	.1000000	.4000000	37.42494
	.8000000	.1000000	.3000000	37.63549
	1.0000000	.1000000	.1000000	37.70630
	1.0000000	.1000000	.2000000	37.70630

เมื่อประมาณค่าคงที่ปรับให้เรียบทั้ง 3 ค่า จะได้ค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับระดับ ( $\alpha$ ) เท่ากับ 0.80, ค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับแนวโน้ม ( $\gamma$ ) เท่ากับ 0.10 และค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับฤดูกาล ( $\delta$ ) เท่ากับ 0.10 ซึ่งตัวแบบพยากรณ์ จะมีรูปแบบดังนี้

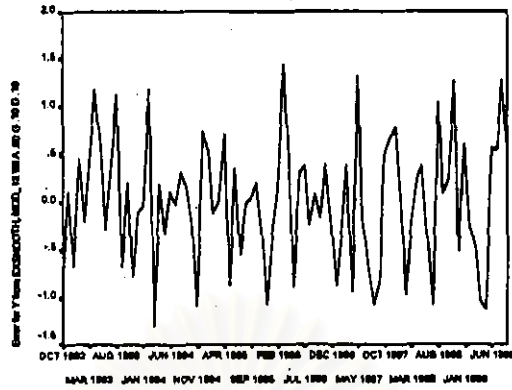
$$\hat{Y}_t(l) = (\hat{\mu}_t + l \hat{\beta}_t) \hat{I}_{t+1-m} \quad \text{สำหรับ } t = m, m+1, \dots, m = 12$$

$$\text{โดยที่ } \hat{\mu}_t = \alpha (Y_t / \hat{I}_{t-m}) + (1 - \alpha) (\hat{\mu}_{t-1} + \hat{\beta}_{t-1})$$

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

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

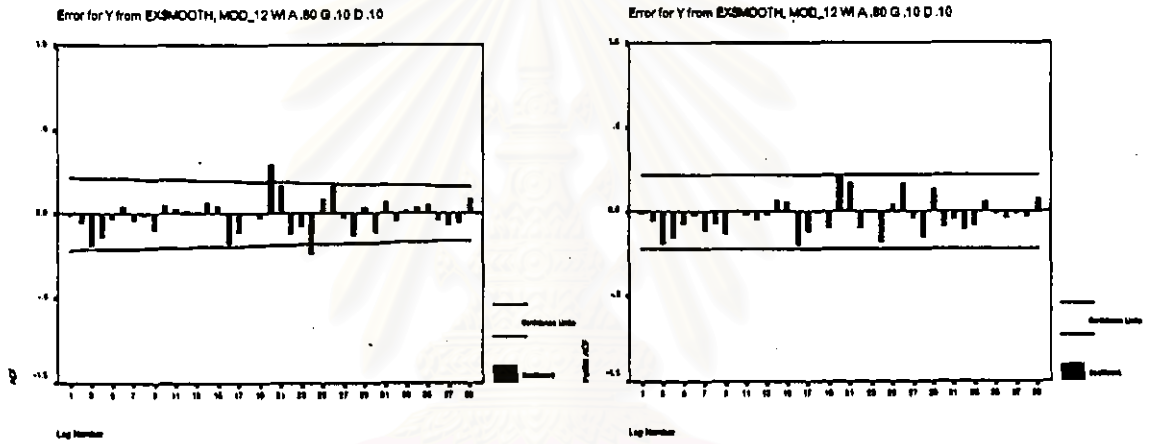
การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอของตัวแบบวินเตอร์ ด้วยการพิจารณารายการของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 9.8 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่า ค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ และเมื่อพิจารณารายการของ SACF และ SPACF ของ  $e_t$  ในรูปที่ 9.9 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีข้อตลหสัมพันธ์กัน และจากการทดสอบโคโลโมโกรอฟ - สมิโนฟในรูปที่ 9.10 จะได้ค่า Sig. = 0.929 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป



Date

mean error = 0.00512

รูปที่ 9.8



รูปที่ 9.9

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Error for Y from EXSMOOTH, MOD_12 WIA .80 G .10 D .10
N		84
Normal Parameters <sup>a,b</sup>	Mean	5.12E-03
	Std. Deviation	.6619936
Most Extreme Differences	Absolute	.059
	Positive	.059
	Negative	-.038
Kolmogorov-Smirnov Z		.543
Asymp. Sig. (2-tailed)		.929

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 9.10

### 9.3 วิธีการแยกองค์ประกอบ

จากการพิจารณากฎฟอนนุกรมเวลาในรูปที่ 9.1 ข้อมูลมีความแปรปรวนคงที่ ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมจะอยู่ในรูปแบบผลบวก และเนื่องจากมีแนวโน้มเป็นเชิงเส้น การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบของวิธีการแยกองค์ประกอบ จึงใช้การวิเคราะห์ตัวแบบเชิงเส้น ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

## Regression

### Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.826	.682	.628	1.336212

### ANOVA<sup>b</sup>

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	271.889	12	22.657	12.690	.000 <sup>a</sup>
	Residual	126.768	71	1.785		
	Total	398.657	83			

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

b. Dependent Variable: Y

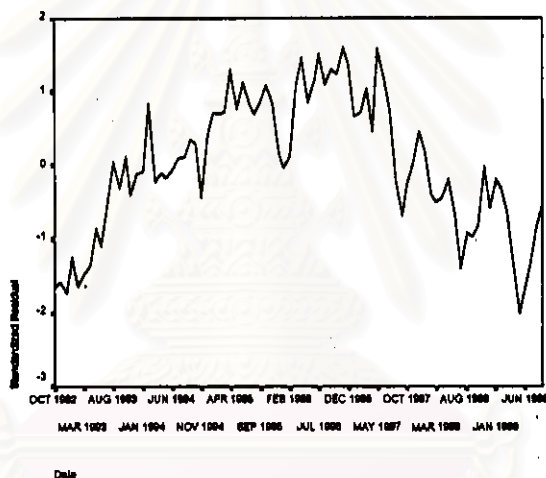
### Coefficients

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	12.029	.558		21.563	.000
	T	4.628E-02	.006	.515	7.619	.000
	I1	-.808	.714	-.103	-1.132	.262
	I2	9.172E-02	.714	.012	.128	.898
	I3	.829	.714	.105	1.160	.250
	I4	3.742	.715	.475	5.237	.000
	I5	3.139	.715	.398	4.391	.000
	I6	2.752	.715	.349	3.848	.000
	I7	2.086	.716	.265	2.916	.005
	I8	2.622	.716	.333	3.663	.000
	I9	2.014	.716	.256	2.812	.006
	I10	1.430	.714	.181	2.002	.049
I11	1.714	.714	.217	2.399	.019	

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

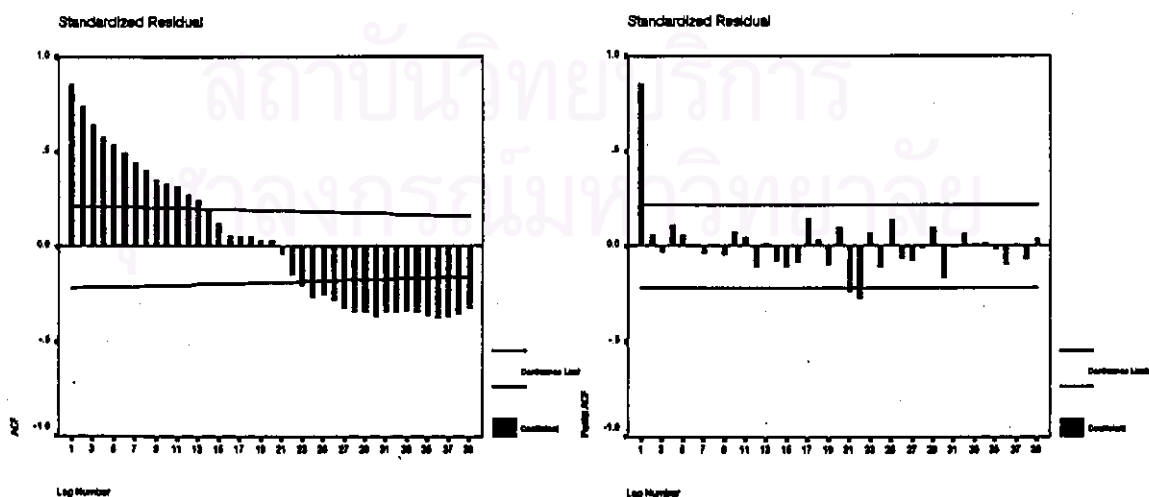
$$\begin{aligned}\hat{Y}_t = & 12.029 + 0.04628t - 0.808 I_{1t} + 0.09172 I_{2t} + 0.829 I_{3t} \\ & + 3.742 I_{4t} + 3.139 I_{5t} + 2.752 I_{6t} + 2.086 I_{7t} \\ & + 2.622 I_{8t} + 2.014 I_{9t} + 1.430 I_{10t} + 1.714 I_{11t}\end{aligned}$$

การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอของตัวแบบแยกองค์ประกอบ ด้วยการพิจารณารูปของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 9.11 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่า SACF และ SPACF ของ  $e_t$  รูปที่ 9.12 พบว่าค่าผิดพลาดมีอัตสหสัมพันธ์ที่เล็ก 1 หรือที่ห่างกัน 1 คาบเวลา ซึ่งไม่สอดคล้องกับคุณสมบัติของค่าผิดพลาดสุ่ม



mean error = 2.51E-09

รูปที่ 9.11



รูปที่ 9.12

เนื่องจากค่าผิดพลาดมีข้อตกลงสัมพันธ์ และรูปแบบของข้อตกลงสัมพันธ์เป็น AR(1) ดังนั้นจะพิจารณาตัวแบบพยากรณ์เมื่อค่าผิดพลาดสุ่ม  $\varepsilon_t$  มีข้อตกลงสัมพันธ์ AR(1) ดังนี้

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 I_{1t} + \dots + \beta_{12} I_{11t} + \varepsilon_t$$

โดยที่  $\varepsilon_t = \phi \varepsilon_{t-1} + a_t$

การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบอัตโนมัติ ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

### AREG

FINAL PARAMETERS:

Number of residuals 84  
 Standard error .65209833  
 Log likelihood -76.91179  
 AIC 181.82358  
 SBC 215.85502

### Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	70	30.307142	.42523223

### Variables in the Model:

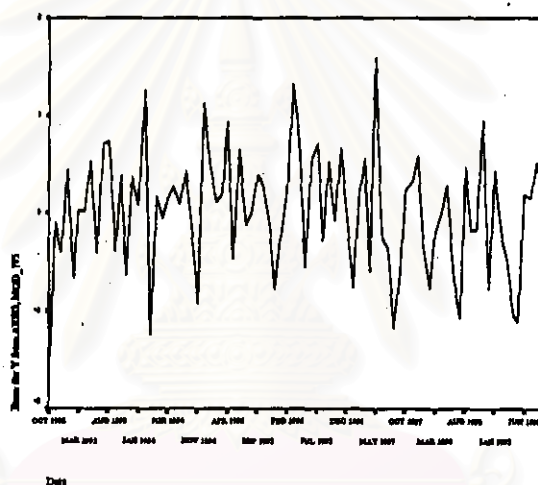
	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
AR1	.882994	.0520503	16.964260	.00000000
T	.054436	.0196779	2.766370	.00724408
I1	-.818008	.2490275	-3.284812	.00159589
I2	.069416	.3339945	.207836	.83596035
I3	.791081	.3866708	2.045877	.04452725
I4	3.686014	.4201807	8.772450	.00000000
I5	3.060860	.4394067	6.965892	.00000000
I6	2.648981	.4464033	5.934053	.00000010
I7	1.954226	.4416967	4.424362	.00003472
I8	2.457224	.4245617	5.787672	.00000018
I9	1.812375	.3926963	4.615208	.00001729
I10	1.440857	.3329884	4.327048	.00004926
I11	1.720538	.2488604	6.913670	.00000000
CONSTANT	11.528722	1.0318516	11.172849	.00000000

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\begin{aligned} \hat{Y}_t = & 11.5287 + 0.0544 t - 0.8180 I_{1t} + 0.0694 I_{2t} + 0.7911 I_{3t} \\ & + 3.6860 I_{4t} + 3.0609 I_{5t} + 2.6490 I_{6t} + 1.9542 I_{7t} \\ & + 2.4572 I_{8t} + 1.8124 I_{9t} + 1.4409 I_{10t} + 1.7205 I_{11t} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

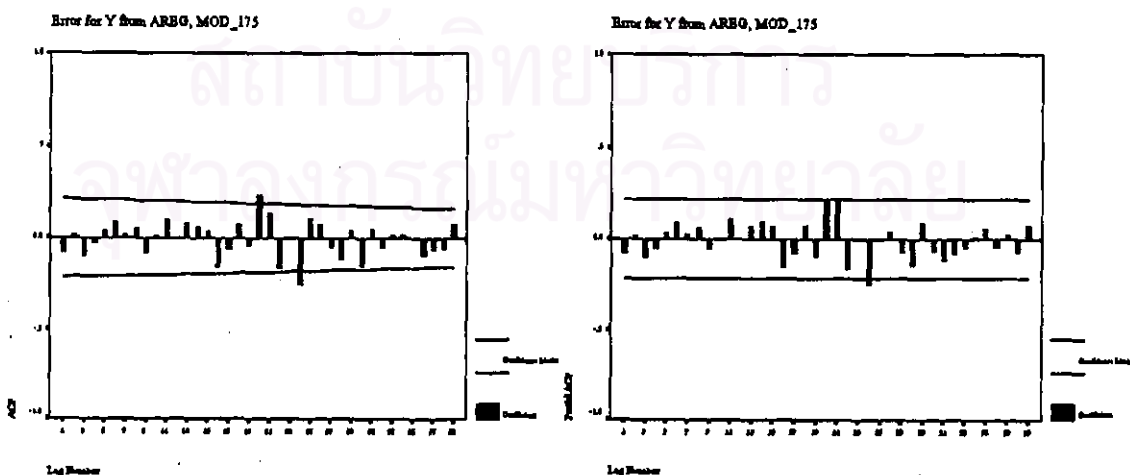
โดยที่  $\varepsilon_t = 0.8830 \varepsilon_{t-1}$

การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอของตัวแบบอัตโนมัติด้วย การพิจารณากราฟของค่า  $\varepsilon_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 9.13 พบว่าค่าของ  $\varepsilon_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่า SACF และ SPACF ของ  $\varepsilon_t$  รูปที่ 9.14 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีอัตโนมัติสัมพันธ์กัน และการทดสอบโบลโมโกรอฟ - สมิทอฟในรูปที่ 9.15 จะได้ค่า Sig. = 0.966 มากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป



mean error = 0.01817

รูปที่ 9.13



รูปที่ 9.14



## One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Error for Y from AREG, MOD 175
N		84
Normal Parameters <sup>a,b</sup>	Mean	1.817E-02
	Std. Deviation	.6215846
Most Extreme Differences	Absolute	.054
	Positive	.052
	Negative	-.054
Kolmogorov-Smirnov Z		.497
Asymp. Sig. (2-tailed)		.966

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 9.15

## 9.4 วิธีการวิเคราะห์การถดถอย

จากการพิจารณากากราฟระหว่าง  $Y_t$  กับ  $X_{1t}, X_{2t}, X_{3t}$  แต่ละตัวในรูปที่ 9.16 เพื่อกำหนดรูปแบบความสัมพันธ์เชิงเส้นระหว่างตัวแปรตามและตัวแปรอิสระ จะพบว่ากากราฟระหว่าง  $Y_t$  กับ  $X_{1t}$  และ  $X_{3t}$  มีแนวโน้มเป็นเส้นโค้งในลักษณะฟังก์ชันล็อก - ล็อก ส่วน  $Y_t$  กับ  $X_{2t}$  มีแนวโน้มเป็นเชิงเส้นตรง จึงควรแปลงค่าของ  $Y_t, X_{1t}$  และ  $X_{3t}$  โดยการใส่  $\ln$  ดังในรูปที่ 9.17 ดังนั้นจะได้ตัวแบบการถดถอยเชิงเส้น ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\ln Y_t = \beta_0 + \beta_1 \ln X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 \ln X_{3t} + \varepsilon_t$$

โดยที่  $Y_t$  = ปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้าของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทกิจการเฉพาะอย่าง  
ในภาคเหนือ (ล้านกิโลวัตต์ - ชั่วโมง)

ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.23

$X_{1t}$  = จำนวนประชากรในภาคเหนือ (ล้านคน)

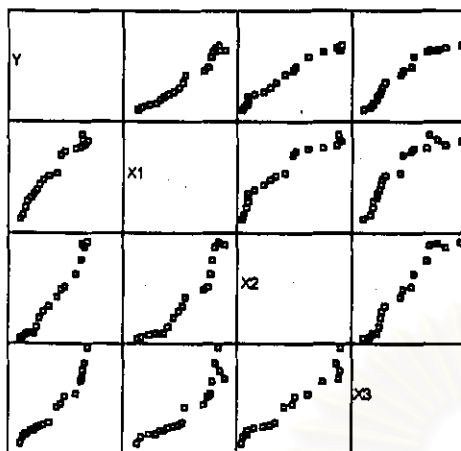
ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.26

$X_{2t}$  = รายได้เฉลี่ยต่อคนของประชากรในภาคเหนือ (บาท)

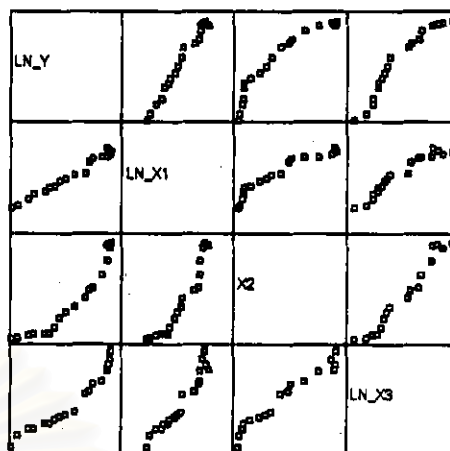
ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.27

$X_{3t}$  = ผลิตภัณฑ์มวลรวมของสาขาการโรงแรมและภัตตาคารในภาคเหนือ (ล้านบาท)

ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.30



รูปที่ 9.16



รูปที่ 9.17

การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบการถดถอยเชิงเส้น โดยการวิเคราะห์ตัวแบบเชิงเส้น ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

## Regression

### Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.992	.985	.982	8.219E-02

### ANOVA<sup>b</sup>

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	6.520	3	2.173	321.710	.000 <sup>a</sup>
	Residual	.101	15	6.755E-03		
	Total	6.621	18			

a. Predictors: (Constant), LN\_X3, LN\_X1, X2

b. Dependent Variable: LN\_Y

### Coefficients

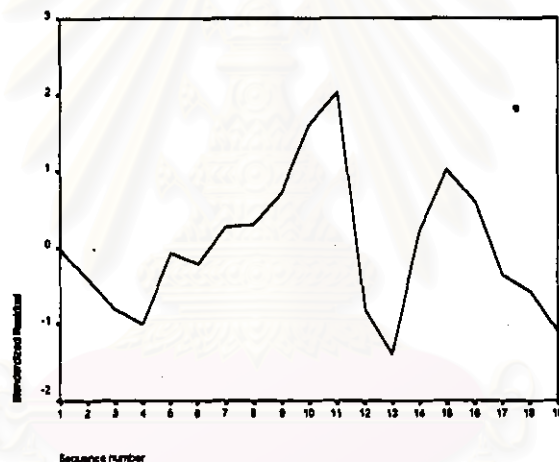
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-17.529	2.189		-8.008	.000
	LN_X1	7.303	.976	.873	7.486	.000
	X2	-1.23E-05	.000	-.201	-1.258	.033
	LN_X3	.461	.264	.320	1.747	.020

เมื่อประมาณค่าของพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\ln \hat{Y}_t = -17.529 + 7.303 \ln X_{1t} - 1.23E-05 X_{2t} + 0.461 \ln X_{3t}$$

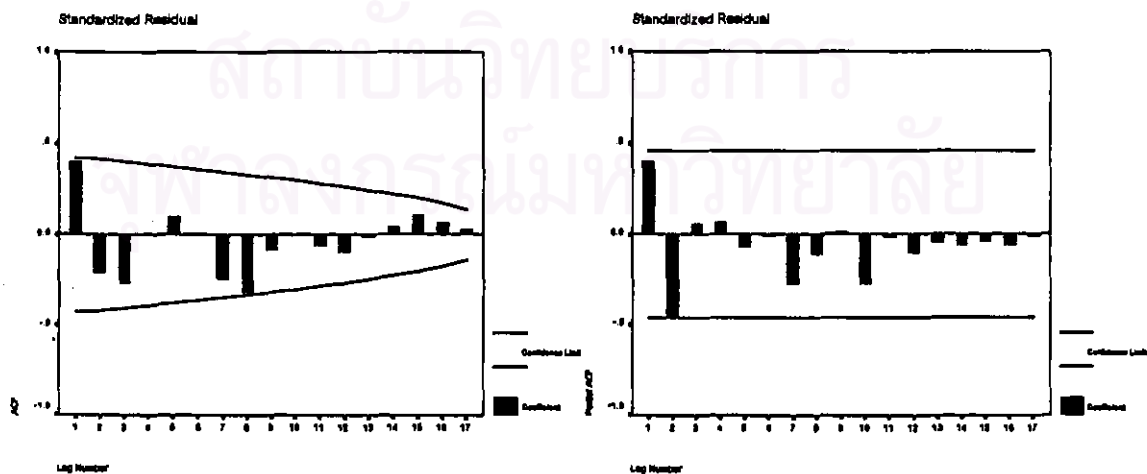
หรือ  $\hat{Y}_t = \exp\{\ln \hat{Y}_t\}$

การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบการถดถอยเชิงเส้น ด้วยการพิจารณารูปของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 9.18 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่า SACF และ SPACF ของ  $e_t$  รูปที่ 9.19 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีอัตสหสัมพันธ์กัน และการทดสอบโคสโมโกรอฟ - สมิโนฟในรูปที่ 9.20 จะได้ค่า Sig. = 0.980 มากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป



mean error = -7.1E-09

รูปที่ 9.18



รูปที่ 9.19

## One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Standardi zed Residual
N		19
Normal Parameters <sup>a,b</sup>	Mean	-7.1E-09
	Std. Deviation	.9128709
Most Extreme Differences	Absolute	.108
	Positive	.108
	Negative	-.065
Kolmogorov-Smirnov Z		.471
Asymp. Sig. (2-tailed)		.980

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 9.20

ผลการเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ ข้างต้น กับวิธีการพยากรณ์ของ กฟภ. จากการเปรียบเทียบค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ โดยพิจารณาจากค่าของ MAPE จะได้ว่า ค่าพยากรณ์โดยวิธีการบอกร์ - เจนกินส์ จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 0.7868 % ซึ่งต่ำกว่าวิธีการอื่น ๆ ส่วนค่าพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 0.9259 % ค่าพยากรณ์โดยวิธีการแยกองค์ประกอบ จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 5.8730 % ค่าพยากรณ์โดยวิธีการวิเคราะห์การถดถอย จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 6.3041 % และค่าพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์ของ กฟภ. จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 9.2911 % ดังนั้น การพยากรณ์โดยวิธีการบอกร์ - เจนกินส์ จะเป็นวิธีที่เหมาะสมกับข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า ของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทกิจการเฉพาะอย่าง ในภาคเหนือ ชุดนี้มากกว่าวิธีอื่น ๆ ส่วนวิธีที่เหมาะสมเป็นอันดับ 2 และ 3 คือวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ และวิธีการแยกองค์ประกอบ ตามลำดับ

สถาบันวิทยบริการ  
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

## ข.10 ผลการวิเคราะห์ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า ของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภท กิจการเฉพาะอย่าง ในภาคตะวันออกเฉียงเหนือ

การวิเคราะห์ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้าของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทกิจการเฉพาะ  
อย่าง ในภาคตะวันออกเฉียงเหนือ ชุดนี้ โดยวิธีการบอกรี - เจนกินส์ วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์  
และวิธีการแยกองค์ประกอบ จะใช้ข้อมูลรายเดือนจากตารางภาคผนวกที่ ก.10 ส่วนวิธีการวิเคราะห์  
การถดถอยจะใช้ข้อมูลรายปีจากตารางภาคผนวกที่ ก.23 ซึ่งผลการวิเคราะห์ข้อมูลด้วยวิธีการต่างๆ  
เป็นดังนี้

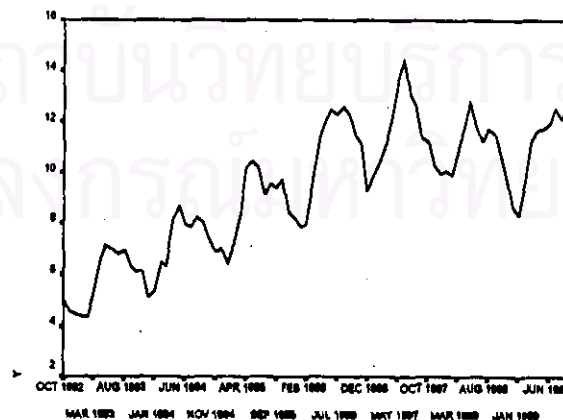
### 10.1 วิธีการบอกรี - เจนกินส์

จากการพิจารณารูปพรรณสมมติเวลาในรูปที่ 10.1 และพิจารณา SACF และ SPACF ของ  
ข้อมูลอนุกรมเวลาในรูปที่ 10.2 พบว่าข้อมูลอนุกรมชุดนี้มีคงที่ทั้งในค่าเฉลี่ย และความแปรปรวน  
จึงต้องแปลงข้อมูลให้คงที่ โดยเริ่มจากการใส่  $\ln$  ในอนุกรม  $Y_t$  และทำผลต่างของข้อมูลที่มีแนวโน้ม  
หนึ่งครั้ง จะได้ข้อมูลที่อยู่ในสภาพคงที่ในรูปที่ 10.3 เมื่อพิจารณา SACF และ SPACF ของข้อมูลที่  
คงที่แล้วในรูปที่ 10.4 รูปแบบในส่วนที่ไม่ใช่ฤดูกาลจะเป็น ARMA(1,1) เนื่องจากค่า  $\hat{\rho}_k$  และ  $\hat{\phi}_{kk}$   
ลดลงอย่างรวดเร็วหลังจาก  $k = 1$  และรูปแบบในส่วนที่เป็นฤดูกาลจะเป็น AR(1) เนื่องจากค่า  $\hat{\rho}_k$   
ลดลงอย่างรวดเร็วขณะที่  $k > 1$  และค่า  $\hat{\phi}_{kk}$  จะมีค่าสูงที่  $k = 1$  และเท่ากับ 0 เมื่อ  $k > 1$  ดังนั้น จะ  
ได้ตัวแบบ ARIMA(1, 1, 1)(1, 0, 0)<sub>12</sub> มีรูปแบบดังนี้

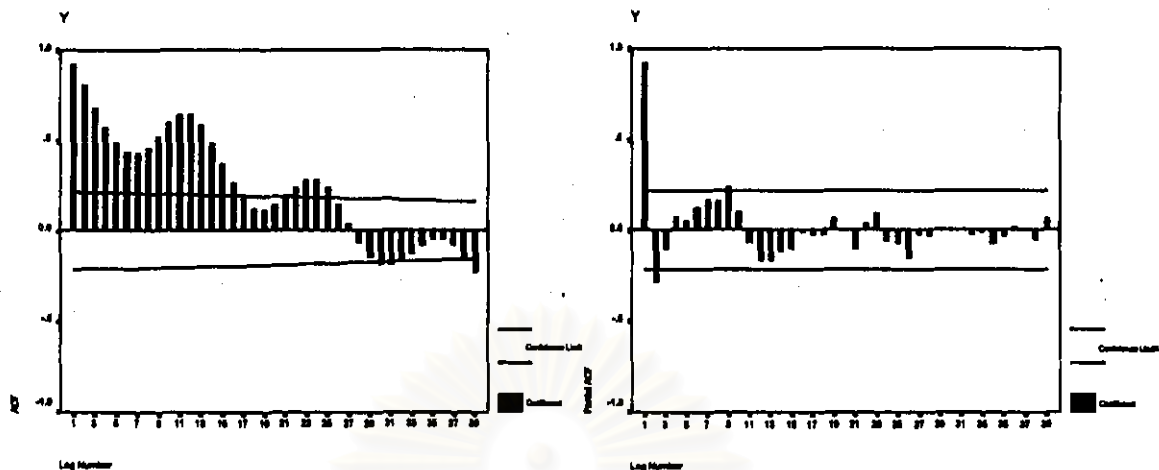
$$(1 - \phi_1 B)(1 - \Phi_{12} B^{12})(1 - B) \ln Y_t = \delta + (1 - \theta_1 B) a_t$$

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

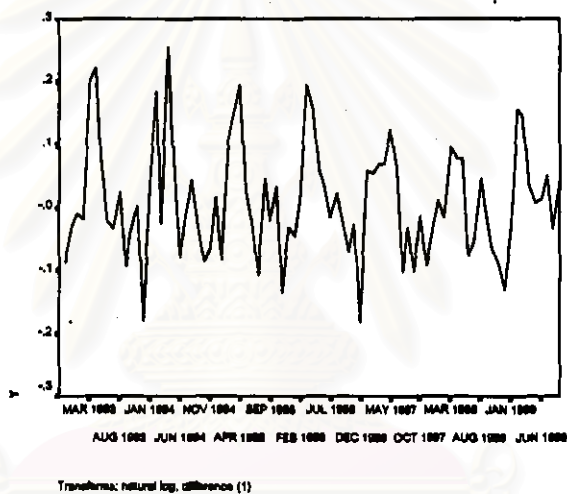
$$\text{โดยที่ } W_t = (1 - B) \ln Y_t$$



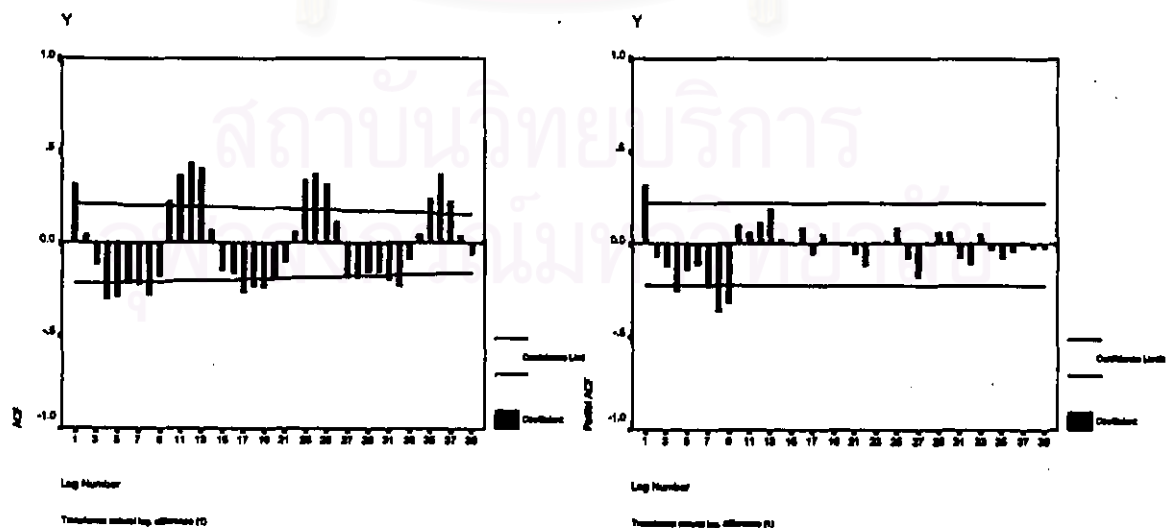
รูปที่ 10.1



รูปที่ 10.2



รูปที่ 10.3



รูปที่ 10.4

การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแทน ARIMA (1, 1, 1)(1, 0, 0)<sub>12</sub> โดยไม่คิดค่าคงที่เนื่องจากระดับค่าเฉลี่ยคงที่มีค่าเข้าใกล้ศูนย์ ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

### Arima

#### FINAL PARAMETERS:

Number of residuals 83  
 Standard error .07807132  
 Log likelihood 93.421467  
 AIC -180.84293  
 SBC -173.58641

#### Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	80	.51159648	.00609513

#### Variables in the Model:

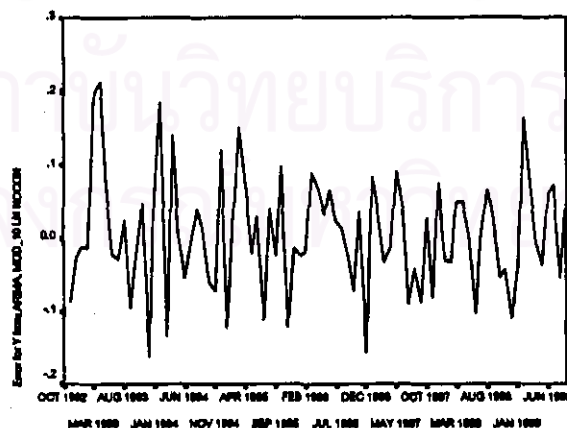
	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
AR1	-.93548283	.08089401	-11.564302	.00000000
MA1	-.98467955	.05604913	-17.568152	.00000000
SAR1	.54017631	.09795484	5.514545	.00000042

เมื่อประมาณค่าของพารามิเตอร์ในตัวแทน จะได้ตัวแทนพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$W_t = -0.9355 W_{t-1} + 0.5402 W_{t-12} + 0.5053 W_{t-13} + a_t + 0.9847 a_{t-1}$$

โดยที่  $W_t = (1-B) \ln Y_t$

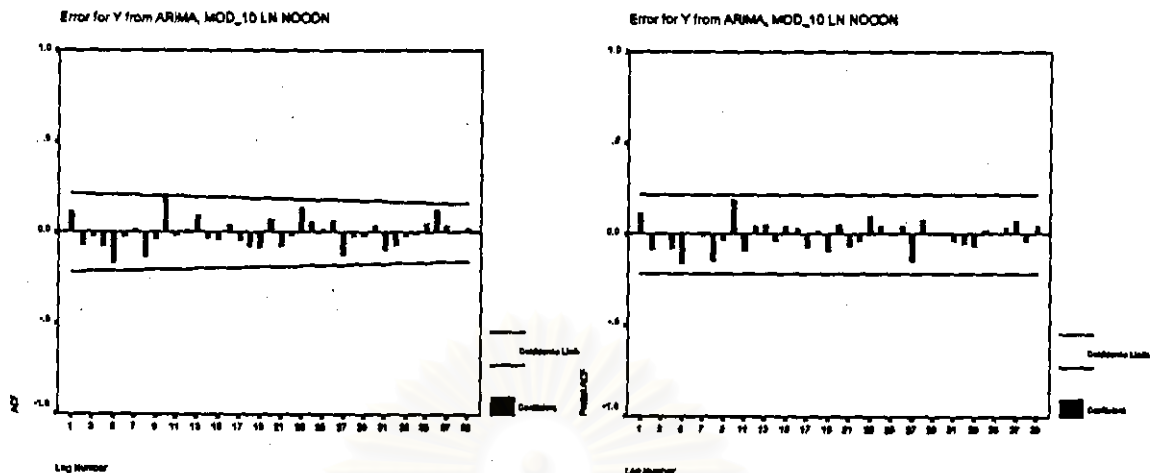
การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอของตัวแทน ARIMA ด้วยการตรวจสอบคุณสมบัติของค่าเศษเหลือตกค้าง  $e_t$  ว่ามีคุณสมบัติสอดคล้องกับคุณสมบัติของค่าผิดพลาดสุ่ม  $a_t$  หรือไม่



Date

mean error = 0.00563

รูปที่ 10.5



รูปที่ 10.6

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Error for Y from ARIMA, MOD_10 LN NOCON
N		83
Normal Parameters <sup>a,b</sup>	Mean	5.63E-03
	Std. Deviation	7.94E-02
Most Extreme Differences	Absolute	.058
	Positive	.058
	Negative	-.037
Kolmogorov-Smirnov Z		.525
Asymp. Sig. (2-tailed)		.945

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 10.7

จากการพิจารณารูปของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 10.5 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวในลักษณะขนาบรอบค่าเฉลี่ยศูนย์ แสดงเหตุผลได้ว่า ค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ และเมื่อพิจารณาค่าของ SACF และ SPACF ของ  $e_t$  ในรูปที่ 10.6 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีข้อสันนิษฐานกัน และจากการทดสอบโคโลโมโกรอฟ - สมิโนฟ ในรูปที่ 10.7 ว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงแบบปกติหรือไม่ จะได้ค่า Sig. = 0.945 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป



## 10.2 วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์

จากการพิจารณารูปกราฟอนุกรมเวลาในรูปที่ 10.1 ข้อมูลมีแนวโน้มและฤดูกาล ดังนั้นวิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลังที่เหมาะสมกับข้อมูลที่มีทั้งแนวโน้มและฤดูกาล คือวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ และเนื่องจากความแปรปรวนไม่คงที่ จึงควรแปลงข้อมูลโดยการใส่  $\ln$  ในอนุกรม  $Y_t$  ซึ่งการประมาณค่าคงที่ปรับให้เรียบทั้ง 3 ค่า ของวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ ที่ให้ค่าเฉลี่ยของค่าคลาดเคลื่อนกำลังสอง (MSE) ต่ำสุด ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

### ExSmooth

The 10 smallest SSE's are:

	Alpha	Gamma	Delta	SSE
	.7000000	.1000000	.1000000	.31568
	.8000000	.1000000	.1000000	.31832
	.6000000	.1000000	.1000000	.31849
	.8000000	.1000000	.2000000	.32473
	.9000000	.1000000	.1000000	.32639
	.7000000	.1000000	.2000000	.32687
	.5000000	.1000000	.1000000	.32710
	.9000000	.1000000	.2000000	.32883
	.9000000	.1000000	.3000000	.33176
	.8000000	.1000000	.3000000	.33240

เมื่อประมาณค่าคงที่ปรับให้เรียบทั้ง 3 ค่า จะได้ค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับระดับ ( $\alpha$ ) เท่ากับ 0.70, ค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับแนวโน้ม ( $\gamma$ ) เท่ากับ 0.10 และค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับฤดูกาล ( $\delta$ ) เท่ากับ 0.10 ซึ่งตัวแบบพยากรณ์ จะมีรูปแบบดังนี้

$$\ln \hat{Y}_t(l) = (\hat{\mu}_t + l \hat{\beta}_t) \hat{I}_{t+1-m} \quad \text{สำหรับ } t = m, m+1, \dots, m = 12$$

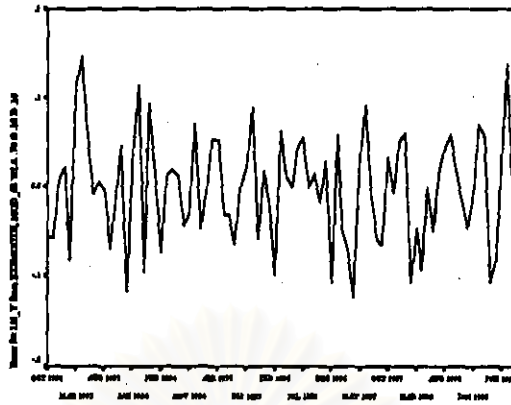
หรือ  $\hat{Y}_t(l) = \exp\{\ln \hat{Y}_t(l)\}$

โดยที่  $\hat{\mu}_t = \alpha (\ln Y_t / \hat{I}_{t-m}) + (1 - \alpha) (\hat{\mu}_{t-1} + \hat{\beta}_{t-1})$

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

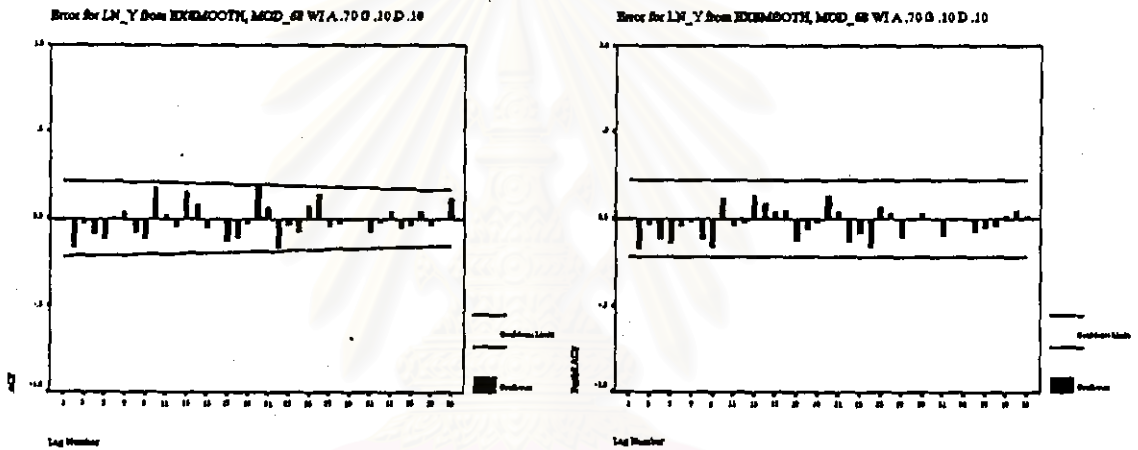
$$\hat{I}_t = \delta (\ln Y_t / \hat{\mu}_t) + (1 - \delta) \hat{I}_{t-m}$$

การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอของตัวแบบวินเตอร์ ด้วยการพิจารณารูปกราฟของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 10.8 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่าของ SACF และ SPACF ของ  $e_t$  รูปที่ 10.9 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีข้อสันนิษฐานสัมพันธ์กัน และการทดสอบโบลโมโกรอฟ - สมิทอฟ ในรูปที่ 10.10 ได้ค่า Sig. = 0.932 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวอย่างที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป



mean error = 7.423E-05

รูปที่ 10.8



รูปที่ 10.9

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Error for LN_Y from EXSMOOTH, MOD_68 WIA .70 G.10 D .10
N		84
Normal Parameters a,b	Mean	7.422541E-05
	Std. Deviation	6.167190E-02
Most Extreme Differences	Absolute	.059
	Positive	.059
	Negative	-.057
Kolmogorov-Smirnov Z		.540
Asymp. Sig. (2-tailed)		.932

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 10.10

### 10.3 วิธีการแยกองค์ประกอบ

จากการพิจารณากราฟอนุกรมเวลารูปที่ 10.1 ข้อมูลมีความแปรปรวนไม่คงที่ จึงต้องแปลงโดยการใส่  $\ln$  ในอนุกรม  $Y_t$  ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมจะอยู่ในรูปแบบผลคูณ และเนื่องจากมีแนวโน้มเป็นเชิงเส้น การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบของวิธีการแยกองค์ประกอบ จึงใช้การวิเคราะห์ตัวแบบเชิงเส้น ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

## Regression

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.914	.835	.807	.1322

ANOVA<sup>a</sup>

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	6.271	12	.523	29.909	.000 <sup>a</sup>
	Residual	1.240	71	1.747E-02		
	Total	7.511	83			

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

b. Dependent Variable: LN\_Y

Coefficients

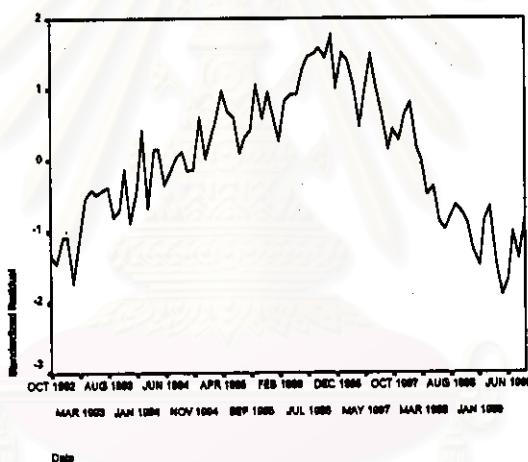
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	1.605	.055		29.080	.000
	T	9.630E-03	.001	.781	16.026	.000
	I1	-1.75E-02	.071	-.016	-.248	.805
	I2	4.182E-02	.071	.039	.592	.556
	I3	.152	.071	.140	2.148	.035
	I4	.287	.071	.265	4.060	.000
	I5	.340	.071	.314	4.809	.000
	I6	.318	.071	.294	4.492	.000
	I7	.269	.071	.248	3.796	.000
	I8	.276	.071	.255	3.897	.000
	I9	.231	.071	.214	3.263	.002
	I10	.171	.071	.158	2.424	.018
	I11	9.127E-02	.071	.084	1.292	.201

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\ln \hat{Y}_t = 1.605 + 0.00963t - 0.0175 I_{1t} + 0.04182 I_{2t} + 0.152 I_{3t} \\ + 0.287 I_{4t} + 0.340 I_{5t} + 0.318 I_{8t} + 0.269 I_{7t} \\ + 0.278 I_{8t} + 0.231 I_{9t} + 0.171 I_{10t} + 0.09127 I_{11t}$$

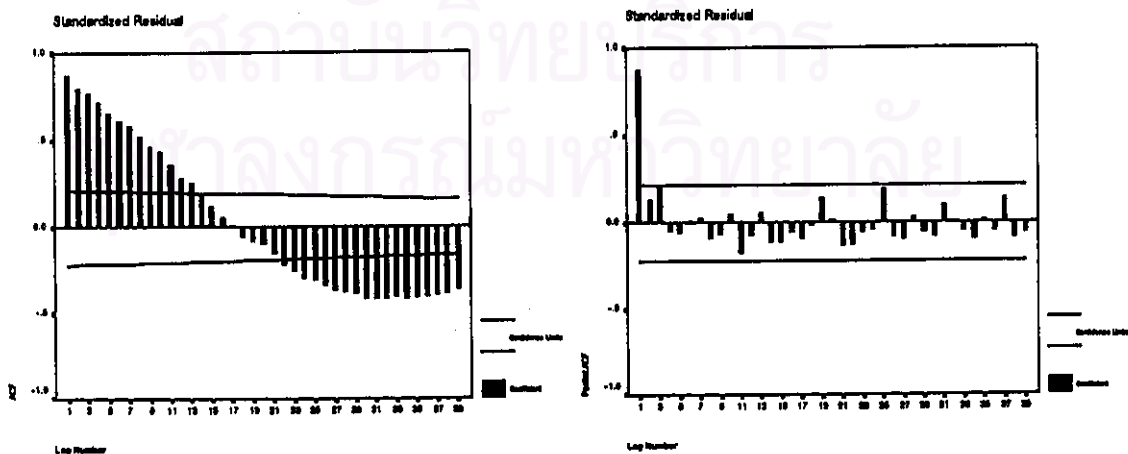
หรือ  $\hat{Y}_t = \exp\{\ln \hat{Y}_t\}$

การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอของตัวแบบแยกองค์ประกอบ ด้วยการพิจารณากภาพของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปแบบที่ 10.11 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่า SACF และ SPACF ของ  $e_t$  รูปแบบที่ 10.12 พบว่าค่าผิดพลาดมีอัตสหสัมพันธ์ที่เล็ก 1 หรือที่ห่างกัน 1 คาบเวลา ซึ่งไม่สอดคล้องกับคุณสมบัติของค่าผิดพลาดสุ่ม



mean error = 9.98E-10

รูปที่ 10.11



รูปที่ 10.12

เนื่องจากค่าผิดพลาดมีอัตโนมัติ และรูปแบบของอัตโนมัติเป็น AR(1) ดังนั้นจะพิจารณาตัวแบบพยากรณ์เมื่อค่าผิดพลาด  $\varepsilon_t$  มีอัตโนมัติ AR(1) ดังนี้

$$\ln Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 I_{1t} + \dots + \beta_{12} I_{11t} + \varepsilon_t$$

โดยที่  $\varepsilon_t = \phi \varepsilon_{t-1} + a_t$

การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบอัตโนมัติ ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

### AREG

#### FINAL PARAMETERS:

Number of residuals 84  
 Standard error .06011055  
 Log likelihood 123.29738  
 AIC -218.59476  
 SBC -184.56333

#### Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	70	.25786996	.00361328

#### Variables in the Model:

	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
ARI	.8961476	.05003269	17.911241	.00000000
T	.0100410	.00197963	5.072158	.00000309
I1	-.0175838	.02282909	-.770237	.44375090
I2	.0413934	.03065757	1.350187	.18130558
I3	.1507608	.03552750	4.243496	.00006633
I4	.2851191	.03863256	7.380280	.00000000
I5	.3370325	.04041575	8.339137	.00000000
I6	.3132987	.04106360	7.629596	.00000000
I7	.2624561	.04062493	6.460467	.00000001
I8	.2677955	.03903658	6.860117	.00000000
I9	.2206778	.03609508	6.113793	.00000005
I10	.1706491	.03057614	5.581119	.00000042
I11	.0910888	.02281552	3.992405	.00015923
CONSTANT	1.5665626	.10403400	15.058179	.00000000

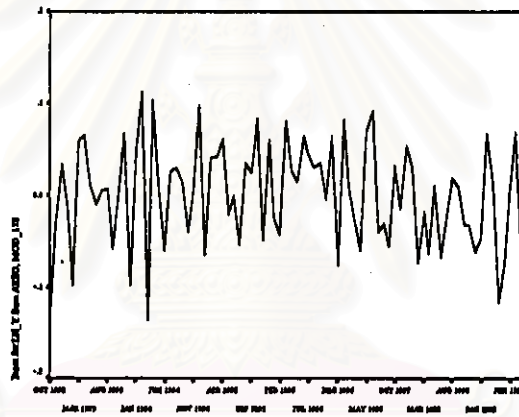
เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\begin{aligned} \ln \hat{Y}_t = & 1.5666 + 0.0100 t - 0.0176 I_{1t} + 0.0414 I_{2t} + 0.1508 I_{3t} \\ & + 0.2851 I_{4t} + 0.3370 I_{5t} + 0.3133 I_{6t} + 0.2625 I_{7t} \\ & + 0.2676 I_{8t} + 0.2207 I_{9t} + 0.1706 I_{10t} + 0.0911 I_{11t} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

หรือ  $\hat{Y}_t = \exp\{\ln \hat{Y}_t\}$

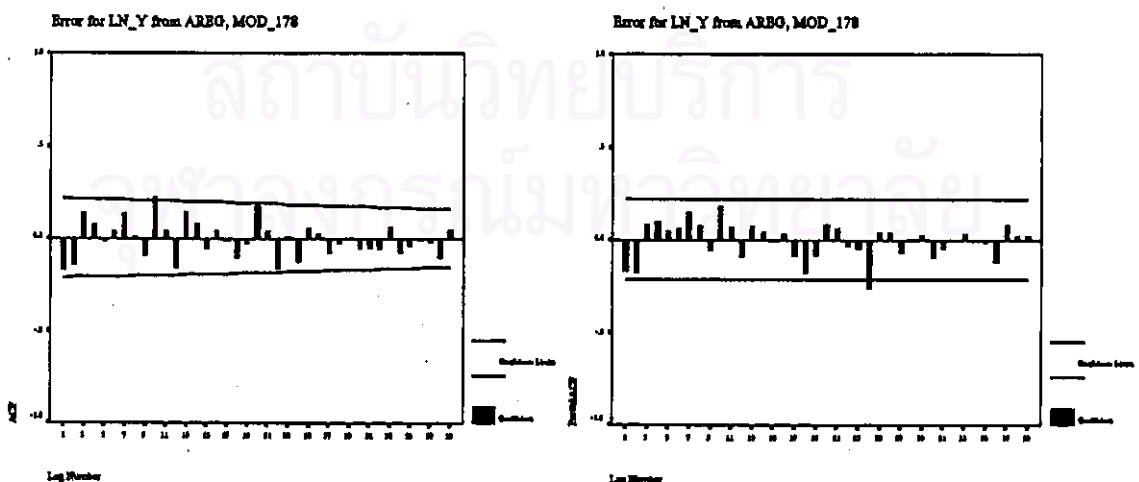
โดยที่  $\varepsilon_t = 0.8961 \varepsilon_{t-1}$

การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอของตัวแบบอัตโนมัติด้วย การพิจารณารูปของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 10.13 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่า SACF และ SPACF ของ  $e_t$  รูปที่ 10.14 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีอัตโนมัติสัมพันธ์กัน และการทดสอบโคโลโมโกรอฟ - สมิโนฟในรูปที่ 10.15 จะได้ค่า Sig. = 0.893 มากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป



mean error = 0.00147

รูปที่ 10.13



รูปที่ 10.14

## One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Error for LN_Y from AREG, MOD_178
N		84
Normal Parameters <sup>a,b</sup>	Mean	1.468753E-03
	Std. Deviation	5.882034E-02
Most Extreme Differences	Absolute	.063
	Positive	.049
	Negative	-.063
Kolmogorov-Smirnov Z		.577
Asymp. Sig. (2-tailed)		.893

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 10.15

#### 10.4 วิธีการวิเคราะห์การถดถอย

จากการพิจารณากราฟระหว่าง  $Y_t$  กับ  $X_{1t}, X_{2t}, X_{3t}$  แต่ละตัวในรูปที่ 10.16 เพื่อกำหนดรูปแบบความสัมพันธ์เชิงเส้นระหว่างตัวแปรตามและตัวแปรอิสระ จะพบว่ากราฟระหว่าง  $Y_t$  กับ  $X_{1t}$  และ  $X_{3t}$  มีแนวโน้มเป็นเส้นโค้งในลักษณะฟังก์ชันล็อก - ล็อก ส่วน  $Y_t$  กับ  $X_{2t}$  มีแนวโน้มเป็นเชิงเส้นตรง จึงควรแปลงค่าของ  $Y_t, X_{1t}$  และ  $X_{3t}$  โดยการใส่  $\ln$  ดังในรูปที่ 10.17 ดังนั้นจะได้ตัวแบบการถดถอยเชิงเส้น ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\ln Y_t = \beta_0 + \beta_1 \ln X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 \ln X_{3t} + \varepsilon_t$$

โดยที่  $Y_t$  = ปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้าของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทกิจการเฉพาะอย่าง

ในภาคตะวันออกเฉียงเหนือ (ล้านกิโลวัตต์ - ชั่วโมง)

ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.23

$X_{1t}$  = จำนวนประชากรในภาคตะวันออกเฉียงเหนือ (ล้านคน)

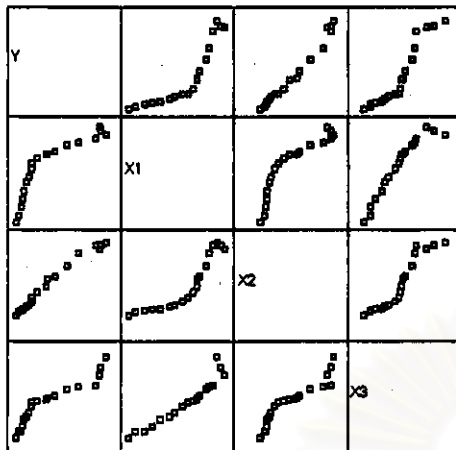
ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.26

$X_{2t}$  = รายได้เฉลี่ยต่อคนของประชากรในภาคตะวันออกเฉียงเหนือ (บาท)

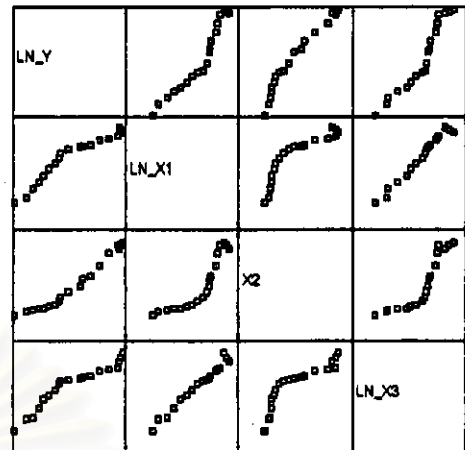
ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.27

$X_{3t}$  = ผลิตภัณฑ์มวลรวมของสาขาการโรงแรมและภัตตาคารในภาคตะวันออกเฉียงเหนือ (ล้านบาท)

ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.30



รูปที่ 10.16



รูปที่ 10.17

การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบการถดถอยเชิงเส้น โดยการวิเคราะห์ตัวแบบเชิงเส้น  
ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

## Regression

### Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.998	.996	.995	5.458E-02

### ANOVA<sup>a</sup>

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	10.727	3	3.576	1200.337	.000 <sup>a</sup>
	Residual	4.468E-02	15	2.979E-03		
	Total	10.772	18			

a. Predictors: (Constant), LN\_X3, X2, LN\_X1

b. Dependent Variable: LN\_Y

### Coefficients

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-8.093	1.670		-4.847	.000
	LN_X1	3.440	1.016	.370	3.360	.004
	X2	6.490E-05	.000	.600	16.415	.000
	LN_X3	8.809E-02	.173	.055	.509	.026

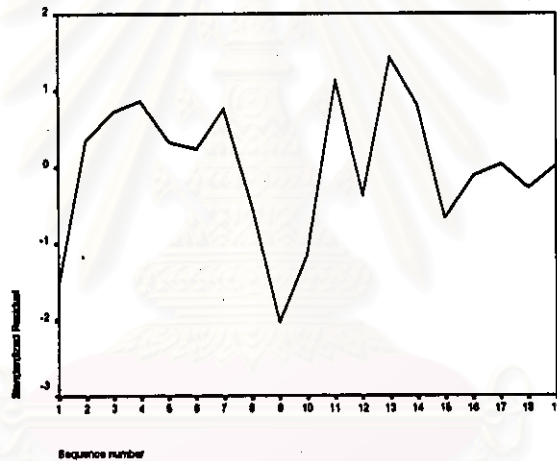


เมื่อประมาณค่าของพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\ln \hat{Y}_t = -8.093 + 3.440 \ln X_{1t} + 6.490E-05 X_{2t} + 8.809E-02 \ln X_{3t}$$

