รายการอ้างอิง

ภาษาไทย

จักรกฤช กิตตินภากุล. 2543. การเปรียบเทียบการวิเคราะห์ข้อมูลตามฤดูกาลโดยวิธีบ๊อกซ์-เจนกินส และวิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลแบบโฮลท์-วินเตอร์. การค้นคว้าแบบอิสระเชิงวิทยานิพนธ์วิทยาศาสตรมหาบัณฑิต สาขาวิชาสถิติประยุกต์ มหาวิทยลัยเชียงใหม่.

ทรงศิริ แต้สมบัติ. 2549. เทคนิคการพยากรณ์เชิงปริมาณ. กรุงเทพฯ : สำนักพิมพ์มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์.

ทรงศิริ แต้สมบัติ. 2539. เทคนิคการพยากรณ์เชิงปริมาณ. กรุงเทพฯ : สำนักพิมพ์ฟิสิกส์เซ็นเตอร์.

ธิดารัตน์ จันทวี. 2539. การพยากรณ์ความต้องการใช้ไฟฟ้าเพื่อการวางแผนการผลิตไฟฟ้าระยะสั้น. วิทยานิพนธ์ปริญญามหาบัณฑิต ภาควิชาสถิติ คณะพาณิชยศาสตร์และการบัญชี จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย.

พิษณุ ด้วงสุวรรณ. 2535. การคาดคะเนโหลดของระบบไฟฟ้าในประเทศไทย โดยอาศัยตัวเลขจากข้อมูล ผลิตภัณฑ์แต่ละเขตรวม. วิทยานิพนธ์ปริญญามหาบัณฑิต บัณฑิตวิทยาลัย มหาวิทยลัยเกษตรศาสตร์.

มนตรี พิริยะกุล. 2546. เทคนิคการพยากรณ์ชั้นสูง. กรุงเทพฯ : สำนักพิมพ์มหาวิทยาลัยรามคำแหง.

มุกกา แม้นมินทร์. 2549. อนุกรมเวลาและการพยากรณ์. กรุงเทพฯ : สำนักพิมพ์ประกายพรึก.

วรารัตน์ สุขุมานันท์. 2547. การพยากรณ์การใช้ไฟฟ้าของประเทศไทย. การค้นคว้าแบบอิสระเชิงวิทยานิพนธ์ปริญญาเศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต ภาควิชาเศรษฐศาสตร์ บัณฑิตวิทยาลัย มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์.

วะรังสิทธิ์ นามราษฎร์. 2530. การคาดคะเนความต้องการไฟฟ้าในพื้นที่รับผิดชอบของการไฟฟ้าส่วนภูมิภาค. วิทยานิพนธ์ปริญญามหาบัณฑิต บัณฑิตวิทยาลัย มหาวิทยลัยเกษตรศาสตร์.

วิชิต หล่อจีระชุณห์กุล และคณะ. 2539. เทคนิคการพยากรณ์. กรุงเทพฯ : สถาบันบัณฑิตพัฒนบริหารศาสตร์.

สมเกียรติ เกตุเอี่ยม. 2546. เทคนิคการพยากรณ์. กรุงเทพฯ : มหาลัยทักษิณ.

สุมิตรา อมรวรพักตร์. 2542. การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ความต้องการไฟฟ้าในส่วนภูมิภาค. วิทยานิพนธ์ปริญญามหาบัณฑิต ภาควิชาสถิติ คณะพาณิชยศาสตร์และการบัญชี จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย.

อรสา ศรีธูป. 2540. การคาดคะเนปริมาณความต้องการใช้กระแสไฟฟ้าประเภทบ้านอยู่อาศัยในเขตนครหลวง. วิทยานิพนธ์ปริญญามหาบัณฑิต ภาควิชาเศรษฐศาสตร์ บัณฑิตวิทยาลัย มหาวิทยาลัยเกษตรสาสตร์.

อัธยา เชี่ยววัฒกี. 2522. อุปสงค์พลังงานไฟฟ้าของอุตสาหกรรมในเขตจำหน่ายของการไฟฟ้านครหลวง. วิทยานิพนธ์ปริญญามหาบัณฑิต มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์.

สื่ออิเล็คทรอนิกส์ แฟ้มข้อมูลและโปรแกรมคอมพิวเตอร์

คณะอนุกรรมการการพยากรณ์ความต้องการไฟฟ้า. 2547. การพยากรณ์ความต้องการไฟฟ้า. กรุงเทพฯ : สำนักงานนโยบายและแผนพลังงานกระทรวงพลังงาน.

ภาษาอังกฤษ

Dichard E. Mortensen.1987. Random Signals and Systems. JOHN WILEY & SONS.

Douglas C. Montgomery Lynwood A. Johnson.1998. Forecasting and Time Series Analysis. McGRAW-HILL.

Ibrahim Moghram Saifur Rahman.1989. IEEE Transactions on Power Systems . Analysis and Evaluation of Five Short-Term Load Forecasting Techniques, 4, 4 (Octorber):1484-1491

Javier Contreras Rosario Espinola Francisco J. Nogales Antonio J. Conejo.2003. IEEE Transactions on Power Systems. ARIMA Models to Predict Next-Day Electricity Princes,18, 3 (August):1014-1020

Jorge I. Aunon V. Chandrasekar.1998. Introduction to Probability and Random Process. McGRAW-HILL.

Junjaroen,Surapan.1970. An Analysis of the Demand for Electricity in Thailand. Master's Thesis, The School of Economics, University of the Philippines.