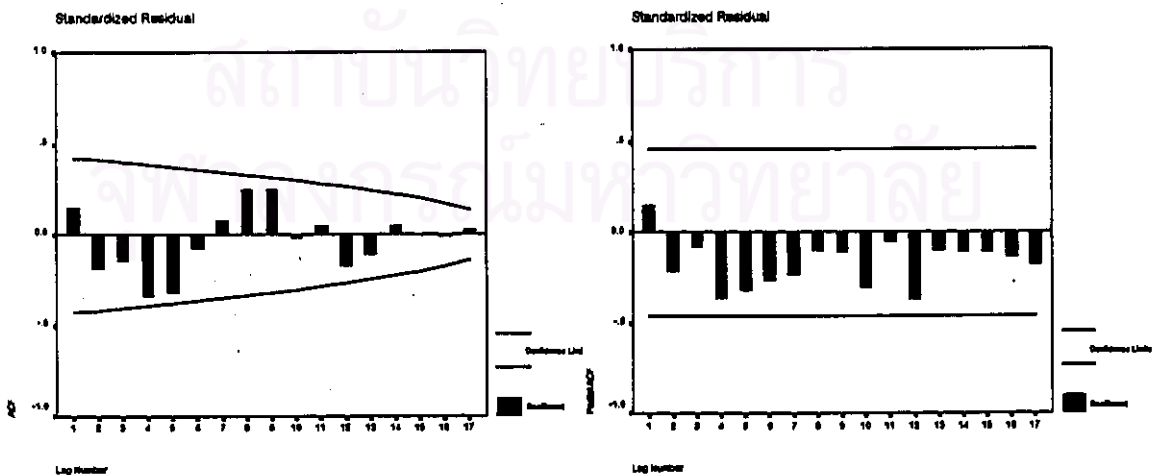
หรือ  $\hat{Y}_t = \exp\{\ln \hat{Y}_t\}$

การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบการถดถอยเชิงเส้น ด้วยการพิจารณากราฟของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 10.18 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่า SACF และ SPACF ของ  $e_t$  รูปที่ 10.19 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีอัตสหสัมพันธ์กัน และการทดสอบโคโลโมโกรอฟ - สมิทอฟในรูปที่ 10.20 จะได้ค่า Sig. = 0.994 มากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป



mean error = -1.1E-08

รูปที่ 10.18



รูปที่ 10.19

## One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Standardi zed Residual
N		19
Normal Parameters <sup>a,b</sup>	Mean	-1.1E-08
	Std. Deviation	.9128709
Most Extreme Differences	Absolute	.097
	Positive	.068
	Negative	-.097
Kolmogorov-Smirnov Z		.424
Asymp. Sig. (2-tailed)		.994

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 10.20

ผลการเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ ข้างต้น กับวิธีการพยากรณ์ของ กฟภ. จากการเปรียบเทียบค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ โดยพิจารณาจากค่าของ MAPE จะได้ว่า ค่าพยากรณ์โดยวิธีการบอกรีท - เจนกินส์ จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 1.0907 % ซึ่งต่ำกว่าวิธีการอื่น ๆ ส่วนค่าพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 1.5591 % ค่าพยากรณ์โดยวิธีการแยกองค์ประกอบ จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 9.2116 % ค่าพยากรณ์โดยวิธีการวิเคราะห์การถดถอย จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 2.5907 % และค่าพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์ของ กฟภ. จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 9.3113 % ดังนั้น การพยากรณ์โดยวิธีการบอกรีท - เจนกินส์ จะเป็นวิธีที่เหมาะสมกับข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า ของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทกิจการเฉพาะอย่าง ในภาคตะวันออกเฉียงเหนือ ชุดนี้มากกว่าวิธีอื่น ๆ ส่วนวิธีที่เหมาะสมเป็นอันดับ 2 และ 3 คือวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ และวิธีการวิเคราะห์การถดถอย ตามลำดับ

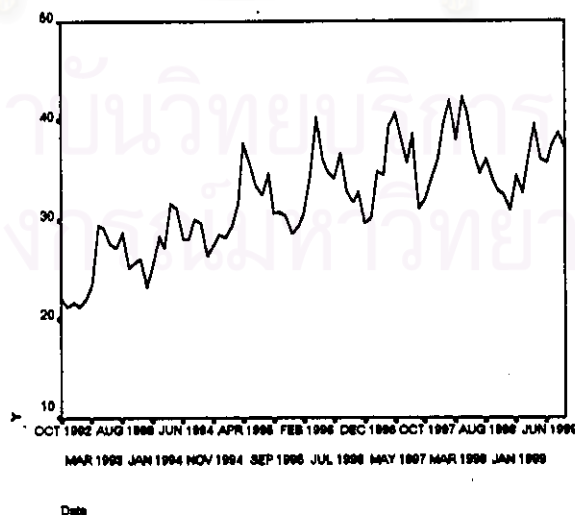
สถาบันวิทยบริการ  
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

## ข.11 ผลการวิเคราะห์ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า ของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภท กิจการเฉพาะอย่าง ในภาคกลาง

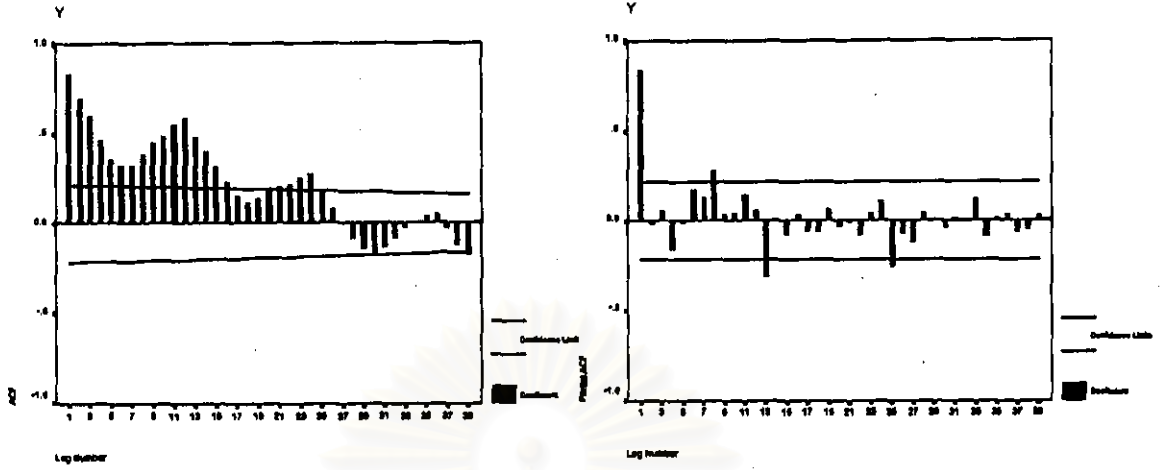
การวิเคราะห์ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้าของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทกิจการเฉพาะ  
อย่าง ในภาคกลาง ชุดนี้ โดยวิธีการบอกซ์ - เจนกินส์ วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ และวิธีการแยก  
องค์ประกอบ จะใช้ข้อมูลรายเดือนจากตารางภาคผนวกที่ ก.11 ส่วนวิธีการวิเคราะห์การถดถอย จะ  
ใช้ข้อมูลรายปีจากตารางภาคผนวกที่ ก.23 ซึ่งผลการวิเคราะห์ข้อมูลด้วยวิธีการต่าง ๆ เป็นดังนี้

### 11.1 วิธีการบอกซ์ - เจนกินส์

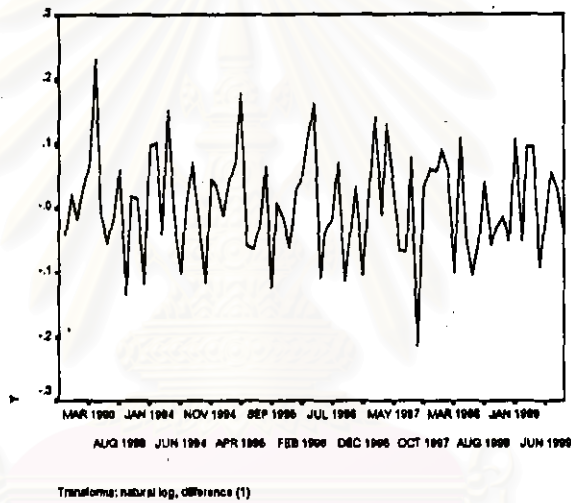
จากการพิจารณารูปอนุกรมเวลา ในรูปที่ 11.1 และพิจารณา SACF และ SPACF ของ  
ข้อมูลอนุกรมเวลา ในรูปที่ 11.2 พบว่าข้อมูลอนุกรมชุดนี้ไม่คงที่ทั้งในค่าเฉลี่ย และความแปรปรวน  
จึงต้องแปลงข้อมูลให้อยู่ในสภาพคงที่ โดยเริ่มจากการใส่  $\ln$  ในอนุกรม  $Y_t$  จากนั้นทำผลต่างของ  
ข้อมูลที่มีแนวโน้มหนึ่งครั้ง จะได้ข้อมูลที่อยู่ในสภาพคงที่ในค่าเฉลี่ยในรูปที่ 11.3 และเมื่อพิจารณา  
SACF และ SPACF ของข้อมูลที่คงที่ในค่าเฉลี่ยในรูปที่ 11.4 จะเห็นว่ามีอัตสหสัมพันธ์ร่วมระหว่าง  
ข้อมูลที่แล็ก  $k = 12, 24, \dots$  มีนัยสำคัญแตกต่างจากศูนย์ จึงควรทำผลต่างของข้อมูลที่มีฤดูกาล  
อีกหนึ่งครั้ง ซึ่งจะได้ข้อมูลที่อยู่ในสภาพคงที่แล้ว ในรูปที่ 11.5 เมื่อพิจารณา SACF และ SPACF  
ของข้อมูลที่คงที่แล้วในรูปที่ 11.6 รูปแบบในส่วนที่ไม่ใช่ฤดูกาลจะเป็น MA(1) เนื่องจากค่า  $\hat{\rho}_k$  จะมี  
ค่าสูงที่  $k = 1$  และเท่ากับ 0 เมื่อ  $k > 1$  และค่า  $\hat{\phi}_{kk}$  ลดลงอย่างรวดเร็วขณะที่  $k > 1$  และรูปแบบใน  
ส่วนที่เป็นฤดูกาล จะเป็น AR(1) เนื่องจากค่า  $\hat{\rho}_k$  ลดลงอย่างรวดเร็วขณะที่  $k > 1$  และค่า  $\hat{\phi}_{kk}$  จะมี  
ค่าสูงที่  $k = 1$  และเท่ากับ 0 เมื่อ  $k > 1$  ดังนั้น จะได้ตัวแบบ ARIMA(0, 1, 1)(1, 1, 0)<sub>12</sub>



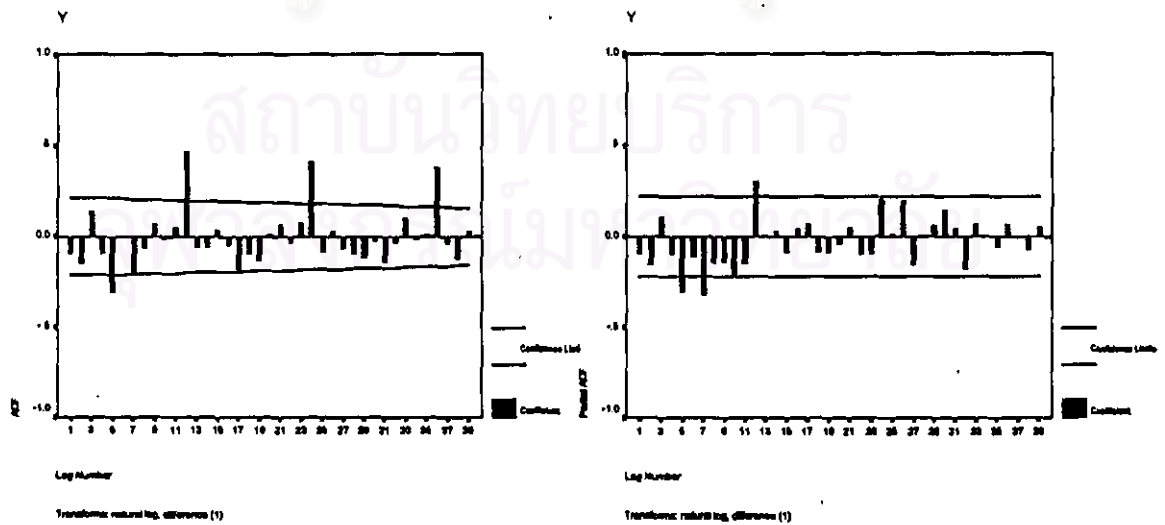
รูปที่ 11.1



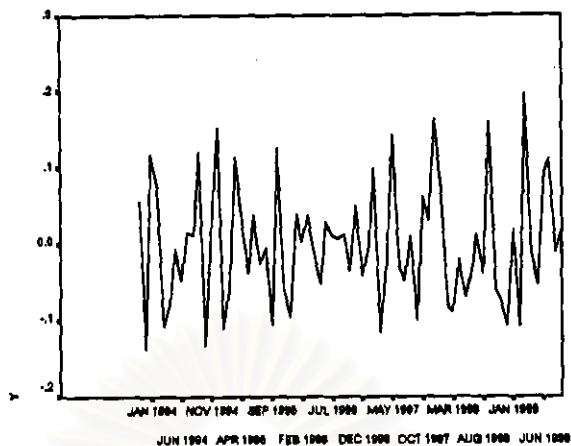
รูปที่ 11.2



รูปที่ 11.3

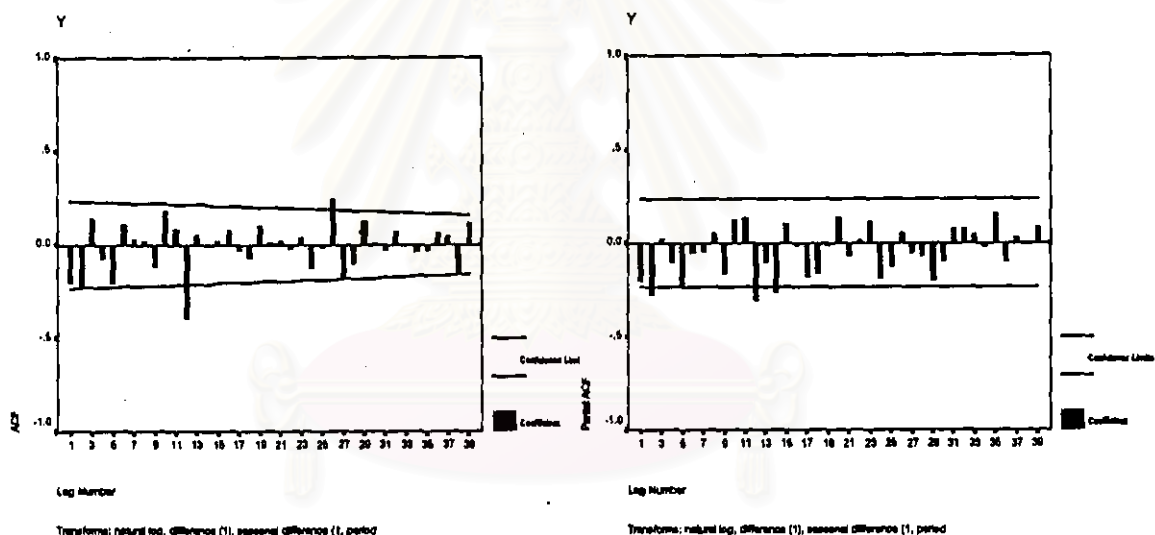


รูปที่ 11.4



Transforms: natural log, difference (1), seasonal difference (1, period)

รูปที่ 11.5



รูปที่ 11.6

ตัวแบบ ARIMA(0, 1, 1)(1, 1, 0)<sub>12</sub> มีรูปแบบดังนี้

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

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

โดยที่  $W_t = (1 - B)(1 - B^{12}) \ln Y_t$

การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ ARIMA (0, 1, 1)(1, 1, 0)<sub>12</sub> โดยไม่คิดค่าคงที่เนื่องจากระดับค่าเฉลี่ยคงที่มีค่าเข้าใกล้ศูนย์ ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

### Arima

#### FINAL PARAMETERS:

Number of residuals 71  
 Standard error .0659366  
 Log likelihood 91.291249  
 AIC -178.5825  
 SBC -174.05714

#### Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	69	.31752947	.00434763

#### Variables in the Model:

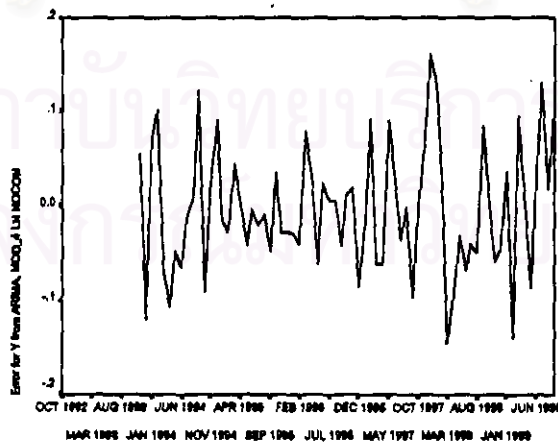
	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
MA1	.38397004	.11232237	3.4184646	.00106062
SAR1	-.52535730	.11121705	-4.7237121	.00001179

เมื่อประมาณค่าของพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$W_t = -0.5254 W_{t-12} + a_t - 0.3840 a_{t-1}$$

โดยที่  $W_t = (1-B)(1-B^{12}) \ln Y_t$

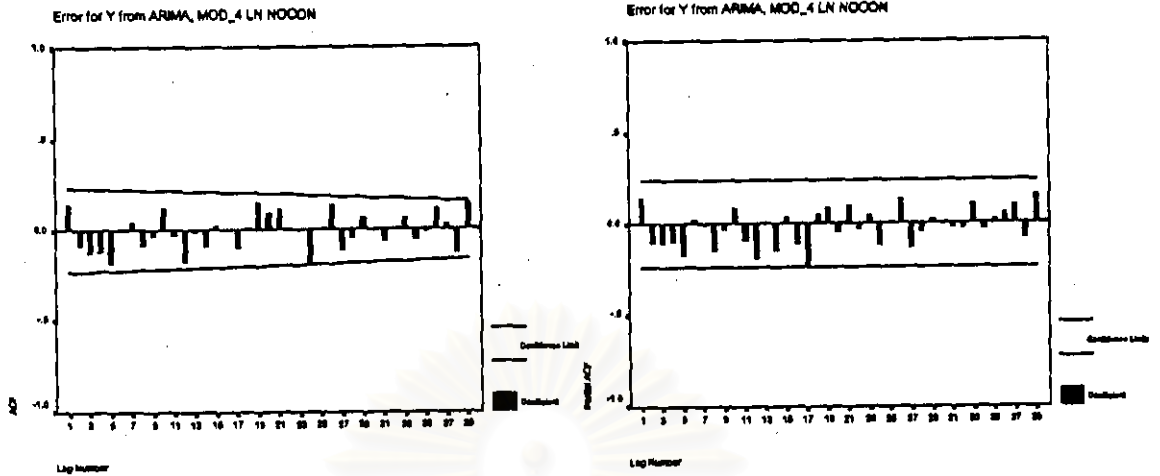
การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอของตัวแบบ ARIMA ด้วยการตรวจสอบคุณสมบัติของค่าเศษเหลือตกค้าง  $e_t$  ว่ามีคุณสมบัติสอดคล้องกับคุณสมบัติของค่าผิดพลาดสุ่ม  $a_t$  หรือไม่



Date

mean error = - 0.00323

รูปที่ 11.7



รูปที่ 11.8

## One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Error for Y from ARIMA, MOD_4 LN NOCON
N		71
Normal Parameters <sup>a</sup>	Mean	-3.23E-03
	Std. Deviation	6.774E-02
Most Extreme Differences	Absolute	.062
	Positive	.062
	Negative	-.056
Kolmogorov-Smirnov Z		.521
Asymp. Sig. (2-tailed)		.949

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 11.9

จากการพิจารณารูปภาพของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 11.7 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวในลักษณะขนานรอบค่าเฉลี่ยศูนย์ แสดงเหตุผลได้ว่า ค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ และเมื่อพิจารณาค่าของ SACF และ SPACF ของ  $e_t$  ในรูปที่ 11.8 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีข้อสงสัยสัมพันธ์กัน และจากการทดสอบโคสโมโกรอฟ - สมิโนฟ ในรูปที่ 11.9 ว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงแบบปกติหรือไม่ จะได้ค่า Sig. = 0.949 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป

## 11.2 วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์

จากการพิจารณากราฟอนุกรมเวลาในรูปที่ 11.1 ข้อมูลมีแนวโน้มและฤดูกาล ดังนั้นวิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลังที่เหมาะสมกับข้อมูลที่มีทั้งแนวโน้มและฤดูกาล คือวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ และเนื่องจากความแปรปรวนไม่คงที่ จึงควรแปลงข้อมูลโดยการใส่  $\ln$  ในอนุกรม  $Y_t$  ซึ่งการประมาณค่าคงที่ปรับให้เรียบทั้ง 3 ค่า ของวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ ที่ให้ค่าเฉลี่ยของค่าคลาดเคลื่อนกำลังสอง (MSE) ต่ำสุด ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

### ExSmooth

The 10 smallest SSE's are:

Alpha	Gamma	Delta	SSE
.8000000	.1000000	.1000000	.21780
.7000000	.1000000	.1000000	.21871
.9000000	.1000000	.1000000	.22029
.8000000	.1000000	.2000000	.22153
.9000000	.1000000	.2000000	.22209
.6000000	.1000000	.1000000	.22315
.9000000	.1000000	.3000000	.22401
.7000000	.1000000	.2000000	.22441
.8000000	.1000000	.3000000	.22556
.9000000	.1000000	.4000000	.22604

เมื่อประมาณค่าคงที่ปรับให้เรียบทั้ง 3 ค่า จะได้ค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับระดับ ( $\alpha$ ) เท่ากับ 0.80, ค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับแนวโน้ม ( $\gamma$ ) เท่ากับ 0.10 และค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับฤดูกาล ( $\delta$ ) เท่ากับ 0.10 ซึ่งตัวแบบพยากรณ์ จะมีรูปแบบดังนี้

$$\ln \hat{Y}_t(l) = (\hat{\mu}_t + l \hat{\beta}_t) \hat{I}_{t+l-m} \quad \text{สำหรับ } t = m, m+1, \dots, m = 12$$

$$\text{หรือ } \hat{Y}_t(l) = \exp\{\ln \hat{Y}_t(l)\}$$

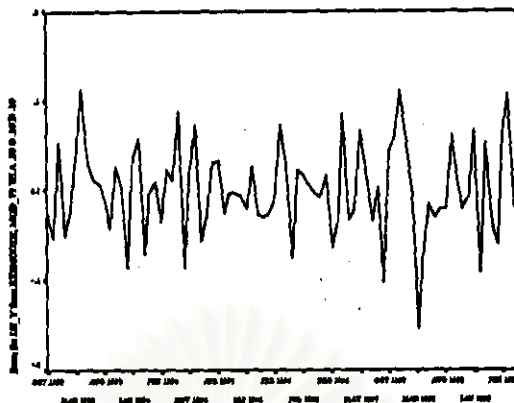
$$\text{โดยที่ } \hat{\mu}_t = \alpha (\ln Y_t / \hat{I}_{t-m}) + (1 - \alpha) (\hat{\mu}_{t-1} + \hat{\beta}_{t-1})$$

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

$$\hat{I}_t = \delta (\ln Y_t / \hat{\mu}_t) + (1 - \delta) \hat{I}_{t-m}$$

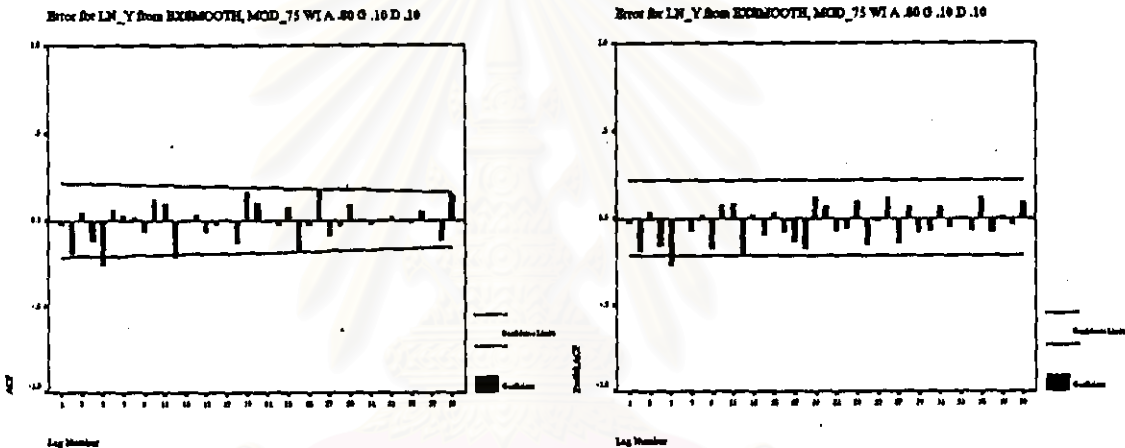
การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพองของตัวแบบวินเตอร์ ด้วยการพิจารณากราฟของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 11.10 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่าของ SACF และ SPACF ของ  $e_t$  รูปที่ 11.11 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีอัตสหสัมพันธ์กัน และจากการทดสอบโคโลโมโกรอฟ-สมิโนฟิในรูปที่ 11.12 จะได้ค่า Sig. = 0.924 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป





mean error = 5.413E-04

รูปที่ 11.10



รูปที่ 11.11

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Error for LN_Y from EXSMOOTH, MOD_75 WI A .80 G .10 D .10
N		84
Normal Parameters <sup>a,b</sup>	Mean	5.412809E-04
	Std. Deviation	5.122351E-02
	Most Extreme Differences	
	Absolute	.060
	Positive	.050
	Negative	-.060
Kolmogorov-Smirnov Z		.549
Asymp. Sig. (2-tailed)		.924

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 11.12

### 11.3 วิธีการแยกองค์ประกอบ

จากการพิจารณากาแฟอนุกรมเวลารูปที่ 11.1 ข้อมูลมีความแปรปรวนไม่คงที่ จึงต้องแปลงโดยการใส่  $\ln$  ในอนุกรม Y, ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมจะอยู่ในรูปแบบผลคูณ และเนื่องจากมีแนวโน้มเป็นเชิงเส้น การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบของวิธีการแยกองค์ประกอบ จึงใช้การวิเคราะห์ตัวแบบเชิงเส้น ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

## Regression

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.910	.828	.799	7.507E-02

ANOVA<sup>a</sup>

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	1.932	12	.161	28.563	.000 <sup>a</sup>
	Residual	.400	71	5.636E-03		
	Total	2.332	83			

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

b. Dependent Variable: LN\_Y

Coefficients

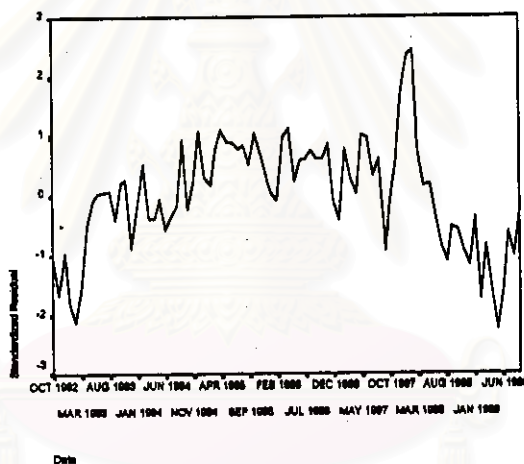
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	3.128	.031		99.817	.000
	T	5.213E-03	.000	.759	15.274	.000
	I1	3.993E-02	.040	.066	.995	.323
	I2	8.732E-02	.040	.145	2.176	.033
	I3	.110	.040	.183	2.745	.008
	I4	.255	.040	.424	6.361	.000
	I5	.209	.040	.346	5.193	.000
	I6	.141	.040	.234	3.504	.001
	I7	.117	.040	.194	2.906	.005
	I8	.170	.040	.282	4.231	.000
	I9	6.491E-02	.040	.108	1.613	.111
	I10	3.036E-02	.040	.050	.757	.452
	I11	3.667E-02	.040	.061	.914	.364

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\ln \hat{Y}_t = 3.128 + 0.005213t + 0.03993 I_{1t} + 0.08732 I_{2t} + 0.110 I_{3t} \\ + 0.255 I_{4t} + 0.209 I_{5t} + 0.141 I_{6t} + 0.117 I_{7t} \\ + 0.170 I_{8t} + 0.06491 I_{9t} + 0.03036 I_{10t} + 0.03667 I_{11t}$$

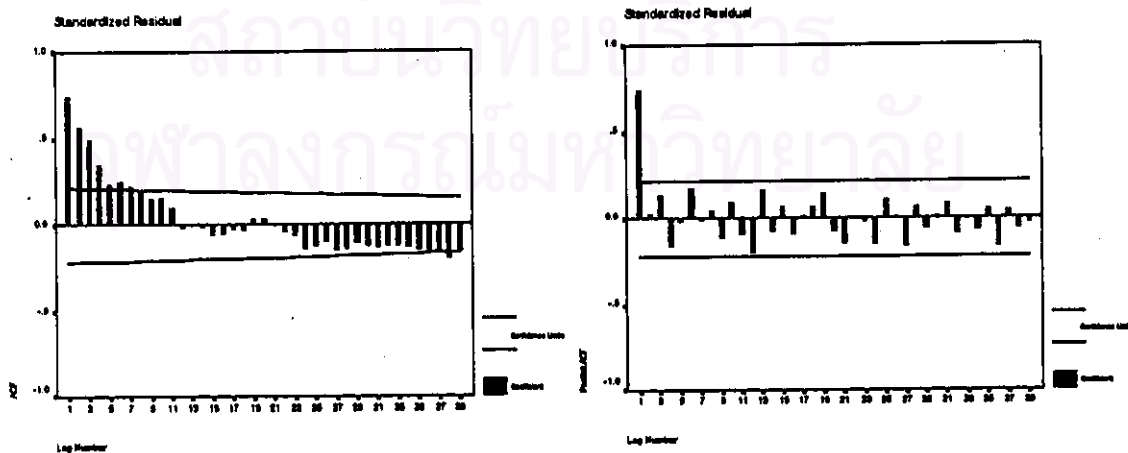
หรือ  $\hat{Y}_t = \exp(\ln \hat{Y}_t)$

การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอของตัวแบบแยกองค์ประกอบ ด้วยการพิจารณากากราฟของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 11.13 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่า SACF และ SPACF ของ  $e_t$  รูปที่ 11.14 พบว่าค่าผิดพลาดมีข้อตกลงสัมพันธ์ที่เล็ก 1 หรือที่ห่างกัน 1 คาบเวลา ซึ่งไม่สอดคล้องกับคุณสมบัติของค่าผิดพลาดสุ่ม



mean error = 4.12E-09

รูปที่ 11.13



รูปที่ 11.14

เนื่องจากค่าผิดพลาดมีอัตสหสัมพันธ์ และรูปแบบของอัตสหสัมพันธ์เป็น AR(1) ดังนั้นจะพิจารณาด้วยแบบพหุการถดถอยเมื่อค่าผิดพลาดสุ่ม  $\varepsilon_t$  มีอัตสหสัมพันธ์ AR(1) ดังนี้

$$\ln Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 I_{1t} + \dots + \beta_{12} I_{11t} + \varepsilon_t$$

โดยที่  $\varepsilon_t = \phi \varepsilon_{t-1} + a_t$

การประมาณค่าพารามิเตอร์ในด้วยแบบอัตโนมัติ ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

### AREG

#### FINAL PARAMETERS:

Number of residuals	84
Standard error	.0499326
Log likelihood	139.22076
AIC	-250.44152
SBC	-216.41009

#### Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	70	.17624002	.00249326

#### Variables in the Model:

	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
AR1	.7479671	.07743320	9.659515	.00000000
T	.0053629	.00080920	6.627438	.00000000
I1	.0398446	.02006539	1.985740	.05098006
I2	.0870282	.02633486	3.304677	.00150130
I3	.1095570	.02997638	3.654777	.00049373
I4	.2542960	.03218154	7.901922	.00000000
I5	.2068111	.03340986	6.190122	.00000004
I6	.1381626	.03385836	4.080606	.00011744
I7	.1130407	.03357472	3.366839	.00123826
I8	.1648965	.03247635	5.077432	.00000303
I9	.0576734	.03030592	1.903042	.06114798
I10	.0301272	.02618216	1.150678	.25378038
I11	.0366268	.02004167	1.827533	.07188178
CONSTANT	3.1209774	.04407997	70.802617	.00000000

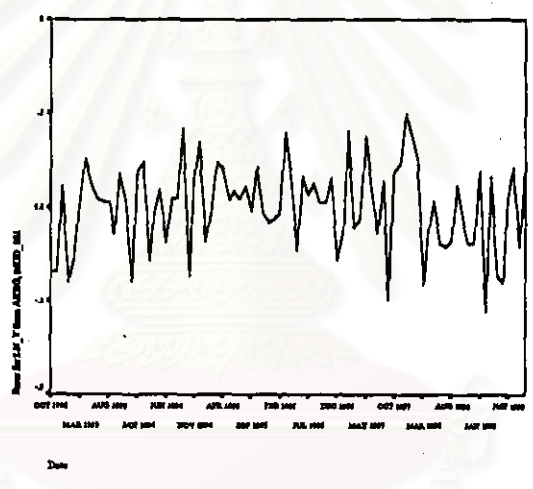
เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ในด้วยแบบ จะได้ด้วยแบบพหุการถดถอยซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\begin{aligned} \ln \hat{Y}_t = & 3.1210 + 0.0054 t + 0.0398 I_{1t} + 0.0870 I_{2t} + 0.1096 I_{3t} \\ & + 0.2543 I_{4t} + 0.2068 I_{5t} + 0.1382 I_{6t} + 0.1130 I_{7t} \\ & + 0.1649 I_{8t} + 0.0577 I_{9t} + 0.0301 I_{10t} + 0.0366 I_{11t} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

หรือ  $\hat{Y}_t = \exp(\ln \hat{Y}_t)$

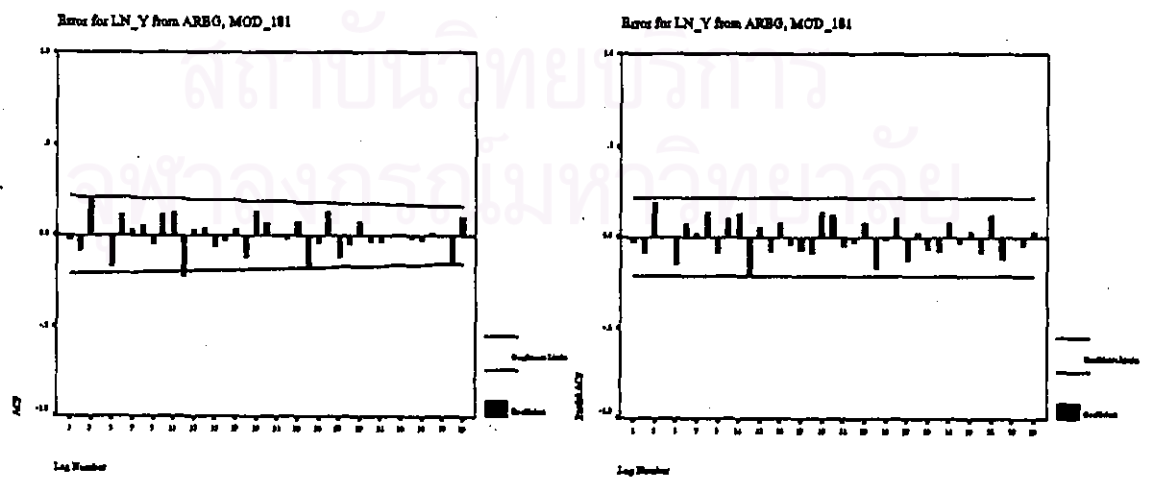
โดยที่  $\varepsilon_t = 0.7480\varepsilon_{t-1}$

การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพองของตัวแบบอัตโนมัติด้วย การพิจารณากราฟของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 11.15 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่า SACF และ SPACF ของ  $e_t$  รูปที่ 11.16 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีอัตสหสัมพันธ์กัน และการทดสอบโบลโมโกรอฟ - สมิทอฟในรูปที่ 11.17 จะได้ค่า Sig. = 0.307 มากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป



mean error = 5.921E-04

รูปที่ 11.15



รูปที่ 11.16

## One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Error for LN_Y from AREG, MOD 181
N		84
Normal Parameters <sup>a,b</sup>	Mean	5.921260E-04
	Std. Deviation	4.617580E-02
Most Extreme Differences	Absolute	.106
	Positive	.048
	Negative	-.106
Kolmogorov-Smirnov Z		.967
Asymp. Sig. (2-tailed)		.307

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 11.17

## 11.4 วิธีการวิเคราะห์การถดถอย

จากการพิจารณากราฟระหว่าง  $Y_t$  กับ  $X_{1t}, X_{2t}, X_{3t}$  แต่ละตัวในรูปที่ 11.18 เพื่อกำหนดรูปแบบความสัมพันธ์เชิงเส้น ระหว่างตัวแปรตามและตัวแปรอิสระ จะพบว่ากราฟระหว่าง  $Y_t$  กับ  $X_{1t}, X_{2t}$  และ  $X_{3t}$  มีแนวโน้มเป็นเส้นโค้งในลักษณะฟังก์ชันล็อก-ล็อก จึงควรแปลงค่าของ  $Y_t, X_{1t}, X_{2t}$  และ  $X_{3t}$  โดยการใส่  $\ln$  ดังในรูปที่ 11.19 ดังนั้นจะได้ตัวแบบการถดถอยเชิงเส้น ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\ln Y_t = \beta_0 + \beta_1 \ln X_{1t} + \beta_2 \ln X_{2t} + \beta_3 \ln X_{3t} + \varepsilon_t$$

โดยที่  $Y_t$  = ปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้าของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทกิจการเฉพาะอย่าง  
ในภาคกลาง (ล้านกิโลวัตต์-ชั่วโมง)

ที่มา: ตารางภาคผนวกที่ ก.23

$X_{1t}$  = จำนวนประชากรในภาคกลาง (ล้านคน)

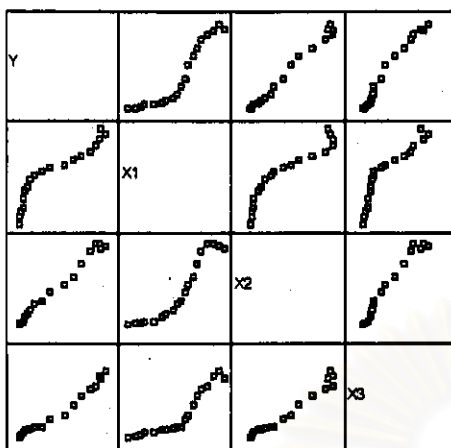
ที่มา: ตารางภาคผนวกที่ ก.26

$X_{2t}$  = รายได้เฉลี่ยต่อคนของประชากรในภาคกลาง (บาท)

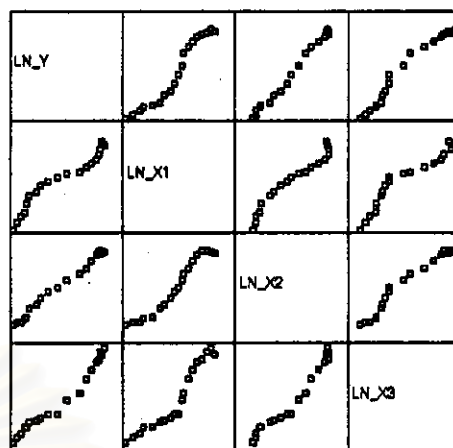
ที่มา: ตารางภาคผนวกที่ ก.27

$X_{3t}$  = ผลิตภัณฑ์มวลรวมของสาขาการโรงแรมและภัตตาคารในภาคกลาง (ล้านบาท)

ที่มา: ตารางภาคผนวกที่ ก.30



รูปที่ 11.18



รูปที่ 11.19

การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบการถดถอยเชิงเส้น โดยการวิเคราะห์ตัวแบบเชิงเส้น ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

## Regression

### Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.996	.991	.990	7.575E-02

### ANOVA<sup>b</sup>

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	10.039	3	3.346	583.219	.000 <sup>a</sup>
	Residual	8.607E-02	15	5.738E-03		
	Total	10.125	18			

a. Predictors: (Constant), LN\_X3, LN\_X1, LN\_X2

b. Dependent Variable: LN\_Y

### Coefficients

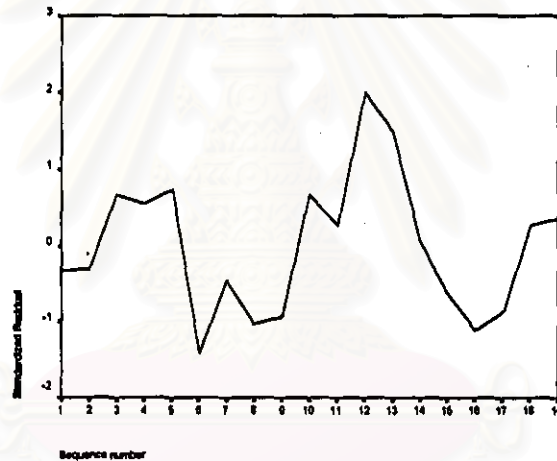
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-7.508	.507		-14.809	.000
	LN_X1	-.347	.761	-.045	-.456	.047
	LN_X2	1.008	.180	.861	5.602	.000
	LN_X3	.261	.166	.181	1.566	.014

เมื่อประมาณค่าของพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\ln \hat{Y}_t = -7.508 - 0.347 \ln X_{1t} + 1.008 \ln X_{2t} + 0.261 \ln X_{3t}$$

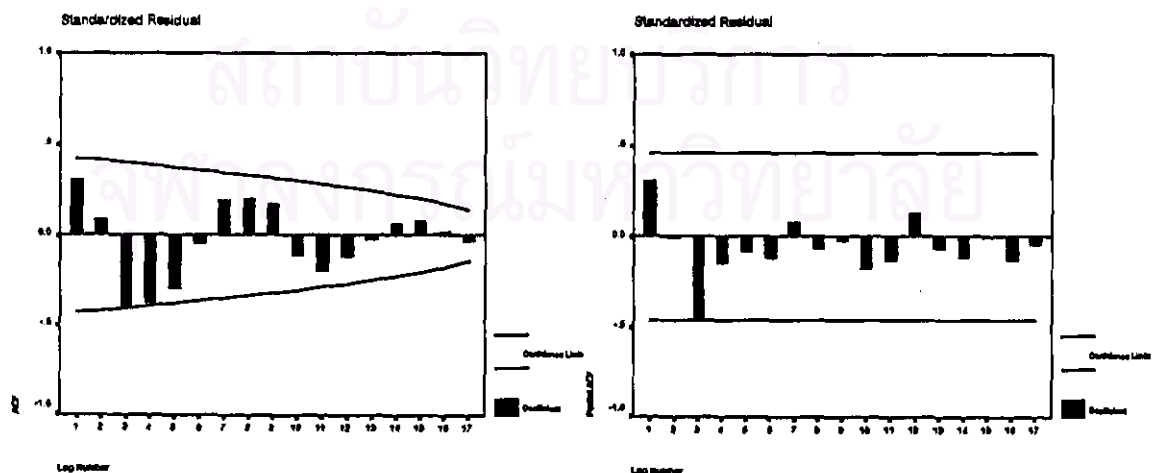
หรือ  $\hat{Y}_t = \exp\{\ln \hat{Y}_t\}$

การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบการถดถอยเชิงเส้น ด้วยการพิจารณารูปของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 11.20 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่า SACF และ SPACF ของ  $e_t$  รูปที่ 11.21 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีอัตโนมัติสัมพันธ์กัน และการทดสอบโคโมโกรอฟ - สมิทอฟในรูปที่ 11.22 จะได้ค่า Sig. = 0.982 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป



mean error = 3.92E-09

รูปที่ 11.20



รูปที่ 11.21



## One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Standardi zed Residual
N		19
Normal Parameters <sup>a,b</sup>	Mean	3.92E-09
	Std. Deviation	.9128709
Most Extreme Differences	Absolute	.107
	Positive	.107
	Negative	-.086
Kolmogorov-Smirnov Z		.466
Asymp. Sig. (2-tailed)		.982

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 11.22

ผลการเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ ข้างต้น กับวิธีการพยากรณ์ของ กฟภ. จากการเปรียบเทียบค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ โดยพิจารณาจากค่าของ MAPE จะได้ว่า ค่าพยากรณ์โดยวิธีการบอกรีท - เจนกินส์ จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 0.7354 % ซึ่งต่ำกว่าวิธีการอื่น ๆ ส่วนค่าพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 0.8740 % ค่าพยากรณ์โดยวิธีการแยกองค์ประกอบ จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 4.0559 % ค่าพยากรณ์โดยวิธีการวิเคราะห์การถดถอย จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 4.3471 % และค่าพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์ของ กฟภ. จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 8.5616 % ดังนั้น การพยากรณ์โดยวิธีการบอกรีท - เจนกินส์ จะเป็นวิธีที่เหมาะสมกับข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า ของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทกิจการเฉพาะอย่าง ในภาคกลาง ชุดนี้มากกว่าวิธีอื่น ๆ ส่วนวิธีที่เหมาะสมเป็นอันดับ 2 และ 3 คือวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ และวิธีการแยกองค์ประกอบ ตามลำดับ

สถาบันวิทยบริการ  
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

## ข.12 ผลการวิเคราะห์ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า ของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภท กิจการเฉพาะอย่าง ในภาคใต้

การวิเคราะห์ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้าของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทกิจการเฉพาะ  
อย่าง ในภาคใต้ ชุดนี้ โดยวิธีการบอกซ์-เจนกินส์ วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ และวิธีการแยก  
องค์ประกอบ จะใช้ข้อมูลรายเดือนจากตารางภาคผนวกที่ ก.12 ส่วนวิธีการวิเคราะห์การถดถอย จะ  
ใช้ข้อมูลรายปีจากตารางภาคผนวกที่ ก.23 ซึ่งผลการวิเคราะห์ข้อมูลด้วยวิธีการต่าง ๆ เป็นดังนี้

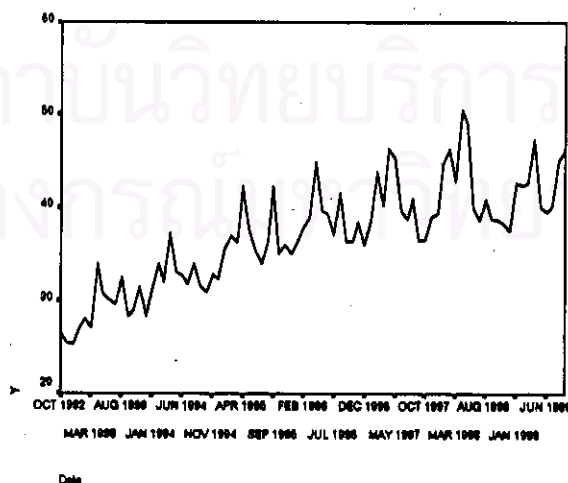
### 12.1 วิธีการบอกซ์ - เจนกินส์

จากการพิจารณารูปภาพอนุกรมเวลา ในรูปที่ 12.1 และพิจารณา SACF และ SPACF ของ  
ข้อมูลอนุกรมเวลา ในรูปที่ 12.2 พบว่าข้อมูลอนุกรมชุดนี้ไม่คงที่ทั้งในค่าเฉลี่ย และความแปรปรวน  
จึงต้องแปลงข้อมูลให้คงที่ โดยเริ่มจากการใส่  $\ln$  ในอนุกรม  $Y_t$  และทำผลต่างของข้อมูลที่มีแนวโน้ม  
หนึ่งครั้ง จะได้ข้อมูลที่อยู่ในสภาพคงที่ในรูปที่ 12.3 เมื่อพิจารณา SACF และ SPACF ของข้อมูล  
คงที่แล้วในรูปที่ 12.4 รูปแบบในส่วนที่ไม่ใช่ฤดูกาลจะเป็น AR(1) เนื่องจากค่า  $\hat{\rho}_k$  ลดลงอย่างรวดเร็ว  
ขณะที่  $k > 1$  และค่า  $\hat{\phi}_{kk}$  จะมีค่าสูงที่  $k = 1$  และเท่ากับ 0 เมื่อ  $k > 1$  และรูปแบบในส่วนที่เป็น  
ฤดูกาลจะเป็น ARMA(1,1) เนื่องจากค่า  $\hat{\rho}_k$  และ  $\hat{\phi}_{kk}$  ลดลงอย่างรวดเร็วหลังจาก  $k = 1$  ดังนั้น จะ  
ได้ตัวแบบ ARIMA(1, 1, 0)(1, 0, 1)<sub>12</sub> มีรูปแบบดังนี้

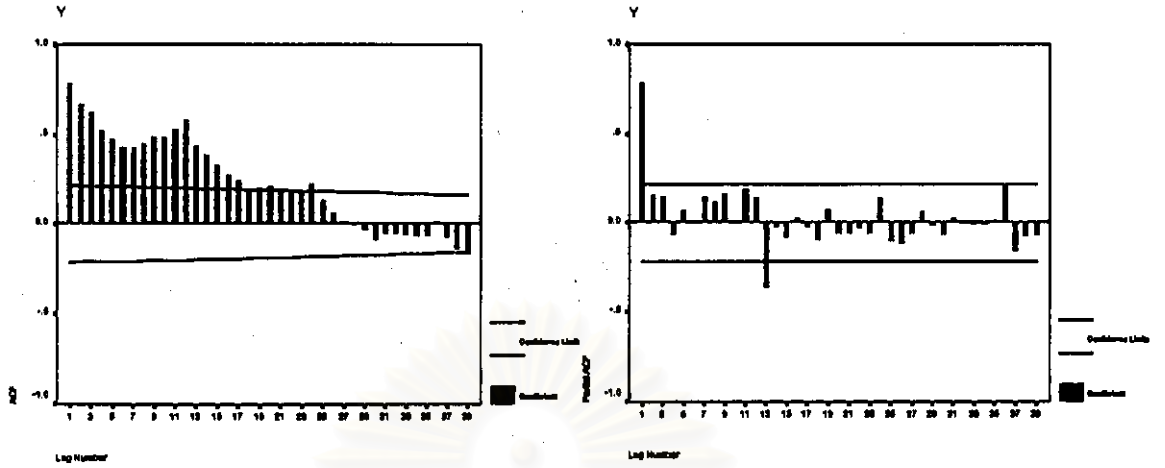
$$(1 - \phi_1 B)(1 - \Phi_{12} B^{12})(1 - B) \ln Y_t = \delta + (1 - \Theta_{12} B^{12}) a_t$$

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

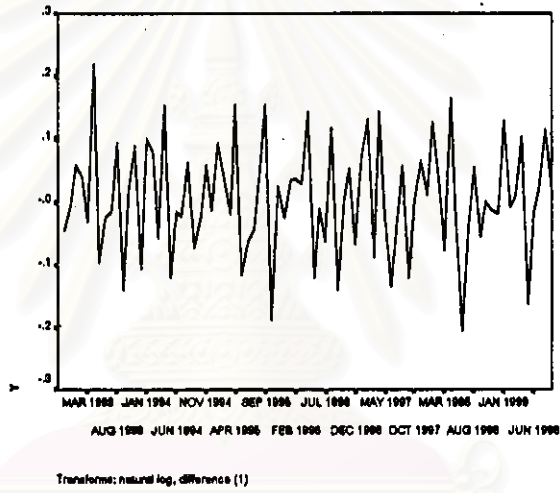
$$\text{โดยที่ } W_t = (1 - B) \ln Y_t$$



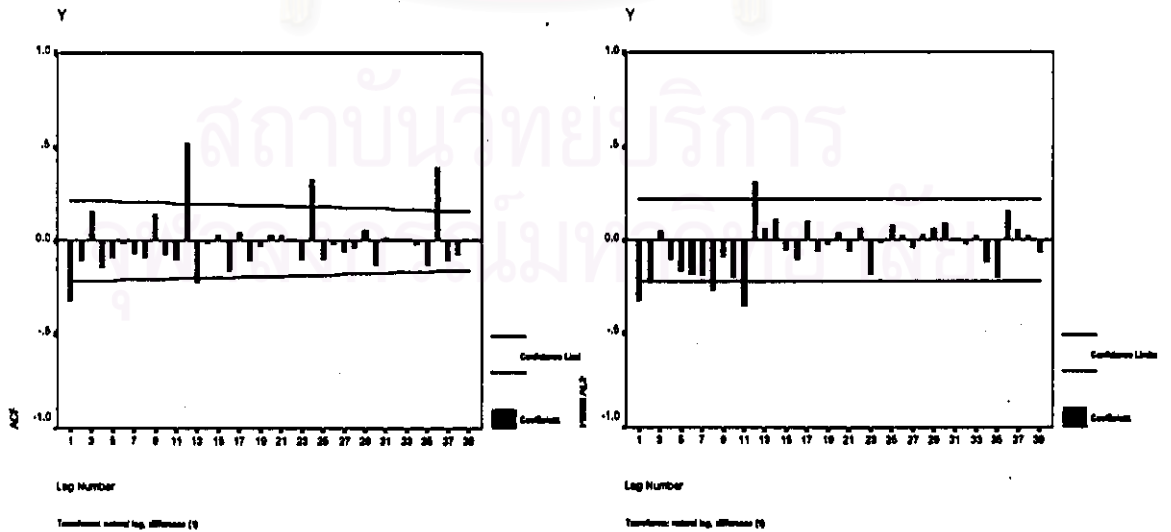
รูปที่ 12.1



รูปที่ 12.2



รูปที่ 12.3



รูปที่ 12.4

การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ ARIMA(1,1,0)(1,0,1)<sub>12</sub> โดยไม่คิดค่าคงที่เนื่อง  
จากระดับค่าเฉลี่ยคงที่มีค่าเข้าใกล้ศูนย์ ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

### Arima

#### FINAL PARAMETERS:

Number of residuals 83  
Standard error .05832162  
Log likelihood 111.65176  
AIC -217.30352  
SBC -210.047

#### Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	80	.32615647	.00340141

#### Variables in the Model:

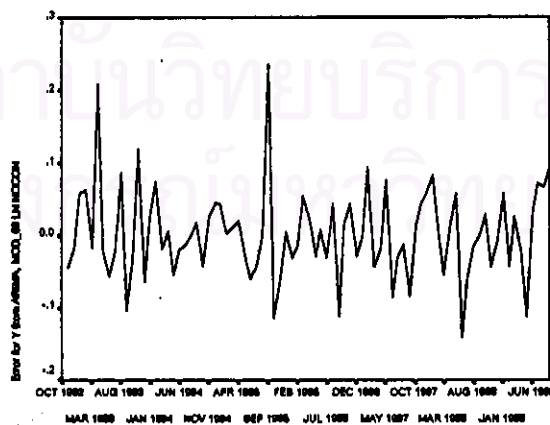
	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
AR1	-.33911412	.09742410	-3.480803	.00081257
SAR1	.97841096	.04926833	19.858819	.00000000
SMA1	.76768608	.25211522	3.044981	.00314969

เมื่อประมาณค่าของพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$W_t = -0.3391 W_{t-1} + 0.9784 W_{t-12} + 0.3318 W_{t-13} + a_t - 0.7677 a_{t-12}$$

โดยที่  $W_t = (1 - B) \ln Y_t$

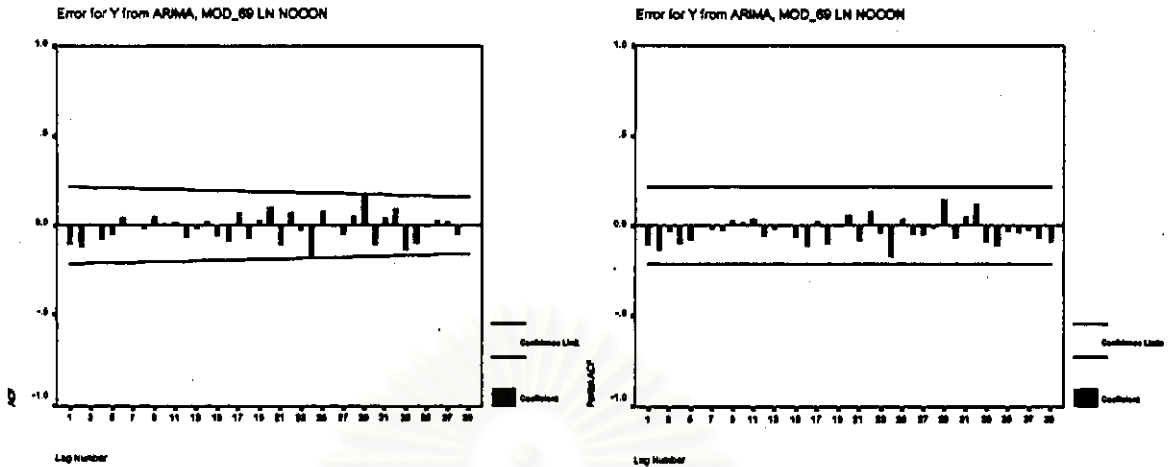
การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอของตัวแบบ ARIMA ด้วยการตรวจสอบคุณสมบัติของ  
ค่าเศษเหลือตกค้าง  $e_t$  ว่ามีคุณสมบัติสอดคล้องกับคุณสมบัติของค่าผิดพลาดสุ่ม  $a_t$  หรือไม่



Date

mean error = 0.00226

รูปที่ 12.5



รูปที่ 12.6

## One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Error for Y from ARIMA, MOD_69 LN NOCON
N		83
Normal Parameters <sup>a,b</sup>	Mean	2.26E-03
	Std. Deviation	6.37E-02
Most Extreme Differences	Absolute	.068
	Positive	.068
	Negative	-.063
Kolmogorov-Smirnov Z		.621
Asymp. Sig. (2-tailed)		.836

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 12.7

จากการพิจารณารูปของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 12.5 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็น  
 แนวในลักษณะขนานรอบค่าเฉลี่ยศูนย์ แสดงเหตุผลได้ว่า ค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความ  
 แปรปรวนคงที่ และเมื่อพิจารณาค่าของ SACF และ SPACF ของ  $e_t$  ในรูปที่ 12.6 พบว่าค่าผิดพลาด  
 ปลอดไม่มีข้อสหสัมพันธ์กัน และจากการทดสอบโคโลมโกรอฟ - สมิโนฟ ในรูปที่ 12.7 ว่าค่าผิดพลาด  
 ปลอดมีการแจกแจงแบบปกติหรือไม่ จะได้ค่า Sig. = 0.836 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึง  
 มีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสม  
 ที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป

## 12.2 วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์

จากการพิจารณากราฟอนุกรมเวลาในรูปที่ 12.1 ข้อมูลมีแนวโน้มและฤดูกาล ดังนั้นวิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลังที่เหมาะสมกับข้อมูลที่มีทั้งแนวโน้มและฤดูกาล คือวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ และเนื่องจากความแปรปรวนไม่คงที่ จึงควรแปลงข้อมูลโดยการใส่  $\ln$  ในอนุกรม  $Y_t$  ซึ่งการประมาณค่าคงที่ปรับให้เรียบทั้ง 3 ค่า ของวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ ที่ให้ค่าเฉลี่ยของค่าคลาดเคลื่อนกำลังสอง (MSE) ต่ำสุด ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

### ExSmooth

The 10 smallest SSE's are:	Alpha	Gamma	Delta	SSE
	.5000000	.1000000	.1000000	.21736
	.6000000	.1000000	.1000000	.21827
	.4000000	.1000000	.1000000	.21907
	.7000000	.1000000	.1000000	.22241
	.3000000	.1000000	.1000000	.22253
	.6000000	.1000000	.2000000	.22424
	.5000000	.1000000	.2000000	.22446
	.2000000	.1000000	.1000000	.22650
	.7000000	.1000000	.2000000	.22720
	.4000000	.1000000	.2000000	.22721

เมื่อประมาณค่าคงที่ปรับให้เรียบทั้ง 3 ค่า จะได้ค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับระดับ ( $\alpha$ ) เท่ากับ 0.50, ค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับแนวโน้ม ( $\gamma$ ) เท่ากับ 0.10 และค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับฤดูกาล ( $\delta$ ) เท่ากับ 0.10 ซึ่งตัวแบบพยากรณ์ จะมีรูปแบบดังนี้

$$\ln \hat{Y}_t(l) = (\hat{\mu}_t + l \hat{\beta}_t) \hat{I}_{t+1-m} \quad \text{สำหรับ } t = m, m+1, \dots, m=12$$

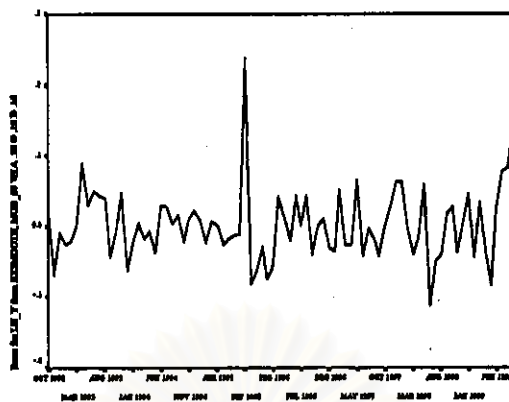
หรือ 
$$\hat{Y}_t(l) = \exp\{\ln \hat{Y}_t(l)\}$$

โดยที่ 
$$\hat{\mu}_t = \alpha (\ln Y_t / \hat{I}_{t-m}) + (1 - \alpha) (\hat{\mu}_{t-1} + \hat{\beta}_{t-1})$$

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

$$\hat{I}_t = \delta (\ln Y_t / \hat{\mu}_t) + (1 - \delta) \hat{I}_{t-m}$$

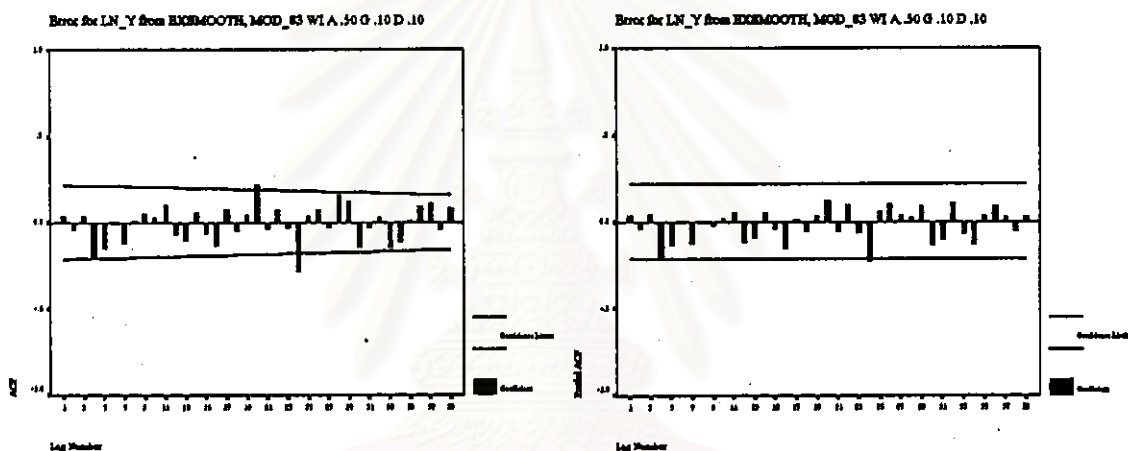
การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอของตัวแบบวินเตอร์ ด้วยการพิจารณากราฟของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 12.8 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่าของ SACF และ SPACF ของ  $e_t$  รูปที่ 12.9 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีอัตสหสัมพันธ์กัน และจากการทดสอบโคโลโมโกรอฟ - สมิโนฟในรูปที่ 12.10 จะได้ค่า Sig. = 0.698 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป



Date

mean error = 0.00144

รูปที่ 12.8



รูปที่ 12.9

## One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Error for LN_Y from EXSMOOTH, MOD_83 WI A .50 G .10 D .10
N		84
Normal Parameters <sup>a,b</sup>	Mean	1.436447E-03
	Std. Deviation	5.115327E-02
Most Extreme Differences	Absolute	.077
	Positive	.077
	Negative	-.077
Kolmogorov-Smirnov Z		.708
Asymp. Sig. (2-tailed)		.698

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 12.10

### 12.3 วิธีการแยกองค์ประกอบ

จากการพิจารณากราฟอนุกรมเวลารูปที่ 12.1 ข้อมูลมีความแปรปรวนไม่คงที่ จึงต้องแปลงโดยการใส่  $\ln$  ในอนุกรม  $Y_t$  ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมจะอยู่ในรูปแบบผลคูณ และเนื่องจากมีแนวโน้มเป็นเชิงเส้น การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบของวิธีการแยกองค์ประกอบ จึงใช้การวิเคราะห์ตัวแบบเชิงเส้น ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

### Regression

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.926	.857	.833	6.419E-02

ANOVA<sup>b</sup>

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	1.752	12	.148	35.425	.000*
	Residual	.293	71	4.121E-03		
	Total	2.044	83			

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

b. Dependent Variable: LN\_Y

Coefficients

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	3.294	.027		122.909	.000
	T	5.255E-03	.000	.817	18.007	.000
	I1	8.198E-02	.034	.145	2.389	.020
	I2	.127	.034	.226	3.710	.000
	I3	8.839E-02	.034	.157	2.575	.012
	I4	.237	.034	.420	6.897	.000
	I5	.137	.034	.242	3.981	.000
	I6	6.458E-02	.034	.114	1.880	.064
	I7	3.336E-02	.034	.059	.971	.335
	I8	.109	.034	.193	3.174	.002
	I9	5.427E-02	.034	.096	1.577	.119
	I10	7.647E-03	.034	.014	.223	.824
	I11	3.613E-02	.034	.064	1.053	.296

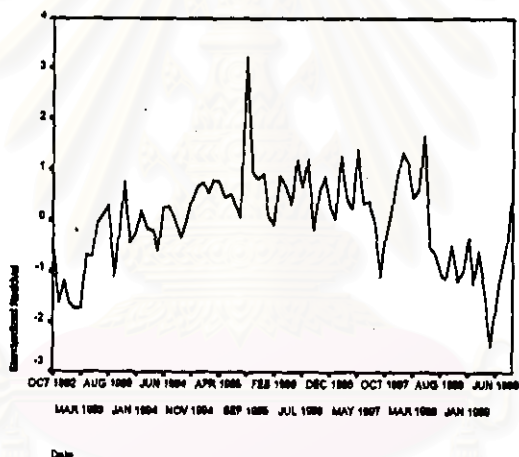
เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้



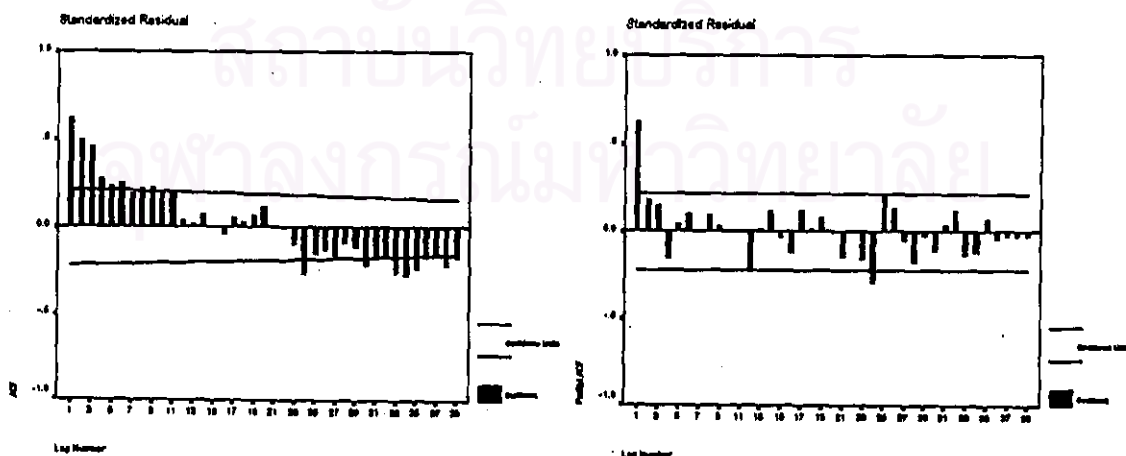
$$\ln \hat{Y}_t = 3.294 + 0.005255 t + 0.08198 I_{1t} + 0.127 I_{2t} + 0.08839 I_{3t} \\ + 0.237 I_{4t} + 0.137 I_{5t} + 0.06458 I_{6t} + 0.03336 I_{7t} \\ + 0.109 I_{8t} + 0.05427 I_{9t} + 0.007647 I_{10t} + 0.03613 I_{11t}$$

หรือ  $\hat{Y}_t = \exp\{\ln \hat{Y}_t\}$

การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอของตัวแบบแยกองค์ประกอบ ด้วยการพิจารณากากราฟของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 12.11 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่า SACF และ SPACF ของ  $e_t$  รูปที่ 12.12 พบว่าค่าผิดพลาดมีอัตสหสัมพันธ์ที่เล็ก 1 หรือที่ห่างกัน 1 คาบเวลา ซึ่งไม่สอดคล้องกับคุณสมบัติของค่าผิดพลาดสุ่ม



รูปที่ 12.11



รูปที่ 12.12

เนื่องจากค่าผิดพลาดมีอัตสหสัมพันธ์ และรูปแบบของอัตสหสัมพันธ์เป็น AR(1) ดังนั้นจะพิจารณาตัวแบบพยากรณ์เมื่อค่าผิดพลาดสุ่ม  $\varepsilon_t$  มีอัตสหสัมพันธ์ AR(1) ดังนี้

$$\ln Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 I_{1t} + \dots + \beta_{12} I_{11t} + \varepsilon_t$$

โดยที่  $\varepsilon_t = \phi \varepsilon_{t-1} + a_t$

การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบอัตโนมัติโดยผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

### AREG

#### FINAL PARAMETERS:

Number of residuals	84
Standard error	.05024378
Log likelihood	138.83475
AIC	-249.66951
SBC	-215.63807

#### Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	70	.17775761	.00252444

#### Variables in the Model:

	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
AR1	.6254435	.09274270	6.743857	.00000000
T	.0053616	.00057342	9.350294	.00000000
I1	.0813427	.02103229	3.867515	.00024355
I2	.1262381	.02676778	4.716047	.00001190
I3	.0869452	.02974481	2.923036	.00466544
I4	.2350267	.03138367	7.488821	.00000000
I5	.1346418	.03223679	4.176651	.00008397
I6	.0621335	.03254219	1.909320	.06031997
I7	.0304450	.03236198	.940765	.35006048
I8	.1055731	.03160329	3.340573	.00134361
I9	.0496997	.02994742	1.659565	.10147594
I10	.0099815	.02659179	.375359	.70852827
I11	.0370543	.02100804	1.763813	.08212689
CONSTANT	3.2910380	.03356402	98.052566	.00000000

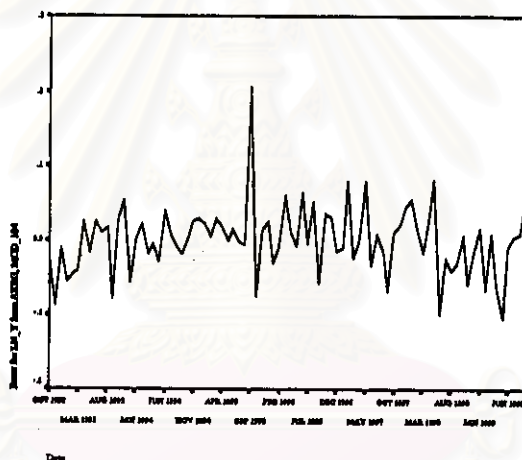
เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\begin{aligned} \ln \hat{Y}_t = & 3.2910 + 0.0054 t + 0.0813 I_{1t} + 0.1262 I_{2t} + 0.0869 I_{3t} \\ & + 0.2350 I_{4t} + 0.1346 I_{5t} + 0.0621 I_{6t} + 0.0304 I_{7t} \\ & + 0.1056 I_{8t} + 0.0497 I_{9t} + 0.0100 I_{10t} + 0.0371 I_{11t} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

หรือ  $\hat{Y}_t = \exp(\ln \hat{Y}_t)$

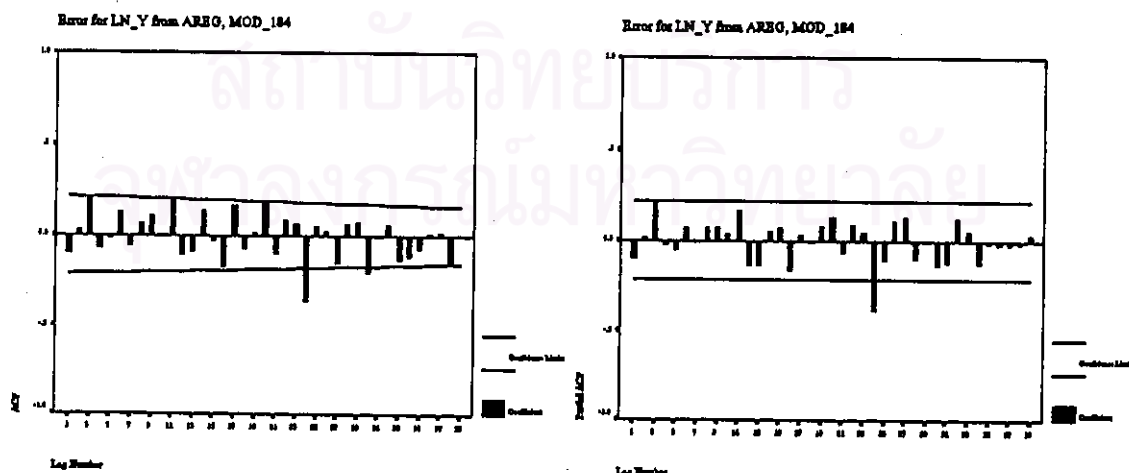
โดยที่  $\varepsilon_t = 0.6254 \varepsilon_{t-1}$

การวิจัยความเหมาะสมเพียงพองของตัวแบบอัตโนมัติด้วย การพิจารณากราฟของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 12.13 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่า SACF และ SPACF ของ  $e_t$  รูปที่ 12.14 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีข้อสหสัมพันธ์กัน และการทดสอบโคโลโมโกรอฟ - สมิธอฟในรูปที่ 12.15 จะได้ค่า Sig. = 0.483 มากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป



mean error = 1.925E-04

รูปที่ 12.13



รูปที่ 12.14

## One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Error for LN_Y from AREG, MOD 184
N		84
Normal Parameters <sup>a,b</sup>	Mean	1.925021E-04
	Std. Deviation	4.617527E-02
Most Extreme Differences	Absolute	.092
	Positive	.092
	Negative	-.076
Kolmogorov-Smirnov Z		.839
Asymp. Sig. (2-tailed)		.483

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 12.15

## 12.4. วิธีการวิเคราะห์การถดถอย

จากการพิจารณากฎกระทรวง  $Y_t$  กับ  $X_{1t}, X_{2t}, X_{3t}$  แต่ละตัวในรูปที่ 12.16 เพื่อกำหนดรูปแบบความสัมพันธ์เชิงเส้น ระหว่างตัวแปรตามและตัวแปรอิสระ จะพบว่ากฎกระทรวง  $Y_t$  กับ  $X_{1t}, X_{2t}$  และ  $X_{3t}$  มีแนวโน้มเป็นเส้นโค้งในลักษณะฟังก์ชันล็อก-ล็อก จึงควรแปลงค่าของ  $Y_t, X_{1t}, X_{2t}$  และ  $X_{3t}$  โดยการใส่  $\ln$  ดังในรูปที่ 12.17 ดังนั้นจะได้ตัวแบบการถดถอยเชิงเส้น ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\ln Y_t = \beta_0 + \beta_1 \ln X_{1t} + \beta_2 \ln X_{2t} + \beta_3 \ln X_{3t} + \varepsilon_t$$

โดยที่  $Y_t$  = ปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้าของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทกิจการเฉพาะอย่าง  
ในภาคใต้ (ล้านกิโลวัตต์-ชั่วโมง)

ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.23

$X_{1t}$  = จำนวนประชากรในภาคใต้ (ล้านคน)

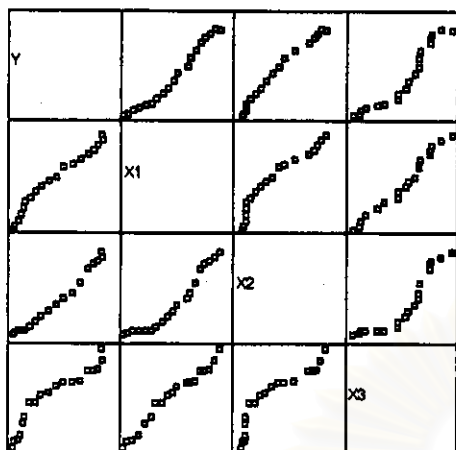
ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.26

$X_{2t}$  = รายได้เฉลี่ยต่อคนของประชากรในภาคใต้ (บาท)

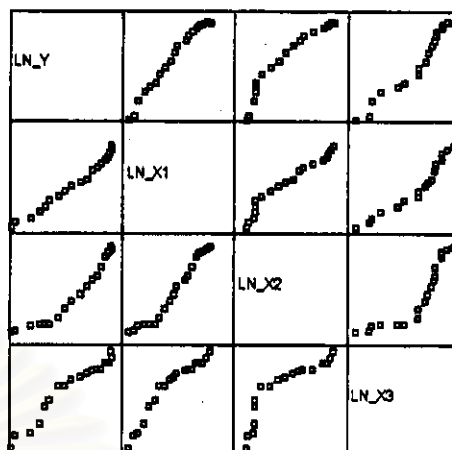
ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.27

$X_{3t}$  = ผลิตภัณฑ์มวลรวมของสาขาการโรงแรมและภัตตาคารในภาคใต้ (ล้านบาท)

ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.30



รูปที่ 12.16



รูปที่ 12.17

การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบการถดถอยเชิงเส้น โดยการวิเคราะห์ตัวแบบเชิงเส้น ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

## Regression

### Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.994	.988	.985	.1090

### ANOVA<sup>a</sup>

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	14.178	3	4.725	397.985	.000 <sup>b</sup>
	Residual	.178	15	1.187E-02		
	Total	14.354	18			

a. Predictors: (Constant), LN\_X3, LN\_X2, LN\_X1

b. Dependent Variable: LN\_Y

### Coefficients

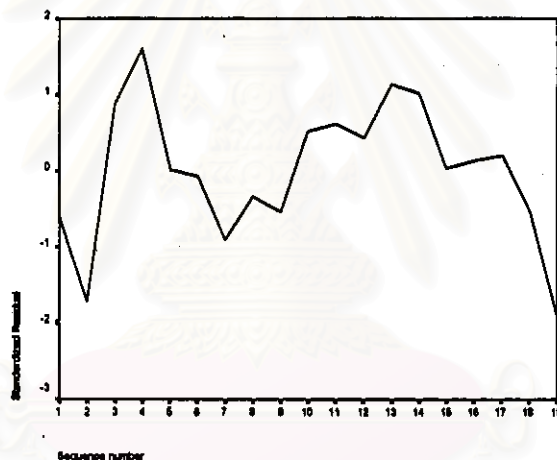
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-12.787	1.217		-10.503	.000
	LN_X1	1.085	3.774	.115	.288	.048
	LN_X2	.649	.419	.373	1.549	.024
	LN_X3	1.006	.356	.531	2.828	.013

เมื่อประมาณค่าของพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\ln \hat{Y}_t = -12.787 + 1.085 \ln X_{1t} + 0.649 \ln X_{2t} + 1.006 \ln X_{3t}$$

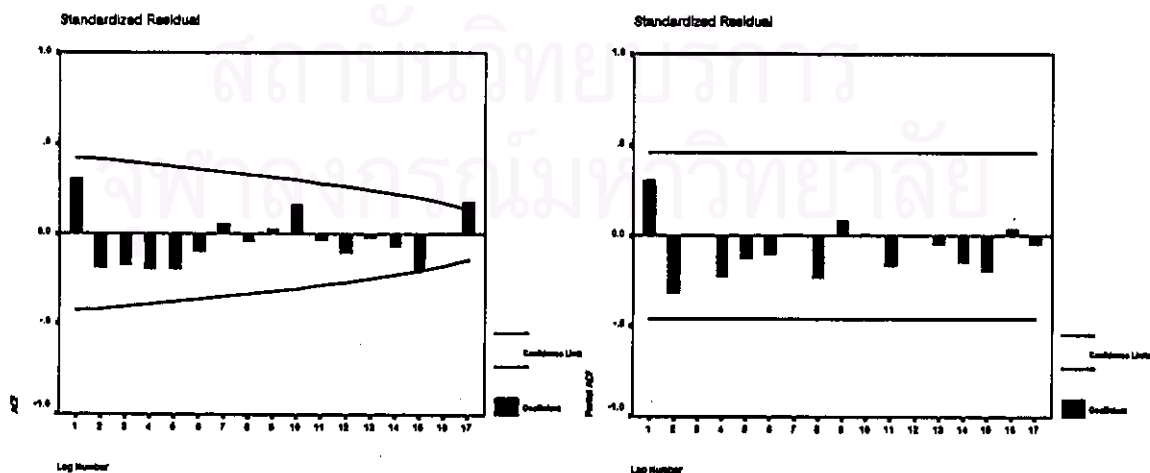
หรือ  $\hat{Y}_t = \exp\{\ln \hat{Y}_t\}$

การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบการถดถอยเชิงเส้น ด้วยการพิจารณารูปของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปแบบที่ 12.18 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่า ค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่า SACF และ SPACF ของ  $e_t$  รูปแบบที่ 12.19 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีอัตสหสัมพันธ์กัน และการทดสอบโคโคโมโกรอฟ - สมิโนฟ ในรูปแบบที่ 12.20 จะได้ค่า Sig. = 0.984 มากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป



mean error = - 6.3E-09

รูปที่ 12.18



รูปที่ 12.19

## One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Standardized Residual
N		19
Normal Parameters <sup>a,b</sup>	Mean	-6.3E-09
	Std. Deviation	.9128709
Most Extreme Differences	Absolute	.105
	Positive	.075
	Negative	-.105
Kolmogorov-Smirnov Z		.459
Asymp. Sig. (2-tailed)		.984

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

## รูปที่ 12.20

ผลการเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ ข้างต้น กับวิธีการพยากรณ์ของ กฟภ. จากการเปรียบเทียบค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ โดยพิจารณาจากค่าของ MAPE จะได้ว่า ค่าพยากรณ์โดยวิธีการบอกรีท - เจนกินส์ จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 1.0604 % ซึ่งต่ำกว่าวิธีการอื่น ๆ ส่วนค่าพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 1.1297 % ค่าพยากรณ์โดยวิธีการแยกองค์ประกอบ จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 3.5434 % ค่าพยากรณ์โดยวิธีการวิเคราะห์การถดถอย จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 7.7016 % และค่าพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์ของ กฟภ. จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 4.7015 % ดังนั้น การพยากรณ์โดยวิธีการบอกรีท - เจนกินส์ จะเป็นวิธีที่เหมาะสมกับข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า ของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทกิจการเฉพาะอย่าง ในภาคใต้ ชุดนี้มากกว่าวิธีอื่น ๆ ส่วนวิธีที่เหมาะสมเป็นอันดับ 2 และ 3 คือ วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ และวิธีการแยกองค์ประกอบ ตามลำดับ

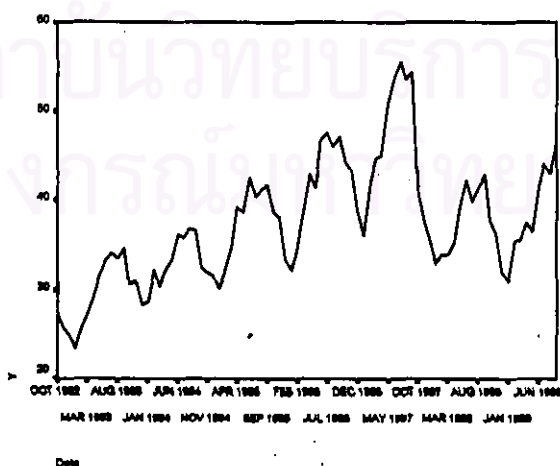
สถาบันวิทยบริการ  
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

### ข.13 ผลการวิเคราะห์ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า ของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภท ส่วนราชการและองค์กรที่ไม่แสวงหากำไร ในภาคเหนือ

การวิเคราะห์ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า ของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทส่วนราชการ และองค์กรที่ไม่แสวงหากำไร ในภาคเหนือ ชุดนี้ โดยวิธีการบอกรี - เจนกินส์ วิธีการพยากรณ์ของ วินเตอร์ และวิธีการแยกองค์ประกอบ จะใช้ข้อมูลรายเดือนจากตารางภาคผนวกที่ ก.13 ส่วนวิธีการ วิเคราะห์การถดถอย จะใช้ข้อมูลรายปีจากตารางภาคผนวกที่ ก.24 ซึ่งผลการวิเคราะห์ข้อมูลด้วยวิธี การต่าง ๆ เป็นดังนี้

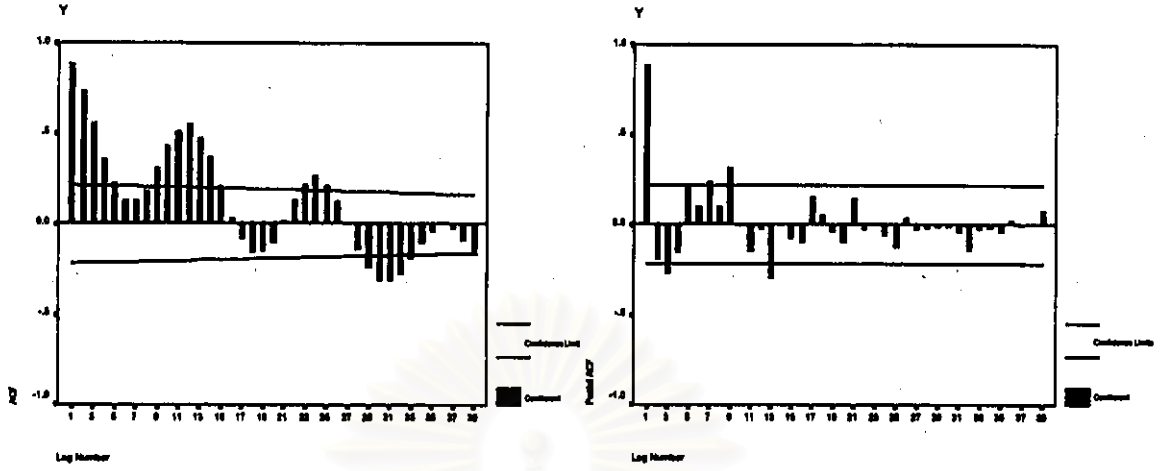
#### 13.1 วิธีการบอกรี - เจนกินส์

จากการพิจารณากราฟอนุกรมเวลา ในรูปที่ 13.1 และพิจารณา SACF และ SPACF ของ ข้อมูลอนุกรมเวลา ในรูปที่ 13.2 พบว่าข้อมูลอนุกรมชุดนี้ไม่คงที่ทั้งในค่าเฉลี่ย และความแปรปรวน จึงต้องแปลงข้อมูลให้อยู่ในสภาพคงที่ โดยเริ่มจากการใส่  $\ln$  ในอนุกรม  $Y_t$  จากนั้นทำผลต่างของ ข้อมูลที่มีแนวโน้มหนึ่งครั้ง จะได้ข้อมูลที่อยู่ในสภาพคงที่ในค่าเฉลี่ยในรูปที่ 13.3 และเมื่อพิจารณา SACF และ SPACF ของข้อมูลที่คงที่ในค่าเฉลี่ยในรูปที่ 13.4 จะเห็นว่ามีอัตสหสัมพันธ์ร่วมระหว่าง ข้อมูลที่แล็ก  $k = 12, 24, \dots$  มีนัยสำคัญแตกต่างจากศูนย์ จึงควรทำผลต่างของข้อมูลที่มีฤดูกาล อีกหนึ่งครั้ง ซึ่งจะได้ข้อมูลที่อยู่ในสภาพคงที่แล้ว ในรูปที่ 13.5 เมื่อพิจารณา SACF และ SPACF ของข้อมูลที่คงที่แล้วในรูปที่ 13.6 รูปแบบในส่วนที่ไม่ใช่ฤดูกาลจะเป็น MA(1) เนื่องจากค่า  $\hat{\rho}_k$  จะมี ค่าสูงที่  $k = 1$  และเท่ากับ 0 เมื่อ  $k > 1$  และค่า  $\hat{\phi}_{kk}$  ลดลงอย่างรวดเร็วขณะที่  $k > 1$  และรูปแบบใน ส่วนที่เป็นฤดูกาลจะเป็น AR(1) เนื่องจากค่า  $\hat{\rho}_k$  ลดลงอย่างรวดเร็วขณะที่  $k > 1$  และค่า  $\hat{\phi}_{kk}$  จะมี ค่าสูงที่  $k = 1$  และเท่ากับ 0 เมื่อ  $k > 1$  ดังนั้น จะได้ตัวแบบ ARIMA(0, 1, 1)(1, 1, 0)<sub>12</sub>

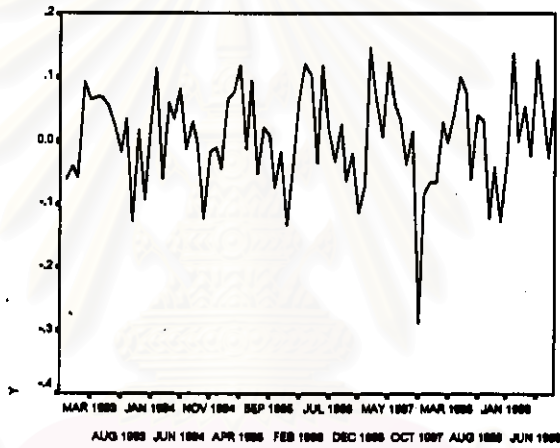


รูปที่ 13.1



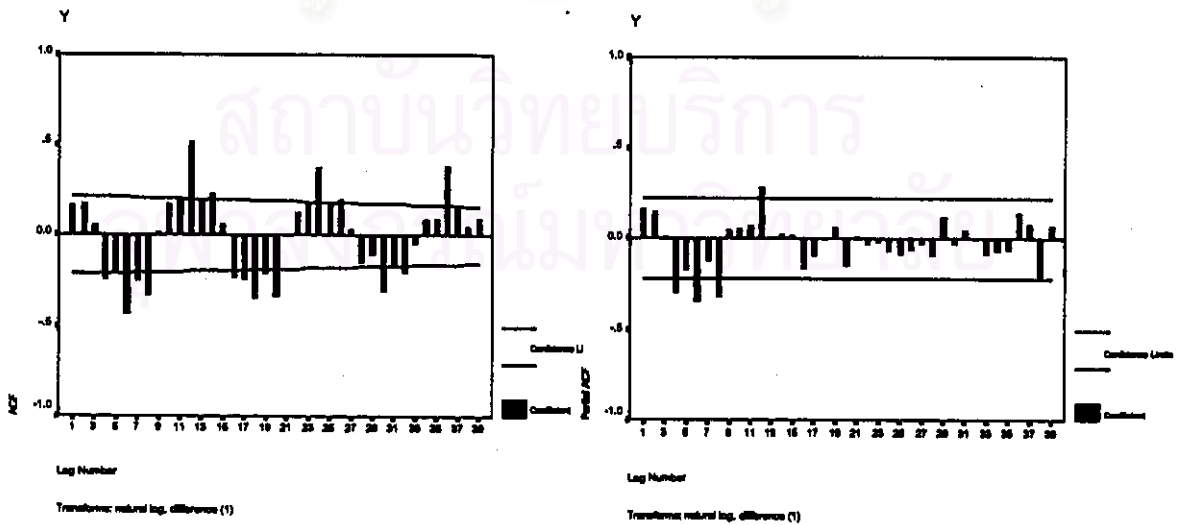


รูปที่ 13.2

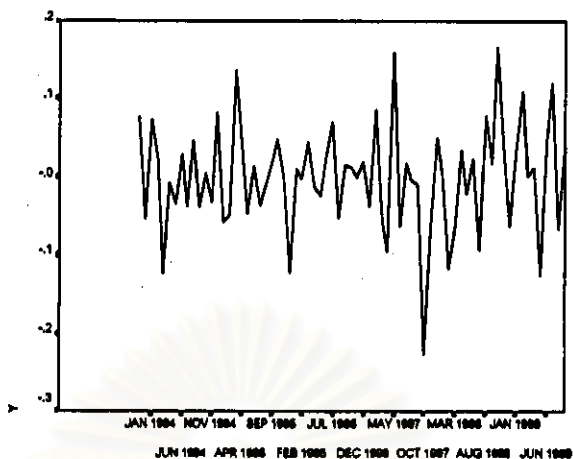


Transform: natural log, difference (1)

รูปที่ 13.3

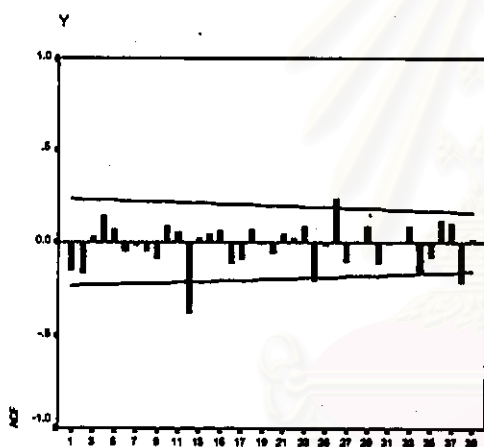


รูปที่ 13.4



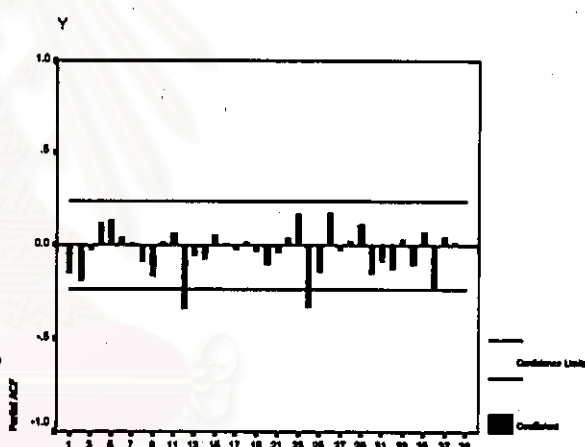
Transform: natural log, difference (1), seasonal difference (1, period)

รูปที่ 13.5



Lag Number

Transform: natural log, difference (1), seasonal difference (1, period)



Lag Number

Transform: natural log, difference (1), seasonal difference (1, period)

รูปที่ 13.6

ตัวแบบ ARIMA(0, 1, 1)(1, 1, 0)<sub>12</sub> มีรูปแบบดังนี้

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

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

โดยที่  $W_t = (1 - B)(1 - B^{12}) \ln Y_t$

การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ ARIMA (0, 1, 1)(1, 1, 0)<sub>12</sub> โดยไม่คิดค่าคงที่เนื่องจากระดับค่าเฉลี่ยคงที่มีค่าเข้าใกล้ศูนย์ ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

**Arima**

**FINAL PARAMETERS:**

Number of residuals	71
Standard error	.06020283
Log likelihood	98.123667
AIC	-192.24733
SBC	-187.72197

**Analysis of Variance:**

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	69	.26200105	.00362438

**Variables in the Model:**

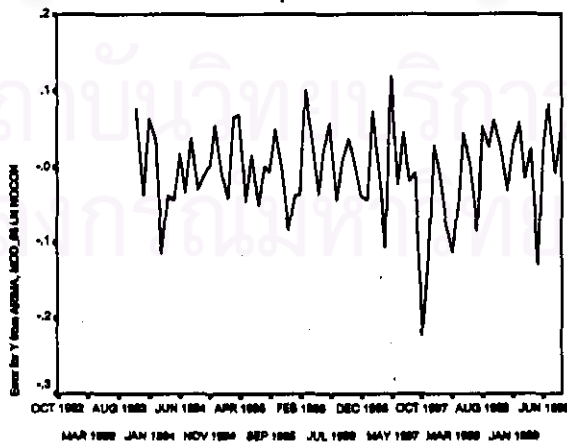
	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
MA1	.25688981	.11415519	2.2503560	.02761708
SAR1	-.48626538	.11896509	-4.0874629	.00011608

เมื่อประมาณค่าของพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$W_t = -0.4863 W_{t-12} + a_t - 0.2569 a_{t-1}$$

โดยที่  $W_t = (1-B)(1-B^{12}) \ln Y_t$

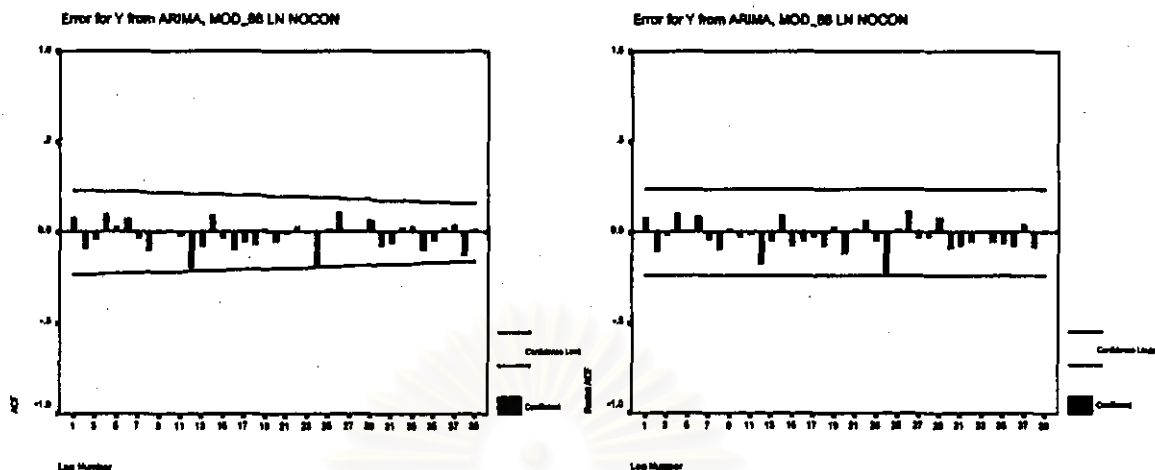
การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอของตัวแบบ ARIMA ด้วยการตรวจสอบคุณสมบัติของค่าเศษเหลือตกค้าง  $a_t$  ว่ามีคุณสมบัติสอดคล้องกับคุณสมบัติของค่าผิดพลาดสุ่ม  $a_t$  หรือไม่



Date

mean error = - 0.00424

รูปที่ 13.7



รูปที่ 13.8

## One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Error for Y from ARIMA, MOD_52 LN NOCON
N		71
Normal Parameters a,b	Mean	-4.24E-03
	Std. Deviation	6.06E-02
Most Extreme Differences	Absolute	.107
	Positive	.052
	Negative	-.107
Kolmogorov-Smirnov Z		.905
Asymp. Sig. (2-tailed)		.385

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 13.9

จากการพิจารณารูปของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 13.7 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็น  
แนวในลักษณะชานรอบค่าเฉลี่ยศูนย์ แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความ  
แปรปรวนคงที่ และเมื่อพิจารณาค่าของ SACF และ SPACF ของ  $e_t$  ในรูปที่ 13.8 พบว่าค่าผิด  
พลาดไม่มีอัตราสัมพันธ์กัน และจากการทดสอบโคโลโมโกรอฟ - สมิโนฟในรูปที่ 13.9 ว่าค่าผิด  
พลาดมีการแจกแจงแบบปกติหรือไม่ จะได้ค่า Sig. = 0.385 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมี  
เหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่  
จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป

### 13.2 วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์

จากการพิจารณากราฟอนุกรมเวลาในรูปที่ 13.1 ข้อมูลมีแนวโน้มและฤดูกาล ดังนั้นวิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลังที่เหมาะสมกับข้อมูลที่มีทั้งแนวโน้มและฤดูกาล คือวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ และเนื่องจากความแปรปรวนไม่คงที่ จึงควรแปลงข้อมูลโดยการใส่  $\ln$  ในอนุกรม  $Y_t$  ซึ่งการประมาณค่าคงที่ปรับให้เรียบทั้ง 3 ค่า ของวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ ที่ให้ค่าเฉลี่ยของค่าคลาดเคลื่อนกำลังสอง (MSE) ต่ำสุด ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

#### ExSmooth

The 10 smallest SSE's are:	Alpha	Gamma	Delta	SSE
	.8000000	.1000000	.1000000	.16425
	.9000000	.1000000	.1000000	.16552
	.7000000	.1000000	.1000000	.16617
	.8000000	.1000000	.2000000	.16648
	.9000000	.1000000	.2000000	.16652
	.9000000	.1000000	.3000000	.16762
	.9000000	.1000000	.4000000	.16881
	.8000000	.1000000	.3000000	.16895
	.7000000	.1000000	.2000000	.16972
	1.0000000	.1000000	.1000000	.16974

เมื่อประมาณค่าคงที่ปรับให้เรียบทั้ง 3 ค่า จะได้ค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับระดับ ( $\alpha$ ) เท่ากับ 0.80, ค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับแนวโน้ม ( $\gamma$ ) เท่ากับ 0.10 และค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับฤดูกาล ( $\delta$ ) เท่ากับ 0.10 ซึ่งตัวแบบพยากรณ์ จะมีรูปแบบดังนี้

$$\ln \hat{Y}_t(\ell) = (\hat{\mu}_t + \ell \hat{\beta}_t) \hat{I}_{t+1-m} \quad \text{สำหรับ } t = m, m+1, \dots, m=12$$

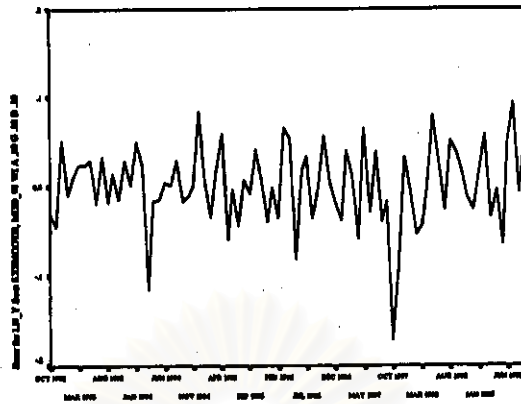
$$\text{หรือ } \hat{Y}_t(\ell) = \exp\{\ln \hat{Y}_t(\ell)\}$$

$$\text{โดยที่ } \hat{\mu}_t = \alpha (\ln Y_t / \hat{I}_{t-m}) + (1 - \alpha) (\hat{\mu}_{t-1} + \hat{\beta}_{t-1})$$

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

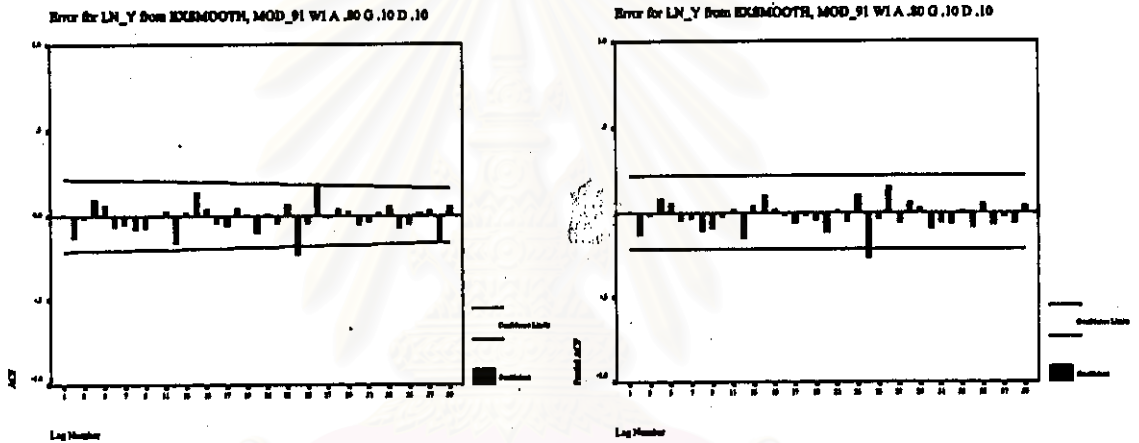
$$\hat{I}_t = \delta (\ln Y_t / \hat{\mu}_t) + (1 - \delta) \hat{I}_{t-m}$$

การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอของตัวแบบวินเตอร์ ด้วยการพิจารณากราฟของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 13.10 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่าของ SACF และ SPACF ของ  $e_t$  รูปที่ 13.11 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีอัตโนมัติสัมพันธ์กัน และจากการทดสอบโคโลโมโกรอฟ - สมิโนฟในรูปที่ 13.12 จะได้ค่า Sig. = 0.872 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป



mean error = 4.798E-04

รูปที่ 13.10



รูปที่ 13.11

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Error for LN_Y from EXSMOOTH, MOD_91 W1 A .80 G .10 D .10
N		84
Normal Parameters <sup>a,b</sup>	Mean	4.798050E-04
	Std. Deviation	4.448277E-02
Most Extreme Differences	Absolute	.065
	Positive	.036
	Negative	-.065
Kolmogorov-Smirnov Z		.594
Asymp. Sig. (2-tailed)		.872

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 13.12

### 13.3 วิธีการแยกองค์ประกอบ

จากการพิจารณากาแฟอนุกรมเวลารูปที่ 13.1 ข้อมูลมีความแปรปรวนไม่คงที่ จึงต้องแปลงโดยการใส่  $\ln$  ในอนุกรม  $Y_t$  ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมจะอยู่ในรูปแบบผลคูณ และเนื่องจากมีแนวโน้มเป็นเชิงเส้น การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบของวิธีการแยกองค์ประกอบ จึงใช้การวิเคราะห์ตัวแบบเชิงเส้น ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

## Regression

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.808	.653	.595	.1172

ANOVA

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	1.839	12	.153	11.156	.000 <sup>a</sup>
	Residual	.975	71	1.373E-02		
	Total	2.814	83			

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

b. Dependent Variable: LN\_Y

Coefficients

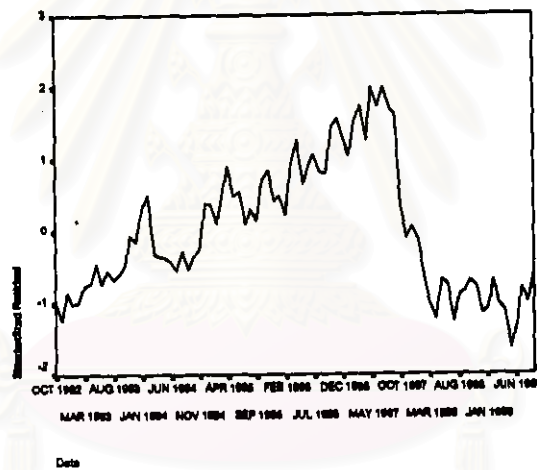
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	3.300	.049		67.448	.000
	T	3.993E-03	.001	.529	7.494	.000
	I1	-4.48E-02	.063	-.068	-.716	.478
	I2	4.363E-02	.063	.068	.696	.488
	I3	7.777E-02	.063	.117	1.241	.219
	I4	.136	.063	.209	2.208	.030
	I5	.171	.063	.258	2.730	.008
	I6	.254	.063	.384	4.052	.000
	I7	.252	.063	.360	4.011	.000
	I8	.245	.063	.370	3.904	.000
	I9	.267	.063	.404	4.255	.000
	I10	.123	.063	.186	1.962	.054
	I11	8.719E-02	.063	.132	1.392	.168

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\ln \hat{Y}_t = 3.300 + 0.003993 t - 0.0448 I_{1t} + 0.04363 I_{2t} + 0.07777 I_{3t} \\ + 0.138 I_{4t} + 0.171 I_{5t} + 0.254 I_{6t} + 0.252 I_{7t} \\ + 0.245 I_{8t} + 0.267 I_{9t} + 0.123 I_{10t} + 0.08719 I_{11t}$$

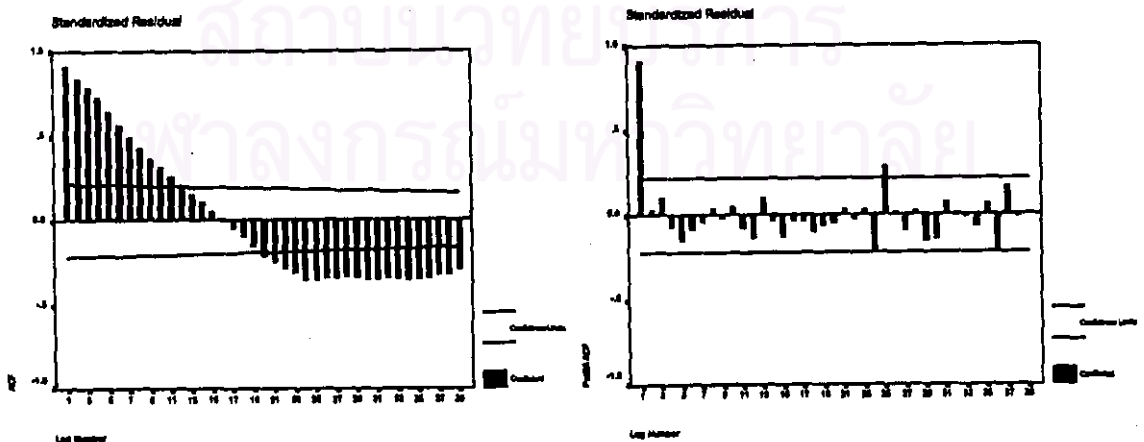
หรือ  $\hat{Y}_t = \exp\{\ln \hat{Y}_t\}$

การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอของตัวแบบแยกองค์ประกอบ ด้วยการพิจารณารูปภาพของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 13.13 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่า SACF และ SPACF ของ  $e_t$  รูปที่ 13.14 พบว่าค่าผิดพลาดมีอัตโนมัติสัมพันธ์ที่เล็ก 1 หรือที่ห่างกัน 1 คาบเวลา ซึ่งไม่สอดคล้องกับคุณสมบัติของค่าผิดพลาดสุ่ม



mean error = -1.2E-09

รูปที่ 13.13



รูปที่ 13.14



เนื่องจากค่าผิดพลาดมีข้อตกลงสัมพันธ์ และรูปแบบของข้อตกลงสัมพันธ์เป็น AR(1) ดังนั้นจะพิจารณาตัวแบบพยากรณ์เมื่อค่าผิดพลาดสุ่ม  $\varepsilon_t$  มีข้อตกลงสัมพันธ์ AR(1) ดังนี้

$$\ln Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 I_{1t} + \dots + \beta_{12} I_{11t} + \varepsilon_t$$

โดยที่  $\varepsilon_t = \phi \varepsilon_{t-1} + a_t$

การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบอัตโนมัติ ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

### AREG

#### FINAL PARAMETERS:

Number of residuals	84
Standard error	.04562338
Log likelihood	146.35548
AIC	-264.71097
SBC	-230.67953

#### Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	70	.14899251	.00208149

#### Variables in the Model:

	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
AR1	.9200906	.04336774	21.216017	.00000000
T	.0043329	.00180122	2.405538	.01879444
I1	-.0450800	.01714892	-2.628739	.01052646
I2	.0430343	.02307437	1.865027	.06636943
I3	.0766851	.02677897	2.863633	.00552245
I4	.1366978	.02914854	4.689695	.00001313
I5	.1686927	.03051073	5.528964	.00000052
I6	.2507765	.03100391	8.088544	.00000000
I7	.2473124	.03066592	8.064731	.00000000
I8	.2395125	.02945390	8.131775	.00000000
I9	.2604123	.02722496	9.565205	.00000000
I10	.1229622	.02302864	5.339534	.00000110
I11	.0872889	.01714126	5.092324	.00000286
CONSTANT	3.2678174	.09566763	34.158025	.00000000

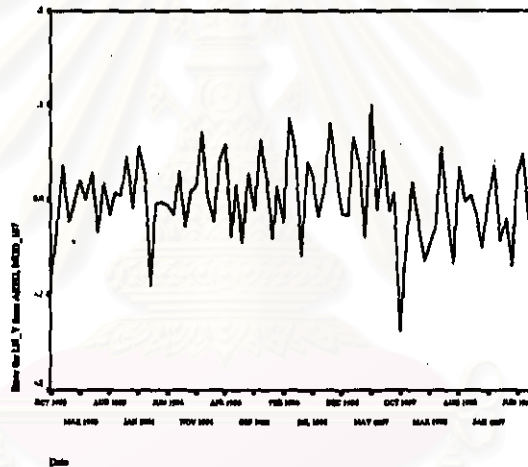
เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\begin{aligned} \ln \hat{Y}_t = & 3.2678 + 0.0043 t - 0.0451 I_{1t} + 0.0430 I_{2t} + 0.0767 I_{3t} \\ & + 0.1367 I_{4t} + 0.1687 I_{5t} + 0.2508 I_{6t} + 0.2473 I_{7t} \\ & + 0.2395 I_{8t} + 0.2604 I_{9t} + 0.1230 I_{10t} + 0.0873 I_{11t} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

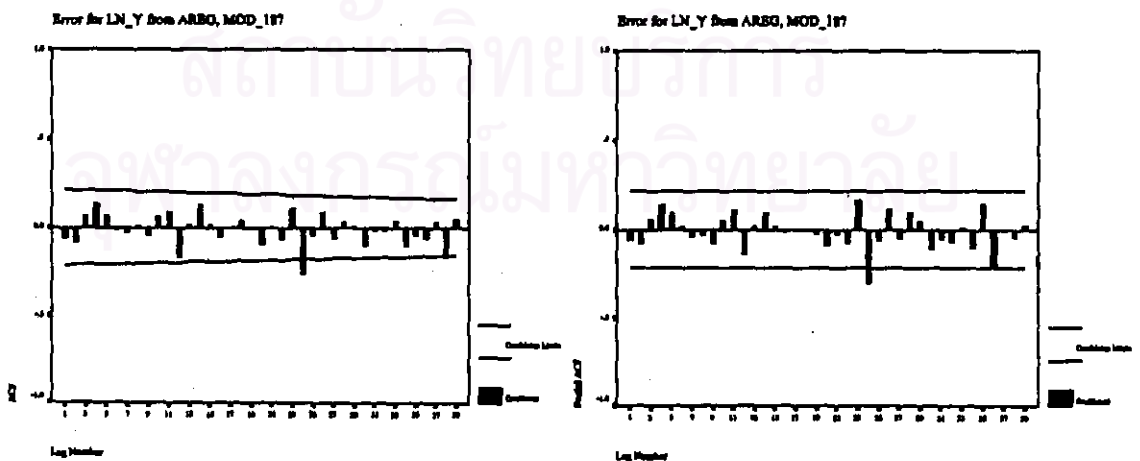
$$\text{หรือ } \hat{Y}_t = \exp\{\ln \hat{Y}_t\}$$

$$\text{โดยที่ } \varepsilon_t = 0.9201 \varepsilon_{t-1}$$

การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอของตัวแบบอัตโนมัติด้วย การพิจารณากราฟของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 13.15 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่า SACF และ SPACF ของ  $e_t$  รูปที่ 13.16 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีอัตโนมัติสัมพันธ์กัน และการทดสอบโคสโมโกรอฟ - สมิโนฟในรูปที่ 13.17 จะได้ค่า Sig. = 0.999 มากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป



รูปที่ 13.15



รูปที่ 13.16

## One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Error for LN_Y from AREG, MOD_187
N		84
Normal Parameters <sup>a,b</sup>	Mean	9.384661E-04
	Std. Deviation	4.277214E-02
Most Extreme Differences	Absolute	.042
	Positive	.027
	Negative	-.042
Kolmogorov-Smirnov Z		.381
Asymp. Sig. (2-tailed)		.999