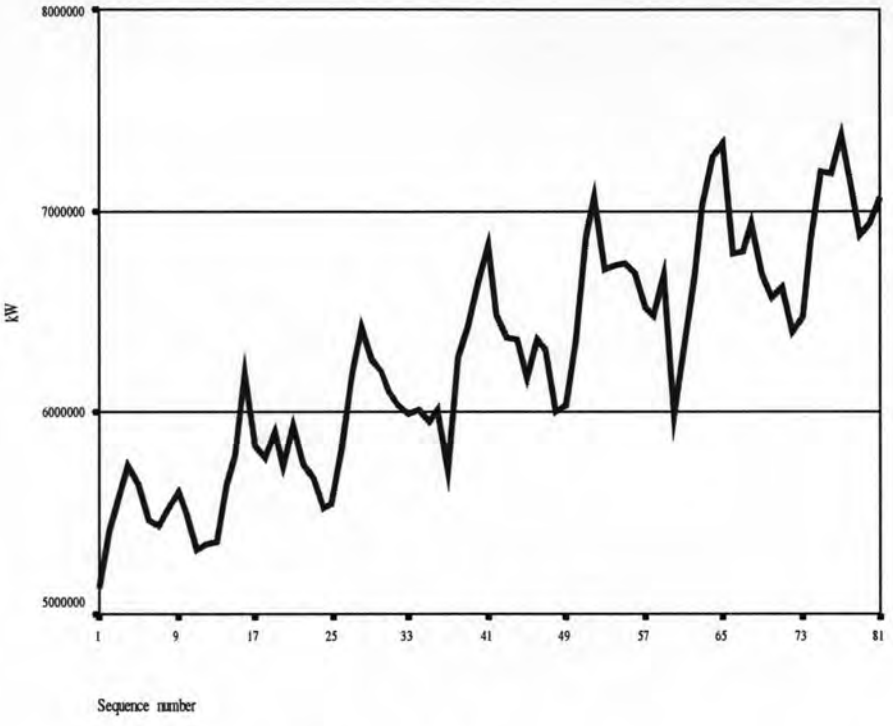
Sanjit K. Mitra.2001. Digital Signal Processing. McGRAW-HILL.

ภาคผนวก

6.1 การวิเคราะห์ข้อมูลปริมาณความต้องการพลังไฟฟ้าสูงสุดในเขตนครหลวง(Peak Demand for MEA)

วิธีออโต้รีเกรซซีฟมูฟวิ่งเอฟเวอร์เรจ

การพยากรณ์ความต้องการพลังไฟฟ้าสูงสุดของเขตนครหลวง เมื่อพิจารณาความต้องการไฟฟ้าของเขตนครหลวงในจำนวน 81 เดือน ซึ่งมีกราฟของอนุกรมดังกล่าวเทียบกับเวลาดังรูปที่ 6.1

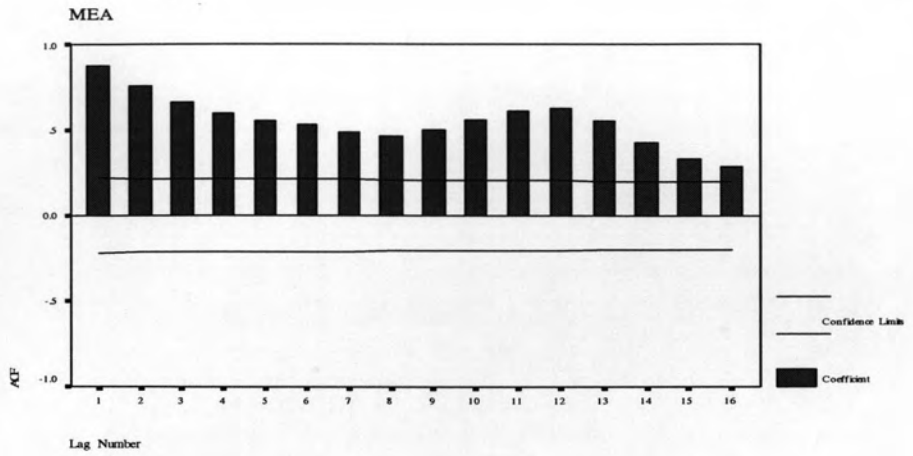


รูปที่ 6.1 แสดงความต้องการพลังไฟฟ้าสูงสุดในเขตนครหลวง

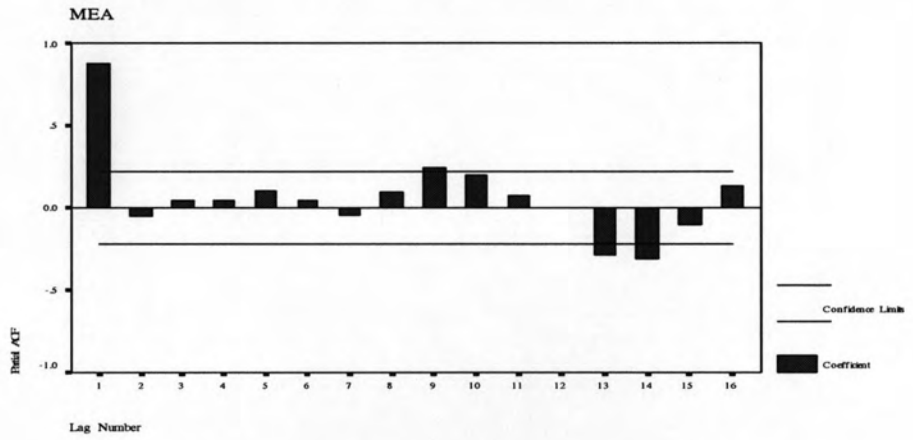
จากกราฟจะเห็นว่า จากข้อมูลที่ได้ตั้งแต่ เดือนมกราคม พ.ศ. 2543 จนถึง ปัจจุบัน เดือน กันยายน 2549 จำนวน 81 เดือน ลักษณะของข้อมูลจะมีแนวแนวโน้มของความต้องการพลังไฟฟ้าสูงขึ้น ในเขตนครหลวง

ในขั้นตอนแรกเป็นการตรวจสอบคุณสมบัติสเตชันนารีของอนุกรมเวลาชุดนี้ โดยพิจารณาจากกราฟของอนุกรมเวลาเทียบกับเวลา และฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง(ACF) ในรูปที่ 6.2