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 13.17

## 13.4 วิธีการวิเคราะห์การถดถอย

จากการพิจารณากราฟระหว่าง  $Y_t$  กับ  $X_{1t}, X_{2t}, X_{3t}$  แต่ละตัวในรูปที่ 13.18 เพื่อกำหนดรูปแบบความสัมพันธ์เชิงเส้นระหว่างตัวแปรตามและตัวแปรอิสระ จะพบว่ากราฟระหว่าง  $Y_t$  กับ  $X_{1t}$  มีแนวโน้มเป็นเส้นโค้งในลักษณะฟังก์ชันล็อก - ล็อก ส่วน  $Y_t$  กับ  $X_{2t}$  และ  $X_{3t}$  มีแนวโน้มเป็นเชิงเส้นตรง จึงควรแปลงค่าของ  $Y_t$  และ  $X_{1t}$  โดยการใส่  $\ln$  ดังในรูปที่ 13.19 ดังนั้นจะได้ตัวแบบการถดถอยเชิงเส้น ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\ln Y_t = \beta_0 + \beta_1 \ln X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \varepsilon_t$$

โดยที่  $Y_t$  = ปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้าของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทส่วนราชการและองค์กรที่ไม่แสวงหากำไร ในภาคเหนือ (ล้านกิโลวัตต์ - ชั่วโมง)

ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.24

$X_{1t}$  = จำนวนประชากรในภาคเหนือ (ล้านคน)

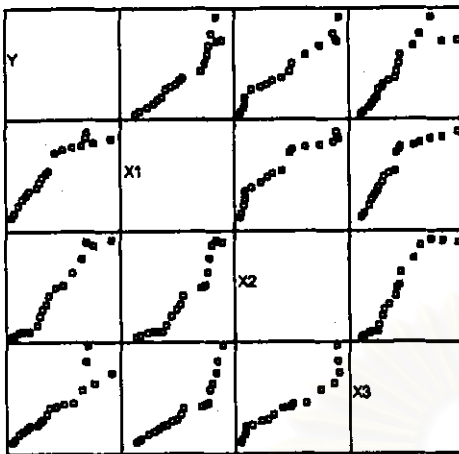
ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.26

$X_{2t}$  = รายได้เฉลี่ยต่อคนของประชากรในภาคเหนือ (บาท)

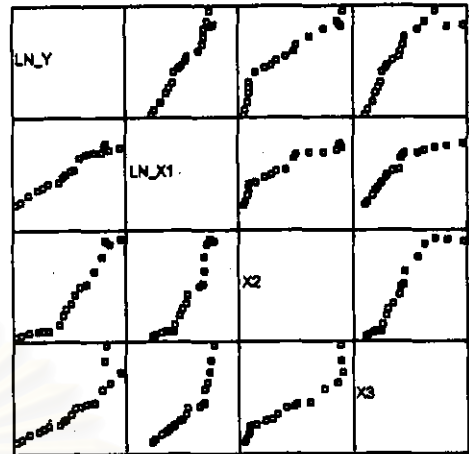
ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.27

$X_{3t}$  = ผลิตภัณฑ์มวลรวมของสาขาการบริหารและการป้องกันประเทศในภาคเหนือ (ล้านบาท)

ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.31



รูปที่ 13.18



รูปที่ 13.19

การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบการถดถอยเชิงเส้น โดยการวิเคราะห์ตัวแบบเชิงเส้น  
ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

## Regression

### Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.986	.973	.967	8.163E-02

### ANOVA<sup>a</sup>

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	3.574	3	1.191	178.767	.000 <sup>a</sup>
	Residual	9.996E-02	15	6.664E-03		
	Total	3.674	18			

a. Predictors: (Constant), X3, LN\_X1, X2

b. Dependent Variable: LN\_Y

### Coefficients

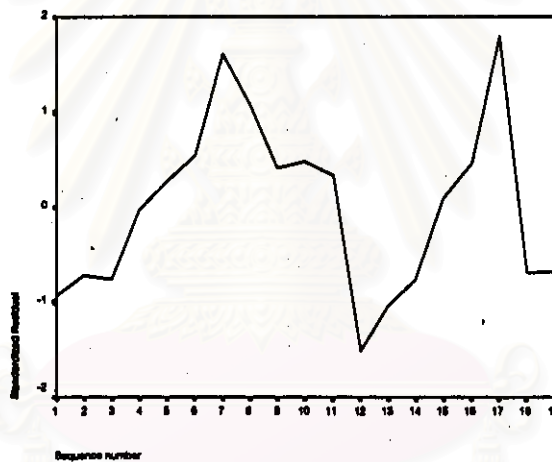
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-6.508	1.978		-3.292	.005
	LN_X1	4.754	.838	.763	5.672	.000
	X2	1.689E-05	.000	.372	2.019	.012
	X3	-1.54E-05	.000	-.147	-1.059	.031

เมื่อประมาณค่าของพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\ln \hat{Y}_t = -6.506 + 4.754 \ln X_{1t} + 1.689E-05 X_{2t} - 1.54E-05 X_{3t}$$

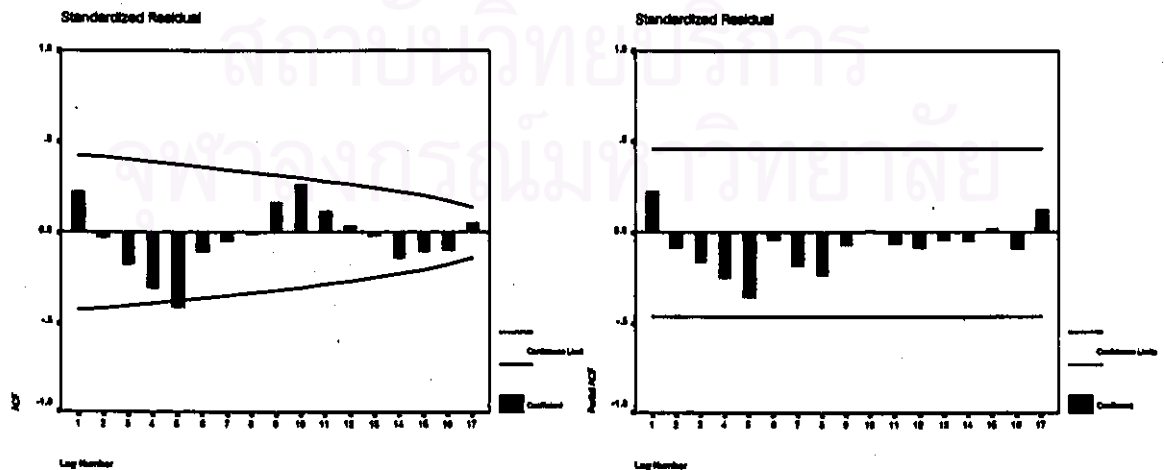
หรือ  $\hat{Y}_t = \exp\{\ln \hat{Y}_t\}$

การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบการถดถอยเชิงเส้น ด้วยการพิจารณารูปของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปแบบที่ 13.20 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่า SACF และ SPACF ของ  $e_t$  รูปที่ 13.21 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีข้อขัดแย้งสัมพันธ์กัน และการทดสอบโคโลโมโกรอฟ - สมิโนฟในรูปแบบที่ 13.22 จะได้ค่า Sig. = 0.483 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป



mean error = 5.16E-15

รูปที่ 13.20



รูปที่ 13.21

## One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Standardi zed Residual
N		19
Normal Parameters a,b	Mean	-6.9E-10
	Std. Deviation	.9128709
Most Extreme Differences	Absolute	.192
	Positive	.192
	Negative	-.096
Kolmogorov-Smimov Z		.839
Asymp. Sig. (2-tailed)		.483

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 13.22

ผลการเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ ข้างต้น กับวิธีการพยากรณ์ของ กฟภ. จากการเปรียบเทียบค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ โดยพิจารณาจากค่าของ MAPE จะได้ว่า ค่าพยากรณ์โดยวิธีการบอกร์ - เจนกินส์ จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 1.2983 % ซึ่งต่ำกว่าวิธีการอื่น ๆ ส่วนค่าพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 1.5326 % ค่าพยากรณ์โดยวิธีการแยกองค์ประกอบ จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 8.5772 % ค่าพยากรณ์โดยวิธีการวิเคราะห์การถดถอย จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 5.9963 % และค่าพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์ของ กฟภ. จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 9.2212 % ดังนั้น การพยากรณ์โดยวิธีการบอกร์ - เจนกินส์ จะเป็นวิธีที่เหมาะสมกับข้อมูลของปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า ของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทส่วนราชการ และองค์กรที่ไม่แสวงหากำไร ในภาคเหนือ ชุดนี้มากกว่าวิธีอื่น ๆ ส่วนวิธีที่เหมาะสมเป็นอันดับ 2 และ 3 คือวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ และวิธีการวิเคราะห์การถดถอย ตามลำดับ

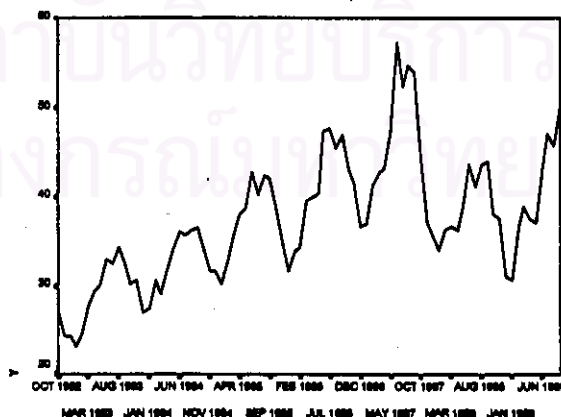
สถาบันวิจัยบริการ  
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

#### ข.14 ผลการวิเคราะห์ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า ของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภท ส่วนราชการและองค์กรที่ไม่แสวงหากำไร ในภาคตะวันออกเฉียงเหนือ

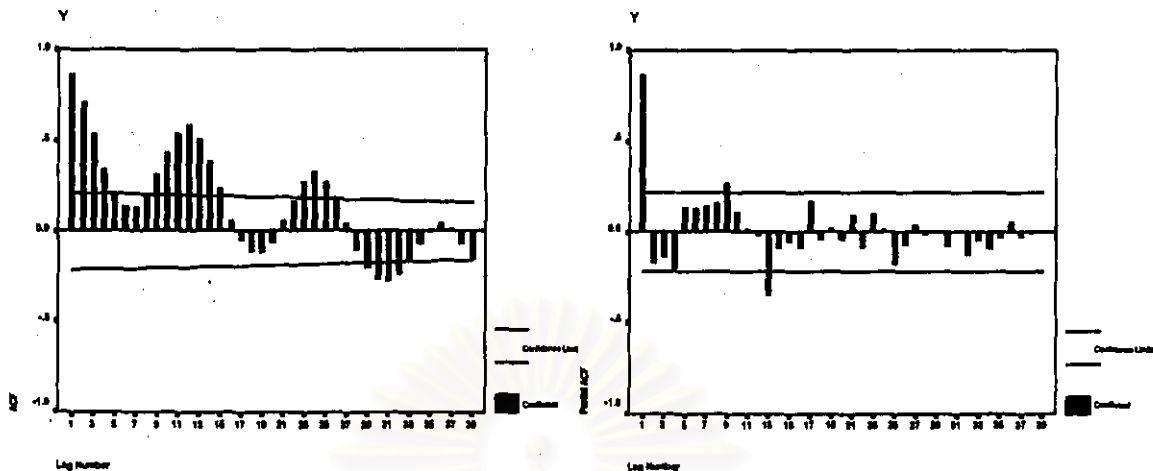
การวิเคราะห์ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า ของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทส่วนราชการ และองค์กรที่ไม่แสวงหากำไร ในภาคตะวันออกเฉียงเหนือ ชุดนี้ โดยวิธีการบอซ - เจนกินส์ วิธีการ พยากรณ์ของวินเตอร์ และวิธีการแยกองค์ประกอบ จะใช้ข้อมูลรายเดือนจากตารางภาคผนวกที่ ก.14 ส่วนวิธีการวิเคราะห์การถดถอย จะใช้ข้อมูลรายปีจากตารางภาคผนวกที่ ก.24 ซึ่งผลการวิเคราะห์ ข้อมูลด้วยวิธีการต่าง ๆ เป็นดังนี้

##### 14.1 วิธีการบอซ - เจนกินส์

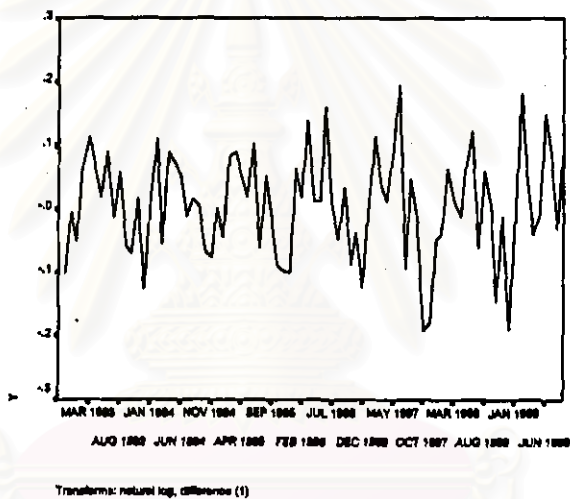
จากการพิจารณารูปพรรณเวลา ในรูปที่ 14.1 และพิจารณา SACF และ SPACF ของ ข้อมูลอนุกรมเวลา ในรูปที่ 14.2 พบว่าข้อมูลอนุกรมชุดนี้ไม่คงที่ทั้งในค่าเฉลี่ย และความแปรปรวน จึงต้องแปลงข้อมูลให้อยู่ในสภาพคงที่ โดยเริ่มจากการใส่  $\ln$  ในอนุกรม  $Y_t$  จากนั้นทำผลต่างของ ข้อมูลที่มีแนวโน้มหนึ่งครั้ง จะได้ข้อมูลที่อยู่ในสภาพคงที่ในค่าเฉลี่ยในรูปที่ 14.3 และเมื่อพิจารณา SACF และ SPACF ของข้อมูลที่คงที่ในค่าเฉลี่ยในรูปที่ 14.4 จะเห็นว่า มีอัตสหสัมพันธ์ร่วมระหว่าง ข้อมูลที่เล็ก  $k = 12, 24, \dots$  มีนัยสำคัญแตกต่างจากศูนย์ จึงควรทำผลต่างของข้อมูลที่มีฤดูกาล อีกหนึ่งครั้ง ซึ่งจะได้ข้อมูลที่อยู่ในสภาพคงที่แล้ว ในรูปที่ 14.5 เมื่อพิจารณา SACF และ SPACF ของข้อมูลที่คงที่แล้ว ในรูปที่ 14.6 รูปแบบในส่วนที่ไม่ใช่ฤดูกาลจะเป็น AR(1) เนื่องจากค่า  $\hat{\rho}_k$  ลดลงอย่างรวดเร็วขณะที่  $k > 1$  และค่า  $\hat{\phi}_{kk}$  จะมีค่าสูงที่  $k = 1$  และเท่ากับ 0 เมื่อ  $k > 1$  และรูปแบบ ในส่วนที่เป็นฤดูกาลจะเป็น MA(1) เนื่องจากค่า  $\hat{\rho}_k$  จะมีค่าสูงที่  $k = 1$  และเท่ากับ 0 เมื่อ  $k > 1$  และ ค่า  $\hat{\phi}_{kk}$  ลดลงอย่างรวดเร็วขณะที่  $k > 1$  ดังนั้นจะได้ตัวแบบ ARIMA(1, 1, 0)(0, 1, 1)<sub>12</sub>



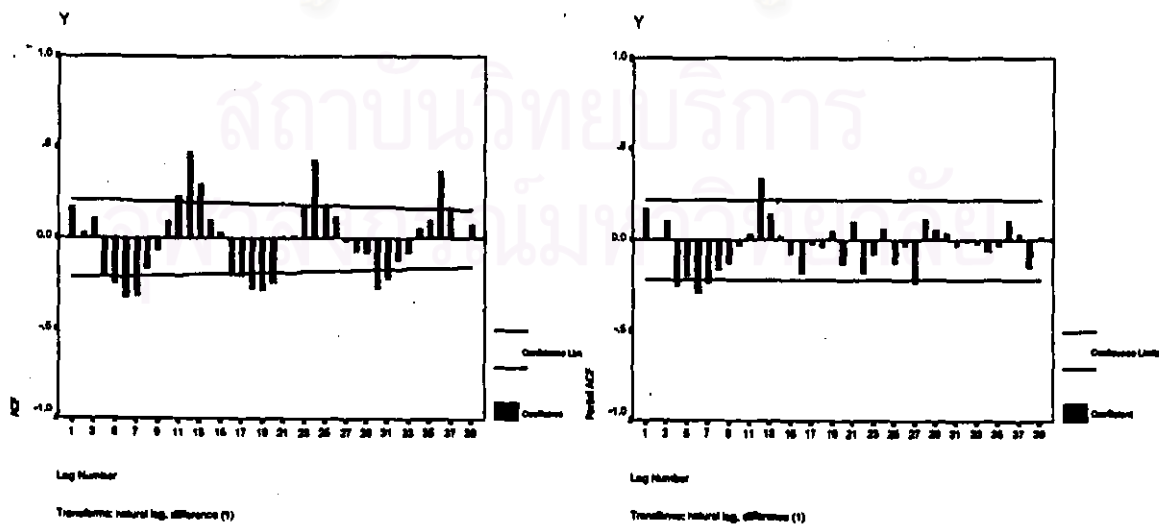
รูปที่ 14.1



รูปที่ 14.2

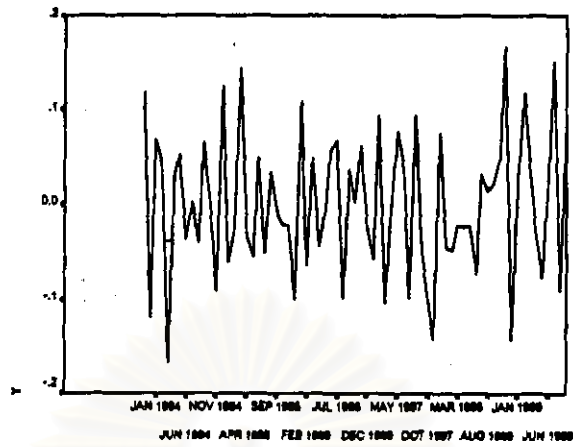


รูปที่ 14.3



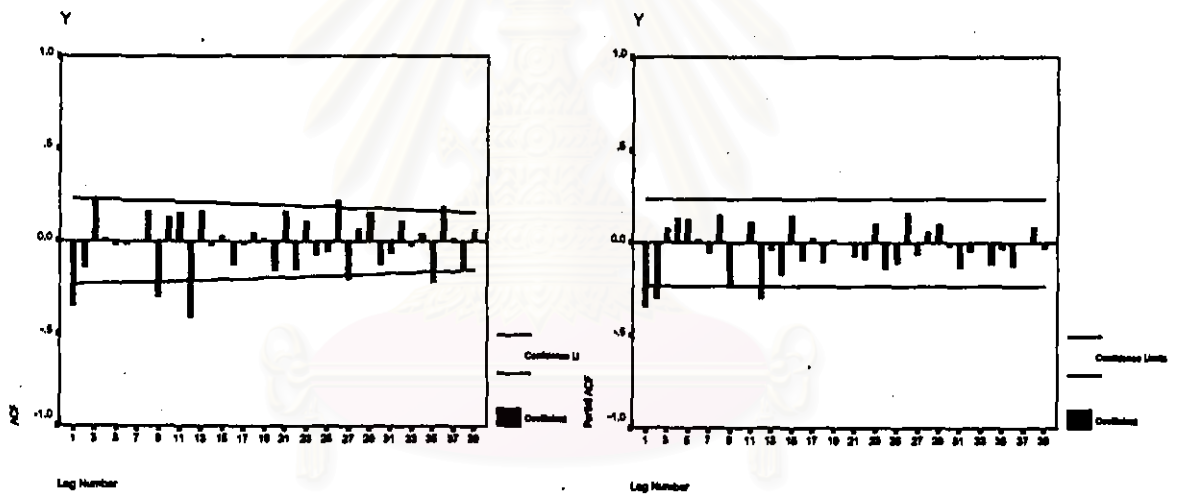
รูปที่ 14.4





Transforms: natural log, difference (1), seasonal difference (1, period)

รูปที่ 14.5



Transforms: natural log, difference (1), seasonal difference (1, period)

Transforms: natural log, difference (1), seasonal difference (1, period)

รูปที่ 14.6

ตัวแบบ ARIMA(1, 1, 0)(0, 1, 1)<sub>12</sub> มีรูปแบบดังนี้

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

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

โดยที่  $W_t = (1 - B)(1 - B^{12}) \ln Y_t$

การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ ARIMA (1, 1, 0)(0, 1, 1)<sub>12</sub> โดยไม่คิดค่าคงที่เนื่อง  
จากระดับค่าเฉลี่ยคงที่มีค่าเข้าใกล้ศูนย์ ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

### Arma

#### FINAL PARAMETERS:

Number of residuals 71  
Standard error .05733242  
Log likelihood 99.132591  
AIC -194.26518  
SBC -189.73982

#### Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	69	.25378250	.00328701

#### Variables in the Model:

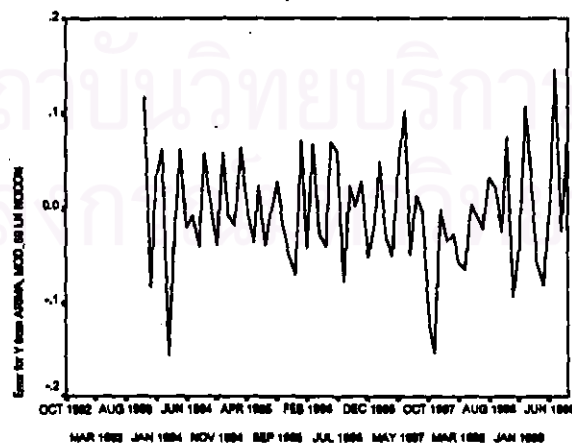
	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
AR1	-.29910705	.11148356	-2.6829701	.00912573
SMA1	.69661314	.17802513	3.9130044	.00021102

เมื่อประมาณค่าของพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$W_t = -0.2991 W_{t-1} + a_t - 0.6966 a_{t-12}$$

โดยที่  $W_t = (1-B)(1-B^{12}) \ln Y_t$

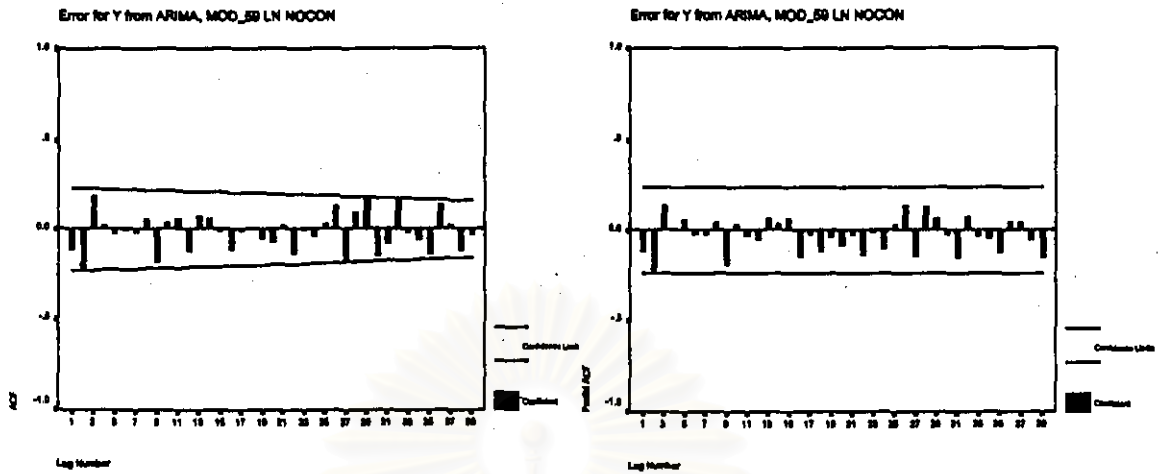
การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอของตัวแบบ ARIMA ด้วยการตรวจสอบคุณสมบัติของ  
ค่าเศษเหลือตกค้าง  $a_t$  ว่ามีคุณสมบัติสอดคล้องกับคุณสมบัติของค่าผิดพลาดสุ่ม  $a_t$  หรือไม่



Dem

mean error = -0.00390

รูปที่ 14.7



รูปที่ 14.8

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Error for Y from ARIMA, MOD_59 LN NOCON
N		71
Normal Parameters <sup>a,b</sup>	Mean	-3.90E-03
	Std. Deviation	6.01E-02
Most Extreme Differences	Absolute	.089
	Positive	.089
	Negative	-.059
Kolmogorov-Smirnov Z		.583
Asymp. Sig. (2-tailed)		.886

a. Test distribution is Normal.  
 b. Calculated from data.

รูปที่ 14.9

จากการพิจารณารูปของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 14.7 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวในลักษณะชานรอบค่าเฉลี่ยศูนย์ แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ และเมื่อพิจารณาของ SACF และ SPACF ของ  $e_t$  ในรูปที่ 14.8 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีอัตสหสัมพันธ์กัน และจากการทดสอบโคโลมโโกรฟ - สมิโนฟในรูปที่ 14.9 ว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงแบบปกติหรือไม่ จะได้ค่า Sig. = 0.886 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป

## 14.2 วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์

จากการพิจารณารูปกราฟอนุกรมเวลาในรูปที่ 14.1 ข้อมูลมีแนวโน้มและฤดูกาล ดังนั้นวิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลังที่เหมาะสมกับข้อมูลที่มีทั้งแนวโน้มและฤดูกาล คือวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ และเนื่องจากความแปรปรวนไม่คงที่ จึงควรแปลงข้อมูลโดยการใส่  $\ln$  ในอนุกรม  $Y_t$  ซึ่งการประมาณค่าคงที่ปรับให้เรียบทั้ง 3 ค่า ของวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ ที่ให้ค่าเฉลี่ยของค่าคลาดเคลื่อนกำลังสอง (MSE) ต่ำสุด ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

### ExSmooth

The 10 smallest SSE's are:

	Alpha	Gamma	Delta	SSE
	.6000000	.1000000	.1000000	.19823
	.7000000	.1000000	.1000000	.19996
	.5000000	.1000000	.1000000	.20168
	.6000000	.2000000	.1000000	.20392
	.5000000	.2000000	.1000000	.20519
	.6000000	.1000000	.2000000	.20534
	.7000000	.1000000	.2000000	.20543
	.8000000	.1000000	.1000000	.20553
	.7000000	.2000000	.1000000	.20822
	.8000000	.1000000	.2000000	.20908

เมื่อประมาณค่าคงที่ปรับให้เรียบทั้ง 3 ค่า จะได้ค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับระดับ ( $\alpha$ ) เท่ากับ 0.60, ค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับแนวโน้ม ( $\gamma$ ) เท่ากับ 0.10 และค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับฤดูกาล ( $\delta$ ) เท่ากับ 0.10 ซึ่งตัวแบบพยากรณ์ จะมีรูปแบบดังนี้

$$\ln \hat{Y}_t(l) = (\hat{\mu}_t + l \hat{\beta}_t) \hat{I}_{t+1-m} \quad \text{สำหรับ } t = m, m+1, \dots, m = 12$$

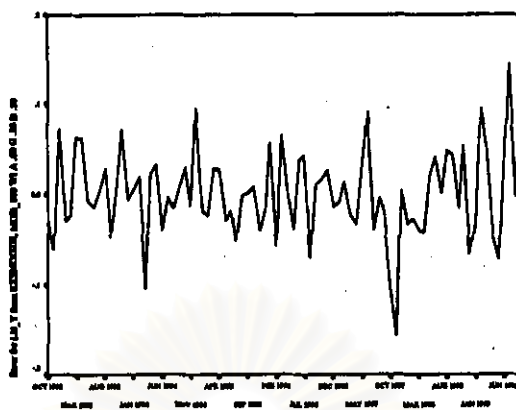
หรือ 
$$\hat{Y}_t(l) = \exp\{\ln \hat{Y}_t(l)\}$$

โดยที่ 
$$\hat{\mu}_t = \alpha (\ln Y_t / \hat{I}_{t-m}) + (1 - \alpha) (\hat{\mu}_{t-1} + \hat{\beta}_{t-1})$$

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

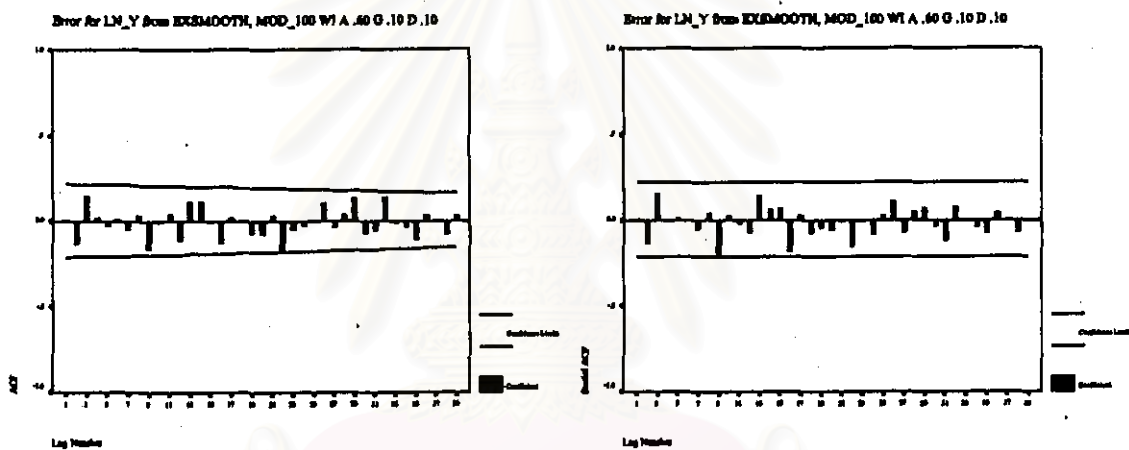
$$\hat{I}_t = \delta (\ln Y_t / \hat{\mu}_t) + (1 - \delta) \hat{I}_{t-m}$$

การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอของตัวแบบวินเตอร์ ด้วยการพิจารณารูปกราฟของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 14.10 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่าของ SACF และ SPACF ของ  $e_t$  รูปที่ 14.11 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีอัตโนมัติสัมพันธ์กัน และจากการทดสอบโคโลโมโกรอฟ - สมิโนฟในรูปที่ 14.12 จะได้ค่า Sig. = 0.926 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป



mean error = 0.00109

รูปที่ 14.10



รูปที่ 14.11

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Error for LN_Y from EXSMOOTH, MOD_100 Wt A .60 G .10 D .10
N		84
Normal Parameters <sup>a,b</sup>	Mean	1.094581E-03
	Std. Deviation	4.885737E-02
Most Extreme Differences	Absolute	.060
	Positive	.060
	Negative	-.059
Kolmogorov-Smirnov Z		.547
Asymp. Sig. (2-tailed)		.926

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 14.12

### 14.3 วิธีการแยกองค์ประกอบ

จากการพิจารณารูปพรรณษาของตัวแปรที่ 14.1 ข้อมูลมีความแปรปรวนไม่คงที่ จึงต้องแปลงโดยการใส่  $\ln$  ในอนุกรม  $Y_t$  ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมจะอยู่ในรูปแบบผลคูณ และเนื่องจากมีแนวโน้มเป็นเชิงเส้น การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบของวิธีการแยกองค์ประกอบ จึงใช้การวิเคราะห์ตัวแบบเชิงเส้น ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

## Regression

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.859	.737	.693	.1071

ANOVA<sup>a</sup>

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	2.284	12	.190	18.604	.000 <sup>b</sup>
	Residual	.814	71	1.146E-02		
	Total	3.098	83			

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

b. Dependent Variable: LN\_Y

Coefficients<sup>a</sup>

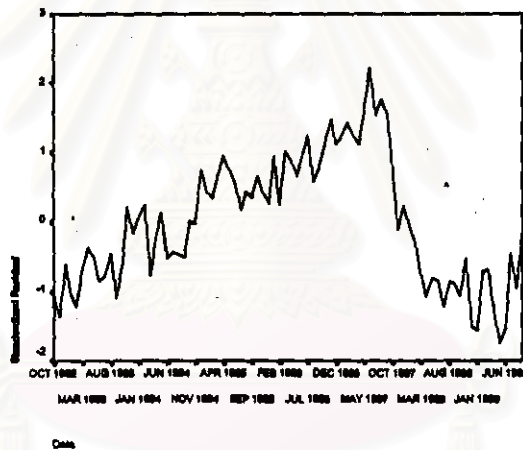
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	3.244	.045		72.579	.000
	T	4.717E-03	.000	.598	9.691	.000
	I1	-1.42E-02	.057	-.020	-.248	.805
	I2	7.235E-02	.057	.104	1.264	.210
	I3	.124	.057	.178	2.160	.034
	I4	.145	.057	.208	2.528	.014
	I5	.178	.057	.256	3.105	.003
	I6	.297	.057	.428	5.189	.000
	I7	.272	.057	.392	4.747	.000
	I8	.289	.057	.416	5.039	.000
	I9	.293	.057	.421	5.097	.000
	I10	.164	.057	.236	2.859	.008
	I11	8.901E-02	.057	.128	1.555	.124

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\ln \hat{Y}_t = 3.244 + 0.004717 t - 0.0142 I_{1t} + 0.07235 I_{2t} + 0.124 I_{3t} \\ + 0.145 I_{4t} + 0.178 I_{5t} + 0.297 I_{6t} + 0.272 I_{7t} \\ + 0.289 I_{8t} + 0.293 I_{9t} + 0.164 I_{10t} + 0.08901 I_{11t}$$

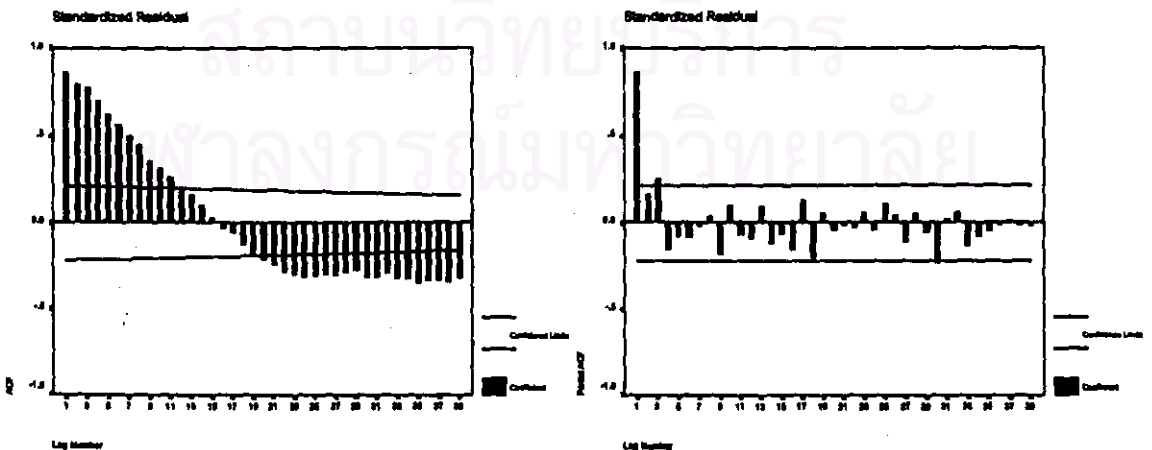
หรือ  $\hat{Y}_t = \exp(\ln \hat{Y}_t)$

การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอรของตัวแบบแยกองค์ประกอบ ด้วยการพิจารณารูปของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 14.13 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่า SACF และ SPACF ของ  $e_t$  รูปที่ 14.14 พบว่าค่าผิดพลาดมีข้อตกลงสัมพันธ์ที่เล็ก 1 หรือที่ห่างกัน 1 คาบเวลา ซึ่งไม่สอดคล้องกับคุณสมบัติของค่าผิดพลาดสุ่ม



mean error = - 2.5E-09

รูปที่ 14.13



รูปที่ 14.14

เนื่องจากค่าผิดพลาดมีอัตโนมัติ และรูปแบบของอัตโนมัติเป็น AR(1) ดังนั้นจะพิจารณาตัวแบบพยากรณ์เมื่อค่าผิดพลาด  $\varepsilon_t$  มีอัตโนมัติ AR(1) ดังนี้

$$\ln Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 I_{1t} + \dots + \beta_{12} I_{11t} + \varepsilon_t$$

โดยที่  $\varepsilon_t = \phi \varepsilon_{t-1} + a_t$

การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบอัตโนมัติ ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

### AREG

#### FINAL PARAMETERS:

Number of residuals	84
Standard error	.05199707
Log likelihood	135.55569
AIC	-243.11137
SBC	-209.07994

#### Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	70	.19253115	.00270369

#### Variables in the Model:

	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
AR1	.8735461	.05483840	15.929461	.00000000
T	.0052100	.00147998	3.520286	.00076274
I1	-.0149499	.01993446	-.749952	.45579689
I2	.0706902	.02670887	2.646696	.01003248
I3	.1209723	.03089722	3.915312	.00020717
I4	.1408963	.03355662	4.198762	.00007768
I5	.1726515	.03508112	4.921493	.00000550
I6	.2906915	.03563650	8.157128	.00000000
I7	.2637638	.03526462	7.479557	.00000000
I8	.2787923	.03390540	8.222650	.00000000
I9	.2801875	.03136974	8.931776	.00000000
I10	.1648243	.02662177	6.191338	.00000004
I11	.0896591	.01992003	4.500951	.00002629
CONSTANT	3.2184591	.07756908	41.491519	.00000000

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

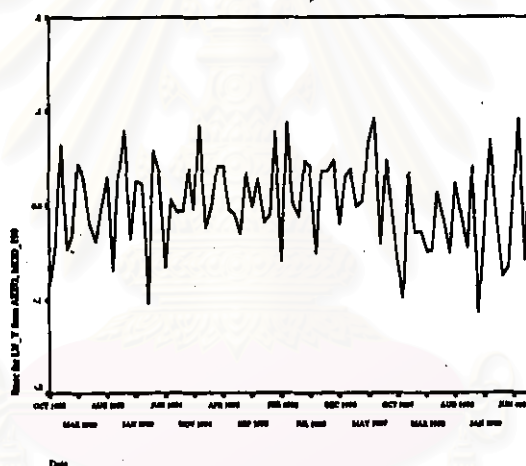
$$\begin{aligned} \ln \hat{Y}_t = & 3.2185 + 0.0052 t - 0.0150 I_{1t} + 0.0707 I_{2t} + 0.1210 I_{3t} \\ & + 0.1410 I_{4t} + 0.1727 I_{5t} + 0.2907 I_{6t} + 0.2638 I_{7t} \\ & + 0.2788 I_{8t} + 0.2802 I_{9t} + 0.1648 I_{10t} + 0.0897 I_{11t} + \varepsilon_t \end{aligned}$$



หรือ  $\hat{Y}_t = \exp(\ln \hat{Y}_t)$

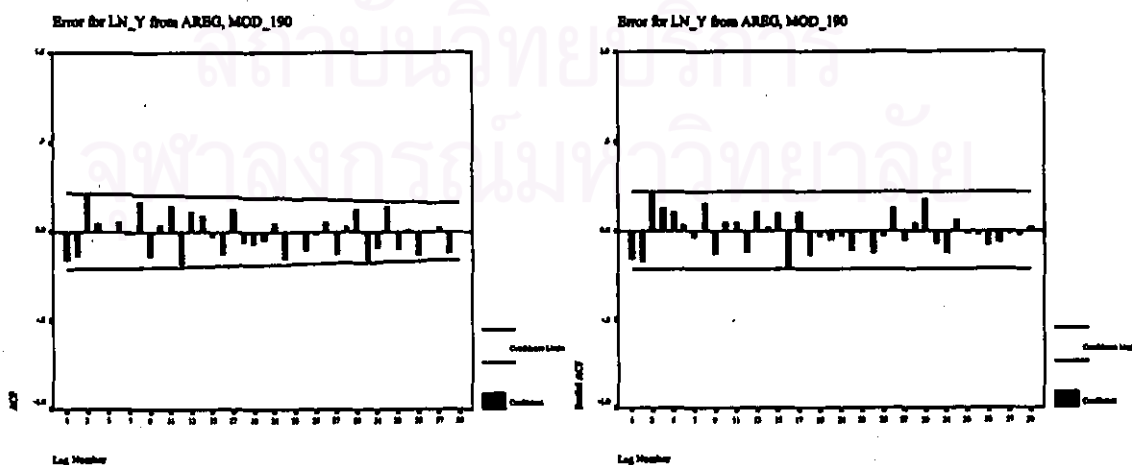
โดยที่  $\varepsilon_t = 0.8735 \varepsilon_{t-1}$

การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอรองตัวแบบอัตโนมัติด้วย การพิจารณากราฟของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 14.15 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่า SACF และ SPACF ของ  $e_t$  ในรูปที่ 14.16 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีอัตสหสัมพันธ์กัน และการทดสอบโคโลโมโกรอฟ - สมิโนฟในรูปที่ 14.17 จะได้ค่า Sig. = 0.562 มากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป



mean error = 9.252E-04

รูปที่ 14.15



รูปที่ 14.16

## One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Error for LN_Y from AREG, MOD 190
N		84
Normal Parameters <sup>a,b</sup>	Mean	9.251653E-04
	Std. Deviation	4.849872E-02
Most Extreme Differences	Absolute	.086
	Positive	.049
	Negative	-.086
Kolmogorov-Smirnov Z		.789
Asymp. Sig. (2-tailed)		.582

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 14.17

#### 14.4 วิธีการวิเคราะห์การถดถอย

จากการพิจารณากราฟระหว่าง  $Y_t$  กับ  $X_{1t}, X_{2t}, X_{3t}$  แต่ละตัวในรูปที่ 14.18 เพื่อกำหนดรูปแบบความสัมพันธ์เชิงเส้นระหว่างตัวแปรตามและตัวแปรอิสระ จะพบว่ากราฟระหว่าง  $Y_t$  กับ  $X_{1t}$  มีแนวโน้มเป็นเส้นโค้งในลักษณะฟังก์ชันล็อก - ล็อก ส่วน  $Y_t$  กับ  $X_{2t}$  และ  $X_{3t}$  มีแนวโน้มเป็นเชิงเส้นตรง จึงควรแปลงค่าของ  $Y_t$  และ  $X_{1t}$  โดยการใส่  $\ln$  ดังในรูปที่ 14.19 ดังนั้นจะได้ตัวแบบการถดถอยเชิงเส้น ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\ln Y_t = \beta_0 + \beta_1 \ln X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \varepsilon_t$$

โดยที่  $Y_t$  = ปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้าของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทส่วนราชการและองค์กรที่ไม่แสวงหากำไร ในภาคตะวันออกเฉียงเหนือ (ล้านกิโลวัตต์ - ชั่วโมง)

ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.24

$X_{1t}$  = จำนวนประชากรในภาคตะวันออกเฉียงเหนือ (ล้านคน)

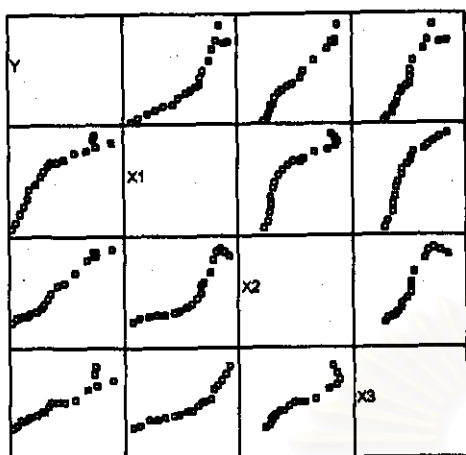
ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.26

$X_{2t}$  = รายได้เฉลี่ยต่อคนของประชากรในภาคตะวันออกเฉียงเหนือ (บาท)

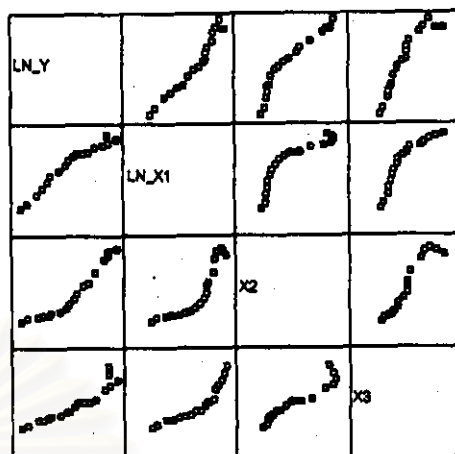
ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.27

$X_{3t}$  = ผลิตภัณฑ์มวลรวมของสาขาการบริหารและการป้องกันประเทศในภาคตะวันออกเฉียงเหนือ (ล้านบาท)

ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.31



รูปที่ 14.18



รูปที่ 14.19

การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบการถดถอยเชิงเส้น โดยการวิเคราะห์ตัวแบบเชิงเส้น  
ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

## Regression

### Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.997	.995	.994	3.837E-02

### ANOVA<sup>a</sup>

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	4.058	3	1.353	918.899	.000 <sup>a</sup>
	Residual	2.208E-02	15	1.472E-03		
	Total	4.080	18			

a. Predictors: (Constant), X3, LN\_X1, X2

b. Dependent Variable: LN\_Y

### Coefficients

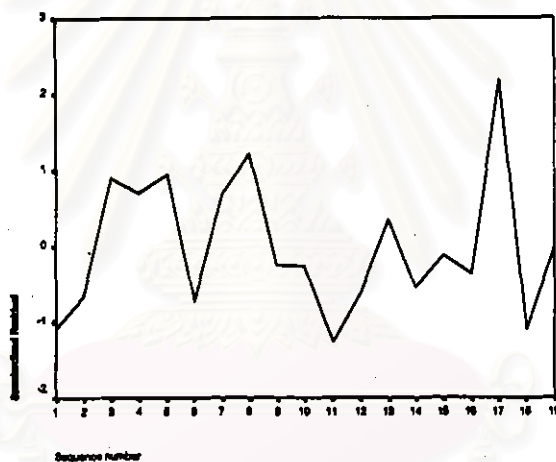
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-5.375	.705		-7.624	.000
	LN_X1	3.598	.256	.630	14.049	.000
	X2	3.795E-05	.000	.570	8.600	.000
	X3	-1.78E-05	.000	-.179	-2.553	.022

เมื่อประมาณค่าของพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\ln \hat{Y}_t = -5.375 + 3.598 \ln X_{1t} + 3.795E-05 X_{2t} - 1.78E-05 X_{3t}$$

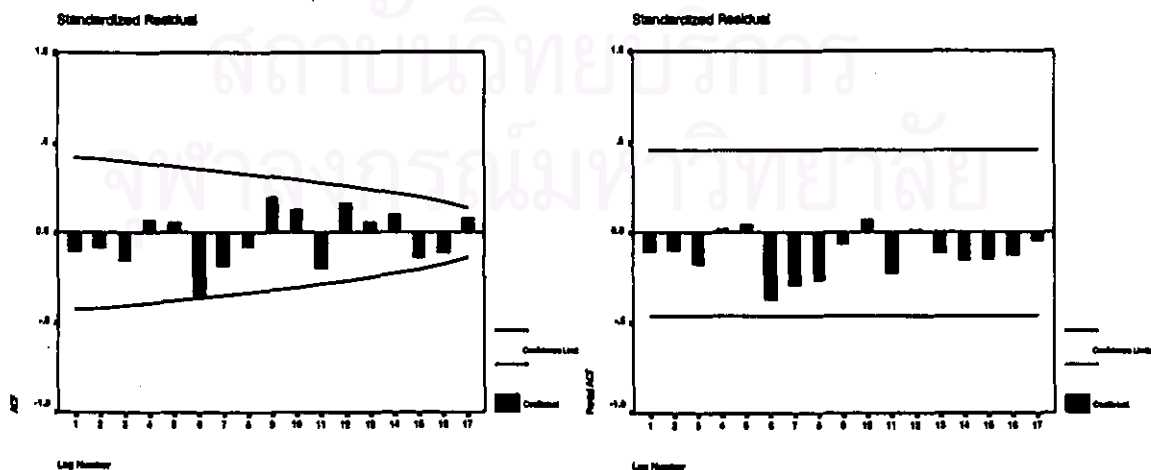
หรือ  $\hat{Y}_t = \exp\{\ln \hat{Y}_t\}$

การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบการถดถอยเชิงเส้น ด้วยการพิจารณากราฟของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 14.20 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวรนาาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่า SACF และ SPACF ของ  $e_t$  รูปที่ 14.21 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีอัตโนมัติสัมพันธ์กัน และการทดสอบโคลโมโกรอฟ - สมิทอฟในรูปที่ 14.22 จะได้ค่า Sig. = 0.850 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป



mean error = - 7.5E-09

รูปที่ 14.20



รูปที่ 14.21

## One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Standardi zed Residual
N		19
Normal Parameters <sup>a,b</sup>	Mean	-7.5E-09
	Std. Deviation	.9128709
Most Extreme Differences	Absolute	.140
	Positive	.140
	Negative	-.089
Kolmogorov-Smirnov Z		.610
Asymp. Sig. (2-tailed)		.850

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 14.22

ผลการเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ ข้างต้น กับวิธีการพยากรณ์ของ กฟภ. จากการเปรียบเทียบค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ โดยพิจารณาจากค่าของ MAPE จะได้ว่า ค่าพยากรณ์โดยวิธีการบอกร์ - เจนกินส์ จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 1.0158 % ซึ่งต่ำกว่าวิธีการอื่น ๆ ส่วนค่าพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 1.4769% ค่าพยากรณ์โดยวิธีการแยกองค์ประกอบ จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 7.7105 % ค่าพยากรณ์โดยวิธีการวิเคราะห์การถดถอย จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 2.7304 % และค่าพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์ของ กฟภ. จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 9.7867 % ดังนั้น การพยากรณ์โดยวิธีการบอกร์ - เจนกินส์ จะเป็นวิธีที่เหมาะสมกับข้อมูลของปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า ของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทส่วนราชการ และองค์กรที่ไม่แสวงหากำไร ในภาคตะวันออกเฉียงเหนือ ชุดนี้มากกว่าวิธีอื่น ๆ ส่วนวิธีที่เหมาะสมเป็นอันดับ 2 และ 3 คือวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ และวิธีการวิเคราะห์การถดถอย ตามลำดับ

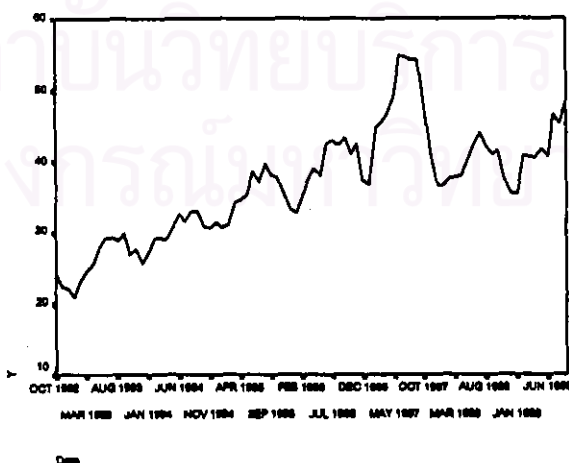
สถาบันวิทยบริการ  
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

### ข.15 ผลการวิเคราะห์ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า ของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภท ส่วนราชการและองค์กรที่ไม่แสวงหากำไร ในภาคกลาง

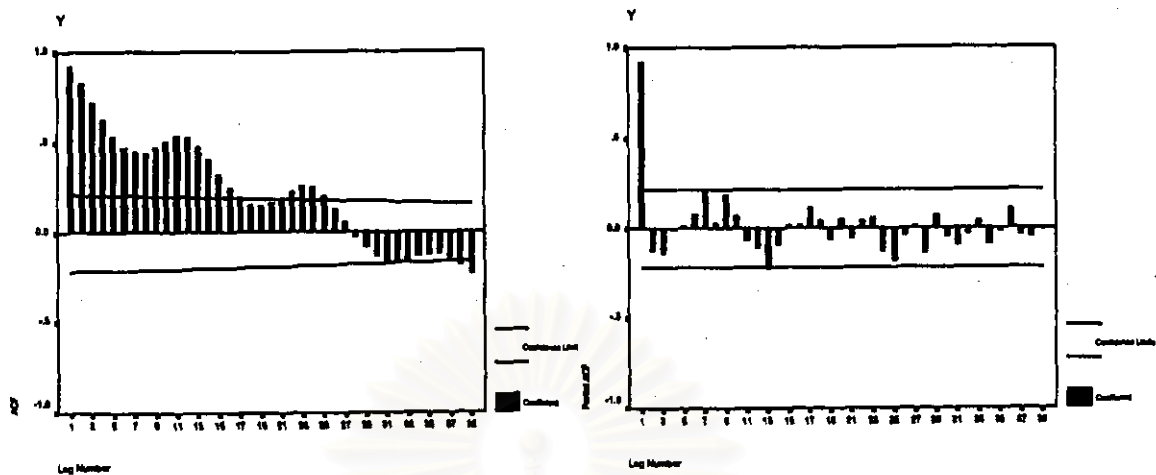
การวิเคราะห์ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า ของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทส่วนราชการ และองค์กรที่ไม่แสวงหากำไร ในภาคกลาง ชุดนี้ โดยวิธีการบอกรี - เจนกินส์ วิธีการพยากรณ์ของ วินเตอร์ และวิธีการแยกองค์ประกอบ จะใช้ข้อมูลรายเดือนจากตารางภาคผนวกที่ ก.15 ส่วนวิธีการ วิเคราะห์การถดถอย จะใช้ข้อมูลรายปีจากตารางภาคผนวกที่ ก.24 ซึ่งผลการวิเคราะห์ข้อมูลด้วยวิธี การต่าง ๆ เป็นดังนี้

#### 15.1 วิธีการบอกรี - เจนกินส์

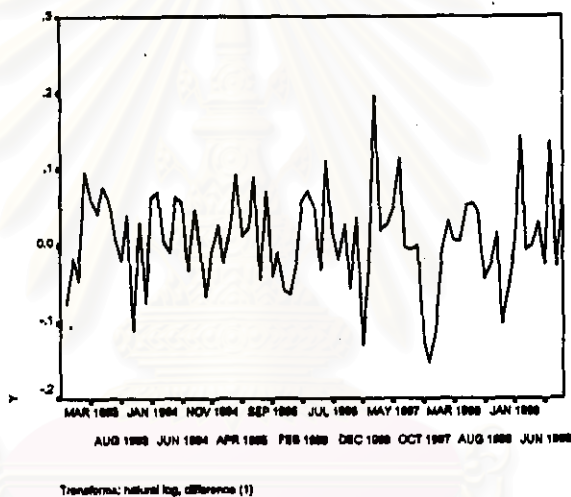
จากการพิจารณากราฟอนุกรมเวลา ในรูปที่ 15.1 และพิจารณา SACF และ SPACF ของ ข้อมูลอนุกรมเวลา ในรูปที่ 15.2 พบว่าข้อมูลอนุกรมชุดนี้ไม่คงที่ทั้งในค่าเฉลี่ย และความแปรปรวน จึงต้องแปลงข้อมูลให้อยู่ในสภาพคงที่ โดยเริ่มจากการใส่  $\ln$  ในอนุกรม  $Y_t$  จากนั้นทำผลต่างของ ข้อมูลที่มีแนวโน้มหนึ่งครั้ง จะได้ข้อมูลที่อยู่ในสภาพคงที่ในค่าเฉลี่ยในรูปที่ 15.3 และเมื่อพิจารณา SACF และ SPACF ของข้อมูลที่คงที่ในค่าเฉลี่ยในรูปที่ 15.4 จะเห็นว่ามียັດสหสัมพันธ์ร่วมระหว่าง ข้อมูลที่แล็ก  $k = 12, 24, \dots$  มีนัยสำคัญแตกต่างจากศูนย์ จึงควรทำผลต่างของข้อมูลที่มีฤดูกาล อีกหนึ่งครั้ง ซึ่งจะได้ข้อมูลที่อยู่ในสภาพคงที่แล้ว ในรูปที่ 15.5 เมื่อพิจารณา SACF และ SPACF ของข้อมูลที่คงที่แล้ว ในรูปที่ 15.6 รูปแบบในส่วนที่ไม่ใช่ฤดูกาลจะเป็น AR(1) เนื่องจากค่า  $\hat{\rho}_k$  ลด ลงอย่างรวดเร็วขณะที่  $k > 1$  และค่า  $\hat{\phi}_{kk}$  จะมีค่าสูงที่  $k = 1$  และเท่ากับ 0 เมื่อ  $k > 1$  และรูปแบบ ในส่วนที่เป็นฤดูกาลจะเป็น MA(1) เนื่องจากค่า  $\hat{\rho}_k$  จะมีค่าสูงที่  $k = 1$  และเท่ากับ 0 เมื่อ  $k > 1$  และ ค่า  $\hat{\phi}_{kk}$  ลดลงอย่างรวดเร็วขณะที่  $k > 1$  ดังนั้นจะได้ตัวแบบ ARIMA(1,1,0)(0,1,1)<sub>12</sub>