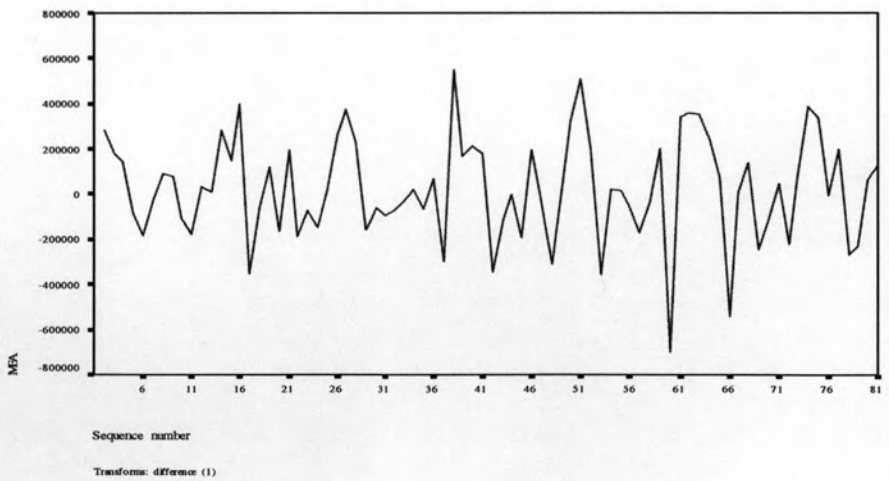
จากกราฟของรูปที่ 6.1 และกราฟของรูปที่ 6.2 จะเห็นว่าอนุกรมเวลาชุดนี้มีลักษณะที่แสดงว่าค่าความแปรปรวนไม่คงที่(พิจารณาจากกราฟของรูปที่ 6.1) และค่าเฉลี่ยไม่คงที่ แสดงว่าต้องแปลงให้เป็นอนุกรมเวลาสเตชันนารีก่อนด้วยการหาผลต่าง 1 ครั้ง เพื่อให้ค่าเฉลี่ยคงที่ ซึ่งจะเห็นว่ากราฟของอนุกรม $W_t = (1-B)Z_t$ มีลักษณะที่เป็นอนุกรมเวลาสเตชันนารี ดังรูปที่ 6.4



รูปที่ 6.2 ACF ของความต้องการพลังไฟฟ้าสูงสุดเขตนครหลวง

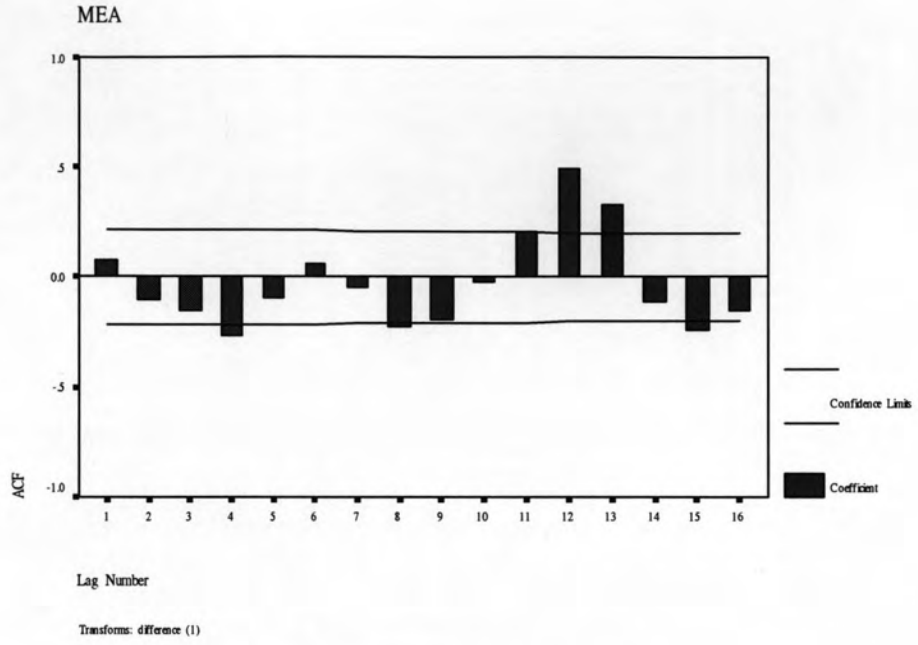


รูปที่ 6.3 PACF ของความต้องการพลังไฟฟ้าสูงสุดเขตนครหลวง

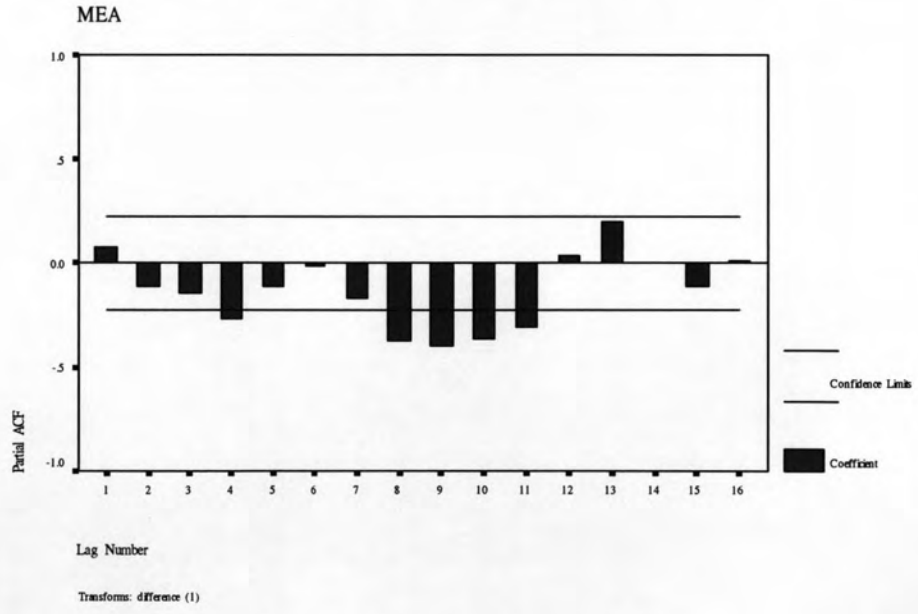


รูปที่ 6.4 หาผลต่างของข้อมูลในเขตนครหลวง

ฉะนั้นจะกำหนดตัวแบบ ARIMA(p,1,q) สำหรับชุดนี้ให้เป็นตัวแบบ ARIMA(p,1,q) โดยจะพิจารณาเลือกค่า p และ q จากกราฟ ACF และ PACF ของ $(1-B)Z_t$ ซึ่งแสดงดังรูปที่ 465 (ก) และรูปที่ 6.5(ข)



รูปที่ 6.5(ก) กราฟ ACF ของ $(1-B)Z_t$



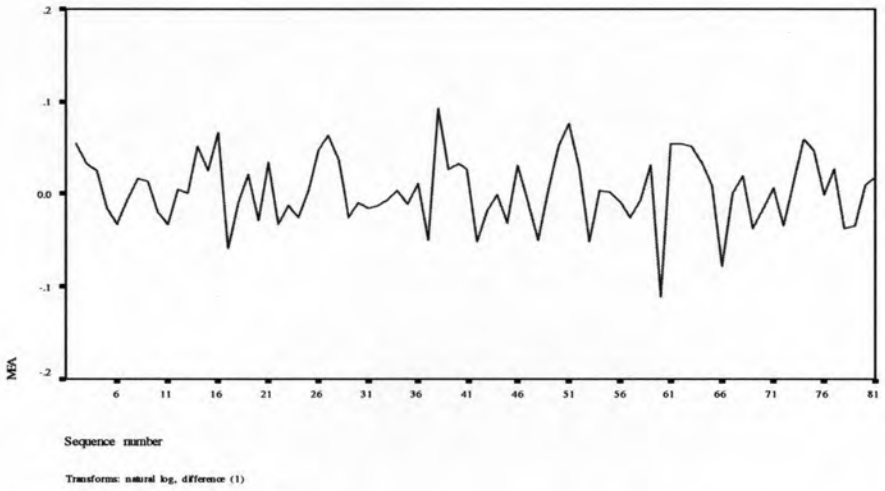
รูปที่ 6.5(ข) กราฟ PACF ของ $(1-B)Z_t$

ในขั้นที่สองเป็นการกำหนดตัวแบบที่เป็นไปได้ โดยพิจารณาจาก ACF และ PACF จะเห็นได้ว่า ACF ตามที่ปรากฏในรูปที่ 6.5(ก) มีลักษณะซึ่งลดลงเข้าสู่ศูนย์แบบคลื่นไซน์ มีเพียง Lag ที่

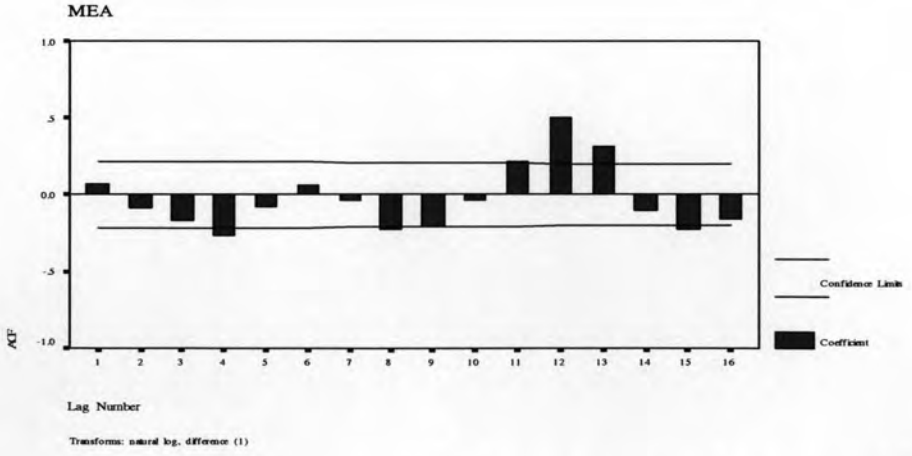
4,12,13 และ Lag 15 ที่ไม่เข้าใกล้ศูนย์ และเมื่อพิจาณา PACF ในรูปที่ 4.5(ข) ก็มีลักษณะเข้าสู่ศูนย์แบบคลื่นไซน์เช่นเดียวกัน มีเพียง Lag ที่ 4,8,9,10 และ Lag 11 ที่ไม่เข้าใกล้ศูนย์

หาผลต่างและ ทำการแปลงลอการิทึม

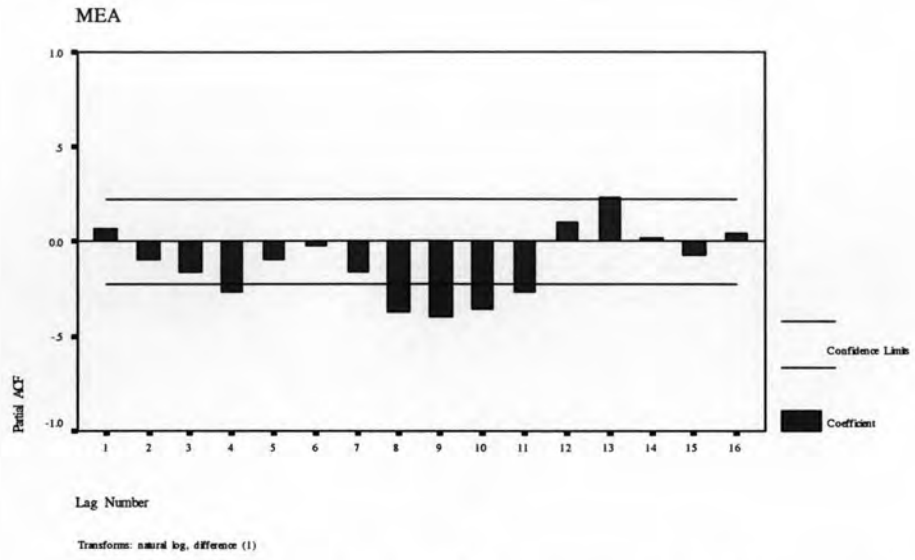
ในการหาผลต่างของข้อมูลของความต้องการพลังไฟฟ้าสูงสุดในเขตนครหลวงก่อนแล้วจะทำการ Take Log ซึ่งในขั้นตอนนี้เพื่อเป็นการปรับข้อมูลให้มีค่าของแปรปรวนที่คงที่ เพื่อที่จะทำให้สามารถนำไปคำนวณหาค่าของ ARIMA ได้ เพื่อเลือกใช้รูปแบบที่เหมาะสมแต่ละรูปแบบในการพยากรณ์ความต้องการไฟฟ้าสูงสุดในเขตนครหลวง จากการหาผลต่างและ ทำการแปลงลอการิทึมข้อมูลก็จะได้ดังรูปที่ 6.6 ที่แสดงได้ดังต่อไปนี้



รูปที่ 6.6 ผลที่ได้จากการหาผลต่างแล้วทำการลอการิทึม



รูปที่ 6.7 (ก) กราฟ ACF ของผลที่ได้จากการหาผลต่างแล้วทำการลอการิทึม



รูปที่ 6.7 (ข)กราฟ PACF ของผลที่ได้จากการหาผลต่างแล้วทำการลอการิทึม

ฉะนั้นต้องแปลงให้ความแปรปรวนคงที่ก่อนแล้วจึงหาผลต่าง 1 ครั้ง ซึ่งในกรณีนี้แปลงด้วยลอการิทึมได้กราฟของผลต่างครั้งที่ 1 ของ $\ln Z_t$ หรือ $(1-B)\ln Z_t$ ดังรูปที่ 6.7(ก)และรูป 6.7(ข)