รูปที่ 15.1

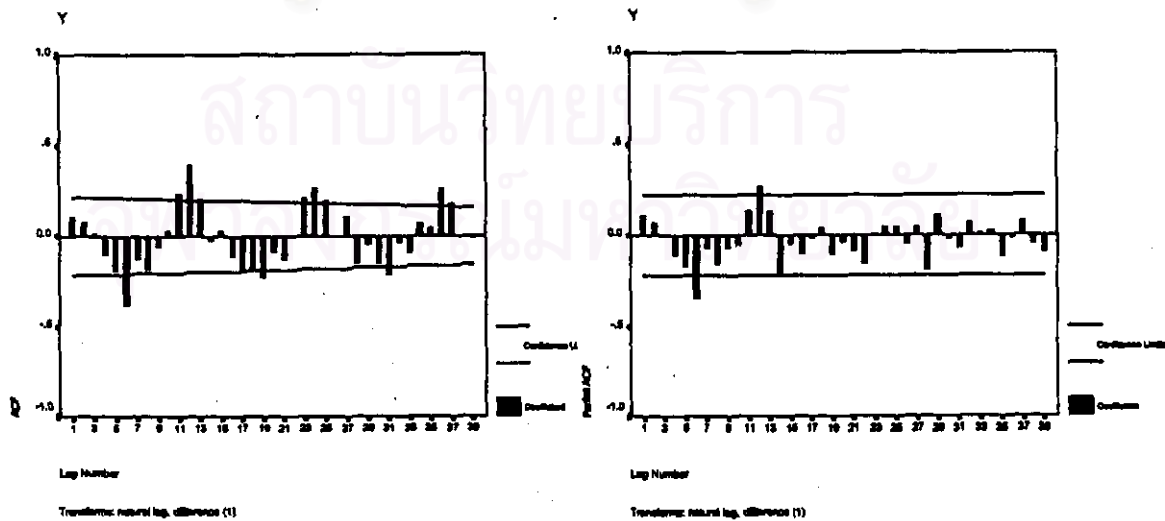


รูปที่ 15.2

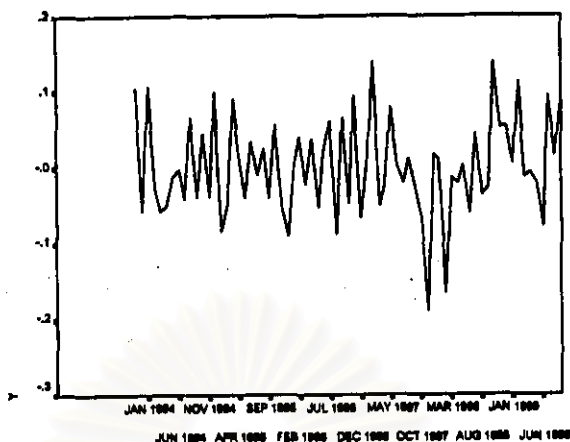


Transform: natural log, difference (1)

รูปที่ 15.3

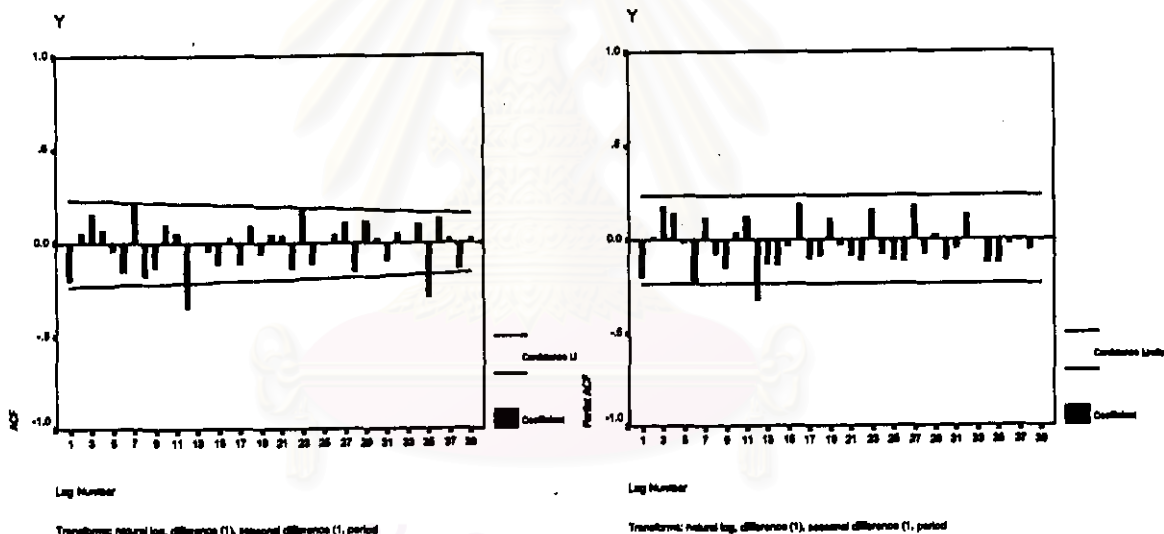


รูปที่ 15.4



Transforms: natural log, difference (1), seasonal difference (1, period)

รูปที่ 15.5



รูปที่ 15.6

ตัวแบบ ARIMA(1, 1, 0)(0, 1, 1)<sub>12</sub> มีรูปแบบดังนี้

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

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

โดยที่  $W_t = (1 - B)(1 - B^{12}) \ln Y_t$



การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ ARIMA (1, 1, 0)(0, 1, 1)<sub>12</sub> โดยไม่คิดค่าคงที่เนื่อง  
จากระดับค่าเฉลี่ยคงที่มีค่าเข้าใกล้ศูนย์ ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

### Arima

#### FINAL PARAMETERS:

Number of residuals 71  
Standard error .05127673  
Log likelihood 106.01783  
AIC -208.03567  
SBC -203.51031

#### Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	69	.20847391	.00262930

#### Variables in the Model:

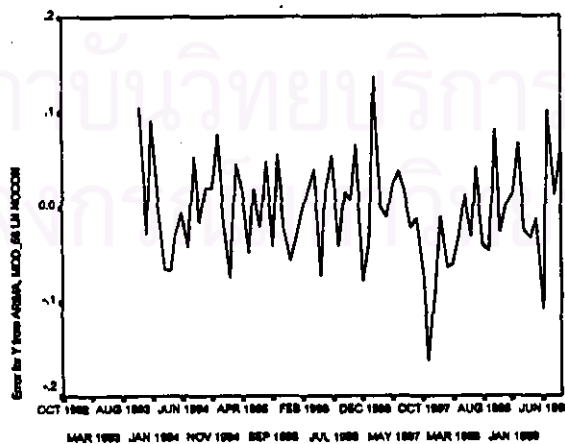
	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
AR1	-.28759282	.10737491	-2.6783986	.00923910
SMA1	.75247557	.19671034	3.8252975	.00028348

เมื่อประมาณค่าของพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$W_t = -0.2876 W_{t-1} + a_t - 0.7525 a_{t-12}$$

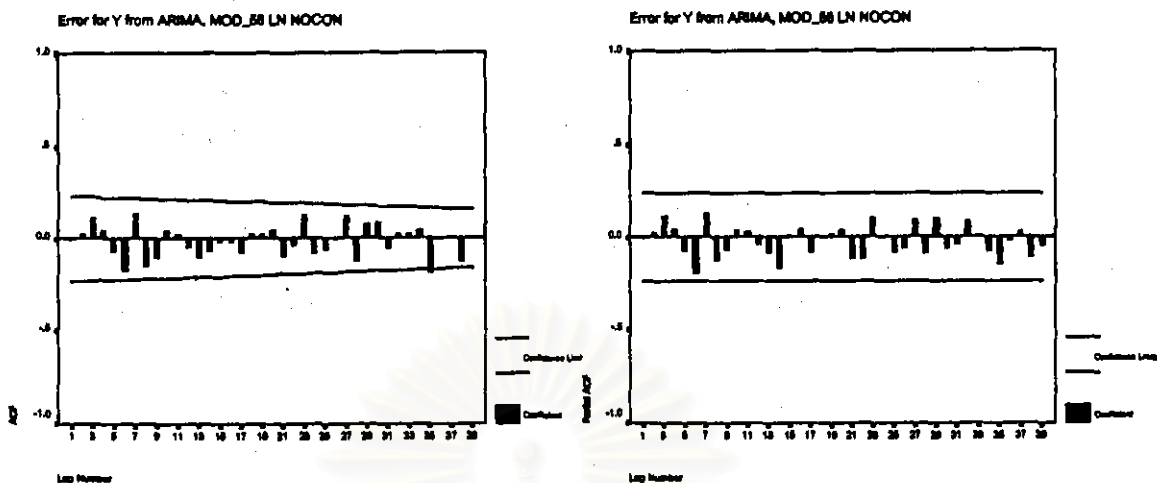
โดยที่  $W_t = (1-B)(1-B^{12}) \ln Y_t$

การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอของตัวแบบ ARIMA ด้วยการตรวจสอบคุณสมบัติของ  
ค่าเศษเหลือตกค้าง  $e_t$  ว่ามีคุณสมบัติสอดคล้องกับคุณสมบัติของค่าผิดพลาดสุ่ม  $a_t$  หรือไม่



Date

mean error = - 0.00399



รูปที่ 15.8

## One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Error for Y from ARIMA, MOD_58 LN NOCON
N		71
Normal Parameters <sup>a,b</sup>	Mean	-3.99E-03
	Std. Deviation	5.38E-02
	Most Extreme Differences	
	Absolute	.078
	Positive	.078
	Negative	-.043
Kolmogorov-Smirnov Z		.661
Asymp. Sig. (2-tailed)		.774

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 15.9

จากการพิจารณารูปของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 15.7 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวในลักษณะขนานรอบค่าเฉลี่ยศูนย์ แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ และเมื่อพิจารณาค่าของ SACF และ SPACF ของ  $e_t$  ในรูปที่ 15.8 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีข้อสหสัมพันธ์กัน และจากการทดสอบโคโลโมโกรอฟ - สมิโนฟ ในรูปที่ 15.9 ว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงแบบปกติหรือไม่ จะได้ค่า Sig. = 0.774 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป

## 15.2 วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์

จากการพิจารณากราฟอนุกรมเวลาในรูปที่ 15.1 ข้อมูลมีแนวโน้มและฤดูกาล ดังนั้นวิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลังที่เหมาะสมกับข้อมูลที่มีทั้งแนวโน้มและฤดูกาล คือวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ และเนื่องจากความแปรปรวนไม่คงที่ จึงควรแปลงข้อมูลโดยการใส่  $\ln$  ในอนุกรม  $Y_t$  ซึ่งการประมาณค่าคงที่ปรับให้เรียบทั้ง 3 ค่า ของวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ ที่ให้ค่าเฉลี่ยของค่าคลาดเคลื่อนกำลังสอง (MSE) ต่ำสุด ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

### ExSmooth

The 10 smallest SSE's are:	Alpha	Gamma	Delta	SSE
	.7000000	.1000000	.1000000	.16652
	.8000000	.1000000	.1000000	.16760
	.7000000	.1000000	.2000000	.16976
	.8000000	.1000000	.2000000	.16999
	.7000000	.2000000	.1000000	.17063
	.6000000	.1000000	.1000000	.17093
	.8000000	.1000000	.3000000	.17250
	.7000000	.1000000	.3000000	.17308
	.9000000	.1000000	.1000000	.17314
	.6000000	.2000000	.1000000	.17335

เมื่อประมาณค่าคงที่ปรับให้เรียบทั้ง 3 ค่า จะได้ค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับระดับ ( $\alpha$ ) เท่ากับ 0.70, ค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับแนวโน้ม ( $\gamma$ ) เท่ากับ 0.10 และค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับฤดูกาล ( $\delta$ ) เท่ากับ 0.10 ซึ่งตัวแบบพยากรณ์ จะมีรูปแบบดังนี้

$$\ln \hat{Y}_t(l) = (\hat{\mu}_t + l \hat{\beta}_t) \hat{I}_{t+1-m} \quad \text{สำหรับ } t = m, m+1, \dots, m=12$$

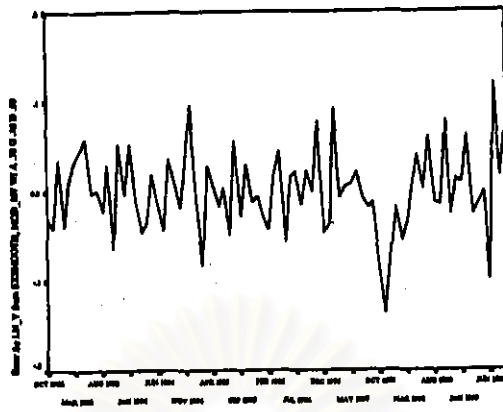
$$\text{หรือ } \hat{Y}_t(l) = \exp\{\ln \hat{Y}_t(l)\}$$

$$\text{โดยที่ } \hat{\mu}_t = \alpha (\ln Y_t / \hat{I}_{t-m}) + (1 - \alpha) (\hat{\mu}_{t-1} + \hat{\beta}_{t-1})$$

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

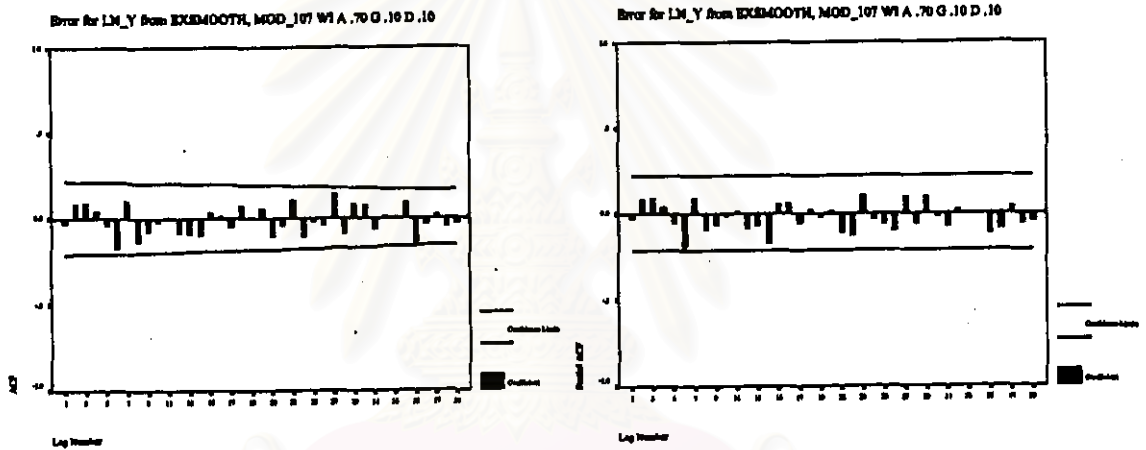
$$\hat{I}_t = \delta (\ln Y_t / \hat{\mu}_t) + (1 - \delta) \hat{I}_{t-m}$$

การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอของตัวแบบวินเตอร์ ด้วยการศึกษากราฟของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 15.10 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่าของ SACF และ SPACF ของ  $e_t$  รูปที่ 15.11 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีอัตสหสัมพันธ์กัน และจากการทดสอบโคโลโมโกรอฟ - สมิโนฟในรูปที่ 15.12 จะได้ค่า Sig. = 0.896 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป



mean error = 2.703E-04

รูปที่ 15.10



รูปที่ 15.11

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Error for LN_Y from EXSMOOTH, MOD_107 WI A .70 G .10 D .10
N		84
Normal Parameters <sup>a,b</sup>	Mean	2.703184E-04
	Std. Deviation	4.479001E-02
	Most Extreme Differences	
	Absolute	.063
	Positive	.063
	Negative	-.054
Kolmogorov-Smirnov Z		.575
Asymp. Sig. (2-tailed)		.866

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 15.12

### 15.3 วิธีการแยกองค์ประกอบ

จากการพิจารณารูปภาพอนุกรมเวลารูปที่ 15.1 ข้อมูลมีความแปรปรวนไม่คงที่ จึงต้องแปลงโดยการใส่  $\ln$  ในอนุกรม  $Y_t$  ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมจะอยู่ในรูปแบบผลคูณ และเนื่องจากมีแนวโน้มเป็นเชิงเส้น การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบของวิธีการแยกองค์ประกอบ จึงใช้การวิเคราะห์ตัวแบบเชิงเส้น ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

## Regression

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.880	.775	.737	.1125

ANOVA<sup>a</sup>

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	3.099	12	.258	20.400	.000 <sup>a</sup>
	Residual	.899	71	1.266E-02		
	Total	3.996	83			

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

b. Dependent Variable: LN\_Y

Coefficients

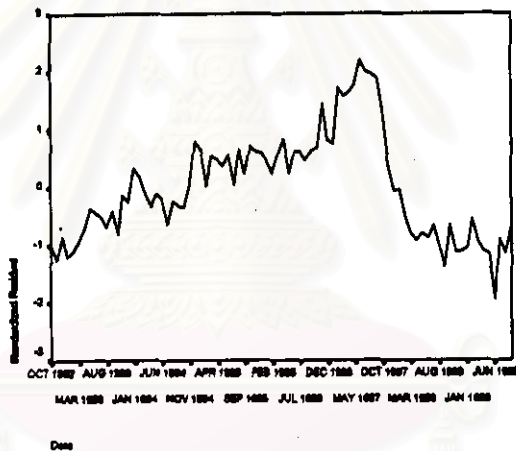
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	3.184	.047		67.363	.000
	T	7.033E-03	.001	.782	13.750	.000
	I1	-1.37E-02	.060	-.017	-.228	.820
	I2	6.604E-02	.060	.084	1.098	.276
	I3	9.379E-02	.060	.119	1.559	.123
	I4	.104	.060	.132	1.728	.088
	I5	.134	.060	.170	2.223	.029
	I6	.192	.060	.243	3.181	.002
	I7	.202	.060	.258	3.352	.001
	I8	.194	.060	.246	3.223	.002
	I9	.196	.060	.246	3.251	.002
	I10	.124	.060	.157	2.062	.043
	I11	6.899E-02	.060	.087	1.147	.255

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\ln \hat{Y}_t = 3.164 + 0.007033 t - 0.0137 I_{1t} + 0.06604 I_{2t} + 0.09379 I_{3t} \\ + 0.104 I_{4t} + 0.134 I_{5t} + 0.192 I_{6t} + 0.202 I_{7t} \\ + 0.194 I_{8t} + 0.196 I_{9t} + 0.124 I_{10t} + 0.06899 I_{11t}$$

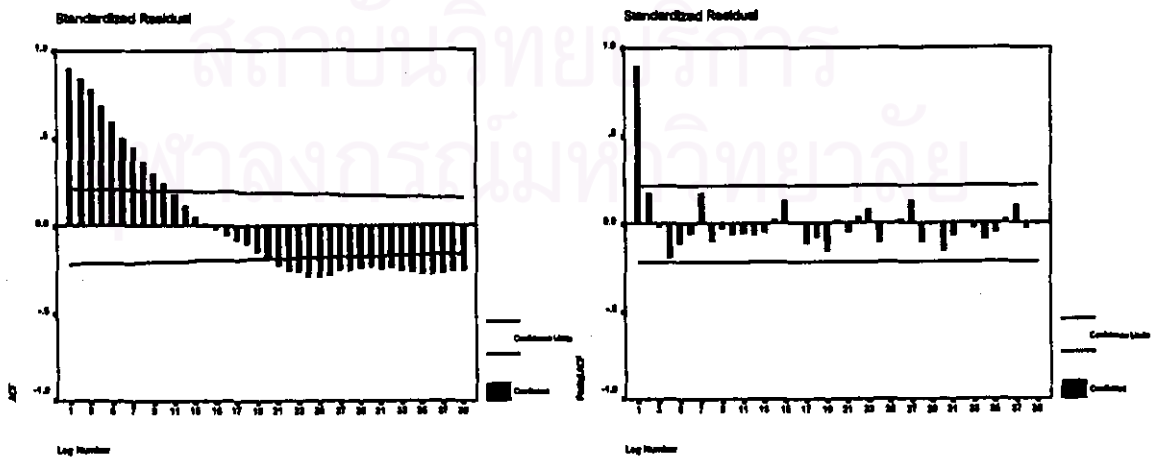
หรือ  $\hat{Y}_t = \exp\{\ln \hat{Y}_t\}$

การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอรของตัวแบบแยกองค์ประกอบ ด้วยการพิจารณารูปของค่า  $\theta_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 15.13 พบว่าค่าของ  $\theta_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่า SACF และ SPACF ของ  $\theta_t$  รูปที่ 15.14 พบว่าค่าผิดพลาดมีอัตสหสัมพันธ์ที่เล็ก 1 หรือที่ห่างกัน 1 คาบเวลา ซึ่งไม่สอดคล้องกับคุณสมบัติของค่าผิดพลาดสุ่ม



mean error = -2.2E-09

รูปที่ 15.13



รูปที่ 15.14

เนื่องจากค่าผิดพลาดมีอัตสหสัมพันธ์ และรูปแบบของอัตสหสัมพันธ์เป็น AR(1) ดังนั้นจะพิจารณาตัวแบบพยากรณ์เมื่อค่าผิดพลาด  $\varepsilon_t$  มีอัตสหสัมพันธ์ AR(1) ดังนี้

$$\ln Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 I_{1t} + \dots + \beta_{12} I_{11t} + \varepsilon_t$$

โดยที่  $\varepsilon_t = \phi \varepsilon_{t-1} + a_t$

การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบอัตโนมัติ ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

### AREG

#### FINAL PARAMETERS:

Number of residuals	84
Standard error	.04764305
Log likelihood	142.78465
AIC	-257.5693
SBC	-223.53787

#### Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	70	.16216822	.00226986

#### Variables in the Model:

	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
AR1	.9055936	.04769684	18.986449	.00000000
T	.0072802	.00167903	4.335970	.00004772
I1	-.0137589	.01802131	-.763480	.44774295
I2	.0658321	.02422114	2.717961	.00827317
I3	.0932453	.02808625	3.319963	.00143213
I4	.1029247	.03055409	3.368607	.00123146
I5	.1321147	.03197204	4.132195	.00009812
I6	.1890432	.03248654	5.819124	.00000016
I7	.1984641	.03213652	6.175656	.00000004
I8	.1895969	.03087402	6.140985	.00000004
I9	.1900797	.02854263	6.659502	.00000000
I10	.1236281	.02416316	5.116389	.00000261
I11	.0688499	.01801163	3.822525	.00028333
CONSTANT	3.1385194	.08849878	35.463986	.00000000

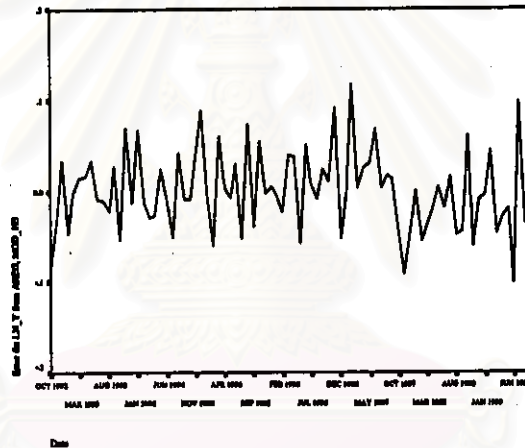
เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\begin{aligned} \ln \hat{Y}_t = & 3.1385 + 0.0073 t - 0.0138 I_{1t} + 0.0658 I_{2t} + 0.0932 I_{3t} \\ & + 0.1029 I_{4t} + 0.1321 I_{5t} + 0.1890 I_{6t} + 0.1985 I_{7t} \\ & + 0.1896 I_{8t} + 0.1901 I_{9t} + 0.1236 I_{10t} + 0.0688 I_{11t} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

หรือ  $\hat{Y}_t = \exp\{\ln \hat{Y}_t\}$

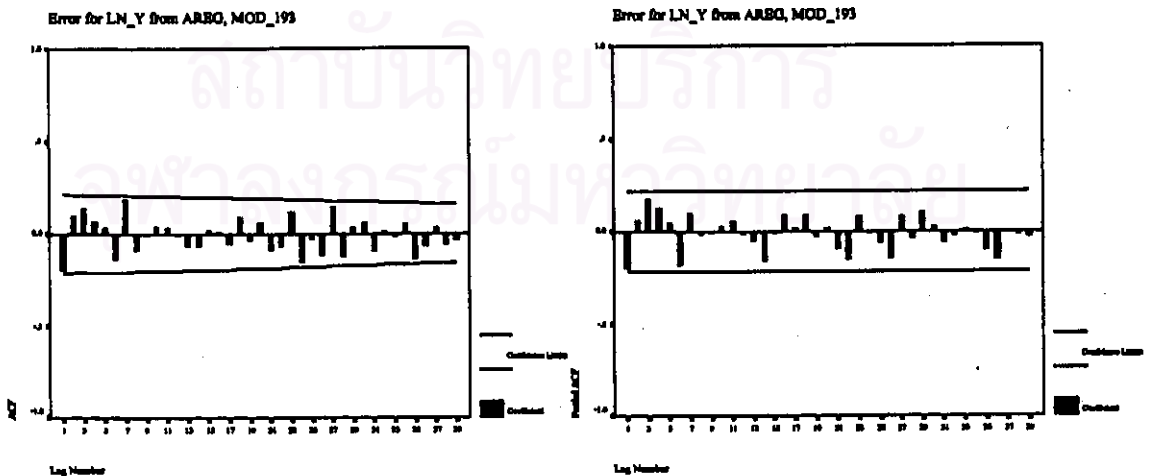
โดยที่  $\varepsilon_t = 0.9056\varepsilon_{t-1}$

การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอรของตัวแบบอัตโนมัติด้วย การพิจารณากราฟของค่า  $\hat{\sigma}_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 15.15 พบว่าค่าของ  $\hat{\sigma}_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่า SACF และ SPACF ของ  $\hat{\sigma}_t$  รูปที่ 15.16 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีอัตโนมัติสัมพันธ์กัน และการทดสอบโคโลโมโกรอฟ - สมิโนฟิในรูปที่ 15.17 จะได้ค่า Sig. = 0.861 มากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป



mean error = 9.341E-04

รูปที่ 15.15



รูปที่ 15.16



## One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Error for LN_Y from AREG, MOD_193
N		84
Normal Parameters a,b	Mean	9.340583E-04
	Std. Deviation	4.458281E-02
Most Extreme Differences	Absolute	.068
	Positive	.068
	Negative	-.049
Kolmogorov-Smirnov Z		.802
Asymp. Sig. (2-tailed)		.861

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 15.17

## 15.4 วิธีการวิเคราะห์การถดถอย

จากการพิจารณากราฟระหว่าง  $Y_t$  กับ  $X_{1t}, X_{2t}, X_{3t}$  แต่ละตัวในรูปที่ 15.18 เพื่อกำหนดรูปแบบความสัมพันธ์เชิงเส้นระหว่างตัวแปรตามและตัวแปรอิสระ จะพบว่ากราฟระหว่าง  $Y_t$  กับ  $X_{1t}$  มีแนวโน้มเป็นเส้นโค้งในลักษณะฟังก์ชันล็อก - ล็อก ส่วน  $Y_t$  กับ  $X_{2t}$  และ  $X_{3t}$  มีแนวโน้มเป็นเชิงเส้นตรง จึงควรแปลงค่าของ  $Y_t$  และ  $X_{1t}$  โดยการใส่  $\ln$  ดังในรูปที่ 15.19 ดังนั้นจะได้ตัวแบบการถดถอยเชิงเส้น ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\ln Y_t = \beta_0 + \beta_1 \ln X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \varepsilon_t$$

โดยที่  $Y_t$  = ปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้าของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทส่วนราชการและองค์กรที่ไม่แสวงหากำไร ในภาคกลาง (ล้านกิโลวัตต์ - ชั่วโมง)

ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.24

$X_{1t}$  = จำนวนประชากรในภาคกลาง (ล้านคน)

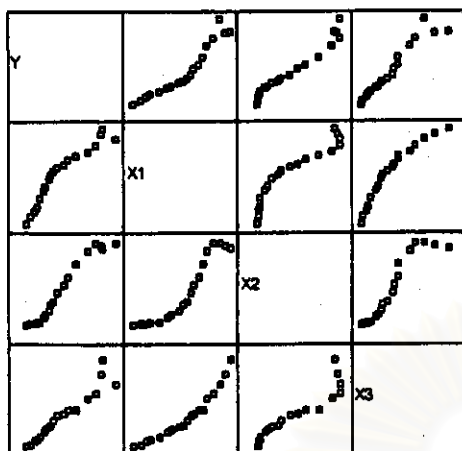
ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.26

$X_{2t}$  = รายได้เฉลี่ยต่อคนของประชากรในภาคกลาง (บาท)

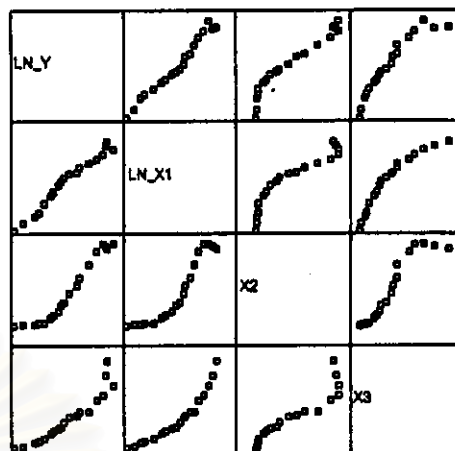
ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.27

$X_{3t}$  = ผลิตภัณฑ์มวลรวมของสาขาการบริหารและการป้องกันประเทศในภาคกลาง (ล้านบาท)

ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.31



รูปที่ 15.18



รูปที่ 15.19

การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบการถดถอยเชิงเส้น โดยการวิเคราะห์ตัวแบบเชิงเส้น  
ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

## Regression

### Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.993	.986	.983	6.917E-02

### ANOVA<sup>a</sup>

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	4.881	3	1.627	340.077	.000 <sup>a</sup>
	Residual	7.176E-02	15	4.784E-03		
	Total	4.953	18			

a. Predictors: (Constant), X3, LN\_X1, X2

b. Dependent Variable: LN\_Y

### Coefficients

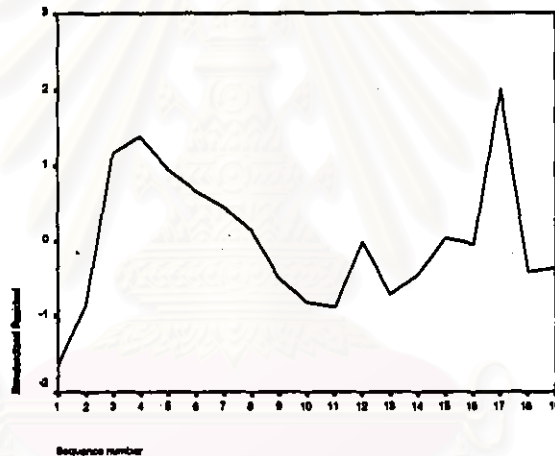
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-2.450	.974		-2.515	.024
	LN_X1	3.702	.521	.890	7.101	.000
	X2	5.859E-06	.000	.387	3.934	.001
	X3	-1.19E-05	.000	-.071	-.682	.041

เมื่อประมาณค่าของพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\ln \hat{Y}_t = -2.450 + 3.702 \ln X_{1t} + 5.859E-06 X_{2t} - 1.19E-05 X_{3t}$$

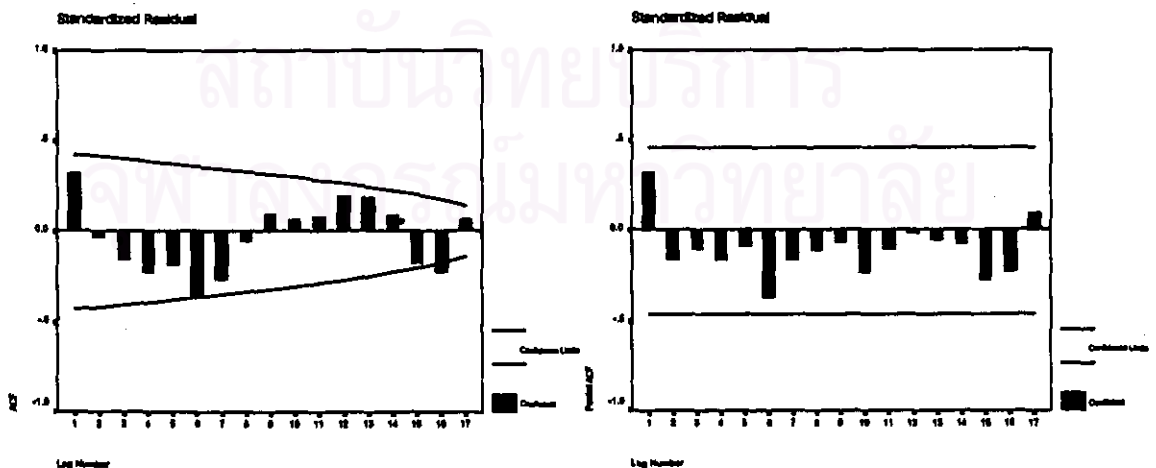
หรือ  $\hat{Y}_t = \exp(\ln \hat{Y}_t)$

การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบการถดถอยเชิงเส้น ด้วยการพิจารณารูปของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 15.20 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่า SACF และ SPACF ของ  $e_t$  รูปที่ 15.21 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีอัตสหสัมพันธ์กัน และการทดสอบโคโลโมโกรอฟ - สมิโนฟ ในรูปที่ 15.22 จะได้ค่า Sig. = 0.908 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป



mean error = .00000

รูปที่ 15.20



รูปที่ 15.21

## One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Standardi zed Residual
N		19
Normal Parameters <sup>a,b</sup>	Mean	.0000000
	Std. Deviation	.9128709
Most Extreme Differences	Absolute	.129
	Positive	.129
	Negative	-.112
Kolmogorov-Smirnov Z		.564
Asymp. Sig. (2-tailed)		.908

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 15.22

ผลการเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ ชำงต้น กับวิธีการพยากรณ์ของ กฟภ. จากการเปรียบเทียบค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ โดยพิจารณาจากค่าของ MAPE จะได้ว่า ค่าพยากรณ์โดยวิธีการบอกรี - เจนกินส์ จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 1.2927 % ซึ่งต่ำกว่าวิธีการอื่น ๆ ส่วนค่าพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 1.8058 % ค่าพยากรณ์โดยวิธีการแยกองค์ประกอบ จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 7.6234 % ค่าพยากรณ์โดยวิธีการวิเคราะห์การถดถอย จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 3.7878 % และค่าพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์ของ กฟภ. จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 14.7885 % ดังนั้น การพยากรณ์โดยวิธีการบอกรี - เจนกินส์ จะเป็นวิธีที่เหมาะสมกับข้อมูลของปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า ของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทส่วนราชการ และองค์กรที่ไม่แสวงหากำไร ในภาคกลาง ชุดนี้มากกว่าวิธีอื่น ๆ ส่วนวิธีที่เหมาะสมเป็นอันดับ 2 และ 3 คือวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ และวิธีการวิเคราะห์การถดถอย ตามลำดับ

สถาบันวิทยบริการ  
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

## ข.16 ผลการวิเคราะห์ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า ของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภท ส่วนราชการและองค์กรที่ไม่แสวงหากำไร ในภาคใต้

การวิเคราะห์ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า ของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทส่วนราชการ และองค์กรที่ไม่แสวงหากำไร ในภาคใต้ ชุดนี้ โดยวิธีการบอซ - เจนกินส์ วิธีการพยากรณ์ของ วินเตอร์ และวิธีการแยกองค์ประกอบ จะใช้ข้อมูลรายเดือนจากตารางภาคผนวกที่ ก.16 ส่วนวิธีการ วิเคราะห์การถดถอย จะใช้ข้อมูลรายปีจากตารางภาคผนวกที่ ก.24 ซึ่งผลการวิเคราะห์ข้อมูลด้วยวิธี การต่าง ๆ เป็นดังนี้

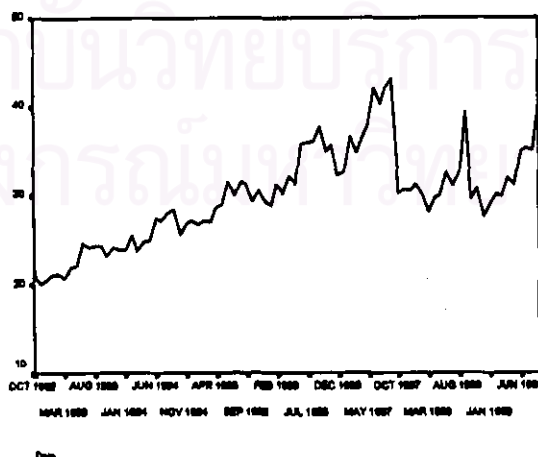
### 16.1 วิธีการบอซ - เจนกินส์

จากการพิจารณารายอนุกรมเวลา ในรูปที่ 16.1 และพิจารณา SACF และ SPACF ของ ข้อมูลอนุกรมเวลาในรูปที่ 16.2 พบว่าข้อมูลอนุกรมชุดนี้ไม่คงที่ทั้งในค่าเฉลี่ย และความแปรปรวน จึงต้องแปลงข้อมูลให้คงที่ โดยเริ่มจากการใส่  $\ln$  ในอนุกรม  $Y_t$  และทำผลต่างของข้อมูลที่มีแนวโน้ม หนึ่งครั้ง จะได้ข้อมูลที่อยู่ในสภาพคงที่ในรูปที่ 16.3 เมื่อพิจารณา SACF และ SPACF ของข้อมูล ที่คงที่แล้ว ในรูปที่ 16.4 รูปแบบในส่วนที่ไม่ใช่ฤดูกาลจะเป็น MA(1) เนื่องจากค่า  $\hat{\rho}_k$  จะมีค่าสูงที่  $k=1$  และเท่ากับ 0 เมื่อ  $k>1$  และค่า  $\hat{\phi}_{kk}$  ลดลงอย่างรวดเร็วขณะที่  $k>1$  และรูปแบบในส่วนที่เป็นฤดูกาลจะเป็น ARMA(1,1) เนื่องจากค่า  $\hat{\rho}_k$  และ  $\hat{\phi}_{kk}$  ลดลงอย่างรวดเร็วหลังจาก  $k=1$  ดังนั้น จะได้ตัวแบบ ARIMA(0,1,1)(1,0,1)<sub>12</sub> มีรูปแบบดังนี้

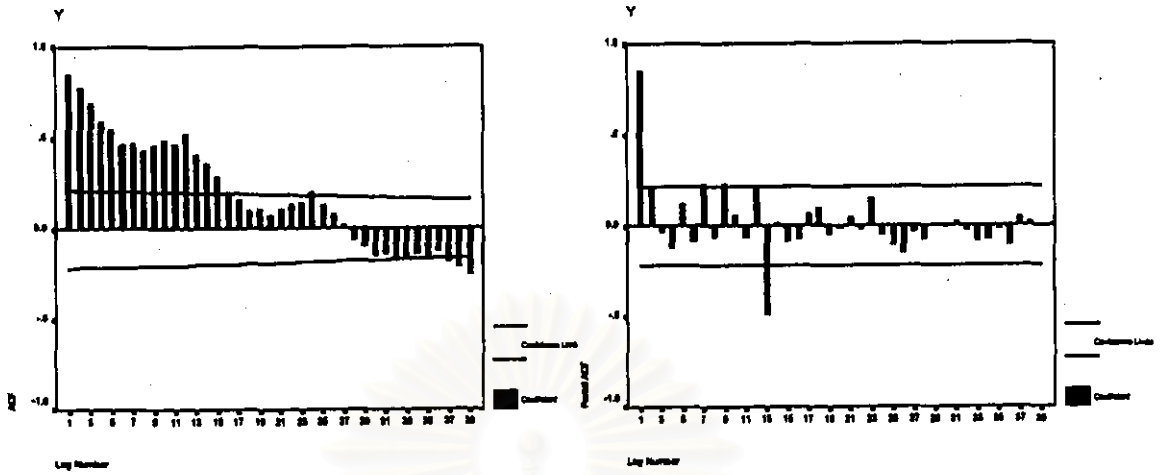
$$(1 - \Phi_{12}B^{12})(1-B)\ln Y_t = \delta + (1 - \theta_1 B)(1 - \Theta_{12}B^{12})a_t$$

$$\text{หรือ } W_t = \delta + \Phi_{12}W_{t-12} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \Theta_{12}a_{t-12} + \theta_1 \Theta_{12}a_{t-13}$$

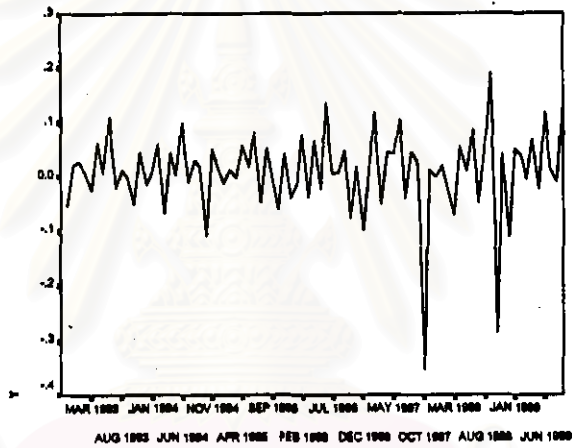
$$\text{โดยที่ } W_t = (1-B)\ln Y_t$$



รูปที่ 16.1

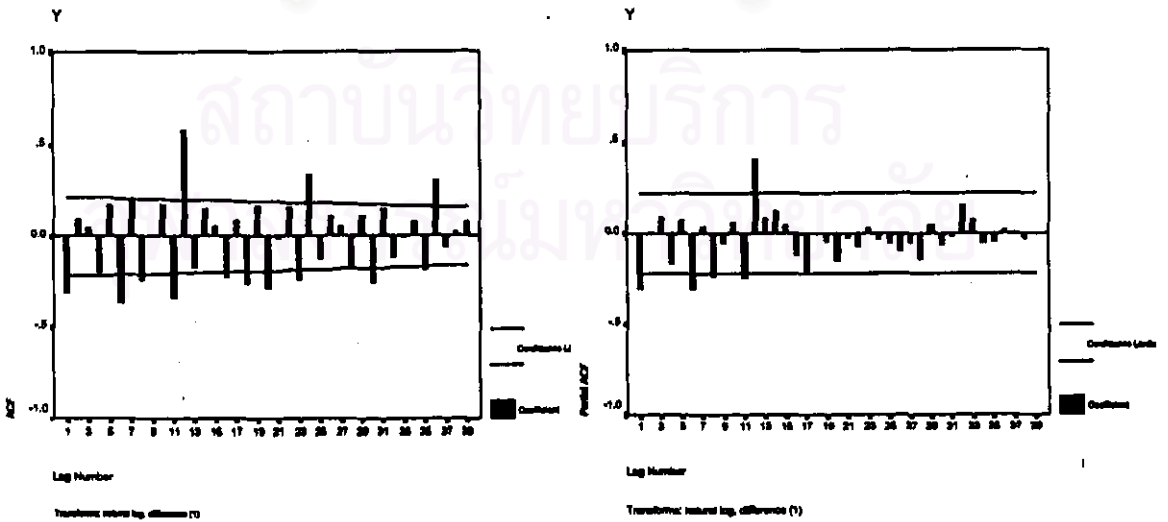


รูปที่ 16.2



Transform: natural log, difference (1)

รูปที่ 16.3



รูปที่ 16.4

การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ ARIMA (0, 1, 1)(1, 0, 1)<sub>12</sub> โดยไม่คิดค่าคงที่เนื่องจากระดับค่าเฉลี่ยคงที่มีค่าเข้าใกล้ศูนย์ ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

### Arima

#### FINAL PARAMETERS:

Number of residuals	83
Standard error	.05250256
Log likelihood	122.75097
AIC	-239.50194
SBC	-232.24541

#### Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	80	.25122517	.00275652

#### Variables in the Model:

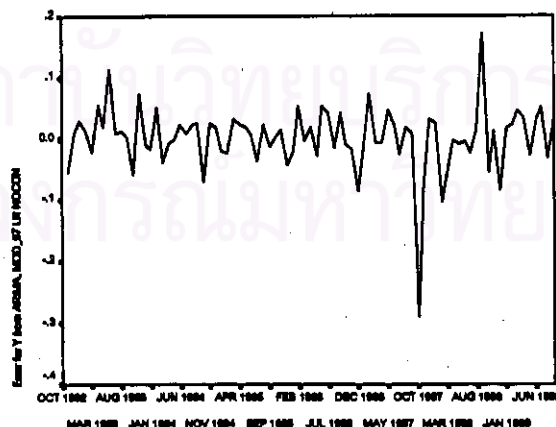
	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
MA1	.24473056	.10303709	2.3751697	.01993437
SAR1	.90427368	.10280745	8.7957994	.00000000
SMA1	.44326940	.19914413	2.2258723	.02883660

เมื่อประมาณค่าของพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$W_t = 0.9043 W_{t-12} + a_t - 0.2447 a_{t-1} - 0.4433 a_{t-12} + 0.1085 a_{t-13}$$

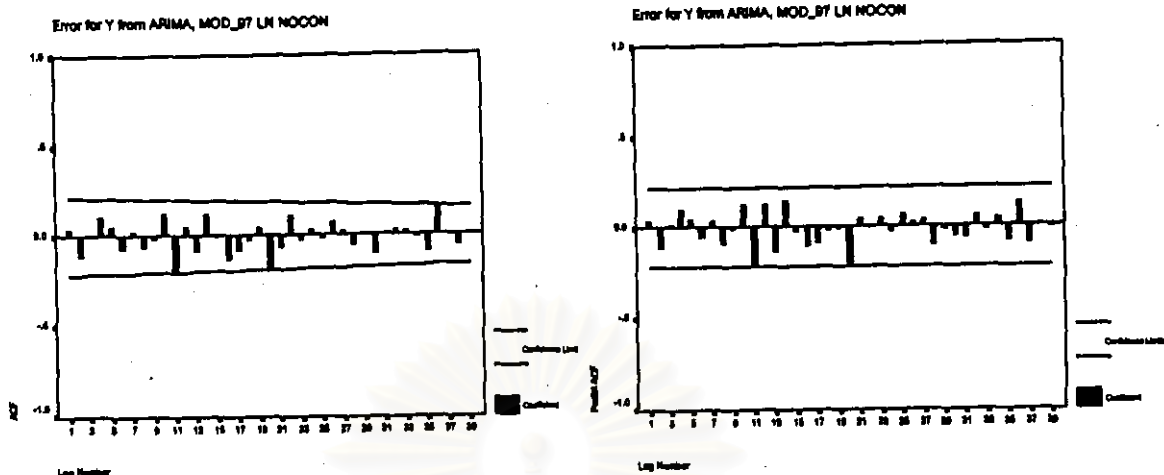
โดยที่  $W_t = (1-B) \ln Y_t$

การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอรของตัวแบบ ARIMA ด้วยการตรวจสอบคุณสมบัติของค่าเศษเหลือตกค้าง  $e_t$  ว่ามีคุณสมบัติสอดคล้องกับคุณสมบัติของค่าผิดพลาดสุ่ม  $a_t$  หรือไม่



Date

mean error = 0.00117



รูปที่ 16.6

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Error for Y from ARIMA, MOD_97 LN NOCON
N		83
Normal Parameters <sup>a,b</sup>	Mean	1.17E-03
	Std. Deviation	5.36E-02
Most Extreme Differences	Absolute	.120
	Positive	.115
	Negative	-.120
Kolmogorov-Smirnov Z		1.091
Asymp. Sig. (2-tailed)		.185

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 16.7

จากการพิจารณารูปของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 16.5 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวในลักษณะชานานรอบค่าเฉลี่ยศูนย์ แสดงเหตุผลได้ว่า ค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ และเมื่อพิจารณาค่าของ SACF และ SPACF ของ  $e_t$  ในรูปที่ 16.6 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีอัตสหสัมพันธ์กัน และจากการทดสอบโคลโมโกรอฟ - สมิโนฟ ในรูปที่ 16.7 ว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงแบบปกติหรือไม่ จะได้ค่า Sig. = 0.185 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป



## 16.2 วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์

จากการพิจารณารูปกราฟอนุกรมเวลาในรูปที่ 16.1 ข้อมูลมีแนวโน้มและฤดูกาล ดังนั้นวิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลังที่เหมาะสมกับข้อมูลที่มีทั้งแนวโน้มและฤดูกาล คือวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ และเนื่องจากความแปรปรวนไม่คงที่ จึงควรแปลงข้อมูลโดยการใส่  $\ln$  ในอนุกรม  $Y_t$  ซึ่งการประมาณค่าคงที่ปรับให้เรียบทั้ง 3 ค่า ของวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ ที่ให้ค่าเฉลี่ยของค่าคลาดเคลื่อนกำลังสอง (MSE) ต่ำสุด ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

### ExSmooth

The 10 smallest SSE's are:	Alpha	Gamma	Delta	SSE
	.7000000	.1000000	.1000000	.18327
	.8000000	.1000000	.1000000	.18435
	.6000000	.1000000	.1000000	.18515
	.9000000	.1000000	.1000000	.18771
	.8000000	.1000000	.2000000	.18778
	.7000000	.1000000	.2000000	.18786
	.9000000	.1000000	.2000000	.18963
	.6000000	.1000000	.2000000	.19065
	.6000000	.2000000	.1000000	.19083
	.8000000	.1000000	.3000000	.19103

เมื่อประมาณค่าคงที่ปรับให้เรียบทั้ง 3 ค่า จะได้ค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับระดับ ( $\alpha$ ) เท่ากับ 0.70, ค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับแนวโน้ม ( $\gamma$ ) เท่ากับ 0.10 และค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับฤดูกาล ( $\delta$ ) เท่ากับ 0.10 ซึ่งตัวแบบพยากรณ์ จะมีรูปแบบดังนี้

$$\ln \hat{Y}_t(l) = (\hat{\mu}_t + l \hat{\beta}_t) \hat{I}_{t+l-m} \quad \text{สำหรับ } t = m, m+1, \dots, m = 12$$

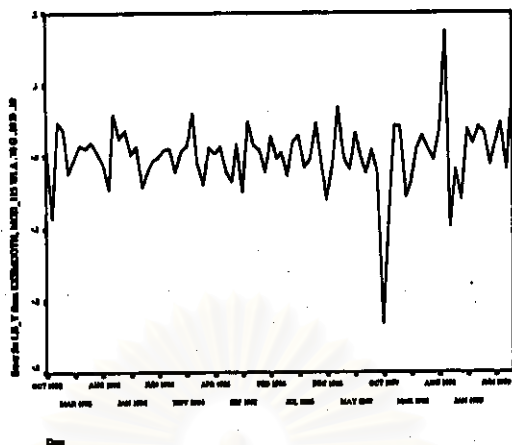
$$\text{หรือ } \hat{Y}_t(l) = \exp(\ln \hat{Y}_t(l))$$

$$\text{โดยที่ } \hat{\mu}_t = \alpha (\ln Y_t / \hat{I}_{t-m}) + (1 - \alpha) (\hat{\mu}_{t-1} + \hat{\beta}_{t-1})$$

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

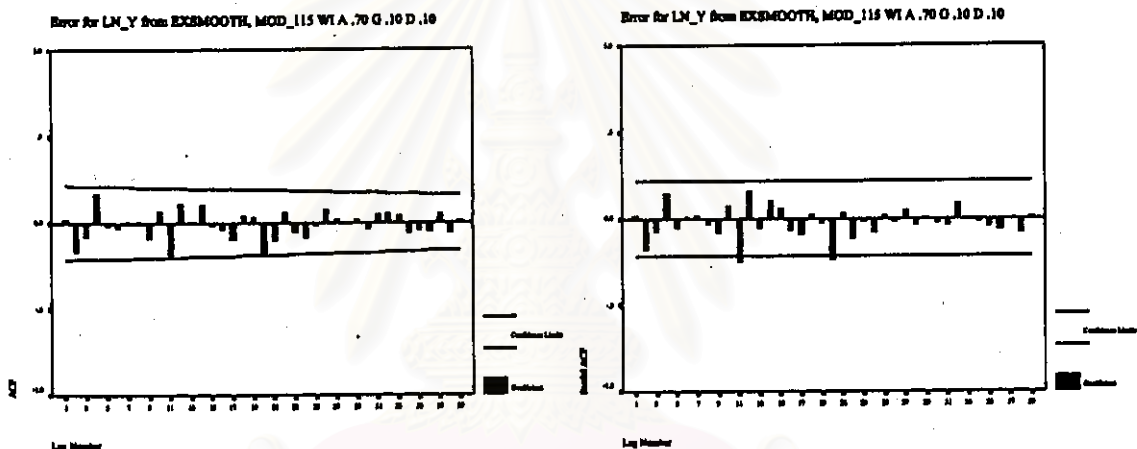
$$\hat{I}_t = \delta (\ln Y_t / \hat{\mu}_t) + (1 - \delta) \hat{I}_{t-m}$$

การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอของตัวแบบวินเตอร์ ด้วยการพิจารณารูปกราฟของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 16.8 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่าของ SACF และ SPACF ของ  $e_t$  รูปที่ 16.9 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีข้อสหสัมพันธ์กัน และจากการทดสอบโคโลโมโกรอฟ - สมิโนฟในรูปที่ 16.10 จะได้ค่า Sig. = 0.120 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป



mean error = 7.560E-04

รูปที่ 16.8



รูปที่ 16.9

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Error for LN_Y from EXSMOOTH, MOD_115 WI A .70 G .10 D .10
N		84
Normal Parameters a,b	Mean	7.560220E-04
	Std. Deviation	4.698334E-02
	Most Extreme Differences	
	Absolute	.129
	Positive	.096
	Negative	-.129
Kolmogorov-Smirnov Z		1.186
Asymp. Sig. (2-tailed)		.120

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 16.10

### 16.3 วิธีการแยกองค์ประกอบ

จากการพิจารณารูปพรรณสัณฐานที่ 16.1 ข้อมูลมีความแปรปรวนไม่คงที่ จึงต้องแปลงโดยการใส่  $\ln$  ในอนุกรม  $Y_t$  ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมจะอยู่ในรูปแบบผลคูณ และเนื่องจากมีแนวโน้มเป็นเชิงเส้น การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบของวิธีการแยกองค์ประกอบ จึงใช้การวิเคราะห์ตัวแบบเชิงเส้น ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

## Regression

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.830	.689	.636	.1096

ANOVA<sup>a</sup>

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	1.887	12	.157	13.089	.000 <sup>a</sup>
	Residual	.853	71	1.201E-02		
	Total	2.740	83			

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

b. Dependent Variable: LN\_Y

Coefficients

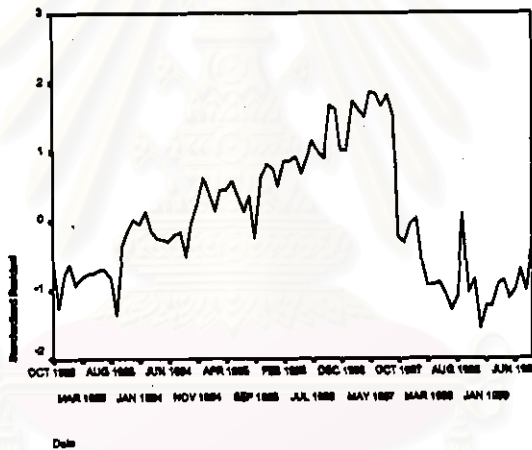
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	3.090	.046		67.531	.000
	T	5.337E-03	.000	.717	10.711	.000
	I1	6.822E-03	.059	.010	.116	.908
	I2	4.050E-02	.059	.062	.691	.492
	I3	-2.76E-03	.059	-.004	-.047	.963
	I4	4.736E-02	.059	.072	.808	.422
	I5	4.578E-02	.059	.070	.781	.438
	I6	.145	.059	.222	2.477	.016
	I7	.116	.059	.180	2.007	.049
	I8	.137	.059	.210	2.338	.022
	I9	.189	.059	.289	3.216	.002
	I10	2.304E-02	.059	.035	.393	.695
I11	3.963E-02	.059	.061	.676	.501	

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\ln \hat{Y}_t = 3.090 + 0.005337 t + 0.006822 I_{1t} + 0.0405 I_{2t} - 0.00276 I_{3t} \\ + 0.04736 I_{4t} + 0.04578 I_{5t} + 0.145 I_{6t} + 0.118 I_{7t} \\ + 0.137 I_{8t} + 0.189 I_{9t} + 0.02304 I_{10t} + 0.03963 I_{11t}$$

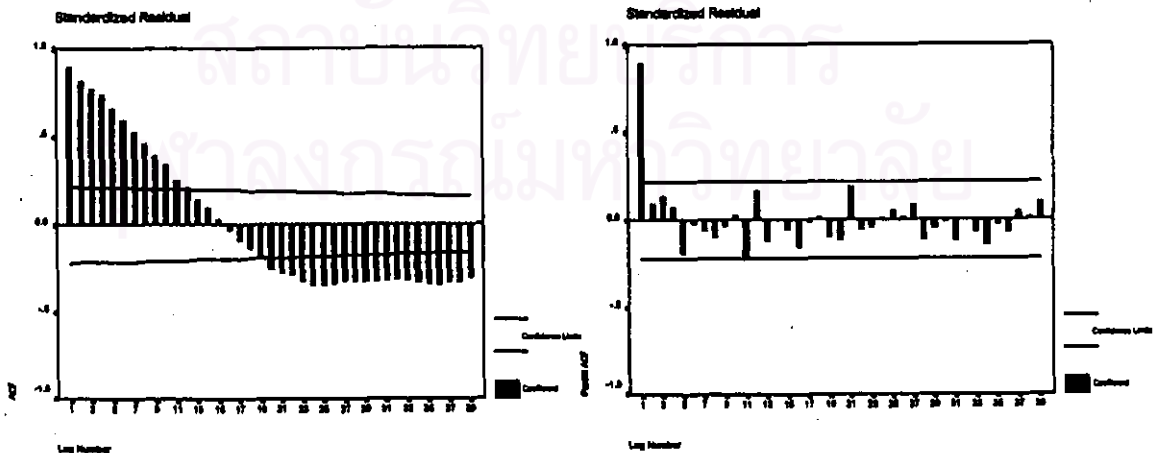
หรือ  $\hat{Y}_t = \exp\{\ln \hat{Y}_t\}$

การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอของตัวแบบแยกองค์ประกอบ ด้วยการพิจารณารูปของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 16.11 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่า SACF และ SPACF ของ  $e_t$  รูปที่ 16.12 พบว่าค่าผิดพลาดมีอัตสหสัมพันธ์ที่เล็ก 1 หรือที่ห่างกัน 1 คาบเวลา ซึ่งไม่สอดคล้องกับคุณสมบัติของค่าผิดพลาดสุ่ม



mean error = 3.24E-09

รูปที่ 16.11



รูปที่ 16.12

เนื่องจากค่าผิดพลาดมีอัตสหสัมพันธ์ และรูปแบบของอัตสหสัมพันธ์เป็น AR(1) ดังนั้นจะพิจารณาตัวแบบพยากรณ์เมื่อค่าผิดพลาดสุ่ม  $\varepsilon_t$  มีอัตสหสัมพันธ์ AR(1) ดังนี้

$$\ln Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 I_{1t} + \dots + \beta_{12} I_{11t} + \varepsilon_t$$

โดยที่  $\varepsilon_t = \phi \varepsilon_{t-1} + a_t$

การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบอัตโนมัติโดยผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

### AREG

#### FINAL PARAMETERS:

Number of residuals	84
Standard error	.04920386
Log likelihood	140.14525
AIC	-252.2905
SBC	-218.25906

#### Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	70	.17263666	.00242102

#### Variables in the Model:

	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
AR1	.8880820	.05213067	17.035691	.00000000
T	.0054955	.00153449	3.581307	.00062687
I1	.0067729	.01875047	.361213	.71902811
I2	.0403033	.02516098	1.601818	.11369946
I3	-.0032106	.02914073	-.110175	.91258552
I4	.0465664	.03167478	1.470143	.14600378
I5	.0445264	.03312925	1.344020	.18328187
I6	.1434874	.03365823	4.263071	.00006188
I7	.1152719	.03330149	3.461463	.00091981
I8	.1339891	.03200548	4.186441	.00008113
I9	.1847639	.02959930	6.242171	.00000003
I10	.0228275	.02508862	.909875	.36601067
I11	.0395803	.01873844	2.112251	.03823444
CONSTANT	3.0766851	.08051410	38.212999	.00000000

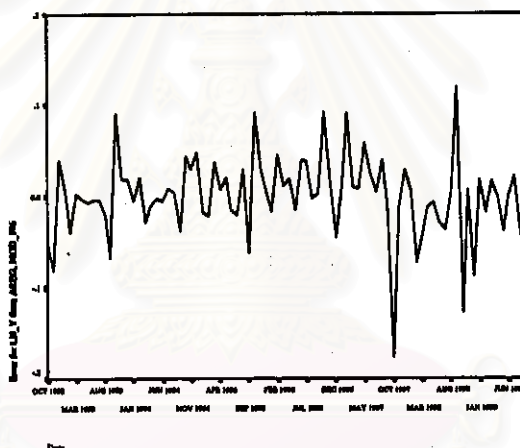
เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\begin{aligned} \ln \hat{Y}_t = & 3.0767 + 0.0055 t + 0.0068 I_{1t} + 0.0403 I_{2t} - 0.0032 I_{3t} \\ & + 0.0466 I_{4t} + 0.0445 I_{5t} + 0.1435 I_{6t} + 0.1153 I_{7t} \\ & + 0.1340 I_{8t} + 0.1848 I_{9t} + 0.0228 I_{10t} + 0.0396 I_{11t} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

หรือ  $\hat{Y}_t = \exp\{\ln \hat{Y}_t\}$

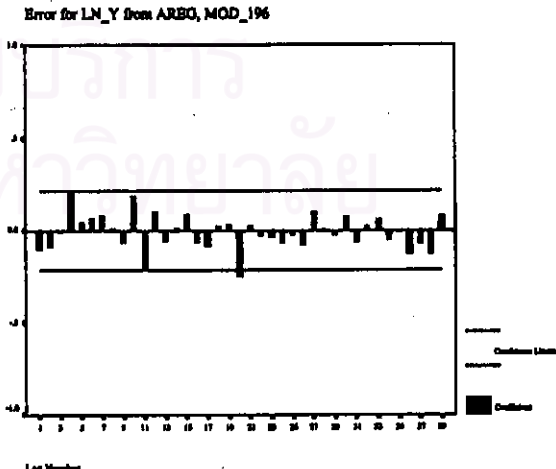
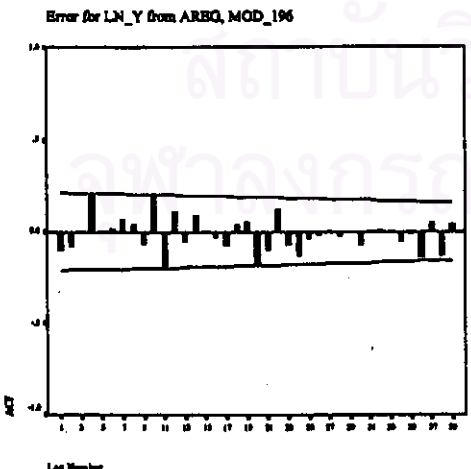
โดยที่  $\varepsilon_t = 0.8881 \varepsilon_{t-1}$

การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอรของตัวแบบอัตโนมัติด้วยกราฟการกระจายของค่า  $\varepsilon_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 16.13 พบว่าค่าของ  $\varepsilon_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาจาก SACF และ SPACF ของ  $\varepsilon_t$  รูปที่ 16.14 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีอัตโนมัติสัมพันธ์กัน และการทดสอบโคโลโมโกรอฟ - สมิโนฟิในรูปที่ 16.15 จะได้ค่า Sig. = 0.255 มากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป



mean error = 5.403E-04

รูปที่ 16.13



รูปที่ 16.14

## One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Error for LN_Y from AREG, MOD_198
N		84
Normal Parameters a,b	Mean	5.403024E-04
	Std. Deviation	4.545708E-02
Most Extreme Differences	Absolute	.111
	Positive	.089
	Negative	-.111
Kolmogorov-Smirnov Z		1.014
Asymp. Sig. (2-tailed)		.255

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 16.15

#### 16.4 วิธีการวิเคราะห์การถดถอย

จากการพิจารณากาแฟระหว่าง  $Y_t$  กับ  $X_{1t}, X_{2t}, X_{3t}$  แต่ละตัวในรูปที่ 16.16 เพื่อกำหนดรูปแบบความสัมพันธ์เชิงเส้นระหว่างตัวแปรตามและตัวแปรอิสระ จะพบว่ากาแฟระหว่าง  $Y_t$  กับ  $X_{1t}$  มีแนวโน้มเป็นเส้นโค้งในลักษณะฟังก์ชันล็อก - ล็อก ส่วน  $Y_t$  กับ  $X_{2t}$  และ  $X_{3t}$  มีแนวโน้มเป็นเชิงเส้นตรง จึงควรแปลงค่าของ  $Y_t$  และ  $X_{1t}$  โดยการใส่  $\ln$  ดังในรูปที่ 16.17 ดังนั้นจะได้ตัวแบบการถดถอยเชิงเส้น ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\ln Y_t = \beta_0 + \beta_1 \ln X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \varepsilon_t$$

โดยที่  $Y_t$  = ปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้าของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทส่วนราชการและองค์กรที่ไม่แสวงหากำไร ในภาคใต้ (ล้านกิโลวัตต์ - ชั่วโมง)

ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.24

$X_{1t}$  = จำนวนประชากรในภาคใต้ (ล้านคน)

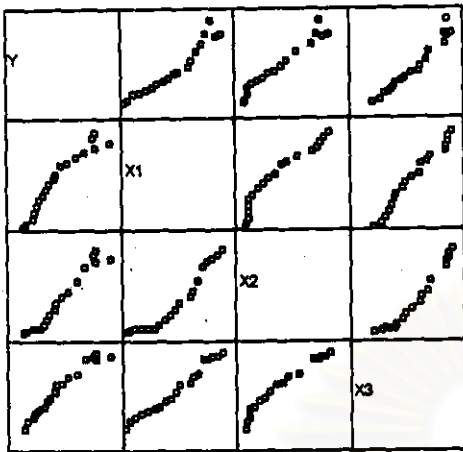
ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.26

$X_{2t}$  = รายได้เฉลี่ยต่อคนของประชากรในภาคใต้ (บาท)

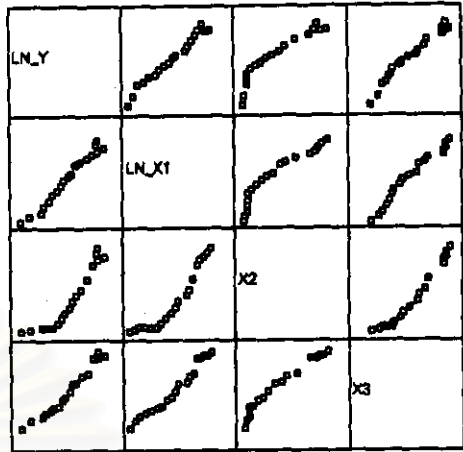
ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.27

$X_{3t}$  = ผลิตภัณฑ์มวลรวมของสาขาการบริหารและการป้องกันประเทศในภาคใต้ (ล้านบาท)

ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.31



รูปที่ 16.16



รูปที่ 16.17

การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแทนการถดถอยเชิงเส้น โดยการวิเคราะห์ตัวแทนเชิงเส้น ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

**Regression**

**Model Summary**

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.992	.984	.981	7.461E-02

**ANOVA<sup>a</sup>**

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	5.247	3	1.749	314.220	.000 <sup>b</sup>
	Residual	8.349E-02	15	5.568E-03		
	Total	5.331	18			

a. Predictors: (Constant), X3, X2, LN\_X1

b. Dependent Variable: LN\_Y

**Coefficients**

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-1.646	2.163		-.761	.041
	LN_X1	2.350	1.273	.407	1.847	.025
	X2	-1.36E-05	.000	-.406	-2.123	.011
	X3	2.344E-04	.000	.980	2.755	.005

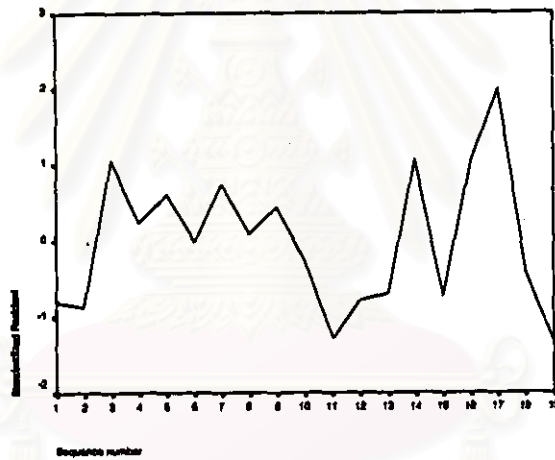


เมื่อประมาณค่าของพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\ln \hat{Y}_t = -1.646 + 2.350 \ln X_{1t} - 1.36E-05 X_{2t} + 2.344E-04 X_{3t}$$

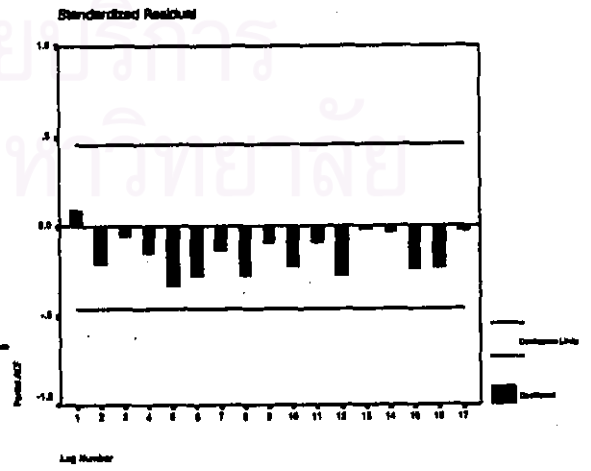
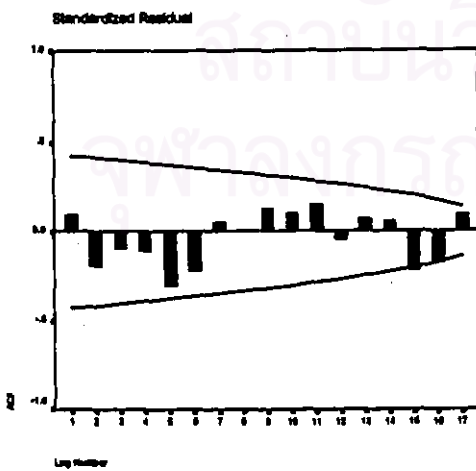
หรือ  $\hat{Y}_t = \exp\{\ln \hat{Y}_t\}$

การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบการถดถอยเชิงเส้น ด้วยการพิจารณากราฟของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 16.18 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่า ค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่า SACF และ SPACF ของ  $e_t$  รูปที่ 16.19 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีอัตสหสัมพันธ์กัน และการทดสอบโคลโมโกรอฟ - สมิโนฟ ในรูปที่ 16.20 จะได้ค่า Sig. = 0.808 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป



mean error = - 2.5E-09

รูปที่ 16.18



รูปที่ 16.19

## One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Standardi zed Residual
N		19
Normal Parameters a,b	Mean	-2.5E-09
	Std. Deviation	.9128709
Most Extreme Differences	Absolute	.147
	Positive	.147
	Negative	-.080
Kolmogorov-Smirnov Z		.640
Asymp. Sig. (2-tailed)		.808

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 16.20

ผลการเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ ข้างต้น กับวิธีการพยากรณ์ของ กฟภ. จากการเปรียบเทียบค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ โดยพิจารณาจากค่าของ MAPE จะได้ว่า ค่าพยากรณ์โดยวิธีการบอกร์ - เจนกินส์ จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 1.0237 % ซึ่งต่ำกว่าวิธีการอื่น ๆ ส่วนค่าพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 1.5961 % ค่าพยากรณ์โดยวิธีการแยกองค์ประกอบ จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 8.3252 % ค่าพยากรณ์โดยวิธีการวิเคราะห์การถดถอย จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 7.5718 % และค่าพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์ของ กฟภ. จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 12.5333 % ดังนั้น การพยากรณ์โดยวิธีการบอกร์ - เจนกินส์ จะเป็นวิธีที่เหมาะสมกับข้อมูลของปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า ของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทส่วนราชการ และองค์กรที่ไม่แสวงหากำไร ในภาคใต้ ชุดนี้มากกว่าวิธีอื่น ๆ ส่วนวิธีที่เหมาะสมเป็นอันดับ 2 และ 3 คือวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ และวิธีการวิเคราะห์การถดถอย ตามลำดับ

สถาบันวิทยบริการ  
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

## ข.17 ผลการวิเคราะห์ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า ของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภท สูบน้ำเพื่อการเกษตร และไฟชั่วคราว ในภาคเหนือ

การวิเคราะห์ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้าของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทสูบน้ำเพื่อการเกษตร และไฟชั่วคราว ในภาคเหนือ ชุดนี้ โดยวิธีการบอกรีท - เจนกินส์ วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ และวิธีการแยกองค์ประกอบ จะใช้ข้อมูลรายเดือนจากตารางภาคผนวกที่ ก.17 ส่วนวิธีการวิเคราะห์การถดถอย จะใช้ข้อมูลรายปีจากตารางภาคผนวกที่ ก.25 ซึ่งผลการวิเคราะห์ข้อมูลด้วยวิธีการต่าง ๆ เป็นดังนี้

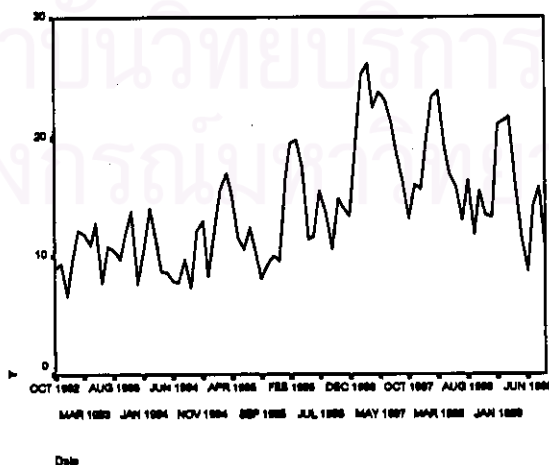
### 17.1 วิธีการบอกรีท - เจนกินส์

จากการพิจารณารูปพรรณสัณฐานเวลา ในรูปที่ 17.1 และพิจารณา SACF และ SPACF ของข้อมูลอนุกรมเวลาในรูปที่ 17.2 พบว่าข้อมูลอนุกรมชุดนี้ไม่คงที่ทั้งในค่าเฉลี่ย และความแปรปรวน จึงต้องแปลงข้อมูลให้คงที่ โดยเริ่มจากการใส่  $\ln$  ในอนุกรม  $Y_t$  และทำผลต่างของข้อมูลที่มีแนวโน้มหนึ่งครั้ง จะได้ข้อมูลที่อยู่ในสภาพคงที่ในรูปที่ 17.3 เมื่อพิจารณา SACF และ SPACF ของข้อมูลที่คงที่แล้วในรูปที่ 17.4 รูปแบบในส่วนที่ไม่ใช่ฤดูกาล และรูปแบบในส่วนที่เป็นฤดูกาลจะเป็น AR(1) เช่นเดียวกัน เนื่องจากค่า  $\hat{\rho}_k$  จะมีค่าลดลงอย่างรวดเร็วขณะที่  $k > 1$  และค่า  $\hat{\phi}_{kk}$  จะมีค่าสูงที่  $k = 1$  และจะมีค่าเท่ากับ 0 เมื่อ  $k > 1$  ดังนั้น จะได้ตัวแบบ ARIMA  $(1, 1, 0)(1, 0, 0)_{12}$  มีรูปแบบดังนี้

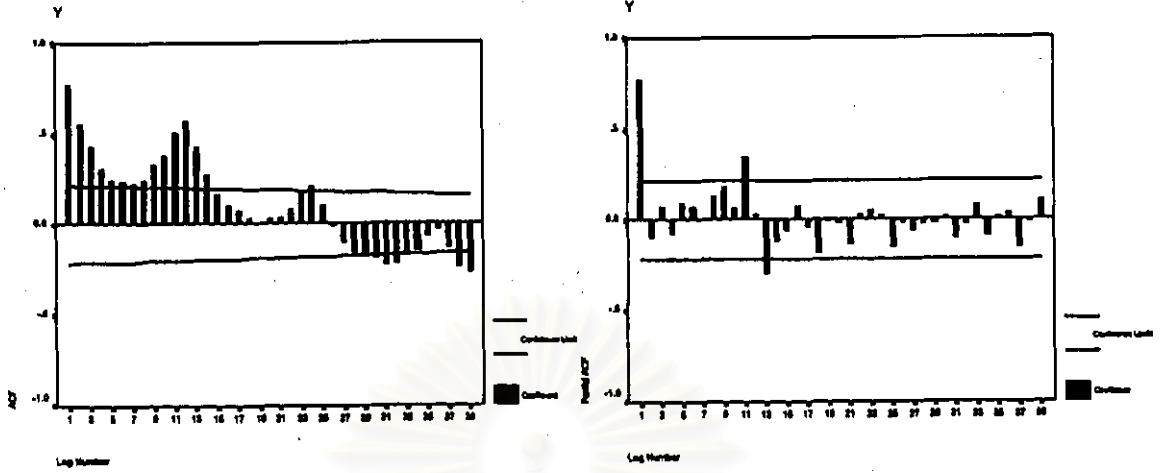
$$(1 - \phi_1 B)(1 - \Phi_{12} B^{12})(1 - B) \ln Y_t = \delta + a_t$$

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

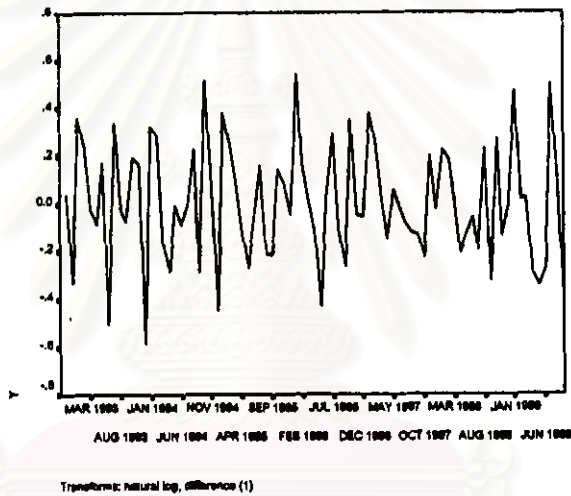
$$\text{โดยที่ } W_t = (1 - B) \ln Y_t$$



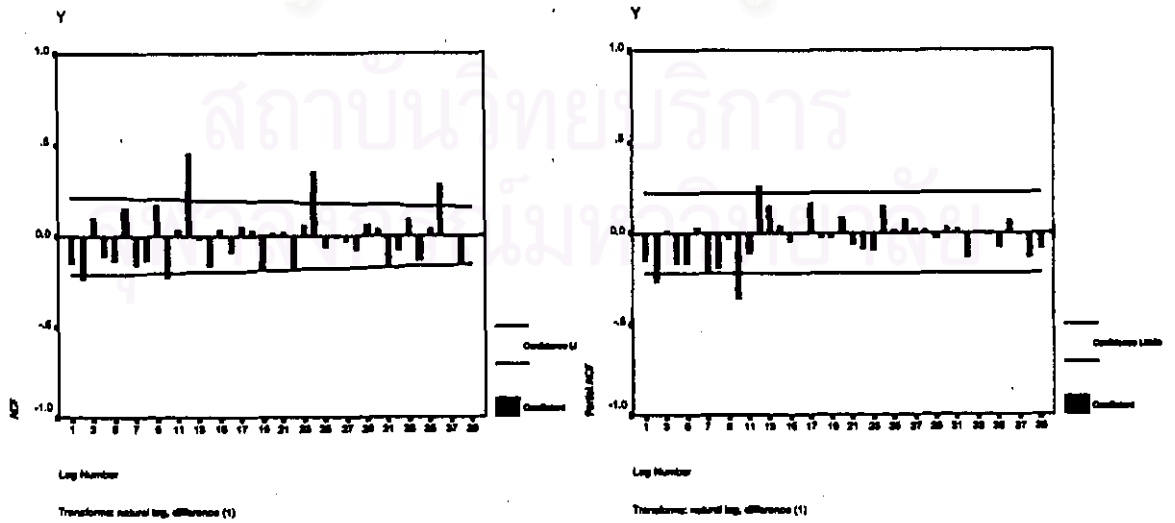
รูปที่ 17.1



รูปที่ 17.2



รูปที่ 17.3



รูปที่ 17.4

การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ ARIMA (1, 1, 0)(1, 0, 0)<sub>12</sub> โดยไม่คิดค่าคงที่เนื่องจากระดับค่าเฉลี่ยคงที่มีค่าเข้าใกล้ศูนย์ ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

### Arima

#### FINAL PARAMETERS:

Number of residuals	83
Standard error	.19658255
Log likelihood	15.156649
AIC	-26.313298
SBC	-21.475617

#### Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	81	3.3686817	.03864470

#### Variables in the Model:

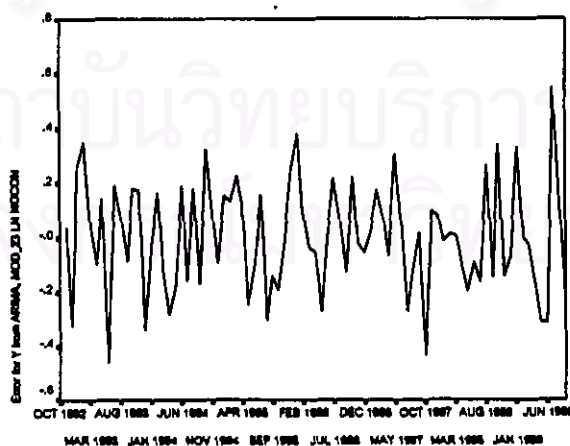
	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
AR1	-.29743548	.10408724	-2.8575596	.00542419
SAR1	.62731429	.09239673	6.7893560	.00000000

เมื่อประมาณค่าของพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$W_t = -0.2974 W_{t-1} + 0.6273 W_{t-12} + 0.1866 W_{t-13} + a_t$$

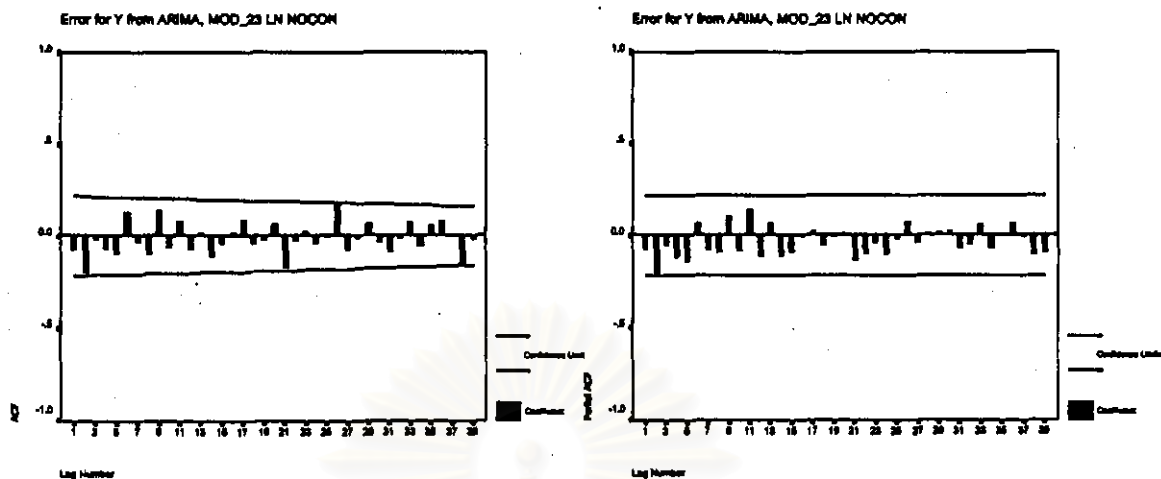
โดยที่  $W_t = (1 - B) \ln Y_t$

การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอรของตัวแบบ ARIMA ด้วยการตรวจสอบคุณสมบัติของค่าเศษเหลือตกค้าง  $a_t$  ว่ามีคุณสมบัติสอดคล้องกับคุณสมบัติของค่าผิดพลาดสุ่ม  $a_t$  หรือไม่



Date

mean error = 0.00038



รูปที่ 17.6

## One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Error for Y from ARIMA, MOD_23 LN NOCON
N		83
Normal Parameters <sup>a,b</sup>	Mean	3.80E-04
	Std. Deviation	.2027893
Most Extreme Differences	Absolute	.048
	Positive	.036
	Negative	-.048
Kolmogorov-Smirnov Z		.418
Asymp. Sig. (2-tailed)		.995

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 17.7

จากการพิจารณารูปของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 17.5 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็น  
 แนวในลักษณะขนาบรอบค่าเฉลี่ยศูนย์ แสดงเหตุผลได้ว่า ค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความ  
 แปรปรวนคงที่ และเมื่อพิจารณาค่าของ SACF และ SPACF ของ  $e_t$  ในรูปที่ 17.6 พบว่าค่าผิด  
 พลาดไม่มีอัตสหสัมพันธ์กัน และจากการทดสอบโคลโมโกรอฟ - สมิโนฟ ในรูปที่ 17.7 ว่าค่าผิด  
 พลาดมีการแจกแจงแบบปกติหรือไม่ จะได้ค่า Sig. = 0.995 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึง  
 มีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสม  
 ที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป

## 17.2 วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์

จากการพิจารณากราฟอนุกรมเวลาในรูปที่ 17.1 ข้อมูลมีแนวโน้มและฤดูกาล ดังนั้นวิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลังที่เหมาะสมกับข้อมูลที่มีทั้งแนวโน้มและฤดูกาล คือวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ และเนื่องจากความแปรปรวนไม่คงที่ จึงควรแปลงข้อมูลโดยการใส่  $\ln$  ในอนุกรม  $Y_t$  ซึ่งการประมาณค่าคงที่ปรับให้เรียบทั้ง 3 ค่า ของวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ ที่ให้ค่าเฉลี่ยของค่าคลาดเคลื่อนกำลังสอง (MSE) ต่ำสุด ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

### ExSmooth

The 10 smallest SSE's are:	Alpha	Gamma	Delta	SSE
.6000000	.1000000	.1000000	.1000000	2.16858
.7000000	.1000000	.1000000	.1000000	2.18803
.5000000	.1000000	.1000000	.1000000	2.19425
.8000000	.1000000	.1000000	.1000000	2.24558
.6000000	.1000000	.2000000	.2000000	2.26095
.7000000	.1000000	.2000000	.2000000	2.26347
.4000000	.1000000	.1000000	.1000000	2.27661
.8000000	.1000000	.2000000	.2000000	2.30073
.6000000	.2000000	.1000000	.1000000	2.30254
.5000000	.1000000	.2000000	.2000000	2.30456

เมื่อประมาณค่าคงที่ปรับให้เรียบทั้ง 3 ค่า จะได้ค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับระดับ ( $\alpha$ ) เท่ากับ 0.60, ค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับแนวโน้ม ( $\gamma$ ) เท่ากับ 0.10 และค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับฤดูกาล ( $\delta$ ) เท่ากับ 0.10 ซึ่งตัวแบบพยากรณ์ จะมีรูปแบบดังนี้

$$\ln \hat{Y}_t(l) = (\hat{\mu}_t + l \hat{\beta}_t) \hat{I}_{t+l-m} \quad \text{สำหรับ } t = m, m+1, \dots, m=12$$

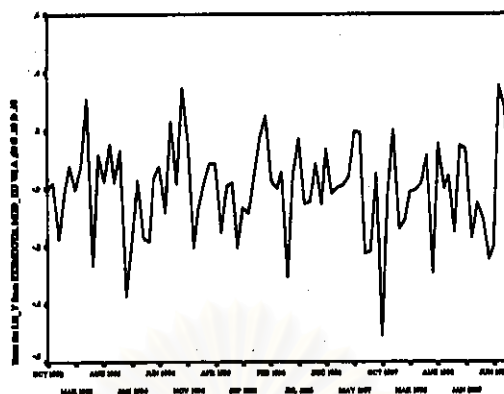
$$\text{หรือ } \hat{Y}_t(l) = \exp\{\ln \hat{Y}_t(l)\}$$

$$\text{โดยที่ } \hat{\mu}_t = \alpha (\ln Y_t / \hat{I}_{t-m}) + (1 - \alpha) (\hat{\mu}_{t-1} + \hat{\beta}_{t-1})$$

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

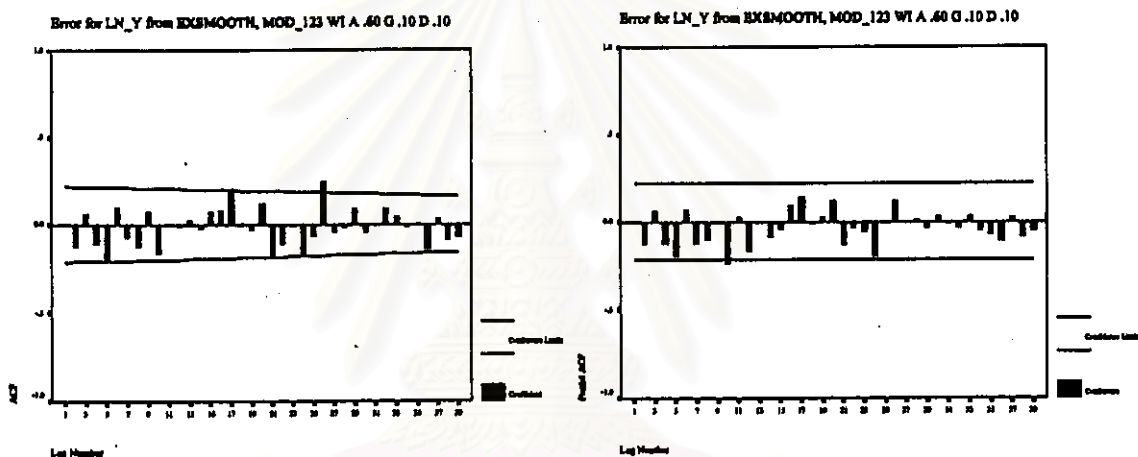
$$\hat{I}_t = \delta (\ln Y_t / \hat{\mu}_t) + (1 - \delta) \hat{I}_{t-m}$$

การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอของตัวแบบวินเตอร์ ด้วยการพิจารณากราฟของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 17.8 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่าของ SACF และ SPACF ของ  $e_t$  รูปที่ 17.9 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีอัตโนมัติสัมพันธ์กัน และจากการทดสอบโคสโมโกรอฟ - สมิทอฟในรูปที่ 17.10 จะได้ค่า Sig. = 0.265 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป



mean error = -0.00258

รูปที่ 17.8



รูปที่ 17.9

## One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Error for LN_Y from EXSMOOTH, MOD_123 WI A .60 G .10 D .10
N		84
Normal Parameters <sup>a,b</sup>	Mean	-2.57684E-03
	Std. Deviation	.1616183
	Most Extreme Differences	
	Absolute	.110
	Positive	.053
	Negative	-.110
Kolmogorov-Smirnov Z		1.005
Asymp. Sig. (2-tailed)		.265

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 17.10



### 17.3 วิธีการแยกองค์ประกอบ

จากการพิจารณารูปพรรณษาที่ 17.1 ข้อมูลมีความแปรปรวนไม่คงที่ จึงต้องแปลงโดยการใส่  $\ln$  ในอนุกรม  $Y_t$  ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมจะอยู่ในรูปแบบผลคูณ และเนื่องจากมีแนวโน้มเป็นเชิงเส้น การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบของวิธีการแยกองค์ประกอบ จึงใช้การวิเคราะห์ตัวแบบเชิงเส้น ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

## Regression

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.804	.647	.587	.2157

ANOVA<sup>a</sup>

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	6.058	12	.505	10.851	.000 <sup>a</sup>
	Residual	3.302	71	4.651E-02		
	Total	9.358	83			

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

b. Dependent Variable: LN\_Y

Coefficients

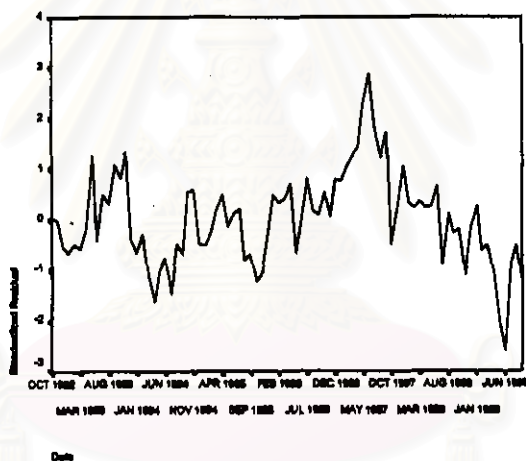
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	1.997	.090		22.182	.000
	T	8.224E-03	.001	.597	8.388	.000
	I1	.371	.115	.307	3.218	.002
	I2	.564	.115	.467	4.895	.000
	I3	.552	.115	.457	4.784	.000
	I4	.362	.115	.300	3.136	.002
	I5	.214	.115	.177	1.856	.068
	I6	5.802E-02	.115	.048	.503	.617
	I7	.191	.115	.158	1.653	.103
	I8	.191	.116	.158	1.655	.102
	I9	-8.09E-02	.116	-.050	-.527	.600
	I10	.182	.115	.151	1.579	.119
	I11	.225	.115	.188	1.948	.055

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\ln \hat{Y}_t = 1.997 + 0.008224 t + 0.371 I_{1t} + 0.564 I_{2t} + 0.552 I_{3t} \\ + 0.362 I_{4t} + 0.214 I_{5t} + 0.05802 I_{6t} + 0.191 I_{7t} \\ + 0.191 I_{8t} - 0.0609 I_{9t} + 0.182 I_{10t} + 0.225 I_{11t}$$

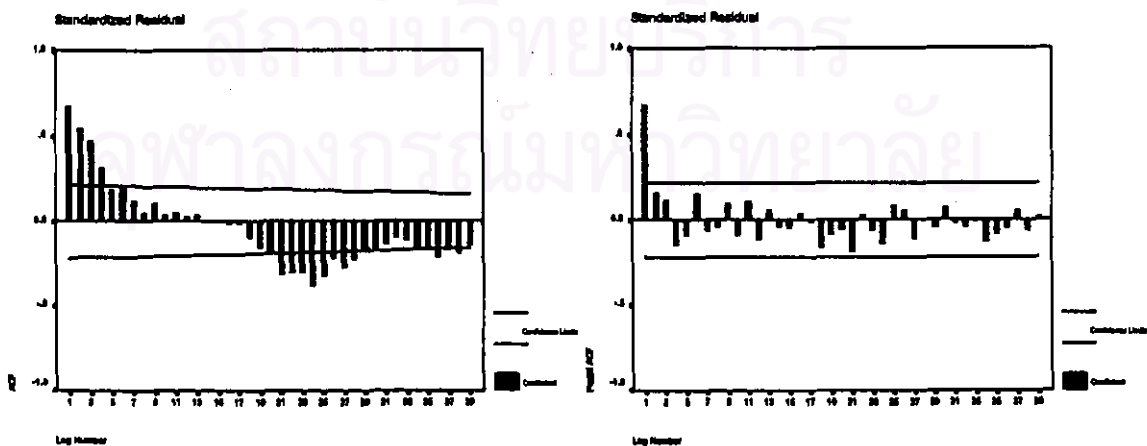
หรือ  $\hat{Y}_t = \exp\{\ln \hat{Y}_t\}$

การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอของตัวแบบแยกองค์ประกอบ ด้วยการพิจารณารูปของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 17.11 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่า SACF และ SPACF ของ  $e_t$  รูปที่ 17.12 พบว่าค่าผิดพลาดมีอัตสหสัมพันธ์ที่เล็ก 1 หรือที่ห่างกัน 1 คาบเวลา ซึ่งไม่สอดคล้องกับคุณสมบัติของค่าผิดพลาดสุ่ม



mean error = - 4.4E-10

รูปที่ 17.11



รูปที่ 17.12

เนื่องจากค่าผิดพลาดมีอัตโนมัติ และรูปแบบของอัตโนมัติเป็น AR(1) ดังนั้นจะพิจารณาตัวแบบพยากรณ์เมื่อค่าผิดพลาด  $\varepsilon_t$  มีอัตโนมัติ AR(1) ดังนี้

$$\ln Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 I_{1t} + \dots + \beta_{12} I_{11t} + \varepsilon_t$$

โดยที่  $\varepsilon_t = \phi \varepsilon_{t-1} + a_t$

การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบอัตโนมัติ ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็น

ดังนี้

### AREG

#### FINAL PARAMETERS:

Number of residuals	84
Standard error	.15881614
Log likelihood	42.106851
AIC	-56.213702
SBC	-22.182266

#### Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	70	1.7788465	.02522257

#### Variables in the Model:

	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
AR1	.6832180	.08820569	7.745736	.00000000
T	.0076630	.00210616	3.638376	.00052088
I1	.3751831	.06523205	5.751514	.00000021
I2	.5716705	.08432284	6.779546	.00000000
I3	.5612475	.09484191	5.917717	.00000011
I4	.3731008	.10094033	3.696251	.00043095
I5	.2269865	.10423658	2.177608	.03280764
I6	.0720407	.10543064	.683299	.49667323
I7	.2060194	.10469888	1.967732	.05306170
I8	.2073963	.10175494	2.038194	.04531035
I9	-.0436184	.09566675	-.455941	.64984371
I10	.1678122	.08378066	2.002994	.04905147
I11	.2186764	.06515236	3.356384	.00127922
CONSTANT	2.0075714	.11892717	16.880678	.00000000

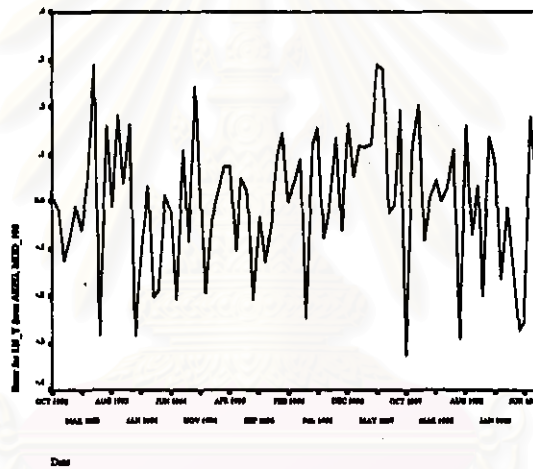
เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\begin{aligned} \ln \hat{Y}_t = & 2.0076 + 0.0077 t + 0.3752 I_{1t} + 0.5717 I_{2t} + 0.5612 I_{3t} \\ & + 0.3731 I_{4t} + 0.2270 I_{5t} + 0.0720 I_{6t} + 0.2060 I_{7t} \\ & + 0.2074 I_{8t} - 0.0436 I_{9t} + 0.1678 I_{10t} + 0.2187 I_{11t} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

$$\text{หรือ } \hat{Y}_t = \exp\{\ln \hat{Y}_t\}$$

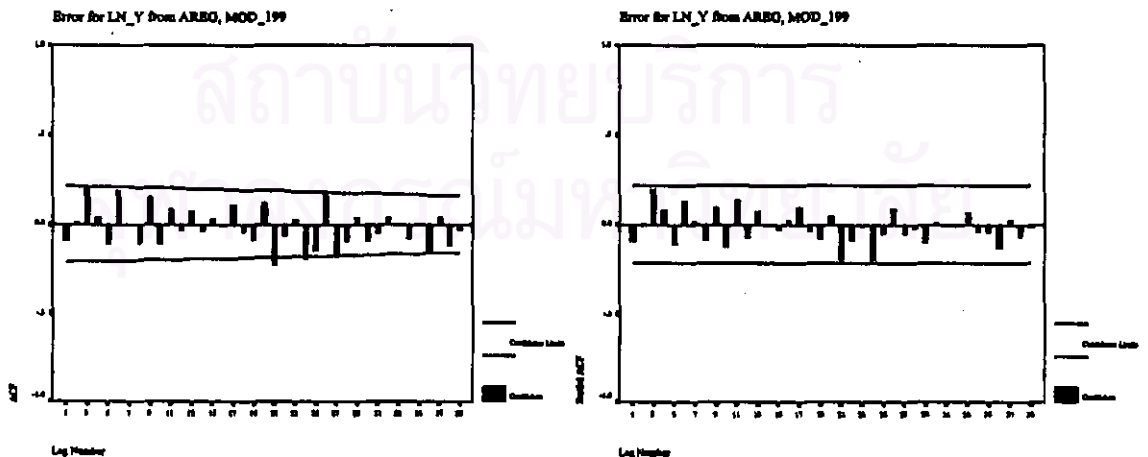
$$\text{โดยที่ } \varepsilon_t = 0.6832 \varepsilon_{t-1}$$

การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอของตัวแบบอัตโนมัติด้วย การพิจารณากราฟของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 17.13 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่า SACF และ SPACF ของ  $e_t$  รูปที่ 17.14 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีอัตโนมัติสัมพันธ์กัน และการทดสอบโคโลโมโกรอฟ - สมิโนฟในรูปที่ 17.15 จะได้ค่า Sig. = 0.703 มากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป



mean error = -9.519E-05

รูปที่ 17.13



รูปที่ 17.14.

## One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Error for LN_Y from AREG, MOD_199
N		84
Normal Parameters a,b	Mean	-9.51868E-05
	Std. Deviation	.1458520
Most Extreme Differences	Absolute	.077
	Positive	.065
	Negative	-.077
Kolmogorov-Smirnov Z		.705
Asymp. Sig. (2-tailed)		.703

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 17.15

#### 17.4- วิธีการวิเคราะห์การถดถอย

จากการพิจารณากราฟระหว่าง  $Y_t$  กับ  $X_{1t}, X_{2t}, X_{3t}$  แต่ละตัวในรูปที่ 17.16 เพื่อกำหนดรูปแบบความสัมพันธ์เชิงเส้น ระหว่างตัวแปรตามและตัวแปรอิสระ จะพบว่ากราฟระหว่าง  $Y_t$  กับ  $X_{1t}, X_{2t}$  และ  $X_{3t}$  มีแนวโน้มเป็นเส้นโค้งในลักษณะฟังก์ชันล็อก - ล็อก จึงควรแปลงค่าของ  $Y_t, X_{1t}, X_{2t}$  และ  $X_{3t}$  โดยการใส่  $\ln$  ดังในรูปที่ 17.17 ดังนั้นจะได้ตัวแบบการถดถอยเชิงเส้น ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\ln Y_t = \beta_0 + \beta_1 \ln X_{1t} + \beta_2 \ln X_{2t} + \beta_3 \ln X_{3t} + \varepsilon_t$$

โดยที่  $Y_t$  = ปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้าของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทสูบน้ำเพื่อการเกษตร และไฟชั่วคราว ในภาคเหนือ (ล้านกิโลวัตต์ - ชั่วโมง)

ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.25

$X_{1t}$  = จำนวนประชากรในภาคเหนือ (ล้านคน)

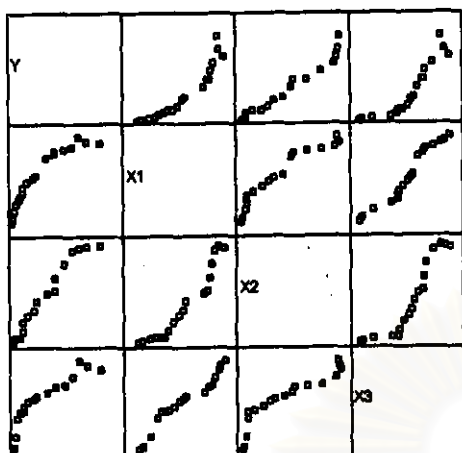
ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.26

$X_{2t}$  = รายได้เฉลี่ยต่อคนของประชากรในภาคเหนือ (บาท)

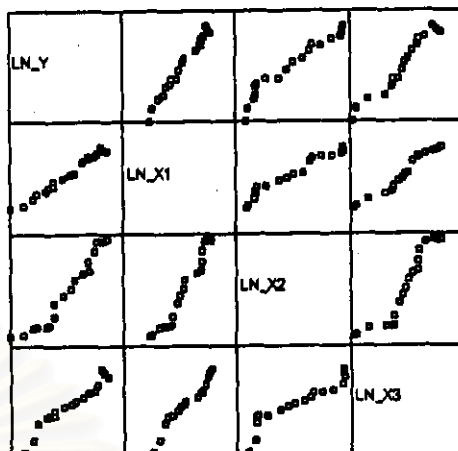
ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.27

$X_{3t}$  = ผลิตภัณฑ์มวลรวมของสาขาภาคเกษตรกรรมในภาคเหนือ (ล้านบาท)

ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.32



รูปที่ 17.16



รูปที่ 17.17

การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบการถดถอยเชิงเส้น โดยการวิเคราะห์ตัวแบบเชิงเส้น ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

**Regression**

**Model Summary**

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.993	.987	.984	.1303

**ANOVA<sup>a</sup>**

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	18.980	3	6.327	372.362	.000 <sup>a</sup>
	Residual	.255	15	1.699E-02		
	Total	19.235	18			

a. Predictors: (Constant), LN\_X3, LN\_X2, LN\_X1

b. Dependent Variable: LN\_Y

**Coefficients**

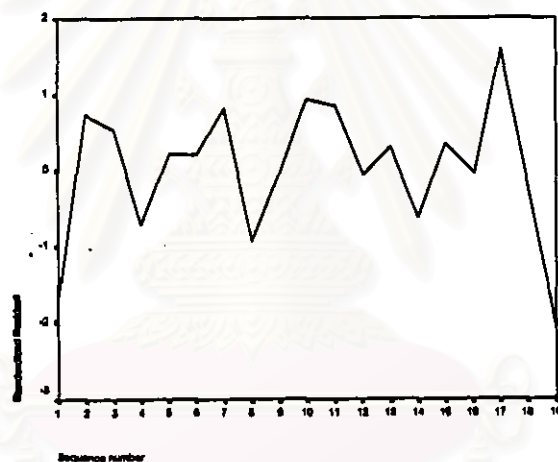
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-84.850	16.718		-3.880	.001
	LN_X1	6.134	3.041	.571	2.875	.017
	LN_X2	.394	.327	.173	1.205	.037
	LN_X3	4.070	1.964	.260	2.072	.026

เมื่อประมาณค่าของพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\ln \hat{Y}_t = -64.850 + 8.134 \ln X_{1t} + 0.394 \ln X_{2t} + 4.070 \ln X_{3t}$$

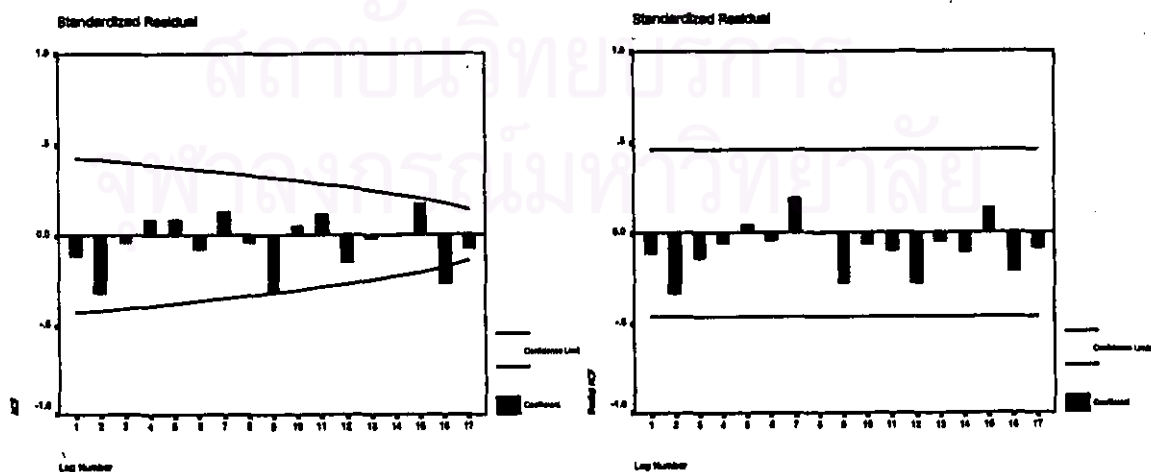
หรือ  $\hat{Y}_t = \exp\{\ln \hat{Y}_t\}$

การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบการถดถอยเชิงเส้น ด้วยการพิจารณากราฟของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 17.18 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่า ค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่า SACF และ SPACF ของ  $e_t$  รูปที่ 17.19 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีอัตโนมัติสัมพันธ์กัน และการทดสอบโคโลโมโกรอฟ - สมิโนฟิในรูปที่ 17.20 จะได้ค่า Sig. = 0.731 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป



mean error = -6.3E-09

รูปที่ 17.18



รูปที่ 17.19

## One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Standardi zed Residual
N		19
Normal Parameters <sup>a,b</sup>	Mean	-8.3E-09
	Std. Deviation	.9128709
Most Extreme Differences	Absolute	.158
	Positive	.102
	Negative	-.158
Kolmogorov-Smirnov Z		.868
Asymp. Sig. (2-tailed)		.731

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 17.20

ผลการเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ ข้างต้น กับวิธีการพยากรณ์ของ กฟภ. จากการเปรียบเทียบค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ โดยพิจารณาจากค่าของ MAPE จะได้ว่า ค่าพยากรณ์โดยวิธีการบอกร์ - เจนกินส์ จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 2.7450 % ซึ่งต่ำกว่าวิธีการอื่น ๆ ส่วนค่าพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 3.8241 % ค่าพยากรณ์โดยวิธีการแยกองค์ประกอบ จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 8.8346 % ค่าพยากรณ์โดยวิธีการวิเคราะห์การถดถอย จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 10.0499 % และค่าพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์ของ กฟภ. จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 10.1732 % ดังนั้นการพยากรณ์โดยวิธีการบอกร์ - เจนกินส์ จะเป็นวิธีที่เหมาะสมกับข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า ของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภท สูบน้ำเพื่อการเกษตร และไฟชั่วคราว ในภาคเหนือ ชุดนี้มากกว่าวิธีอื่น ๆ ส่วนวิธีที่เหมาะสมเป็นอันดับ 2 และ 3 คือวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ และวิธีการแยกองค์ประกอบ ตามลำดับ

สถาบันวิทยบริการ  
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย



## ข.18 ผลการวิเคราะห์ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า ของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภท สูบน้ำเพื่อการเกษตร และไฟฟ้าชั่วคราว ในภาคตะวันออกเฉียงเหนือ

การวิเคราะห์ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้าของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทสูบน้ำเพื่อการเกษตร และไฟฟ้าชั่วคราว ในภาคตะวันออกเฉียงเหนือ ชุดนี้ โดยวิธีการบอซ - เจนกินส์ วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ และวิธีการแยกองค์ประกอบ จะใช้ข้อมูลรายเดือน จากตารางภาคผนวกที่ ก.18 ส่วนวิธีการวิเคราะห์การถดถอย จะใช้ข้อมูลรายปี จากตารางภาคผนวกที่ ก.25 ซึ่งผลการวิเคราะห์ข้อมูลด้วยวิธีการต่าง ๆ เป็นดังนี้

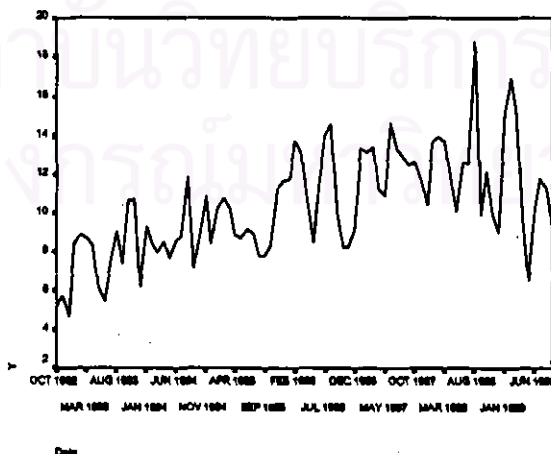
### 18.1 วิธีการบอซ - เจนกินส์

จากการพิจารณารวฟอนุกรมเวลา ในรูปที่ 18.1 และพิจารณา SACF และ SPACF ของข้อมูลอนุกรมเวลาในรูปที่ 18.2 พบว่าข้อมูลอนุกรมชุดนี้ไม่คงที่ทั้งในค่าเฉลี่ย และความแปรปรวน จึงต้องแปลงข้อมูลให้คงที่ โดยเริ่มจากการใส่  $\ln$  ในอนุกรม  $Y_t$  และทำผลต่างของข้อมูลที่มีแนวโน้มหนึ่งครั้ง จะได้ข้อมูลที่อยู่ในสภาพคงที่ในรูปที่ 18.3 เมื่อพิจารณา SACF และ SPACF ของข้อมูลที่คงที่แล้ว ในรูปที่ 18.4 รูปแบบในส่วนที่ไม่ใช่ฤดูกาล จะเป็น ARMA(1,1) เนื่องจากค่า  $\hat{\rho}_k$  และ  $\hat{\phi}_{kk}$  ลดลงอย่างรวดเร็วหลังจาก  $k = 1$  และรูปแบบในส่วนที่เป็นฤดูกาลจะเป็น AR(1) เนื่องจากค่า  $\hat{\rho}_k$  ลดลงอย่างรวดเร็วขณะที่  $k > 1$  และค่า  $\hat{\phi}_{kk}$  จะมีค่าสูงที่  $k = 1$  และเท่ากับ 0 เมื่อ  $k > 1$  ดังนั้นจะได้ตัวแบบ ARIMA (1, 1, 1)(1, 0, 0)<sub>12</sub> มีรูปแบบดังนี้

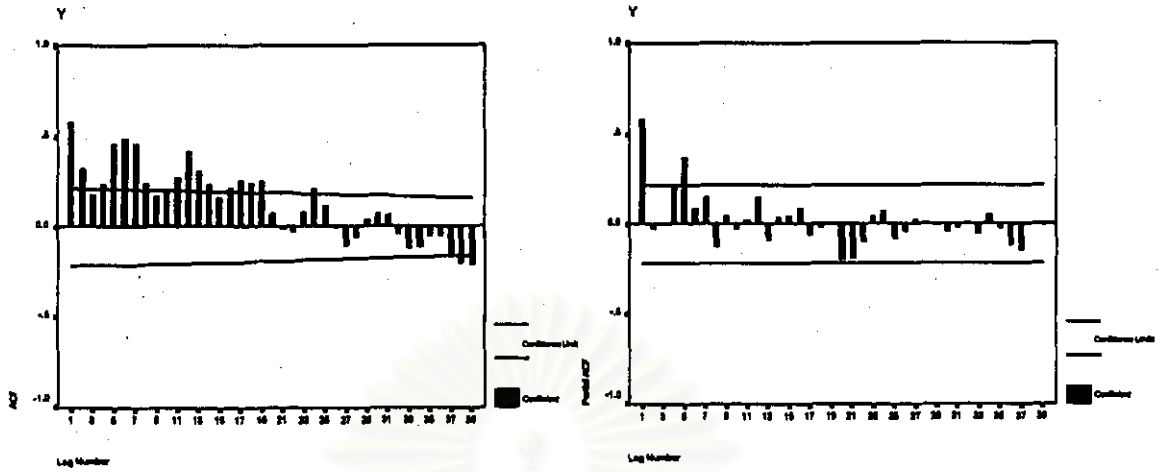
$$(1 - \phi_1 B)(1 - \Phi_{12} B^{12})(1 - B) \ln Y_t = \delta + (1 - \theta_1 B) a_t$$

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

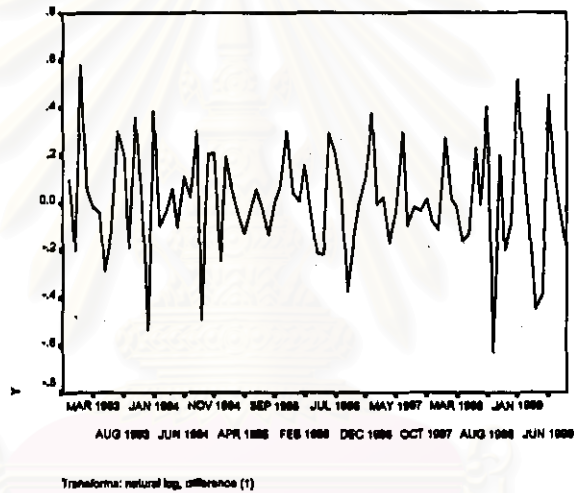
$$\text{โดยที่ } W_t = (1 - B) \ln Y_t$$