สหสัมพันธ์ในตัวเองของความคลาดเคลื่อนของค่าพยากรณ์หนึ่งหน่วยเวลาล่วงหน้าของความต้องการพลังไฟฟ้าสูงสุดในเขตนครหลวง

Autocorrelations: MEA

Transformations: natural log, difference (1)

Lag	Auto-Corr.	Stand. Err.	-1 -.75 -.5 -.25 0 .25 .5 .75 1	Box-Ljung	Prob.
1	.070	.110	. |* .	.409	.522
2	-.090	.109	. **| .	1.083	.582
3	-.168	.108	.***| .	3.477	.324
4	-.269	.108	*.***| .	9.726	.045
5	-.079	.107	. **| .	10.278	.068
6	.058	.106	. |* .	10.578	.102
7	-.037	.105	. *| .	10.701	.152
8	-.224	.105	****| .	15.253	.054
9	-.206	.104	****| .	19.160	.024
10	-.038	.103	. *| .	19.295	.037
11	.217	.103	. |****	23.777	.014
12	.504	.102	. |***.******	48.237	.000
13	.317	.101	. |***.**	58.066	.000
14	-.099	.100	. **| .	59.048	.000
15	-.226	.100	*.***| .	64.195	.000
16	-.161	.099	.***| .	66.842	.000

Partial Autocorrelations: MEA

Transformations: natural log, difference (1)

```
  Pr-Aut- Stand.
Lag  Corr.  Err. -1  -.75  -.5  -.25   0   .25  .5   .75   1
                 +----+----+----+----+----+----+----+----+
 1  .070   .112                .  |*  .
 2 -.095   .112                .**|  .
 3 -.156   .112                .***|  .
 4 -.265   .112                *.***|  .
 5 -.096   .112                .**|  .
 6 -.018   .112                .  *  .
 7 -.157   .112                .***|  .
 8 -.369   .112                ***.***|  .
 9 -.394   .112                ****.***|  .
10 -.359   .112                ***.***|  .
11 -.262   .112                *.***|  .
12  .105   .112                .  |**.
13  .229   .112                .  |***.*
14  .024   .112                .  *  .
15 -.069   .112                .  *|  .
16  .041   .112                .  |*  .
```

รูปที่ 6.8 สหสัมพันธ์ในตัวเองของความเคลื่อนเขตนครหลวง

เมื่อพิจารณาสหสัมพันธ์ในตัวเองของรีซีดวล $\gamma_{\hat{a}_t}(\kappa)$ ทั้ง 16 จะได้ค่าสถิติ Box-Ljung Chi-Square = 15.23 มี p-value เท่ากับ 0.054 ซึ่งมากกว่า 0.05 อยู่อย่างน้อย 1 ค่า ไม่มีความสัมพันธ์ในตัวเอง ตัวแบบที่เหมาะสม ARIMA (p,1,q)

ในการเลือกตัวแบบที่เหมาะสมนั้นในทางเลือกที่ดีสำหรับงานวิจัยชิ้นนี้ในการพยากรณ์ความต้องการพลังไฟฟ้าสูงสุดเขตนครหลวง ผู้วิจัยขอนำเสนอทุกๆ ตัวแบบ โดยพิจารณาที่ค่าของ AIC(Akaike's information criterion) เพื่อการใช้งานได้เป็นผลที่ให้ค่าจริงจากโปรแกรมสำเร็จรูป SPSS จะหาได้โดยที่ ln(maximumlikelihood) ซึ่ง log likelihood ในส่วนที่แสดงผลของราพามิเตอร์

โดยที่ AIC(M) = -2 ln(maximumlikelihood) + 2M

รูปแบบ ARMA(1,1)

Standard error .0368976

Log likelihood 151.68526

AIC -297.37052

SBC -290.22444

Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	77	.10556104	.00136143

Variables in the Model:

	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
AR1	-.96246085	.10479747	-9.1840085	.00000000
MA1	-.99448449	.19758106	-5.0332988	.00000308
CONSTANT	.00403297	.00419230	.9619957	.33906307

จากผลการประมาณค่าข้างบนนี้ ถ้าใช้ระดับนัยสำคัญเท่ากับ 0.05 จะยอมรับได้ว่าทุกพารามิเตอร์ไม่เท่ากับศูนย์ นั่นคือ ทุกพารามิเตอร์อยู่ในตัวแบบ และได้ค่าประมาณของ $\hat{\mu},\hat{\phi}_1$ และ $\hat{\phi}_2$ คือ $\hat{\mu}$ = .00403297, $\hat{\phi}_1$ = -.96246085, $\hat{\phi}_2$ =-.99448449 , $\hat{\sigma}_a^2$ = .00136143

ในการตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ ARMA(1,1) หรือ ARIMA (1,1,1) โดยพิจารณารีซีดวล $\hat{a}_t = (Z_t - \hat{Z}_t)\ln Z_t$ จากรีซีดวลทั้งหมด ปรากฏว่าค่าเฉลี่ยของรีซีดวลเท่ากับ .00403297 และส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานเท่ากับ .0368976 และให้ค่าสถิติ t = .9619957 จึงยอมรับได้ว่าค่าเฉลี่ยของ $\hat{a}_t$ เท่ากับศูนย์ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 และจากราฟของ $\hat{a}_t$ สรุปได้ว่าความแปรปรวนของ $\hat{a}_t$ คงที่

ตัวแบบพยากรณ์ของตัวแบบ ARMA(1,1) มีรูปแบบดังนี้

ตัวแบบ $Y_t = \hat{\mu} + \hat{\phi}_1 (Y_t - \hat{\mu}) - \hat{\theta}_1 e_1$

โดยที่ $W_t = (1-B)\ln Y_t$

จากผลการประมาณค่าข้างบนนี้ ถ้าใช้ระดับนัยสำคัญเท่ากับ 0.05 จะยอมรับได้ว่าทุกพารามิเตอร์ไม่เท่ากับศูนย์ นั่นคือ ทุกพารามิเตอร์อยู่ในตัวแบบ และได้ค่าประมาณของ $\hat{\mu},\hat{\phi}_1$ และ $\hat{\phi}_2$ คือ $\hat{\mu}$ = .00403297, $\hat{\phi}_1$ = -.96246085, $\hat{\phi}_2$ =-.99448449 , $\hat{\sigma}_a^2$ = .00136143

ดังนั้น ตัวแบบในการพยากรณ์ก็คือ

ตัวแบบ Y_t = .00403297 - .96246085(Y_t - .00403297) + .99445449e_t

โดยที่ $W_t = (1-B)\ln Y_t$

ตัวแบบ AR(1)

ตัวแบบพยากรณ์ของตัวแบบ AR(1) มีรูปแบบดังนี้

ตัวแบบ $\hat{Y}_t(l) = \hat{\mu} + \hat{\phi}_1^1 (Y_t - \hat{\mu})$

โดยที่ $W_t = (1-B)\ln Y_t$

Standard error .03688411

Log likelihood 151.48041

AIC -298.96082

SBC -294.19677

Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	78	.10612084	.00136044

Variables in the Model:

	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
AR1	.07113070	.11301930	.62936766	.53094749
CONSTANT	.00405889	.00443531	.91513018	.36294377

จากผลการประมาณค่าข้างบนนี้ ถ้าใช้ระดับนัยสำคัญเท่ากับ 0.05 จะยอมรับได้ว่าทุกพารามิเตอร์ไม่เท่ากับศูนย์ นั่นคือ ทุกพารามิเตอร์อยู่ในตัวแบบ และได้ค่าประมาณของ $\hat{\mu},\hat{\phi}_1$ คือ

$\hat{\mu} = .00405889$, $\hat{\phi}_1 = .07113070$, $\hat{\sigma}_a^2 = .00136044$

ดังนั้น ตัวแบบในการพยากรณ์ก็คือ

ตัวแบบ $\hat{Y}_t(l) = .00405889 + 0.071130\ (Y_t - .00405889)$

โดยที่ $W_t = (1\text{-}B)\ln Y_t$

ตัวแบบ AR(2)

ตัวแบบพยากรณ์ของตัวแบบ AR(2) มีรูปแบบดังนี้

ตัวแบบ $\hat{Y}_t(l) = \hat{\mu} + \hat{\phi}_1^1(Y_t - \hat{\mu}) + \hat{\phi}_2^1(Y_{t-1} - \hat{\mu})$

โดยที่ $W_t = (1\text{-}B)\ln Y_t$

Standard error .03695312

Log likelihood 151.82231

AIC -297.64461

SBC -290.49853

Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	77	.10517617	.00136553

Variables in the Model:

	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
AR1	.07664335	.11374062	.67384323	.50242882

AR2	-.09469651	.11349205	-.83438886	.40664309
CONSTANT	.00394464	.00406385	.97066651	.33475365

จากผลการประมาณค่าข้างบนนี้ ถ้าใช้ระดับนัยสำคัญเท่ากับ 0.05 จะยอมรับได้ว่าทุกพารามิเตอร์ไม่เท่ากับศูนย์ นั่นคือ ทุกพารามิเตอร์อยู่ในตัวแบบ และได้ค่าประมาณของ $\hat{\mu},\hat{\phi}_1$ และ $\hat{\phi}_2$ คือ $\hat{\mu}$ = .00394464, $\hat{\phi}_1$ = .07664335, $\hat{\phi}_2$ =-.09469651 , $\hat{\sigma}_a^2$ = .00136044
ดังนั้น ตัวแบบในการพยากรณ์ก็คือ

ตัวแบบ $\hat{Y}_t(l)$ = .00394464 + .07664335(Y_t - .00394464) - .09469651(Y_{t-1} - .00394464)

โดยที่ $W_t = (1-B)\ln Y_t$

ตัวแบบแบบ MA(1)

ตัวแบบพยากรณ์ของตัวแบบ MA(1) มีรูปแบบดังนี้

ตัวแบบ $\hat{Y}_t(l) = \hat{\mu} - \hat{\theta}_1 e_1$

โดยที่ $W_t = (1-B)\ln Y_t$

Standard error .03686599

Log likelihood 151.51879

AIC -299.03759

SBC -294.27354

Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	78	.10601912	.00135910

Variables in the Model:

	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
MA1	-.08338397	.11293259	-.73835166	.46251661
CONSTANT	.00406140	.00446114	.91039422	.36541946

จากผลการประมาณค่าข้างบนนี้ ถ้าใช้ระดับนัยสำคัญเท่ากับ 0.05 จะยอมรับได้ว่าทุกพารามิเตอร์ไม่เท่ากับศูนย์ นั่นคือ ทุกพารามิเตอร์อยู่ในตัวแบบ และได้ค่าประมาณของ $\hat{\mu},\hat{\theta}_1$ คือ $\hat{\mu}$ = .00406140, $\hat{\theta}_1$ = -.08338397, $\hat{\sigma}_a^2$ = .00135910
ดังนั้น ตัวแบบในการพยากรณ์ก็คือ

ตัวแบบ $\hat{Y}_t(l) = .004060140 + .08388397e_l$

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

ตัวแบบ MA(2)

ตัวแบบพยากรณ์ของตัวแบบ MA(1) มีรูปแบบดังนี้

ตัวแบบ $\hat{Y}_t(l) = \hat{\mu} - \hat{\theta}_1 e_1 - \hat{\theta}_2 e_{t-1}$

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

Standard error .03685896

Log likelihood 151.99905

AIC -297.9981

SBC -290.85202

Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	77	.10471520	.00135858

Variables in the Model:

	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
MA1	.00078148	.11234907	.0069558	.99446812
MA2	.19767621	.11201339	1.7647551	.08157033
CONSTANT	.00379204	.00332372	1.1409026	.25744651

จากผลการประมาณค่าข้างบนนี้ ถ้าใช้ระดับนัยสำคัญเท่ากับ 0.05 จะยอมรับได้ว่าทุกพารามิเตอร์ไม่เท่ากับศูนย์ นั่นคือ ทุกพารามิเตอร์อยู่ในตัวแบบ และได้ค่าประมาณของ $\hat{\mu}, \hat{\theta}_1$ และ $\hat{\theta}_2$ คือ $\hat{\mu} = .00379204$, $\hat{\theta}_1 = .00078148$, $\hat{\theta}_2 = .19767621$, $\hat{\sigma}_a^2 = .00135858$