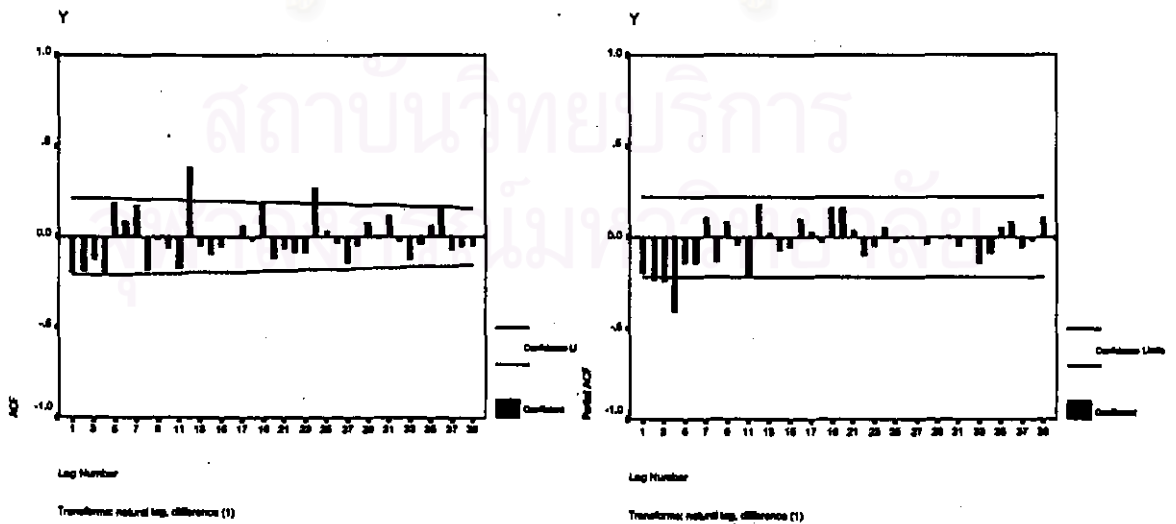
รูปที่ 18.1



รูปที่ 18.2



รูปที่ 18.3



รูปที่ 18.4

การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ ARIMA (1, 1, 1)(1, 0, 0)<sub>12</sub> โดยไม่คิดค่าคงที่เนื่องจากระดับค่าเฉลี่ยคงที่มีค่าเข้าใกล้ศูนย์ ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

### Arima

#### FINAL PARAMETERS:

Number of residuals 83  
 Standard error .18323288  
 Log likelihood 22.636801  
 AIC -39.273602  
 SBC -32.01708

#### Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	80	2.8163513	.03357429

#### Variables in the Model:

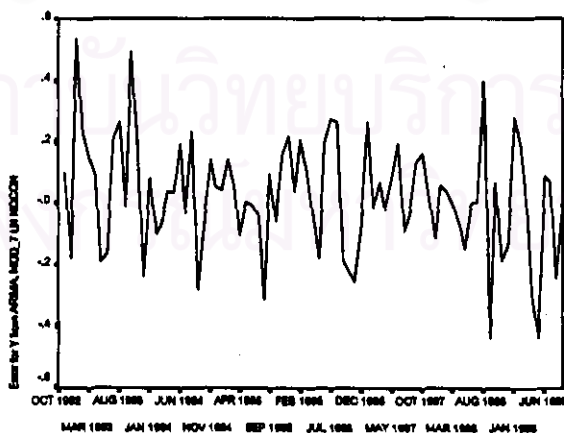
	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
AR1	.44235217	.13211837	3.348150	.00124221
MA1	.90691833	.06307769	14.377798	.00000000
SAR1	.49325836	.11090554	4.447554	.00002772

เมื่อประมาณค่าของพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$W_t = 0.4424 W_{t-1} + 0.4933 W_{t-12} - 0.2182 W_{t-13} + a_t - 0.9069 a_{t-1}$$

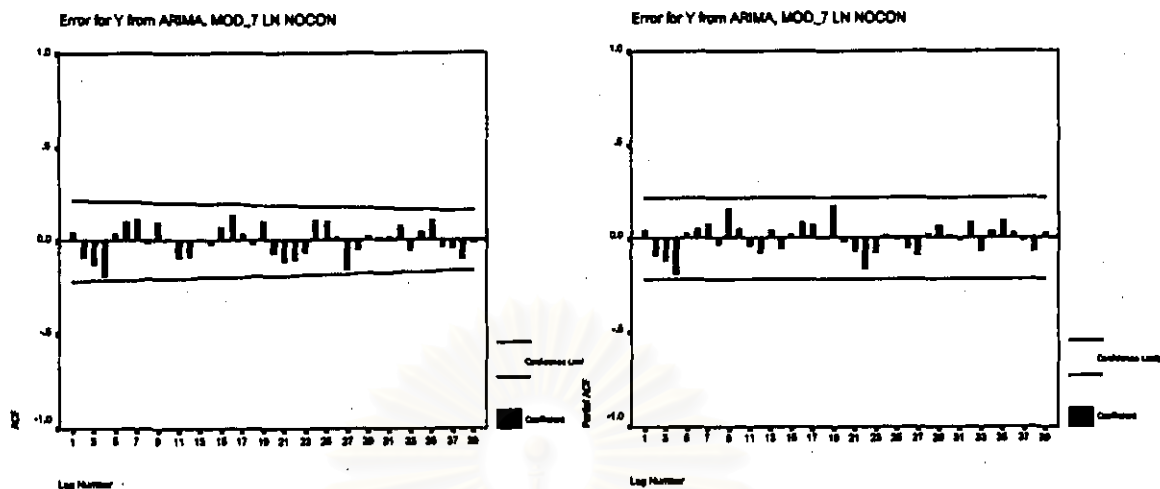
โดยที่  $W_t = (1 - B) \ln Y_t$

การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอของตัวแบบ ARIMA ด้วยการตรวจสอบคุณสมบัติของค่าเศษเหลือตกค้าง  $e_t$  ว่ามีคุณสมบัติสอดคล้องกับคุณสมบัติของค่าผิดพลาดสุ่ม  $a_t$  หรือไม่



Date

mean error = 0.02284



รูปที่ 18.6

## One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Error for Y from ARIMA, MOD_7 LN NOCON
N		83
Normal Parameters a,b	Mean	2.284E-02
	Std. Deviation	.1861621
Most Extreme Differences	Absolute	.050
	Positive	.050
	Negative	-.050
Kolmogorov-Smirnov Z		.480
Asymp. Sig. (2-tailed)		.984

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 18.7

จากการพิจารณารูปของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 18.5 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวในลักษณะขนาบค่าเฉลี่ยศูนย์ แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ และเมื่อพิจารณาค่าของ SACF และ SPACF ของ  $e_t$  ในรูปที่ 18.6 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีข้อสันนิษฐานกัน และจากการทดสอบโคโลมโโกรฟ - สมิโนฟ ในรูปที่ 18.7 ว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงแบบปกติหรือไม่ จะได้ค่า Sig. = 0.984 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวอย่างที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป

## 18.2 วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์

จากการพิจารณากราฟอนุกรมเวลาในรูปที่ 18.1 ข้อมูลมีแนวโน้มและฤดูกาล ดังนั้นวิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลังที่เหมาะสมกับข้อมูลที่มีทั้งแนวโน้มและฤดูกาล คือวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ และเนื่องจากความแปรปรวนไม่คงที่ จึงควรแปลงข้อมูลโดยการใส่  $\ln$  ในอนุกรม  $Y_t$  ซึ่งการประมาณค่าคงที่ปรับให้เรียบทั้ง 3 ค่า ของวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ ที่ให้ค่าเฉลี่ยของค่าคลาดเคลื่อนกำลังสอง (MSE) ต่ำสุด ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

### ExSmooth

The 10 smallest SSE's are:	Alpha	Gamma	Delta	SSE
	.2000000	.1000000	.1000000	2.30199
	.1000000	.1000000	.1000000	2.30363
	.3000000	.1000000	.1000000	2.33276
	.4000000	.1000000	.1000000	2.34682
	.5000000	.1000000	.1000000	2.35075
	.6000000	.1000000	.1000000	2.35113
	.7000000	.1000000	.1000000	2.35633
	.1000000	.2000000	.1000000	2.35795
	.8000000	.1000000	.1000000	2.37638
	.9000000	.1000000	.1000000	2.42092

เมื่อประมาณค่าคงที่ปรับให้เรียบทั้ง 3 ค่า จะได้ค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับระดับ ( $\alpha$ ) เท่ากับ 0.20, ค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับแนวโน้ม ( $\gamma$ ) เท่ากับ 0.10 และค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับฤดูกาล ( $\delta$ ) เท่ากับ 0.10 ซึ่งตัวแบบพยากรณ์ จะมีรูปแบบดังนี้

$$\ln \hat{Y}_t(l) = (\hat{\mu}_t + l \hat{\beta}_t) \hat{I}_{t+l-m} \quad \text{สำหรับ } t = m, m+1, \dots, m=12$$

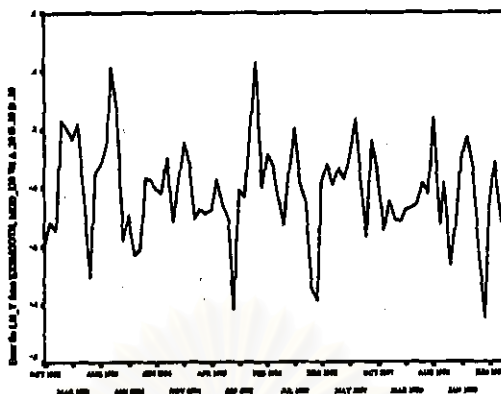
$$\text{หรือ } \hat{Y}_t(l) = \exp\{\ln \hat{Y}_t(l)\}$$

$$\text{โดยที่ } \hat{\mu}_t = \alpha (\ln Y_t / \hat{I}_{t-m}) + (1 - \alpha) (\hat{\mu}_{t-1} + \hat{\beta}_{t-1})$$

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

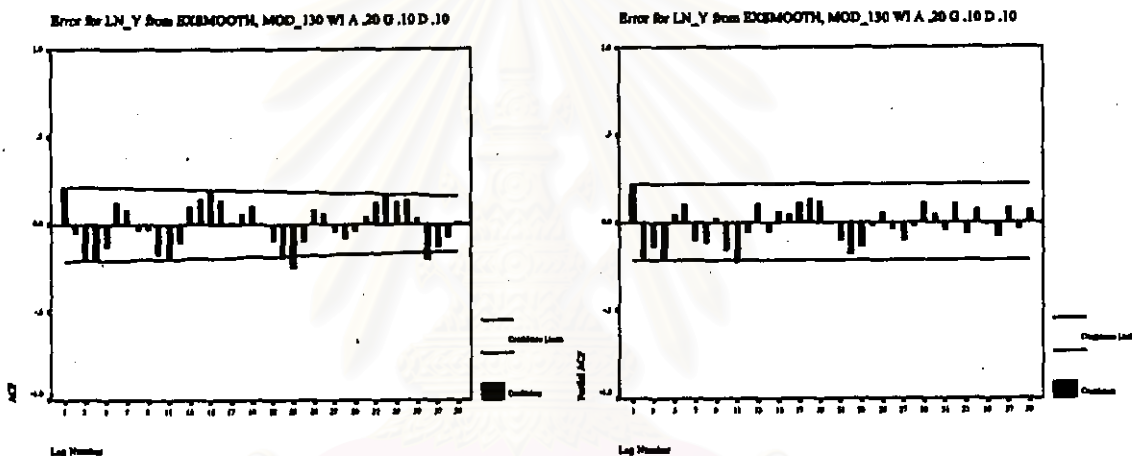
$$\hat{I}_t = \delta (\ln Y_t / \hat{\mu}_t) + (1 - \delta) \hat{I}_{t-m}$$

การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอของตัวแบบวินเตอร์ ด้วยการพิจารณากราฟของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 18.8 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่าของ SACF และ SPACF ของ  $e_t$  รูปที่ 18.9 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีอัตสหสัมพันธ์กัน และจากการทดสอบโคโลโมโกรอฟ - สมิโนฟในรูปที่ 18.10 จะได้ค่า Sig. = 0.708 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป



mean error = - 0.01139

รูปที่ 18.8



รูปที่ 18.9

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Error for LN_Y from EXSMOOTH, MOD_130 WI A .20 G .10 D .10
N		84
Normal Parameters a,b	Mean	-1.13938E-02
	Std. Deviation	.1681427
Most Extreme Differences	Absolute	.077
	Positive	.055
	Negative	-.077
Kolmogorov-Smirnov Z		.702
Asymp. Sig. (2-tailed)		.708

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 18.10

### 18.3 วิธีการแยกองค์ประกอบ

จากการพิจารณากราฟอนุกรมเวลารูปที่ 18.1 ข้อมูลมีความแปรปรวนไม่คงที่ จึงต้องแปลงโดยการใส่  $\ln$  ในอนุกรม  $Y_t$  ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมจะอยู่ในรูปแบบผลคูณ และเนื่องจากมีแนวโน้มเป็นเชิงเส้น การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบของวิธีการแยกองค์ประกอบ จึงใช้การวิเคราะห์ตัวแบบเชิงเส้น ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

## Regression

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.788	.622	.558	.1795

ANOVA<sup>a</sup>

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	3.758	12	.313	9.718	.000 <sup>b</sup>
	Residual	2.288	71	3.222E-02		
	Total	6.045	83			

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

b. Dependent Variable: LN\_Y

Coefficients

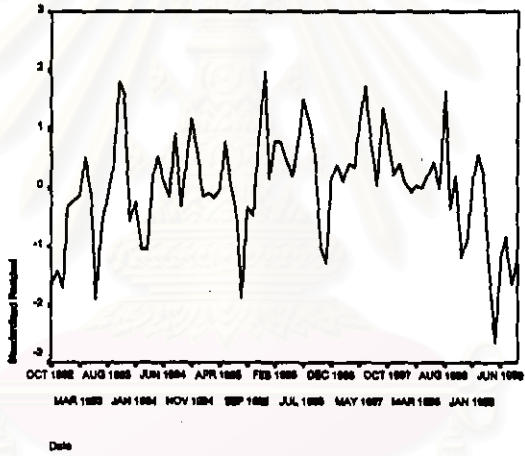
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	1.834	.075		24.473	.000
	T	6.960E-03	.001	.629	8.529	.000
	I1	.326	.096	.336	3.399	.001
	I2	.359	.096	.370	3.744	.000
	I3	.315	.096	.325	3.286	.002
	I4	.147	.096	.151	1.528	.131
	I5	-3.21E-02	.096	-.033	-.334	.739
	I6	.147	.096	.151	1.528	.131
	I7	.216	.096	.222	2.245	.028
	I8	.315	.096	.324	3.271	.002
	I9	3.092E-02	.096	.032	.321	.749
	I10	.119	.096	.122	1.236	.221
	I11	.158	.096	.162	1.643	.105

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\ln \hat{Y}_t = 1.834 + 0.00696 t + 0.326 I_{1t} + 0.359 I_{2t} + 0.315 I_{3t} \\ + 0.147 I_{4t} - 0.0321 I_{5t} + 0.147 I_{6t} + 0.216 I_{7t} \\ + 0.315 I_{8t} + 0.03092 I_{9t} + 0.119 I_{10t} + 0.158 I_{11t}$$

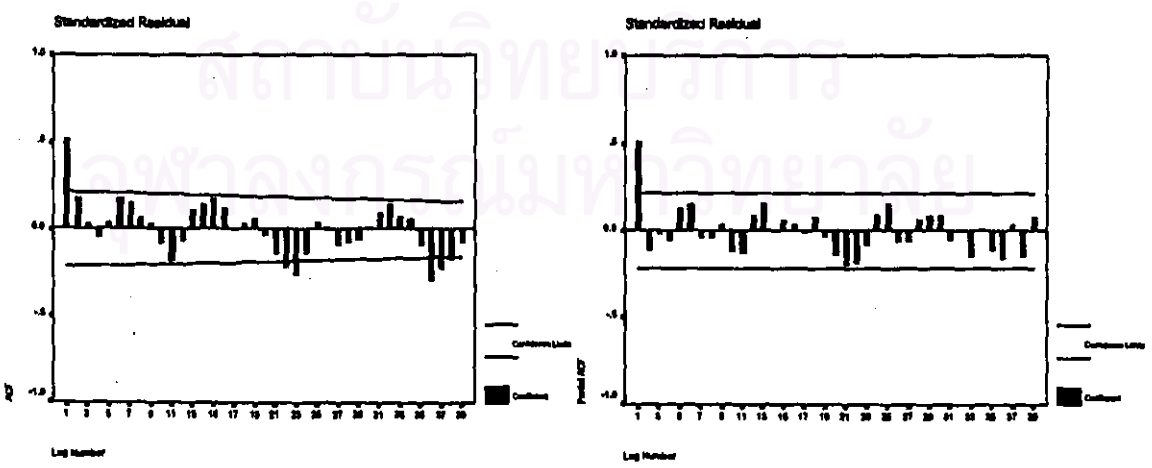
หรือ  $\hat{Y}_t = \exp\{\ln \hat{Y}_t\}$

การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอของตัวแบบแยกองค์ประกอบ ด้วยการพิจารณารูปของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 18.11 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่า SACF และ SPACF ของ  $e_t$  รูปที่ 18.12 พบว่าค่าผิดพลาดมีอัตราสัมพันธ์ที่เล็ก 1 หรือที่ห่างกัน 1 คาบเวลา ซึ่งไม่สอดคล้องกับคุณสมบัติของค่าผิดพลาดสุ่ม



mean error = 2.02E-09

รูปที่ 18.11



รูปที่ 18.12



เนื่องจากค่าผิดพลาดมีอัตสหสัมพันธ์ และรูปแบบของอัตสหสัมพันธ์เป็น AR(1) ดังนั้นจะพิจารณาตัวแบบพยากรณ์เมื่อค่าผิดพลาดสุ่ม  $\varepsilon_t$  มีอัตสหสัมพันธ์ AR(1) ดังนี้

$$\ln Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 I_{1t} + \dots + \beta_{12} I_{11t} + \varepsilon_t$$

โดยที่  $\varepsilon_t = \phi \varepsilon_{t-1} + a_t$

การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบอัตโนมัติ ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

### AREG

#### FINAL PARAMETERS:

Number of residuals	84
Standard error	.15291936
Log likelihood	45.401852
AIC	-62.803705
SBC	-28.772269

#### Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	70	1.6437433	.02338433

#### Variables in the Model:

	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
AR1	.5436063	.10053108	5.407346	.00000084
T	.0070535	.00145751	4.839449	.00000750
I1	.3281075	.06575570	4.989795	.00000424
I2	.3621525	.08166018	4.434873	.00003342
I3	.3185553	.08908308	3.575935	.00063784
I4	.1496103	.09279273	1.612306	.11139516
I5	-.0299007	.09458721	-.316118	.75285385
I6	.1474052	.09521581	1.548117	.12610355
I7	.2133459	.09487846	2.248623	.02768642
I8	.3066062	.09330718	3.285988	.00159014
I9	.0128263	.08949540	.143318	.88645051
I10	.1076805	.08115637	1.326827	.18887788
I11	.1538478	.06569420	2.341879	.02203769
CONSTANT	1.8256167	.09006342	20.270347	.00000000

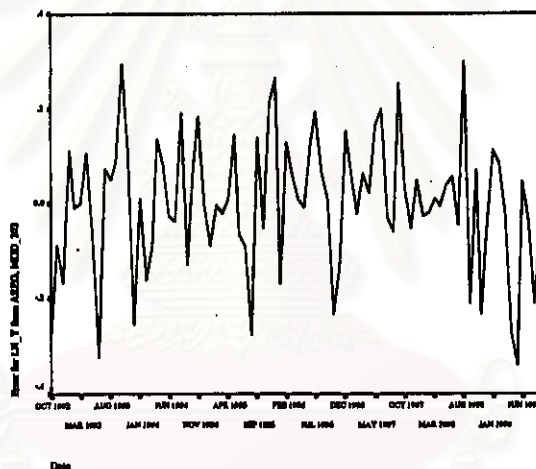
เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\begin{aligned} \ln \hat{Y}_t = & 1.8256 + 0.0071 t + 0.3281 I_{1t} + 0.3622 I_{2t} + 0.3186 I_{3t} \\ & + 0.1496 I_{4t} - 0.0299 I_{5t} + 0.1474 I_{6t} + 0.2133 I_{7t} \\ & + 0.3066 I_{8t} + 0.0128 I_{9t} + 0.1077 I_{10t} + 0.1538 I_{11t} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

หรือ  $\hat{Y}_t = \exp\{\ln \hat{Y}_t\}$

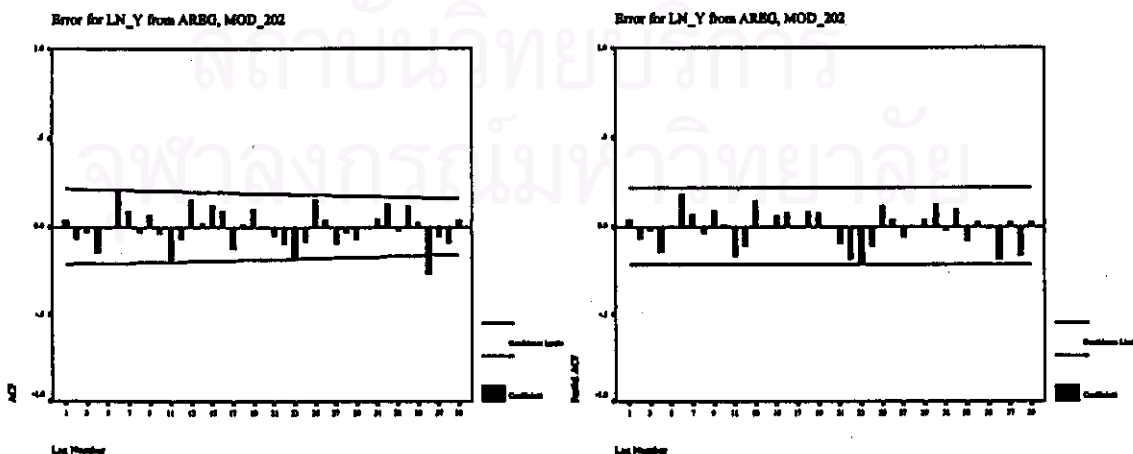
โดยที่  $\varepsilon_t = 0.5436 \varepsilon_{t-1}$

การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพองของตัวแบบอัตโนมัติด้วย การพิจารณากราฟของค่า  $\varepsilon_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 18.13 พบว่าค่าของ  $\varepsilon_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่า SACF และ SPACF ของ  $\varepsilon_t$  รูปที่ 18.14 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีอัตโนมัติสัมพันธ์กัน และการทดสอบโคโลโมโกรอฟ - สมิโนฟในรูปที่ 18.15 จะได้ค่า Sig. = 0.511 มากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป



mean error = 1.833E-03

รูปที่ 18.13



รูปที่ 18.14

## One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Error for LN_Y from AREG, MOD_202
N		84
Normal Parameters <sup>a,b</sup>	Mean	1.833408E-03
	Std. Deviation	.1414358
Most Extreme Differences	Absolute	.090
	Positive	.052
	Negative	-.090
Kolmogorov-Smirnov Z		.820
Asymp. Sig. (2-tailed)		.511

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 18.15

## 18.4 วิธีการวิเคราะห์การถดถอย

จากการพิจารณากราฟระหว่าง  $Y_t$  กับ  $X_{1t}, X_{2t}, X_{3t}$  แต่ละตัวในรูปที่ 18.16 เพื่อกำหนดรูปแบบความสัมพันธ์เชิงเส้น ระหว่างตัวแปรตามและตัวแปรอิสระ จะพบว่ากราฟระหว่าง  $Y_t$  กับ  $X_{1t}, X_{2t}$  และ  $X_{3t}$  มีแนวโน้มเป็นเส้นโค้งในลักษณะฟังก์ชันล็อก - ล็อก จึงควรแปลงค่าของ  $Y_t, X_{1t}, X_{2t}$  และ  $X_{3t}$  โดยการใส่  $\ln$  ดังในรูปที่ 18.17 ดังนั้นจะได้ตัวแบบการถดถอยเชิงเส้น ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\ln Y_t = \beta_0 + \beta_1 \ln X_{1t} + \beta_2 \ln X_{2t} + \beta_3 \ln X_{3t} + \varepsilon_t$$

โดยที่  $Y_t$  = ปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้าของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทสูบน้ำเพื่อการเกษตร และไฟชั่วคราว ในภาคตะวันออกเฉียงเหนือ (ล้านกิโลวัตต์ - ชั่วโมง)

ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.25

$X_{1t}$  = จำนวนประชากรในภาคตะวันออกเฉียงเหนือ (ล้านคน)

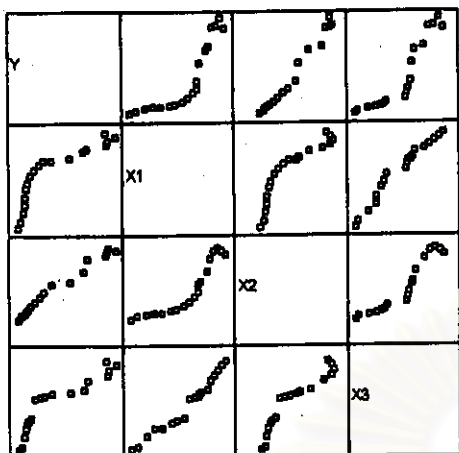
ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.26

$X_{2t}$  = รายได้เฉลี่ยต่อคนของประชากรในภาคตะวันออกเฉียงเหนือ (บาท)

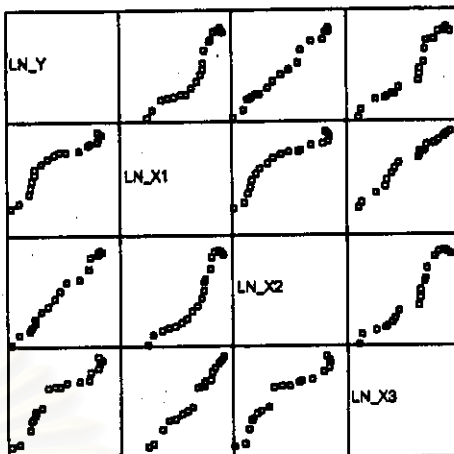
ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.27

$X_{3t}$  = ผลิตภัณฑ์มวลรวมสาขาภาคเกษตรกรรมในภาคตะวันออกเฉียงเหนือ (ล้านบาท)

ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.32



รูปที่ 18.16



รูปที่ 18.17

การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบการถดถอยเชิงเส้น โดยการวิเคราะห์ตัวแบบเชิงเส้น  
 ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้.

**Regression**

**Model Summary**

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.995	.990	.988	9.021E-02

**ANOVA<sup>a</sup>**

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	11.602	3	3.867	475.208	.000 <sup>a</sup>
	Residual	.122	15	8.138E-03		
	Total	11.724	18			

a. Predictors: (Constant), LN\_X3, LN\_X2, LN\_X1

b. Dependent Variable: LN\_Y

**Coefficients**

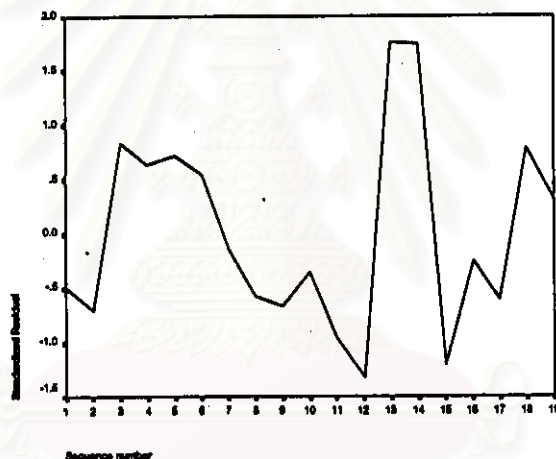
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-14.654	4.092		-3.581	.003
	LN_X1	-.843	1.634	-.087	-.516	.038
	LN_X2	1.645	.181	.963	10.190	.000
	LN_X3	.484	.822	.119	.589	.026

เมื่อประมาณค่าของพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\ln \hat{Y}_t = -14.654 - 0.843 \ln X_{1t} + 1.645 \ln X_{2t} + 0.484 \ln X_{3t}$$

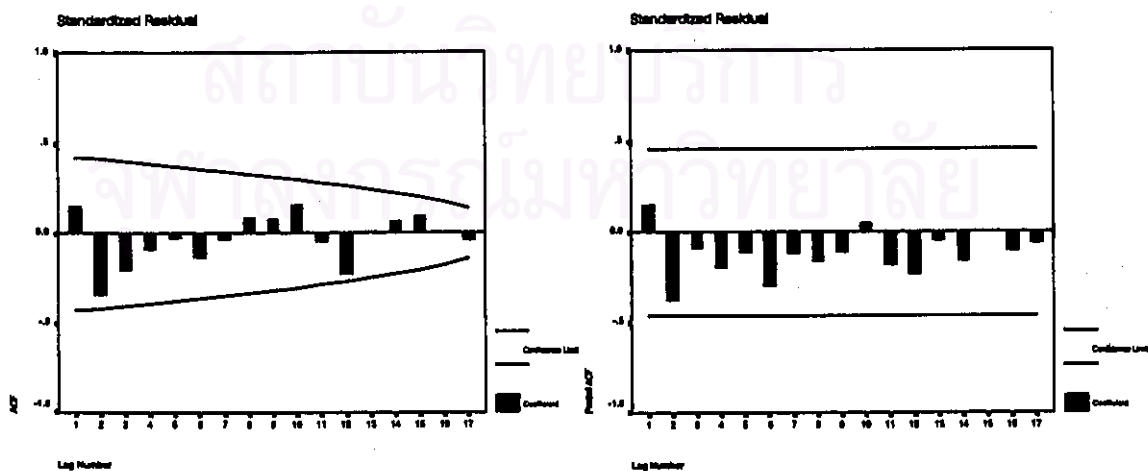
หรือ  $\hat{Y}_t = \exp\{\ln \hat{Y}_t\}$

การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบการถดถอยเชิงเส้น ด้วยการพิจารณากราฟของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 18.18 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่า ค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่า SACF และ SPACF ของ  $e_t$  รูปที่ 18.19 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีอัตสหสัมพันธ์กัน และการทดสอบโคโลโมโกรอฟ - สมิโนฟิโนรูปที่ 18.20 จะได้ค่า Sig. = 0.825 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป



mean error = 1.57E-09

รูปที่ 18.18



รูปที่ 18.19

## One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Standardi zed Residual
N		19
Normal Parameters <sup>a,b</sup>	Mean	1.57E-09
	Std. Deviation	.9128709
Most Extreme Differences	Absolute	.144
	Positive	.144
	Negative	-.093
Kolmogorov-Smirnov Z		.628
Asymp. Sig. (2-tailed)		.825

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 18.20

ผลการเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ ชำรงต้น กับวิธีการพยากรณ์ของ กฟภ. จากการเปรียบเทียบค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ โดยพิจารณาจากค่าของ MAPE จะได้ว่า ค่าพยากรณ์โดยวิธีการบอกร์ - เจนกินส์ จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 4.0324 % ซึ่งต่ำกว่าวิธีการอื่น ๆ ส่วนค่าพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 5.1786 % ค่าพยากรณ์โดยวิธีการแยกองค์ประกอบ จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 7.2267 % ค่าพยากรณ์โดยวิธีการวิเคราะห์การถดถอย จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 8.3415 % และค่าพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์ของ กฟภ. จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 24.0911 % ดังนั้นการพยากรณ์โดยวิธีการบอกร์ - เจนกินส์ จะเป็นวิธีที่เหมาะสมกับข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า ของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภท ๒ และ ๓ คือวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ และวิธีการแยกองค์ประกอบ ตามลำดับ

สถาบันวิทยบริการ  
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

### ข.19 ผลการวิเคราะห์ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า ของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภท สูบน้ำเพื่อการเกษตร และไฟชั่วคราว ในภาคกลาง

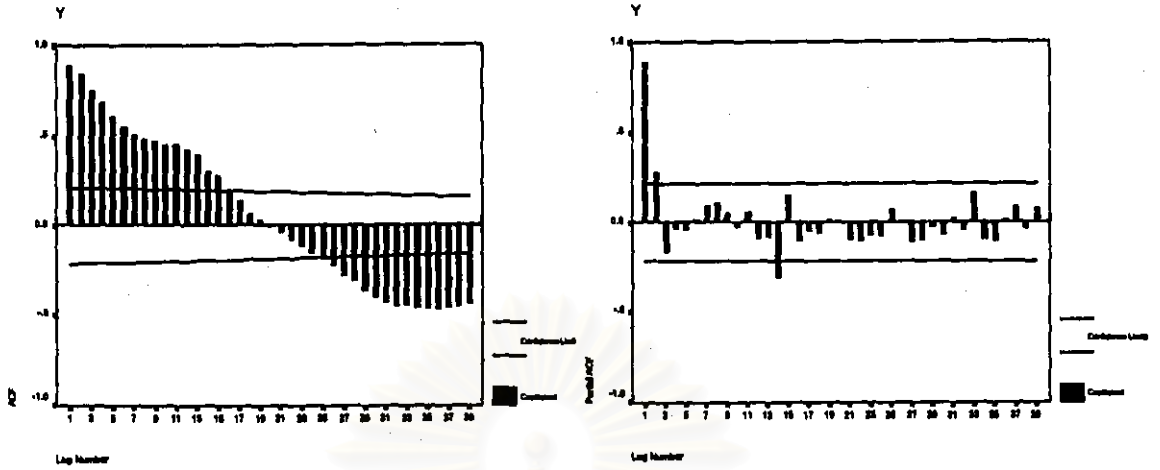
การวิเคราะห์ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้าของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทสูบน้ำเพื่อการเกษตร และไฟชั่วคราว ในภาคกลาง ชุดนี้ โดยวิธีการบอกรี - เจนกินส์ วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ และวิธีการแยกองค์ประกอบ จะใช้ข้อมูลรายเดือนจากตารางภาคผนวกที่ ก.19 ส่วนวิธีการวิเคราะห์การถดถอย จะใช้ข้อมูลรายปีจากตารางภาคผนวกที่ ก.25 ซึ่งผลการวิเคราะห์ข้อมูลด้วยวิธีการต่างๆ เป็นดังนี้

#### 19.1 วิธีการบอกรี - เจนกินส์

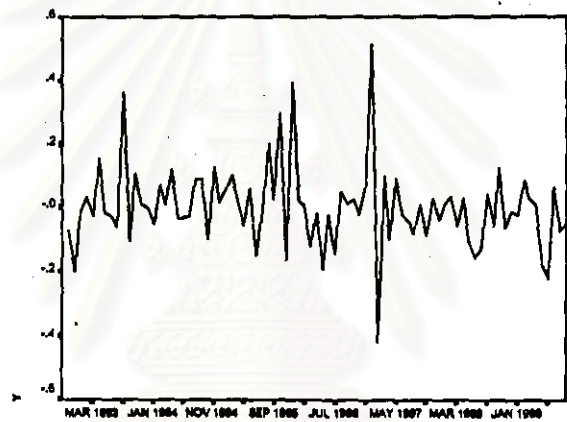
จากการพิจารณากราฟอนุกรมเวลา ในรูปที่ 19.1 และพิจารณา SACF และ SPACF ของข้อมูลอนุกรมเวลา ในรูปที่ 19.2 พบว่าข้อมูลอนุกรมชุดนี้ไม่คงที่ทั้งในค่าเฉลี่ย และความแปรปรวน จึงต้องแปลงข้อมูลให้อยู่ในสภาพคงที่ โดยเริ่มจากการใส่  $\ln$  ในอนุกรม  $Y_t$  จากนั้นทำผลต่างของข้อมูลที่มีแนวโน้มหนึ่งครั้ง จะได้ข้อมูลที่อยู่ในสภาพคงที่ในค่าเฉลี่ยในรูปที่ 19.3 และเมื่อพิจารณา SACF และ SPACF ของข้อมูลที่คงที่ในค่าเฉลี่ยในรูปที่ 19.4 จะเห็นว่ามีอัตราสัมพันธ์ร่วมระหว่างข้อมูลที่แล็ก  $k = 12, 24, \dots$  มีนัยสำคัญแตกต่างจากศูนย์ จึงควรทำผลต่างของข้อมูลที่มีฤดูกาลอีกหนึ่งครั้ง ซึ่งจะได้ข้อมูลที่อยู่ในสภาพคงที่แล้ว ในรูปที่ 19.5 เมื่อพิจารณา SACF และ SPACF ของข้อมูลที่คงที่แล้ว ในรูปที่ 19.6 รูปแบบในส่วนที่ไม่ใช่ฤดูกาล และรูปแบบในส่วนที่เป็นฤดูกาล จะเป็น AR(1) เช่นเดียวกัน เนื่องจากค่า  $\hat{\rho}_k$  ลดลงอย่างรวดเร็วขณะที่  $k > 1$  และค่า  $\hat{\phi}_{kk}$  จะมีค่าสูงที่  $k = 1$  และเท่ากับ 0 เมื่อ  $k > 1$  ดังนั้น จะได้ตัวแบบ  $ARIMA(1, 1, 0)(1, 1, 0)_{12}$



รูปที่ 19.1



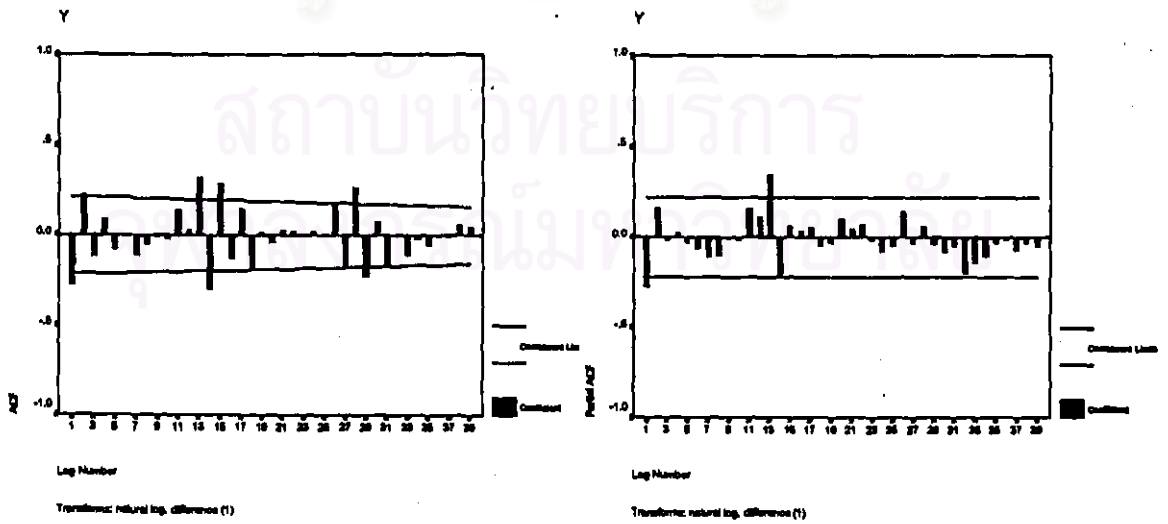
รูปที่ 19.2



MAR 1993 JAN 1994 NOV 1994 SEP 1995 JUL 1996 MAY 1997 MAR 1998 JAN 1999  
AUG 1999 JUN 1994 APR 1998 FEB 1998 DEC 1998 OCT 1997 AUG 1999 JUN 1999

Transform: natural log, difference (1)

รูปที่ 19.3



Lag Number

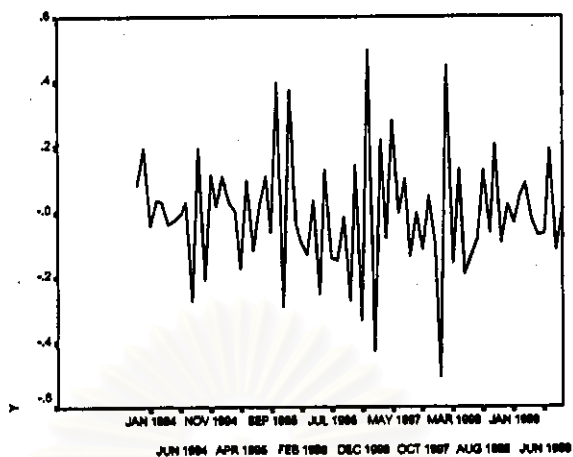
Transform: natural log, difference (1)

Lag Number

Transform: natural log, difference (1)

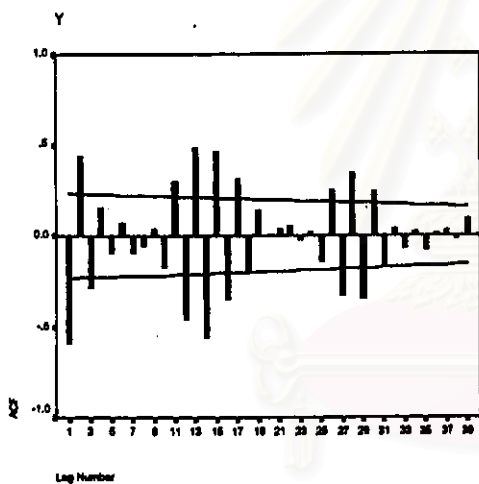
รูปที่ 19.4



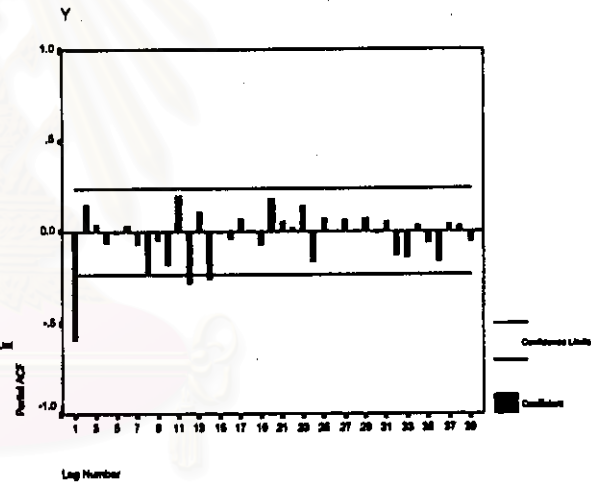


Transform: natural log, difference (1), seasonal difference (1, period)

รูปที่ 19.5



Transform: natural log, difference (1), seasonal difference (1, period)



Transform: natural log, difference (1), seasonal difference (1, period)

รูปที่ 19.6

ตัวแบบ ARIMA(1, 1, 0)(1, 1, 0)<sub>12</sub> มีรูปแบบดังนี้

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

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

โดยที่  $W_t = (1 - B)(1 - B^{12}) \ln Y_t$

การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ ARIMA (1, 1, 0)(1, 1, 0)<sub>12</sub> โดยไม่คิดค่าคงที่เนื่องจากระดับค่าเฉลี่ยคงที่มีค่าเข้าใกล้ศูนย์ ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

### Arima

#### FINAL PARAMETERS:

Number of residuals	71
Standard error	.14530983
Log likelihood	36.689553
AIC	-69.379106
SBC	-64.853746

#### Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	69	1.4787555	.02111495

#### Variables in the Model:

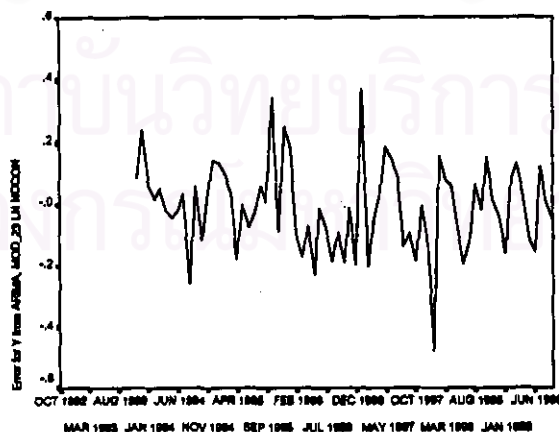
	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
AR1	-.50581337	.10291109	-4.9150521	.00000576
SAR1	-.24777476	.11841645	-2.0924015	.02008309

เมื่อประมาณค่าของพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$W_t = -0.5058 W_{t-1} - 0.2478 W_{t-12} - 0.1253 W_{t-13} + a_t$$

โดยที่  $W_t = (1-B)(1-B^{12}) \ln Y_t$

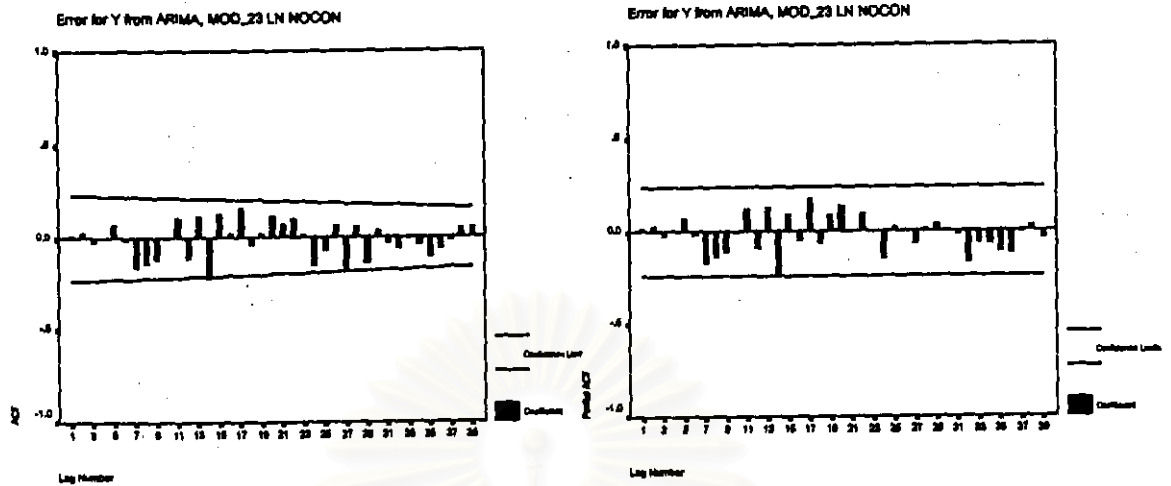
การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอของตัวแบบ ARIMA ด้วยการตรวจสอบคุณสมบัติของค่าเศษเหลือตกค้าง  $e_t$  ว่ามีคุณสมบัติสอดคล้องกับคุณสมบัติของค่าผิดพลาดสุ่ม  $a_t$  หรือไม่



Date

mean error = -0.0131

รูปที่ 19.7



รูปที่ 19.8

## One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Error for Y from ARIMA, MOD_23 LN NOCON
N		71
Normal Parameters <sup>a,b</sup>	Mean	-1.31E-02
	Std. Deviation	.1442236
Most Extreme Differences	Absolute	.054
	Positive	.054
	Negative	-.050
Kolmogorov-Smirnov Z		.454
Asymp. Sig. (2-tailed)		.986

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 19.9

จากการพิจารณารูปของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 19.7 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวในลักษณะชานรอบค่าเฉลี่ยศูนย์ แสดงเหตุผลได้ว่า ค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ และเมื่อพิจารณาของ SACF และ SPACF ของ  $e_t$  ในรูปที่ 19.8 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีอัตสหสัมพันธ์กัน และจากการทดสอบโคลโมโกรอฟ - สมิโนฟ ในรูปที่ 19.9 ว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงแบบปกติหรือไม่ จะได้ค่า Sig. = 0.986 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป

## 19.2 วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์

จากการพิจารณากราฟอนุกรมเวลาในรูปที่ 19.1 ข้อมูลมีแนวโน้มและฤดูกาล ดังนั้นวิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลังที่เหมาะสมกับข้อมูลที่มีทั้งแนวโน้มและฤดูกาล คือวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ และเนื่องจากความแปรปรวนไม่คงที่ จึงควรแปลงข้อมูลโดยการใส่  $\ln$  ในอนุกรม  $Y_t$  ซึ่งการประมาณค่าคงที่ปรับให้เรียบทั้ง 3 ค่า ของวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ ที่ให้ค่าเฉลี่ยของค่าคลาดเคลื่อนกำลังสอง (MSE) ต่ำสุด ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

### ExSmooth

The 10 smallest SSE's are:	Alpha	Gamma	Delta	SSE
	.7000000	.1000000	.1000000	1.18147
	.6000000	.1000000	.1000000	1.19485
	.8000000	.1000000	.1000000	1.20058
	.7000000	.1000000	.2000000	1.22742
	.8000000	.1000000	.2000000	1.23195
	.7000000	.2000000	.1000000	1.24444
	.5000000	.1000000	.1000000	1.24713
	.9000000	.1000000	.1000000	1.25056
	.6000000	.2000000	.1000000	1.25485
	.6000000	.1000000	.2000000	1.25711

เมื่อประมาณค่าคงที่ปรับให้เรียบทั้ง 3 ค่า จะได้ค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับระดับ ( $\alpha$ ) เท่ากับ 0.70, ค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับแนวโน้ม ( $\gamma$ ) เท่ากับ 0.10 และค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับฤดูกาล ( $\delta$ ) เท่ากับ 0.10 ซึ่งตัวแบบพยากรณ์ จะมีรูปแบบดังนี้

$$\ln \hat{Y}_t(l) = (\hat{\mu}_t + l \hat{\beta}_t) \hat{I}_{t+1-m} \quad \text{สำหรับ } t = m, m+1, \dots, m=12$$

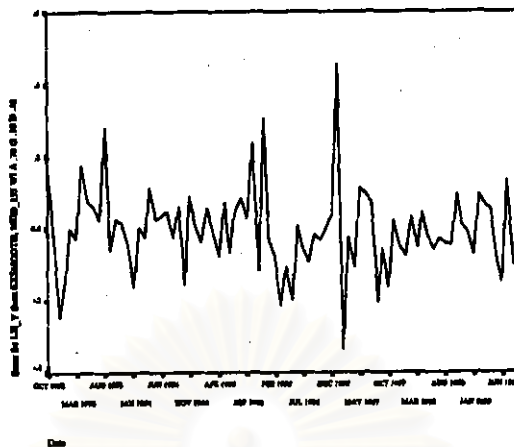
หรือ 
$$\hat{Y}_t(l) = \exp\{\ln \hat{Y}_t(l)\}$$

โดยที่ 
$$\hat{\mu}_t = \alpha (\ln Y_t / \hat{I}_{t-m}) + (1 - \alpha)(\hat{\mu}_{t-1} + \hat{\beta}_{t-1})$$

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

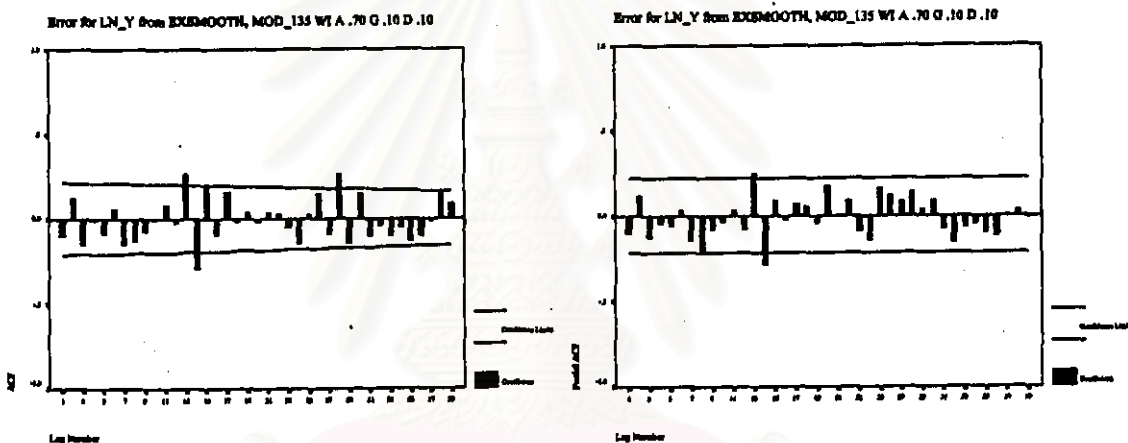
$$\hat{I}_t = \delta (\ln Y_t / \hat{\mu}_t) + (1 - \delta) \hat{I}_{t-m}$$

การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอของตัวแบบวินเตอร์ ด้วยการพิจารณารูปของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 19.10 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่าของ SACF และ SPACF ของ  $e_t$  รูปที่ 19.11 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีอัตโนมัติสัมพันธ์กัน และจากการทดสอบโคโลโมโกรอฟ - สมิโนฟในรูปที่ 19.12 จะได้ค่า Sig. = 0.571 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป



mean error = -7.052E-03

รูปที่ 19.10



รูปที่ 19.11

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Error for LN_Y from EXSMOOTH, MOD_135 WI A .70 G .10 D .10
N		84
Normal Parameters a,b	Mean	-7.05239E-03
	Std. Deviation	.1190975
Most Extreme Differences	Absolute	.085
	Positive	.085
	Negative	-.082
Kolmogorov-Smirnov Z		.784
Asymp. Sig. (2-tailed)		.571

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 19.12

### 19.3 วิธีการแยกองค์ประกอบ

จากการพิจารณากราฟอนุกรมเวลารูปที่ 19.1 ข้อมูลมีความแปรปรวนไม่คงที่ จึงต้องแปลงโดยการใส่  $\ln$  ในอนุกรม  $Y_t$  ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมจะอยู่ในรูปแบบผลคูณ และเนื่องจากมีแนวโน้มเป็นเชิงเส้น การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบของวิธีการแยกองค์ประกอบ จึงใช้การวิเคราะห์ตัวแบบเชิงเส้น ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

## Regression

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.501	.251	.125	.3619

ANOVA<sup>a</sup>

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	3.123	12	.260	1.987	.038 <sup>a</sup>
	Residual	9.299	71	.131		
	Total	12.421	83			

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

b. Dependent Variable: LN\_Y

Coefficients

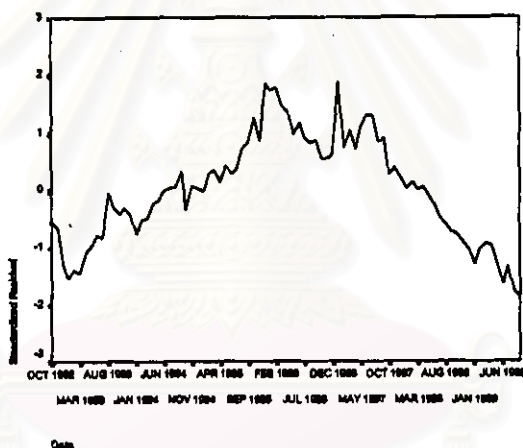
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	3.180	.151		21.049	.000
	T	7.828E-03	.002	.481	4.636	.000
	I1	6.446E-02	.193	.046	.333	.740
	I2	4.365E-02	.193	.031	.226	.822
	I3	2.648E-02	.194	.019	.137	.892
	I4	3.646E-02	.194	.026	.188	.851
	I5	-2.55E-02	.194	-.018	-.131	.896
	I6	-.124	.194	-.089	-.640	.524
	I7	-.181	.194	-.130	-.936	.352
	I8	-.106	.194	-.076	-.548	.586
	I9	-.126	.194	-.090	-.649	.519
	I10	9.064E-03	.193	.007	.047	.963
	I11	-2.21E-02	.193	-.016	-.114	.909

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\ln \hat{Y}_t = 3.180 + 0.007628 t + 0.06446 I_{1t} + 0.04365 I_{2t} + 0.02648 I_{3t} \\ + 0.03646 I_{4t} - 0.0255 I_{5t} - 0.124 I_{6t} - 0.181 I_{7t} \\ - 0.106 I_{8t} - 0.126 I_{9t} + 0.009064 I_{10t} - 0.0221 I_{11t}$$

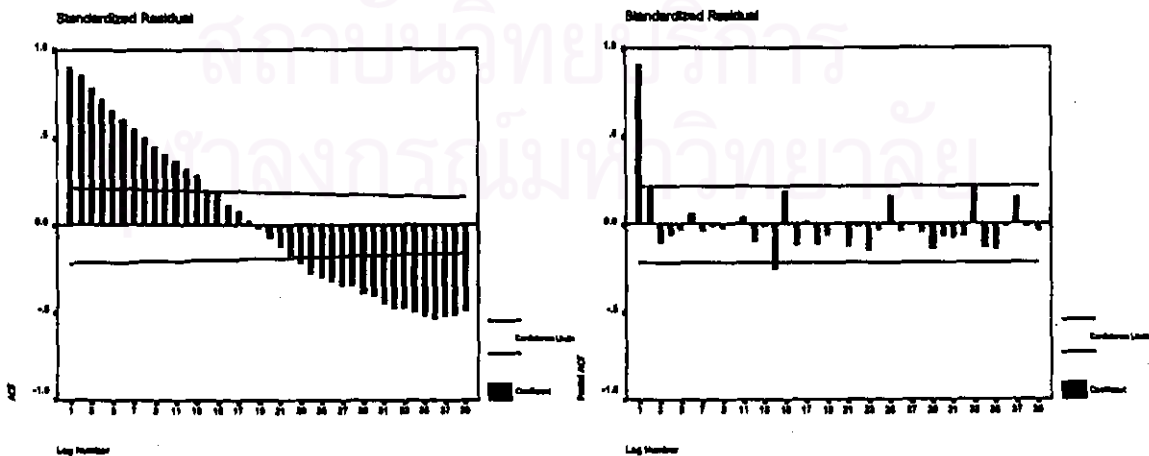
หรือ  $\hat{Y}_t = \exp\{\ln \hat{Y}_t\}$

การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอของตัวแบบแยกองค์ประกอบ ด้วยการพิจารณารูปของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 19.13 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่า SACF และ SPACF ของ  $e_t$  รูปที่ 19.14 พบว่าค่าผิดพลาดมีอัตโนมัติสหสัมพันธ์ที่เล็ก 1 หรือที่ห่างกัน 1 คาบเวลา ซึ่งไม่สอดคล้องกับคุณสมบัติของค่าผิดพลาดสุ่ม



mean error = 3.77E-09

รูปที่ 19.13



รูปที่ 19.14

เนื่องจากค่าผิดพลาดมีอัตสหสัมพันธ์ และรูปแบบของอัตสหสัมพันธ์เป็น AR(1) ดังนั้นจะพิจารณาตัวแบบพยากรณ์เมื่อค่าผิดพลาดสุ่ม  $\varepsilon_t$  มีอัตสหสัมพันธ์ AR(1) ดังนี้

$$\ln Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 I_{1t} + \dots + \beta_{12} I_{11t} + \varepsilon_t$$