ดังนั้น ตัวแบบในการพยากรณ์ก็คือ $\hat{\mu} - \hat{\theta}_1 e_1 - \hat{\theta}_2 e_{t-1}$

ตัวแบบ $\hat{Y}_t(l) = .004060140 - .00078148e_l - .19767621\, e_{l-1}$

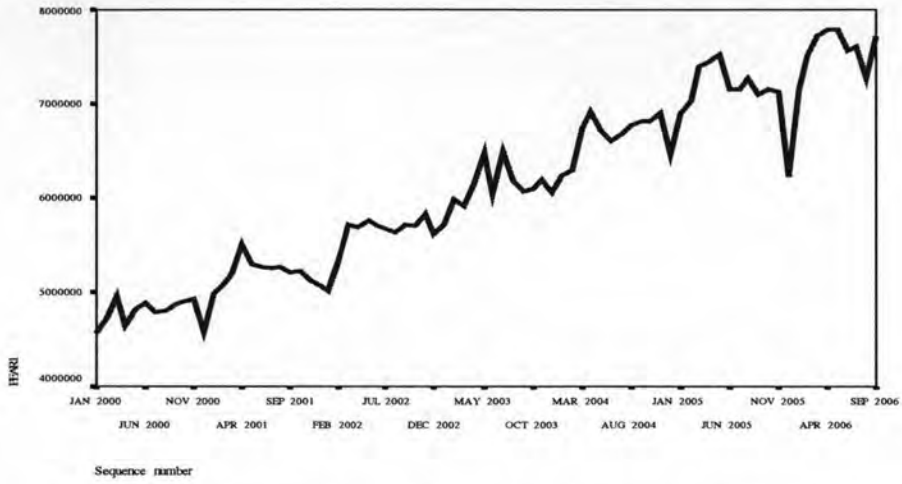
โดยที่ $W_t = (1\text{-}B)\text{In}Y_t$

ตัวแบบ $Y_t = .00403297 - .96246085(Y_t - .00403297) + .99445449e_l$ ซึ่งเป็นตัวแบบของ ARMA(1,1) ที่นำไปใช้ในการพยากรณ์ค่าในอนาคต

6.2 การพยากรณ์ความต้องการพลังไฟฟ้าสูงสุดในเขตภาคกลาง(Peak Demand for Central Region)

วิธีออโต้รีเกรซซีฟมูฟวิ่งเอฟเวอร์เรจ

การพยากรณ์ความต้องการพลังไฟฟ้าสูงสุดของเขต 1 ภาคกลาง เมื่อพิจารณาความต้องการไฟฟ้าของเขตภาคกลางในจำนวน 81 เดือน ซึ่งมีกราฟของอนุกรมดังกล่าวเทียบกับเวลาดังรูปที่ 6.9



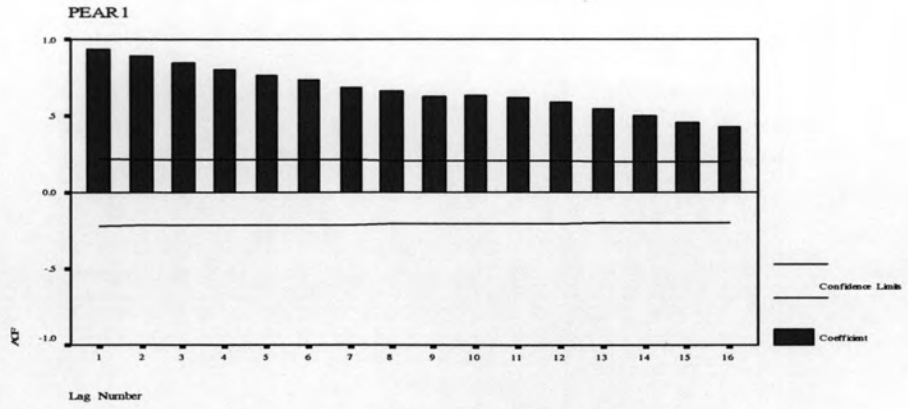
รูปที่ 6.9 แสดงความต้องการพลังไฟฟ้าสูงสุดในเขตภาคกลาง

จากกราฟจะเห็นว่า จากข้อมูลที่ได้ตั้งแต่ เดือนมกราคม พ.ศ. 2543 จนถึง ปัจจุบัน เดือน กันยายน 2549 จำนวน 81 เดือน ลักษณะของข้อมูลจะมีแนวแนวโน้มของความต้องการพลังไฟฟ้าสูงขึ้น ในเขตภาคกลาง

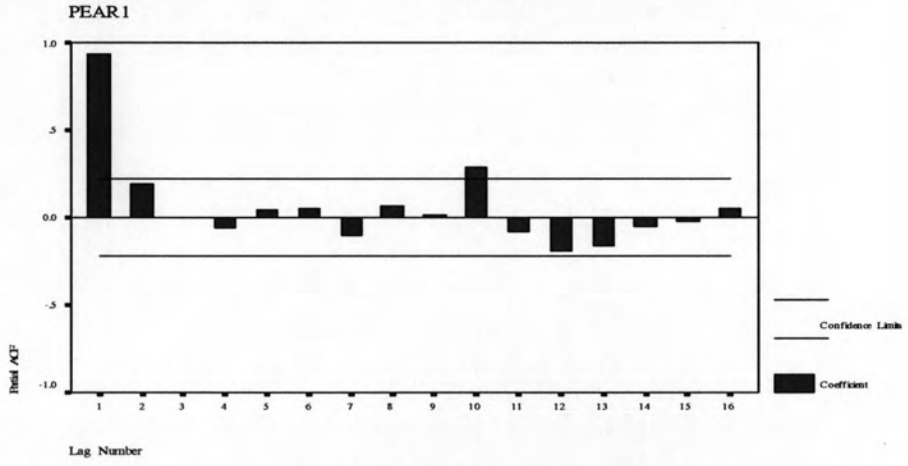
ในขั้นตอนแรกเป็นการตรวจสอบคุณสมบัติสเตชันนารีของอนุกรมเวลาชุดนี้ โดยพิจารณาจากกราฟของอนุกรมเวลาเทียบกับเวลา และฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง(ACF) ในรูปที่ 4.10

จากกราฟของรูปที่ 4.9 และกราฟของรูปที่ 4.10 จะเห็นว่าอนุกรมเวลาชุดนี้มีลักษณะที่แสดงว่าค่าความแปรปรวนไม่คงที่(พิจารณาจากกราฟของรูปที่ 4.9) และค่าเฉลี่ยไม่คงที่ แสดงว่าต้องแปลงให้เป็นอนุกรมเวลาสเตชันนารีก่อนด้วยการหาผลต่าง 1 ครั้ง เพื่อให้ค่าเฉลี่ยคงที่ ซึ่งจะเห็นว่ากราฟของอนุกรม $W_t = (1-B)Z_t$ มีลักษณะที่เป็นอนุกรมเวลาสเตชันนารี ดังรูปที่ 6.12

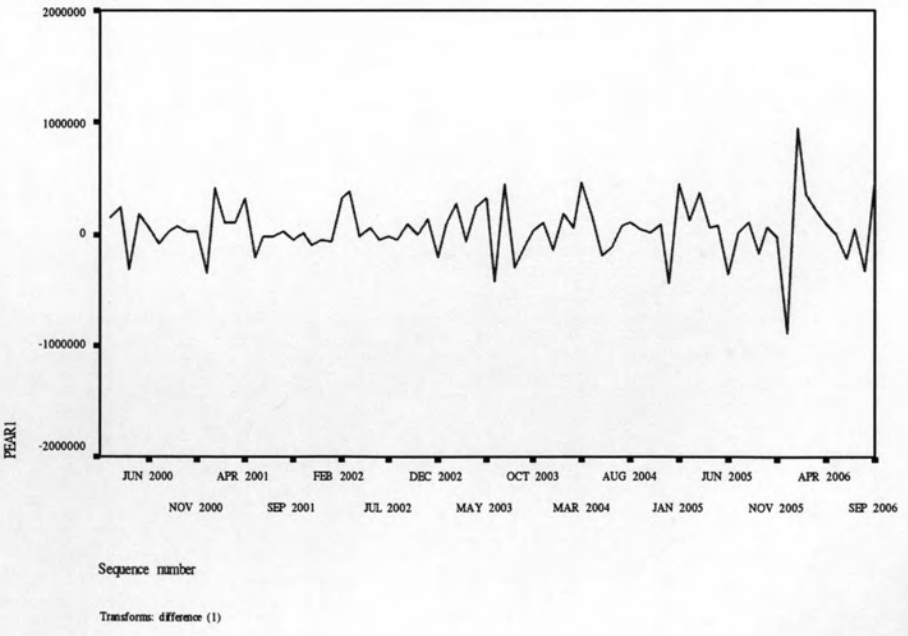
หอสมุดกลาง ศูนย์วิทยทรัพยากร จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย



รูปที่ 6.10 ACF ของความต้องการพลังไฟฟ้าสูงสุดเขตภาคกลาง

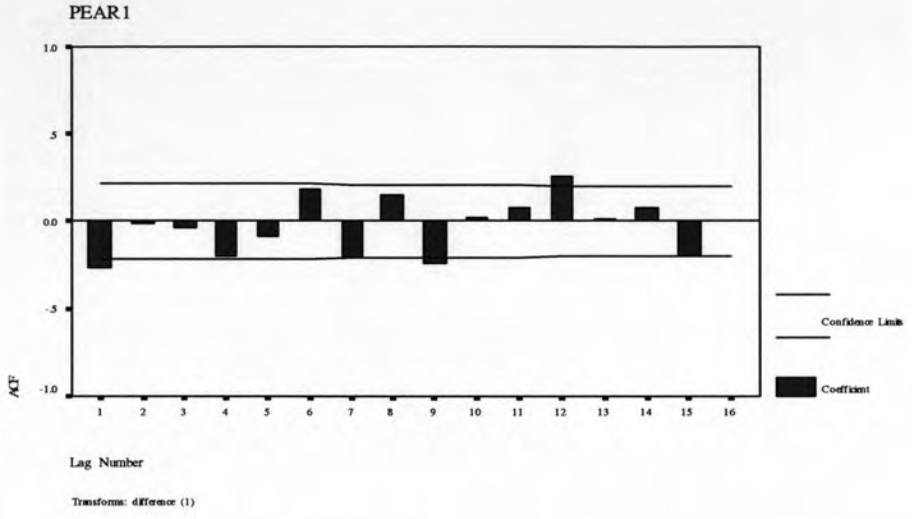


รูปที่ 6.11 PACF ของความต้องการพลังไฟฟ้าสูงสุดเขตภาคกลาง

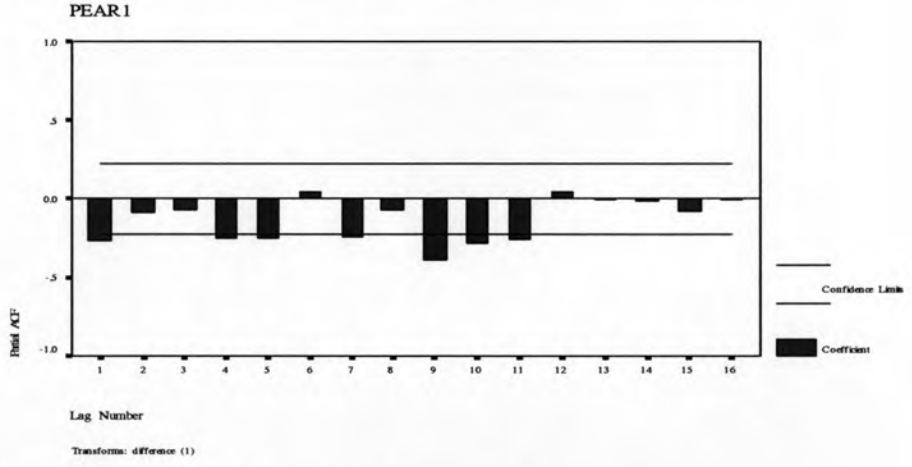


รูปที่ 6.12 หาผลต่างเขตภาคกลาง

ฉะนั้นจะกำหนดตัวแบบ ARIMA(p,d,q) สำหรับชุดนี้ให้เป็นตัวแบบ ARIMA(p,1,q) โดยจะพิจารณาเลือกค่า p และ q จากกราฟ ACF และ PACF ของ $(1-B)Z_t$ ซึ่งแสดงดังรูปที่ 6.13 (ก) และรูปที่ 6.13(ข)



รูปที่ 6.13 (ก) กราฟ ACF ของ $(1-B)Z_t$ เขตภาคกลาง