โดยที่  $\varepsilon_t = \phi \varepsilon_{t-1} + a_t$

การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบอัตโนมัติ ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

### AREG

#### FINAL PARAMETERS:

Number of residuals	84
Standard error	.12927397
Log likelihood	58.706426
AIC	-89.412853
SBC	-55.381417

#### Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	70	1.2016334	.01671176

#### Variables in the Model:

	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
AR1	.9460363	.04131434	22.898499	.00000000
T	.0032034	.00649284	.493372	.62329437
I1	.0723614	.04802952	1.506603	.13641206
I2	.0590547	.06472477	.912397	.36469121
I3	.0489847	.07520204	.651375	.51693729
I4	.0656752	.08191799	.801719	.42542902
I5	.0100893	.08577949	.117619	.90670648
I6	-.0824605	.08717154	-.945957	.34742438
I7	-.1343846	.08620494	-1.558897	.12353071
I8	-.0538866	.08277351	-.651013	.51716980
I9	-.0687148	.07650514	-.898172	.37217267
I10	-.0080112	.06464507	-.123925	.90172953
I11	-.0304652	.04801612	-.634479	.52783631
CONSTANT	3.2171680	.35539288	9.052427	.00000000

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

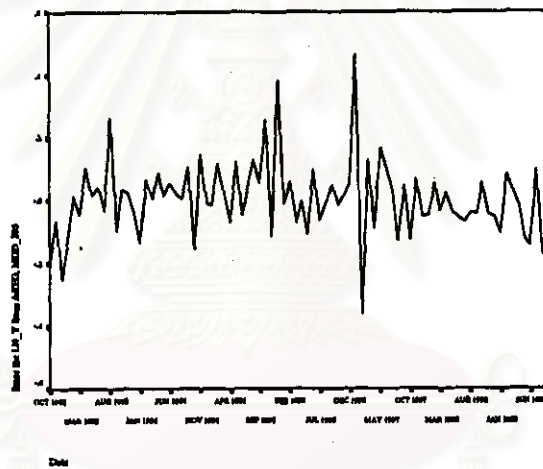
$$\begin{aligned} \ln \hat{Y}_t = & 3.2172 + 0.0032 t + 0.0724 I_{1t} + 0.0591 I_{2t} + 0.0490 I_{3t} \\ & + 0.0657 I_{4t} + 0.0101 I_{5t} - 0.0825 I_{6t} - 0.1344 I_{7t} \\ & - 0.0539 I_{8t} - 0.0687 I_{9t} - 0.0080 I_{10t} - 0.0305 I_{11t} + \varepsilon_t \end{aligned}$$



หรือ  $\hat{Y}_t = \exp\{\ln \hat{Y}_t\}$

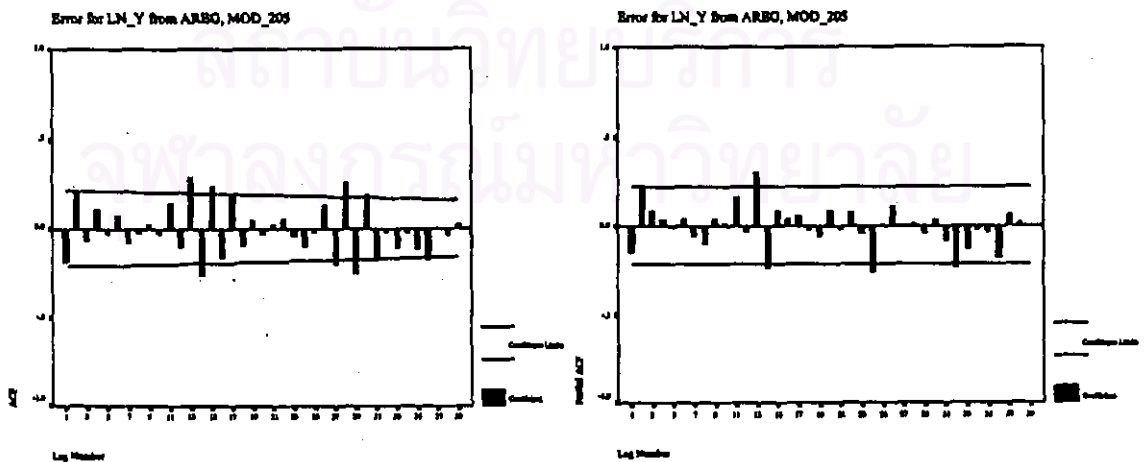
โดยที่  $\varepsilon_t = 0.9460 \varepsilon_{t-1}$

การวิจัยความเหมาะสมเพียงพองของตัวแบบอัตโนมัติด้วย การพิจารณากราฟของค่า  $\varepsilon_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 19.15 พบว่าค่าของ  $\varepsilon_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่า SACF และ SPACF ของ  $\varepsilon_t$  รูปที่ 19.16 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีอัตโนมัติสัมพันธ์กัน และการทดสอบโคโลโมโกรอฟ - สมิทอฟในรูปที่ 19.17 จะได้ค่า Sig. = 0.439 มากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป



mean error = 2.307E-03

รูปที่ 19.15



รูปที่ 19.16

## One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Error for LN_Y from AREG, MOD_205
N		84
Normal Parameters <sup>a,b</sup>	Mean	2.306951E-03
	Std. Deviation	.1205873
Most Extreme Differences	Absolute	.095
	Positive	.095
	Negative	-.073
Kolmogorov-Smirnov Z		.867
Asymp. Sig. (2-tailed)		.439

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 19.17

#### 19.4 วิธีการวิเคราะห์การถดถอย

จากการพิจารณากราฟระหว่าง  $Y_t$  กับ  $X_{1t}, X_{2t}, X_{3t}$  แต่ละตัวในรูปที่ 19.18 เพื่อกำหนดรูปแบบความสัมพันธ์เชิงเส้น ระหว่างตัวแปรตามและตัวแปรอิสระ จะพบว่ากราฟระหว่าง  $Y_t$  กับ  $X_{1t}, X_{2t}$  และ  $X_{3t}$  มีแนวโน้มเป็นเส้นโค้งในลักษณะฟังก์ชันล็อก - ล็อก จึงควรแปลงค่าของ  $Y_t, X_{1t}, X_{2t}$  และ  $X_{3t}$  โดยการใส่  $\ln$  ดังในรูปที่ 19.19 ดังนั้นจะได้ตัวแบบการถดถอยเชิงเส้น ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\ln Y_t = \beta_0 + \beta_1 \ln X_{1t} + \beta_2 \ln X_{2t} + \beta_3 \ln X_{3t} + \varepsilon_t$$

โดยที่  $Y_t$  = ปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้าของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทสูบน้ำเพื่อการเกษตร และไฟชั่วคราว ในภาคกลาง (ล้านกิโลวัตต์ - ชั่วโมง)

ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.25

$X_{1t}$  = จำนวนประชากรในภาคกลาง (ล้านคน)

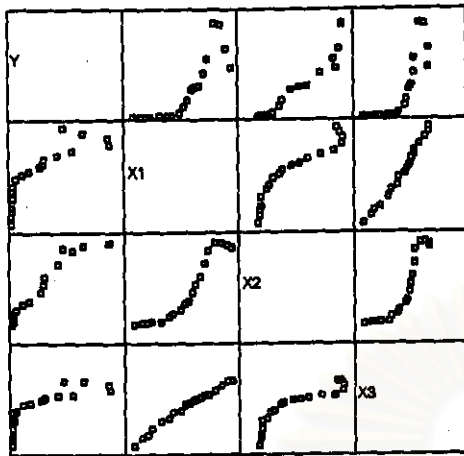
ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.26

$X_{2t}$  = รายได้เฉลี่ยต่อคนของประชากรในภาคกลาง (บาท)

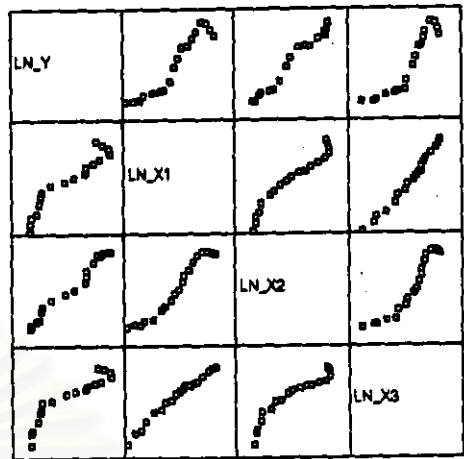
ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.27

$X_{3t}$  = ผลิตภัณฑ์มวลรวมของสาขาภาคเกษตรกรรมในภาคกลาง (ล้านบาท)

ที่มา : ตารางภาคผนวกที่ ก.32



รูปที่ 19.18



รูปที่ 19.19

การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบการถดถอยเชิงเส้น โดยการวิเคราะห์ตัวแบบเชิงเส้น  
ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

## Regression

### Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.992	.983	.980	.1870

### ANOVA<sup>a</sup>

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	31.281	3	10.420	297.894	.000 <sup>a</sup>
	Residual	.525	15	3.498E-02		
	Total	31.786	18			

a. Predictors: (Constant), LN\_X3, LN\_X2, LN\_X1

b. Dependent Variable: LN\_Y

### Coefficients

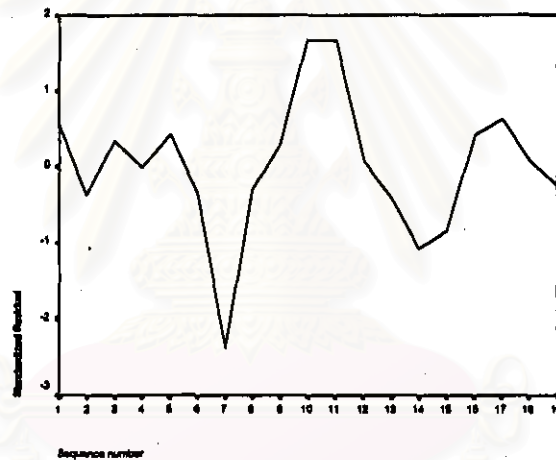
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-97.628	35.863		-2.722	.018
	LN_X1	-14.587	5.860	-1.074	-2.489	.025
	LN_X2	2.810	.351	1.355	7.995	.000
	LN_X3	9.413	4.160	.715	2.263	.039

เมื่อประมาณค่าของพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\ln \hat{Y}_t = -97.628 - 14.587 \ln X_{1t} + 2.810 \ln X_{2t} + 9.413 \ln X_{3t}$$

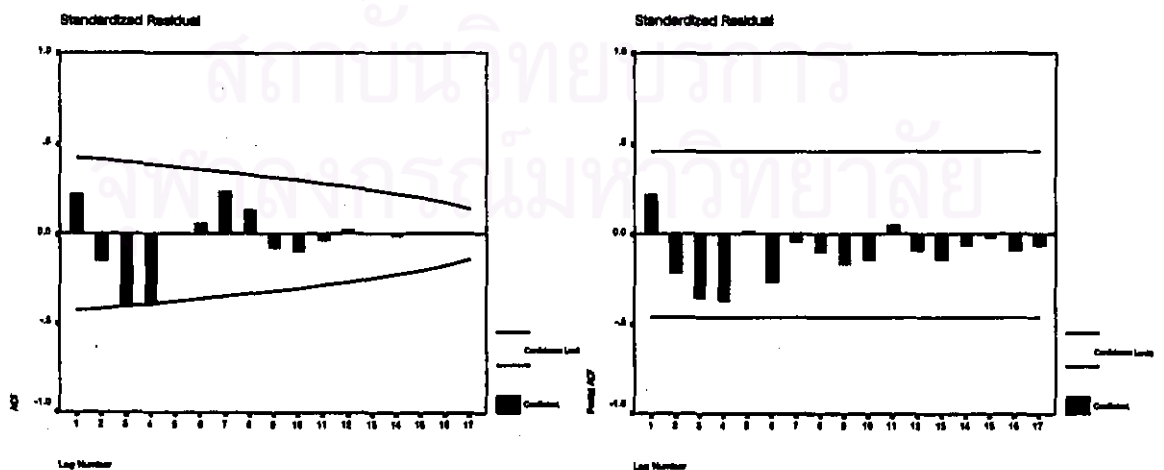
หรือ  $\hat{Y}_t = \exp\{\ln \hat{Y}_t\}$

การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบการถดถอยเชิงเส้น ด้วยการพิจารณารูปของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 19.20 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่า SACF และ SPACF ของ  $e_t$  รูปที่ 19.21 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีอัตโนมัติสัมพันธ์กัน และการทดสอบโคโลโมโกรอฟ - สมิทอฟ ในรูปที่ 19.22 จะได้ค่า Sig. = 0.665 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป



mean error = -8.0E-09

รูปที่ 19.20



รูปที่ 19.21

## One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Standardi zed Residual
N		19
Normal Parameters <sup>a,b</sup>	Mean	-8.0E-09
	Std. Deviation	.9128709
Most Extreme Differences	Absolute	.167
	Positive	.147
	Negative	-.167
Kolmogorov-Smirnov Z		.728
Asymp. Sig. (2-tailed)		.665

<sup>a</sup>. Test distribution is Normal.

<sup>b</sup>. Calculated from data.

รูปที่ 19.22

ผลการเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ ข้างต้น กับวิธีการพยากรณ์ของ กฟภ. จากการเปรียบเทียบค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ โดยพิจารณาจากค่าของ MAPE จะได้ว่า ค่าพยากรณ์โดยวิธีการบอกร์-เจนกินส์ จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 2.2003 % ซึ่งต่ำกว่าวิธีการอื่น ๆ ส่วนค่าพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 3.1224 % ค่าพยากรณ์โดยวิธีการแยกองค์ประกอบ จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 23.8224 % ค่าพยากรณ์โดยวิธีการวิเคราะห์การถดถอย จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 10.6933% และค่าพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์ของ กฟภ. จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 25.0653 % ดังนั้นการพยากรณ์โดยวิธีการบอกร์-เจนกินส์ จะเป็นวิธีที่เหมาะสมกับข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า ของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภท ฐานน้ำเพื่อการเกษตร และไฟรั่วควรว ในภาคกลาง ชุดนี้ มากกว่าวิธีอื่น ๆ ส่วนวิธีที่เหมาะสมเป็นอันดับ 2 และ 3 คือวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ และวิธีการวิเคราะห์การถดถอย ตามลำดับ

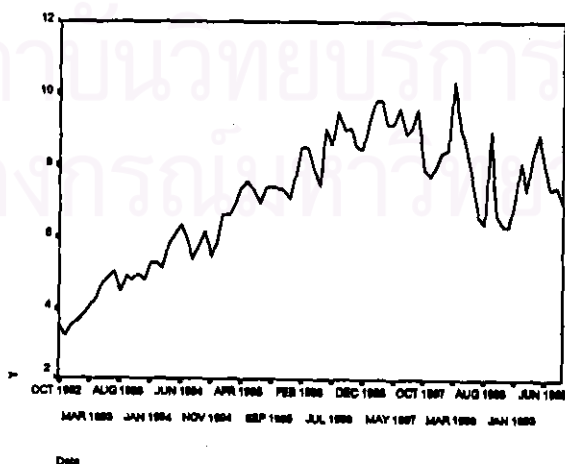
สถาบันวิทยบริการ  
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

## ข.20 ผลการวิเคราะห์ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า ของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภท สูบน้ำเพื่อการเกษตร และไฟชั่วคราว ในภาคใต้

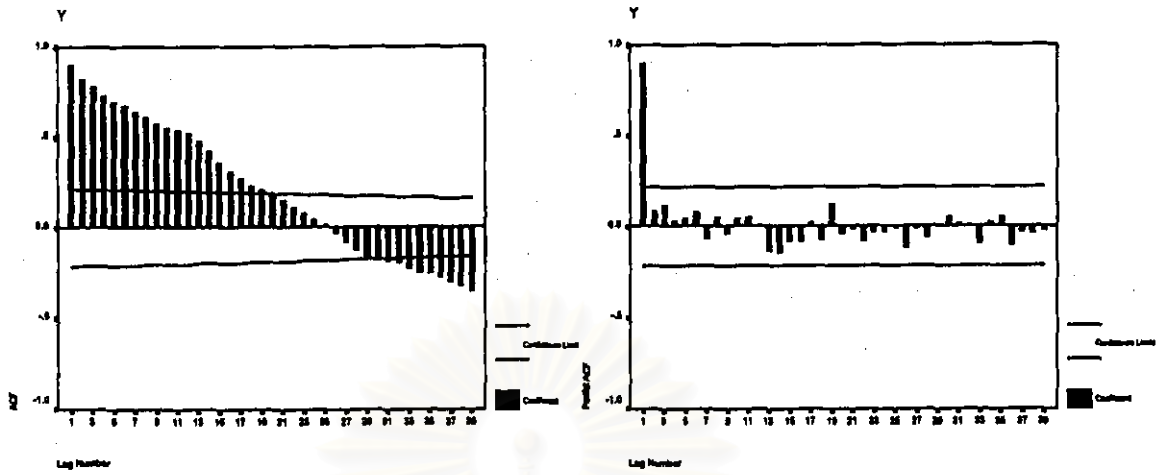
การวิเคราะห์ข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้าของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทสูบน้ำเพื่อการเกษตร และไฟชั่วคราว ในภาคใต้ ชุดนี้ โดยวิธีการบอกซ์ - เจนกินส์ วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ และวิธีการแยกองค์ประกอบ จะใช้ข้อมูลรายเดือนจากตารางภาคผนวกที่ ก.20 ส่วนวิธีการวิเคราะห์การถดถอย จะใช้ข้อมูลรายปีจากตารางภาคผนวกที่ ก.25 ซึ่งผลการวิเคราะห์ข้อมูลด้วยวิธีการต่าง ๆ เป็นดังนี้

### 20.1 วิธีการบอกซ์ - เจนกินส์

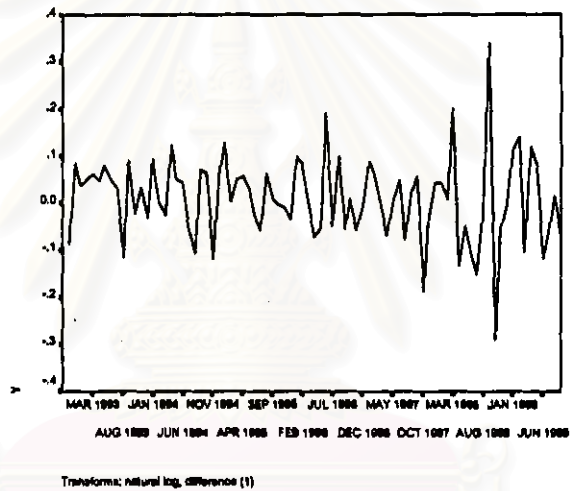
จากการพิจารณารูปพรรณสมมติ ในรูปที่ 20.1 และพิจารณา SACF และ SPACF ของข้อมูลอนุกรมเวลา ในรูปที่ 20.2 พบว่าข้อมูลอนุกรมชุดนี้ไม่คงที่ทั้งในค่าเฉลี่ย และความแปรปรวน จึงต้องแปลงข้อมูลให้อยู่ในสภาพคงที่ โดยเริ่มจากการใส่  $\ln$  ในอนุกรม  $Y_t$  จากนั้นทำผลต่างของข้อมูลที่มีแนวโน้มหนึ่งครั้ง จะได้ข้อมูลที่อยู่ในสภาพคงที่ในค่าเฉลี่ยในรูปที่ 20.3 และเมื่อพิจารณา SACF และ SPACF ของข้อมูลที่คงที่ในค่าเฉลี่ยในรูปที่ 20.4 จะเห็นว่ามียอดสหสัมพันธ์ร่วมระหว่างข้อมูลที่แล็ก  $k = 12, 24, \dots$  มีนัยสำคัญแตกต่างจากศูนย์ จึงควรทำผลต่างของข้อมูลที่มีฤดูกาลอีกหนึ่งครั้ง ซึ่งจะได้ข้อมูลที่อยู่ในสภาพคงที่แล้ว ในรูปที่ 20.5 เมื่อพิจารณา SACF และ SPACF ของข้อมูลที่คงที่แล้ว ในรูปที่ 20.6 รูปแบบในส่วนที่ไม่ใช่ฤดูกาลจะเป็น AR(1) เนื่องจากค่า  $\hat{\rho}_k$  ลดลงอย่างรวดเร็วขณะที่  $k > 1$  และค่า  $\hat{\phi}_{kk}$  จะมีค่าสูงที่  $k = 1$  และเท่ากับ 0 เมื่อ  $k > 1$  และรูปแบบในส่วนที่เป็นฤดูกาลจะเป็น MA(1) เนื่องจากค่า  $\hat{\rho}_k$  จะมีค่าสูงที่  $k = 1$  และเท่ากับ 0 เมื่อ  $k > 1$  และค่า  $\hat{\phi}_{kk}$  ลดลงอย่างรวดเร็วขณะที่  $k > 1$  ดังนั้น จะได้ตัวแบบ ARIMA(1, 1, 0)(0, 1, 1)<sub>12</sub>



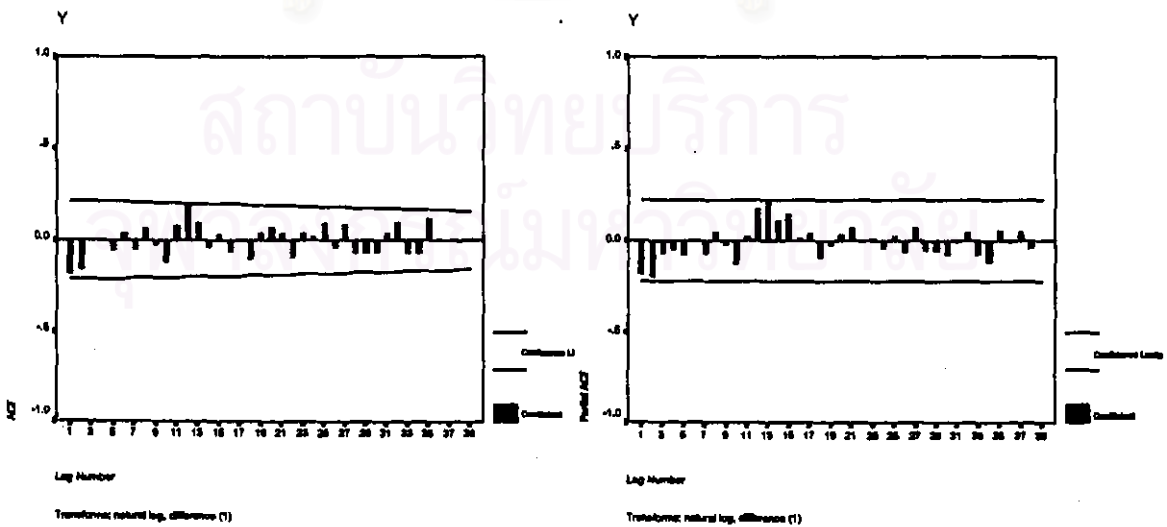
รูปที่ 20.1



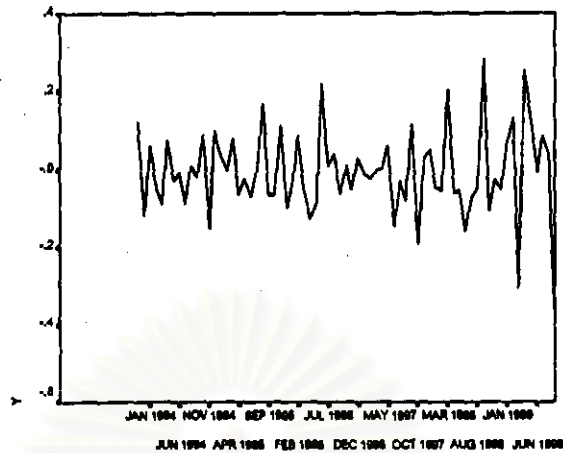
รูปที่ 20.2



รูปที่ 20.3

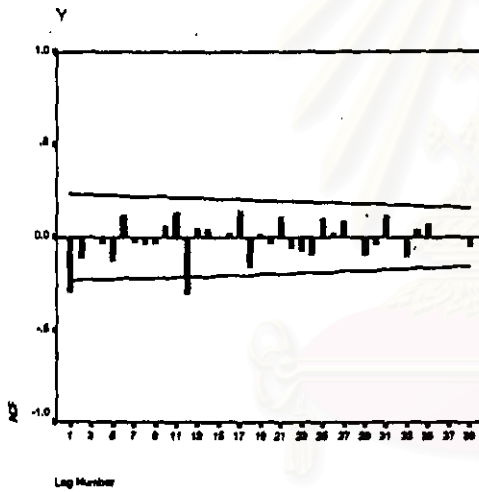


รูปที่ 20.4



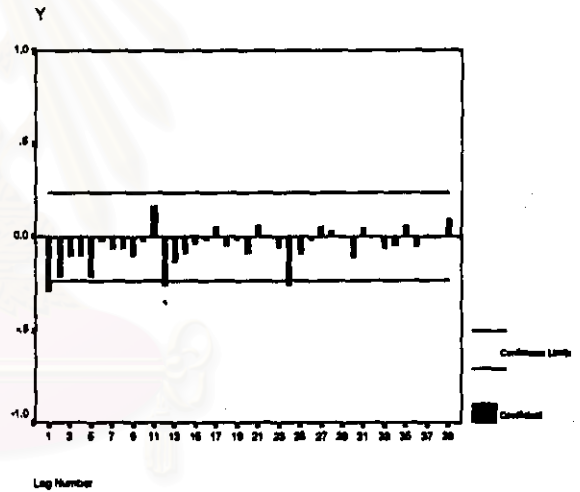
Transform: natural log, difference (1), seasonal difference (1, period)

รูปที่ 20.5



Lag Number

Transform: natural log, difference (1), seasonal difference (1, period)



Lag Number

Transform: natural log, difference (1), seasonal difference (1, period)

รูปที่ 20.6

ตัวแบบ ARIMA (1, 1, 0)(0, 1, 1)<sub>12</sub> มีรูปแบบดังนี้

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

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

โดยที่  $W_t = (1 - B)(1 - B^{12}) \ln Y_t$



การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวเองแบบ ARIMA (1, 1, 0)(0, 1, 1)<sub>12</sub> โดยไม่คิดค่าคงที่เนื่องจากระดับค่าเฉลี่ยคงที่มีค่าเข้าใกล้ศูนย์ ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

### Arima

#### FINAL PARAMETERS:

Number of residuals 71  
 Standard error .09227199  
 Log likelihood 65.861815  
 AIC -127.72363  
 SBC -123.19827

#### Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	69	.64856467	.00851412

#### Variables in the Model:

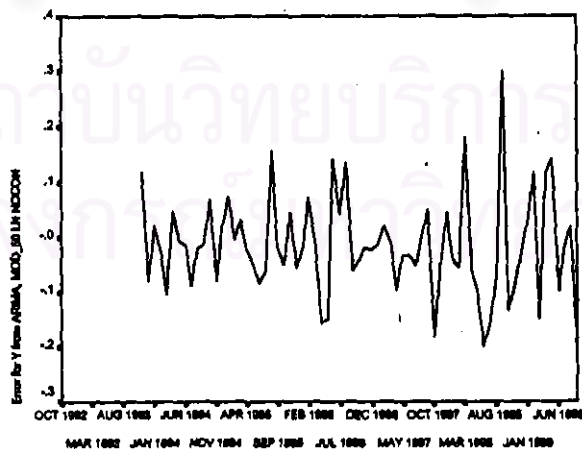
	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
AR1	-.31553401	.11208569	-2.8151141	.00635001
SMA1	.66346140	.14542239	4.5623058	.00002137

เมื่อประมาณค่าของพารามิเตอร์ในตัวเอง จะได้ตัวเองพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$W_t = -0.3155 W_{t-1} + a_t - 0.6635 a_{t-12}$$

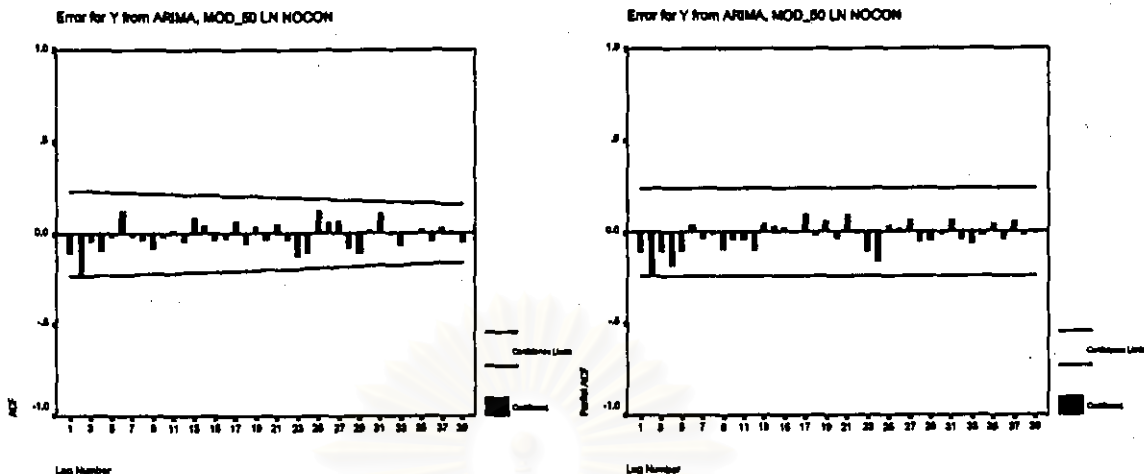
โดยที่  $W_t = (1-B)(1-B^{12}) \ln Y_t$

การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอของตัวเองแบบ ARIMA ด้วยการตรวจสอบคุณสมบัติของค่าเศษเหลือตกค้าง  $a_t$  ว่ามีคุณสมบัติสอดคล้องกับคุณสมบัติของค่าผิดพลาดสุ่ม  $a_t$  หรือไม่



Date

mean error = -0.0164



รูปที่ 20.8

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Error for Y from ARIMA, MOD_50 LN NOCON
N		71
Normal Parameters a,b	Mean	-1.64E-02
	Std. Deviation	9.25E-02
Most Extreme Differences	Absolute	.123
	Positive	.123
	Negative	-.062
Kolmogorov-Smirnov Z		1.033
Asymp. Sig. (2-tailed)		.236

- a. Test distribution is Normal.
- b. Calculated from data.

รูปที่ 20.9

จากการพิจารณารูปของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 20.7 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวในลักษณะชานรอบค่าเฉลี่ยศูนย์ แสดงเหตุผลได้ว่า ค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ และเมื่อพิจารณาค่าของ SACF และ SPACF ของ  $e_t$  ในรูปที่ 20.8 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีข้อสันนิษฐานกัน และจากการทดสอบโคลโมโกรอฟ - สมิโนฟ ในรูปที่ 20.9 ว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงแบบปกติหรือไม่ จะได้ค่า Sig. = 0.236 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป

## 20.2 วิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์

จากการพิจารณารูปกราฟอนุกรมเวลาในรูปที่ 20.1 ข้อมูลมีแนวโน้มและฤดูกาล ดังนั้นวิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลังที่เหมาะสมกับข้อมูลที่มีทั้งแนวโน้มและฤดูกาล คือวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ และเนื่องจากความแปรปรวนไม่คงที่ จึงควรแปลงข้อมูลโดยการใส่  $\ln$  ในอนุกรม  $Y_t$  ซึ่งการประมาณค่าคงที่ปรับให้เรียบทั้ง 3 ค่า ของวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ ที่ให้ค่าเฉลี่ยของค่าคลาดเคลื่อนกำลังสอง (MSE) ต่ำสุด ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

### ExSmooth

The 10 smallest SSE's are:	Alpha	Gamma	Delta	SSE
	.6000000	.1000000	.1000000	.52057
	.5000000	.1000000	.1000000	.52253
	.7000000	.1000000	.1000000	.52643
	.4000000	.1000000	.1000000	.53569
	.8000000	.1000000	.1000000	.53878
	.7000000	.1000000	.2000000	.54660
	.6000000	.1000000	.2000000	.54673
	.5000000	.2000000	.1000000	.55270
	.8000000	.1000000	.2000000	.55283
	.6000000	.2000000	.1000000	.55325

เมื่อประมาณค่าคงที่ปรับให้เรียบทั้ง 3 ค่า จะได้ค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับระดับ ( $\alpha$ ) เท่ากับ 0.60, ค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับแนวโน้ม ( $\gamma$ ) เท่ากับ 0.10 และค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับฤดูกาล ( $\delta$ ) เท่ากับ 0.10 ซึ่งตัวแบบพยากรณ์ จะมีรูปแบบดังนี้

$$\ln \hat{Y}_t(l) = (\hat{\mu}_t + l \hat{\beta}_t) \hat{I}_{t+1-m} \quad \text{สำหรับ } t = m, m+1, \dots, m = 12$$

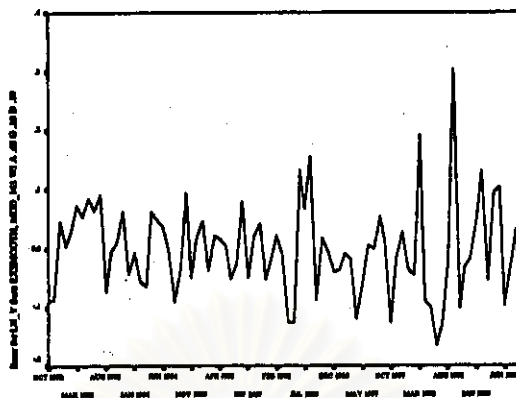
$$\text{หรือ } \hat{Y}_t(l) = \exp\{\ln \hat{Y}_t(l)\}$$

$$\text{โดยที่ } \hat{\mu}_t = \alpha (\ln Y_t / \hat{I}_{t-m}) + (1 - \alpha)(\hat{\mu}_{t-1} + \hat{\beta}_{t-1})$$

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

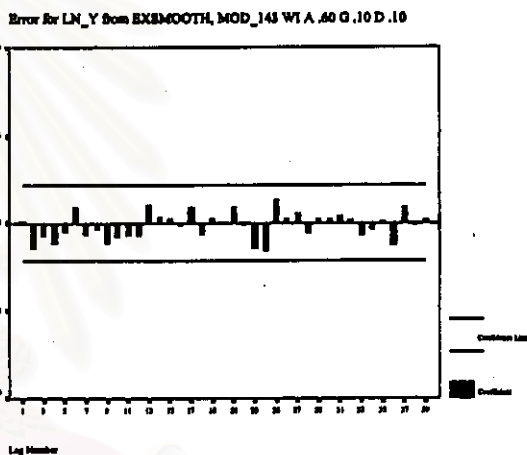
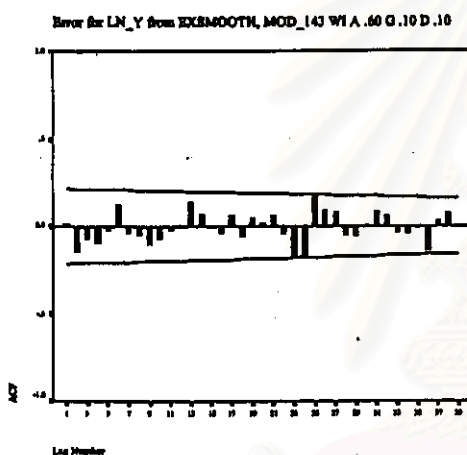
$$\hat{I}_t = \delta (\ln Y_t / \hat{\mu}_t) + (1 - \delta) \hat{I}_{t-m}$$

การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอของตัวแบบวินเตอร์ ด้วยการพิจารณารูปกราฟของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 20.10 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่าของ SACF และ SPACF ของ  $e_t$  รูปที่ 20.11 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีข้อตลสัมพันธ์กัน และจากการทดสอบโคโลโมโกรอฟ - สมิโนฟในรูปที่ 20.12 จะได้ค่า Sig. = 0.979 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวอย่างที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป



mean error = - 3.228E-03

รูปที่ 20.10



รูปที่ 20.11

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Error for LN_Y from EXSMOOTH, MOD_143 WI A .60 G .10 D .10
N		84
Normal Parameters a,b	Mean	-3.22775E-03
	Std. Deviation	7.912867E-02
Most Extreme Differences	Absolute	.051
	Positive	.051
	Negative	-.041
Kolmogorov-Smirnov Z		.471
Asymp. Sig. (2-tailed)		.979

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 20.12

### 20.3 วิธีการแยกองค์ประกอบ

จากการพิจารณากราฟอนุกรมเวลารูปที่ 20.1 ข้อมูลมีความแปรปรวนไม่คงที่ จึงต้องแปลงโดยการใส่  $\ln$  ในอนุกรม  $Y$ , ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมจะอยู่ในรูปแบบผลคูณ และเนื่องจากมีแนวโน้มเป็นเชิงเส้น การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบของวิธีการแยกองค์ประกอบ จึงใช้การวิเคราะห์ตัวแบบเชิงเส้น ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

## Regression

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.778	.603	.536	.1889

ANOVA<sup>a</sup>

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	3.845	12	.320	8.978	.000 <sup>a</sup>
	Residual	2.534	71	3.589E-02		
	Total	6.379	83			

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

b. Dependent Variable: LN\_Y

Coefficients

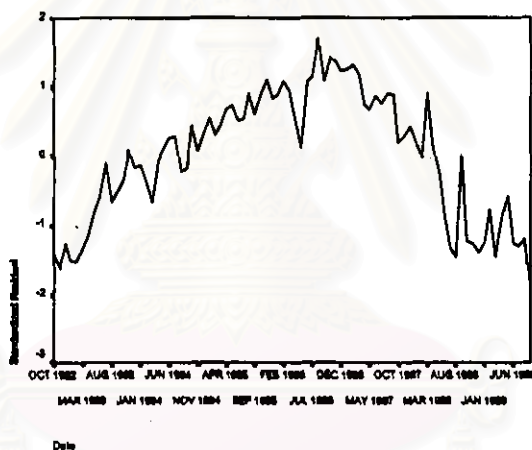
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	1.472	.079		18.666	.000
	T	6.398E-03	.001	.739	9.775	.000
	I1	7.662E-02	.101	.077	.759	.451
	I2	.116	.101	.116	1.165	.246
	I3	.135	.101	.136	1.341	.184
	I4	.136	.101	.137	1.349	.162
	I5	.147	.101	.147	1.450	.151
	I6	.146	.101	.149	1.466	.147
	I7	7.751E-02	.101	.078	.766	.446
	I8	6.021E-02	.101	.060	.595	.554
	I9	.114	.101	.115	1.128	.263
	I10	4.664E-02	.101	.049	.482	.632
	I11	-7.11E-03	.101	-.007	-.070	.944

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\ln \hat{Y}_t = 1.472 + 0.008396 t + 0.07662 I_{1t} + 0.118 I_{2t} + 0.135 I_{3t} \\ + 0.136 I_{4t} + 0.147 I_{5t} + 0.148 I_{6t} + 0.07751 I_{7t} \\ + 0.06021 I_{8t} + 0.114 I_{9t} + 0.04664 I_{10t} - 0.00711 I_{11t}$$

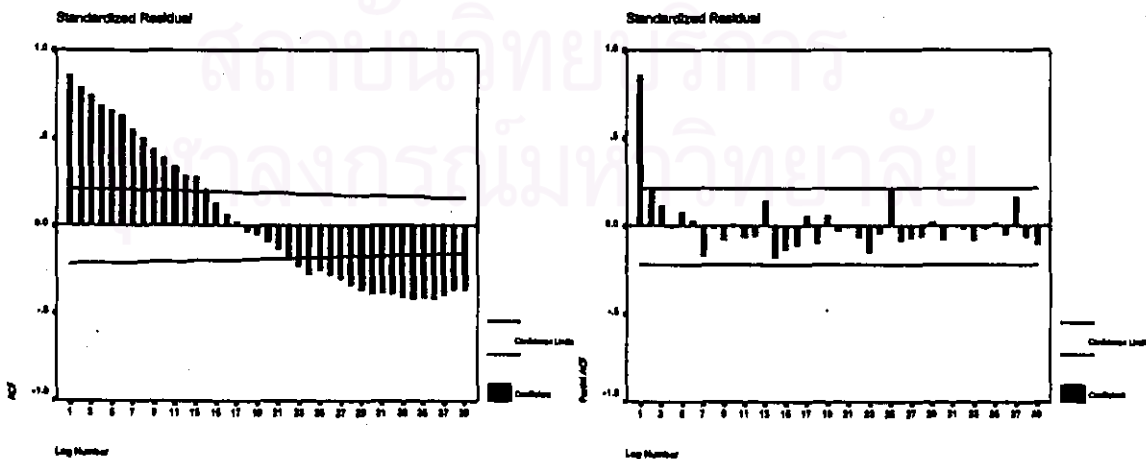
หรือ  $\hat{Y}_t = \exp\{\ln \hat{Y}_t\}$

การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอของตัวแบบแยกองค์ประกอบ ด้วยการพิจารณารูปของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 20.13 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่า SACF และ SPACF ของ  $e_t$  รูปที่ 20.14 พบว่าค่าผิดพลาดมีอัตสหสัมพันธ์ที่เล็ก 1 หรือที่ห่างกัน 1 คาบเวลา ซึ่งไม่สอดคล้องกับคุณสมบัติของค่าผิดพลาดสุ่ม



mean error = 5.06E-09

รูปที่ 20.13



รูปที่ 20.14

เนื่องจากค่าผิดพลาดมีอัตสหสัมพันธ์ และรูปแบบของอัตสหสัมพันธ์เป็น AR(1) ดังนั้นจะพิจารณาตัวแบบพยากรณ์เมื่อค่าผิดพลาดสุ่ม  $\varepsilon_t$  มีอัตสหสัมพันธ์ AR(1) ดังนี้

$$\ln Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 I_{1t} + \dots + \beta_{12} I_{11t} + \varepsilon_t$$

โดยที่  $\varepsilon_t = \phi \varepsilon_{t-1} + a_t$

การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบอัตโนมัติ ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

### AREG

#### FINAL PARAMETERS:

Number of residuals	84
Standard error	.08484833
Log likelihood	94.258792
AIC	-160.51758
SBC	-126.48615

#### Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	70	.51502105	.00719924

#### Variables in the Model:

	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
AR1	.9159315	.04958513	18.471898	.00000000
T	.0077513	.00323822	2.393683	.01936399
I1	.0792722	.03195098	2.481056	.01550483
I2	.1224511	.04297801	2.849156	.00575223
I3	.1419167	.04986689	2.845910	.00580494
I4	.1440582	.05427115	2.654415	.00982669
I5	.1550237	.05680274	2.729159	.00802390
I6	.1570445	.05771989	2.720804	.00820923
I7	.0860935	.05709266	1.507961	.13606468
I8	.0681420	.05483972	1.242567	.21817381
I9	.1210857	.05069169	2.388669	.01960950
I10	.0418104	.04288772	.974879	.33297708
I11	-.0102603	.03193587	-.321279	.74895667
CONSTANT	1.4320789	.17153548	8.348587	.00000000

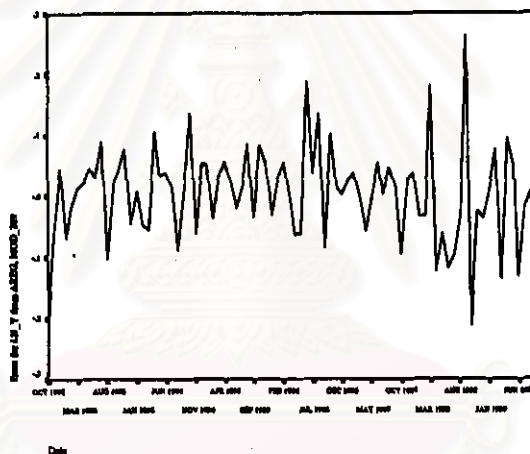
เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\begin{aligned} \ln \hat{Y}_t = & 1.4321 + 0.0078 t + 0.0793 I_{1t} + 0.1225 I_{2t} + 0.1419 I_{3t} \\ & + 0.1441 I_{4t} + 0.1550 I_{5t} + 0.1570 I_{6t} + 0.0861 I_{7t} \\ & + 0.0681 I_{8t} + 0.1211 I_{9t} + 0.0418 I_{10t} - 0.0103 I_{11t} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

$$\text{หรือ } \hat{Y}_t = \exp\{\ln \hat{Y}_t\}$$

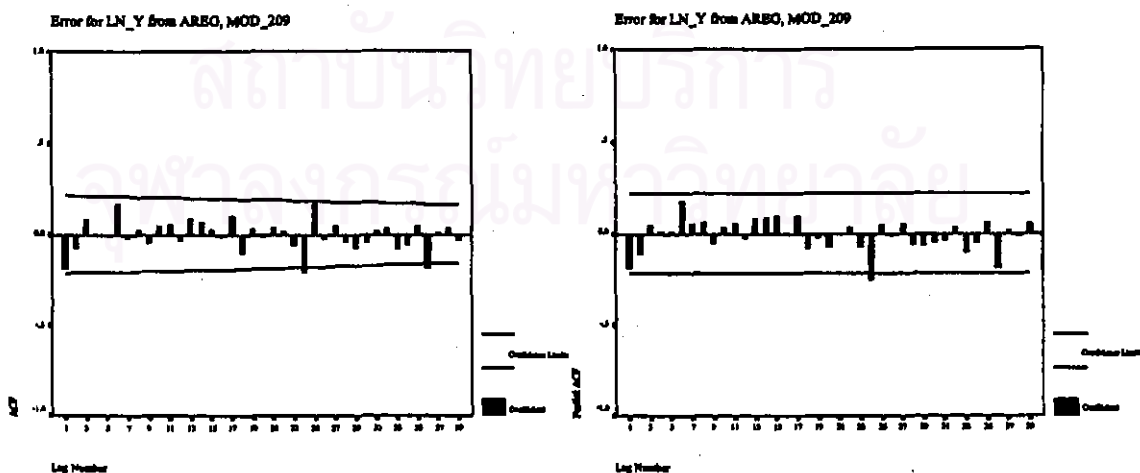
$$\text{โดยที่ } \varepsilon_t = 0.9159 \varepsilon_{t-1}$$

การวินิจฉัยความเหมาะสมเพียงพอของตัวแบบอัตโนมัติด้วยวิธีการกราฟของค่า  $\varepsilon_t$  กับแกนเวลาในรูปแบบที่ 20.15 พบว่าค่าของ  $\varepsilon_t$  กระจายเป็นแนวขนาน แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่า SACF และ SPACF ของ  $\varepsilon_t$  รูปที่ 20.16 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีอัตสหสัมพันธ์กัน และการทดสอบโคโลโมโกรอฟ - สมิโนฟในรูปแบบที่ 20.17 จะได้ค่า Sig. = 0.397 มากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป



mean error = 2.371E-03

รูปที่ 20.15



รูปที่ 20.16



## One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Error for LN_Y from AREG, MOD_209
N		84
Normal Parameters <sup>a,b</sup>	Mean	2.370896E-03
	Std. Deviation	8.089341E-02
Most Extreme Differences	Absolute	.098
	Positive	.098
	Negative	-.084
Kolmogorov-Smirnov Z		.897
Asymp. Sig. (2-tailed)		.397

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 20.17

## 20.4 วิธีการวิเคราะห์การถดถอย

จากการพิจารณากากราฟระหว่าง  $Y_t$  กับ  $X_{1t}, X_{2t}, X_{3t}$  แต่ละตัวในรูปที่ 20.18 เพื่อกำหนดรูปแบบความสัมพันธ์เชิงเส้น ระหว่างตัวแปรตามและตัวแปรอิสระ จะพบว่ากากราฟระหว่าง  $Y_t$  กับ  $X_{1t}, X_{2t}$  และ  $X_{3t}$  มีแนวโน้มเป็นเส้นโค้งในลักษณะฟังก์ชันล็อก-ล็อก จึงควรแปลงค่าของ  $Y_t, X_{1t}, X_{2t}$  และ  $X_{3t}$  โดยการใส่  $\ln$  ดังในรูปที่ 20.19 ดังนั้นจะได้ตัวแบบการถดถอยเชิงเส้น ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\ln Y_t = \beta_0 + \beta_1 \ln X_{1t} + \beta_2 \ln X_{2t} + \beta_3 \ln X_{3t} + \varepsilon_t$$

โดยที่  $Y_t$  = ปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้าของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภทสูบน้ำเพื่อการเกษตร และไฟชั่วคราว ในภาคใต้ (ล้านกิโลวัตต์-ชั่วโมง)

ที่มา: ตารางภาคผนวกที่ ก.25

$X_{1t}$  = จำนวนประชากรในภาคใต้ (ล้านคน)

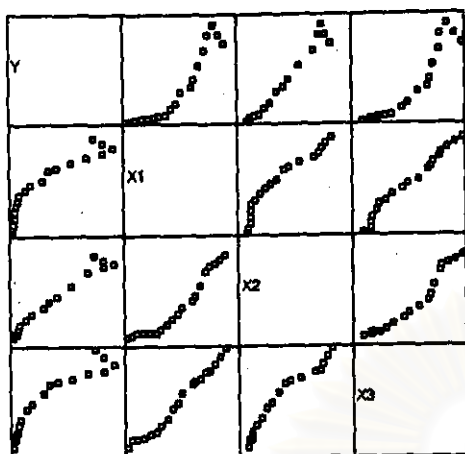
ที่มา: ตารางภาคผนวกที่ ก.26

$X_{2t}$  = รายได้เฉลี่ยต่อคนของประชากรในภาคใต้ (บาท)

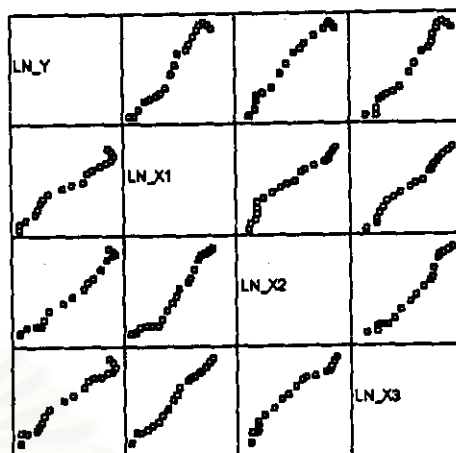
ที่มา: ตารางภาคผนวกที่ ก.27

$X_{3t}$  = ผลิตภัณฑ์มวลรวมของสาขาภาคเกษตรกรรมในภาคใต้ (ล้านบาท)

ที่มา: ตารางภาคผนวกที่ ก.32



รูปที่ 20.18



รูปที่ 20.19

การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบการถดถอยเชิงเส้น โดยการวิเคราะห์ตัวแบบเชิงเส้น  
ผลจากการศึกษาโปรแกรมสำเร็จรูปเป็นดังนี้

## Regression

### Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.993	.986	.983	.1627

### ANOVA<sup>a</sup>

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	27.118	3	9.039	341.640	.000 <sup>b</sup>
	Residual	.397	15	2.646E-02		
	Total	27.515	18			

a. Predictors: (Constant), LN\_X3, LN\_X2, LN\_X1

b. Dependent Variable: LN\_Y

### Coefficients

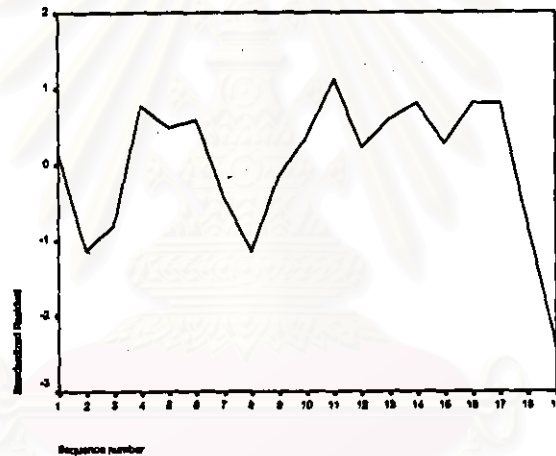
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-29.634	5.951		-4.980	.000
	LN_X1	1.908	3.328	.146	.574	.047
	LN_X2	1.246	.413	.517	3.014	.008
	LN_X3	1.402	1.245	.335	1.126	.028

เมื่อประมาณค่าของพารามิเตอร์ในตัวแบบ จะได้ตัวแบบพยากรณ์ซึ่งมีรูปแบบดังนี้

$$\ln \hat{Y}_t = -29.634 + 1.908 \ln X_{1t} + 1.246 \ln X_{2t} + 1.402 \ln X_{3t}$$

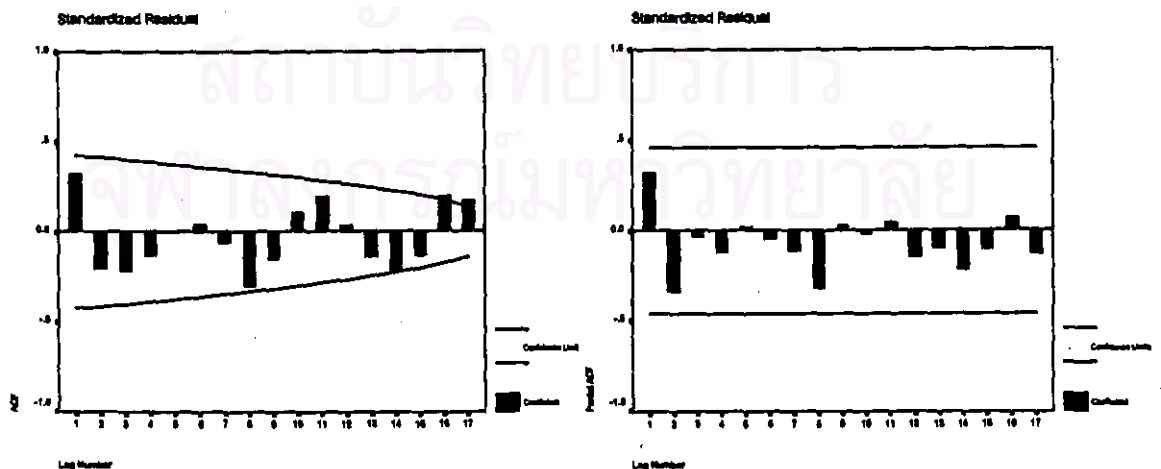
หรือ  $\hat{Y}_t = \exp\{\ln \hat{Y}_t\}$

การวินิจฉัยความเหมาะสมของตัวแบบการถดถอยเชิงเส้น ด้วยการพิจารณารูปภาพของค่า  $e_t$  กับแกนเวลาในรูปที่ 20.20 พบว่าค่าของ  $e_t$  กระจายเป็นแนวขนาบ แสดงเหตุผลได้ว่าค่าผิดพลาดมีค่าเฉลี่ยศูนย์ และมีความแปรปรวนคงที่ เมื่อพิจารณาค่า SACF และ SPACF ของ  $e_t$  รูปที่ 20.21 พบว่าค่าผิดพลาดไม่มีข้อสันนิษณ์กัน และการทดสอบโคโลโมโกรอฟ - สมิโนฟในรูปที่ 20.22 จะได้ค่า Sig. = 0.449 ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 จึงมีเหตุผลว่าค่าผิดพลาดมีการแจกแจงเข้ารูปแบบปกติ ดังนั้นตัวแบบดังกล่าวเป็นตัวแบบที่เหมาะสมที่จะใช้พยากรณ์ค่าต่อไป



mean error = 1.57E-09

รูปที่ 20.20



รูปที่ 20.21

## One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Standardi zed Residual
N		19
Normal Parameters <sup>a,b</sup>	Mean	1.57E-09
	Std. Deviation	.9128709
Most Extreme Differences	Absolute	.197
	Positive	.136
	Negative	-.197
Kolmogorov-Smirnov Z		.861
Asymp. Sig. (2-tailed)		.449

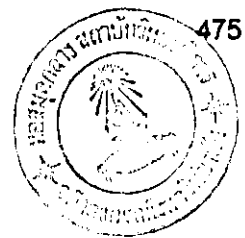
a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

รูปที่ 20.22

ผลการเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ ช่างต้น กับวิธีการพยากรณ์ของ กฟภ. จากการเปรียบเทียบค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ โดยพิจารณาจากค่าของ MAPE จะได้ว่า ค่าพยากรณ์โดยวิธีการบอกรี - เจนกินส์ จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 1.6827 % ซึ่งต่ำกว่าวิธีการอื่น ๆ ส่วนค่าพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 2.6085 % ค่าพยากรณ์โดยวิธีการแยกองค์ประกอบ จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 12.1484 % ค่าพยากรณ์โดยวิธีการวิเคราะห์การถดถอย จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 17.3120% และค่าพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์ของ กฟภ. จะให้ค่า MAPE เท่ากับ 28.7427 % ดังนั้นการพยากรณ์โดยวิธีการบอกรี - เจนกินส์ จะเป็นวิธีที่เหมาะสมกับข้อมูลปริมาณความต้องการใช้ไฟฟ้า ของกลุ่มผู้ใช้ไฟฟ้าประเภท สูบน้ำเพื่อการเกษตร และไฟชั่วคราว ในภาคใต้ ชุดนี้มากกว่าวิธีอื่น ๆ ส่วนวิธีที่เหมาะสมเป็นอันดับ 2 และ 3 คือวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ และวิธีการแยกองค์ประกอบ ตามลำดับ

สถาบันวิทยบริการ  
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย



## ประวัติผู้เขียนวิทยานิพนธ์

นางสาวสุมิตรา อมรรพหัตถ์ เกิดวันที่ 21 มิถุนายน พ.ศ. 2517 สำเร็จการศึกษาปริญญา  
วิทยาศาสตรบัณฑิต สาขาวิชาสถิติประยุกต์ คณะวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี สถาบันราชภัฏสวน  
ดุสิต ในปีการศึกษา 2539 และเข้าศึกษาต่อในหลักสูตรสถิติศาสตรมหาบัณฑิต ภาควิชาสถิติ คณะ  
พาณิชยศาสตร์และการบัญชี จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย ในปีการศึกษา 2540



สถาบันวิทยบริการ  
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย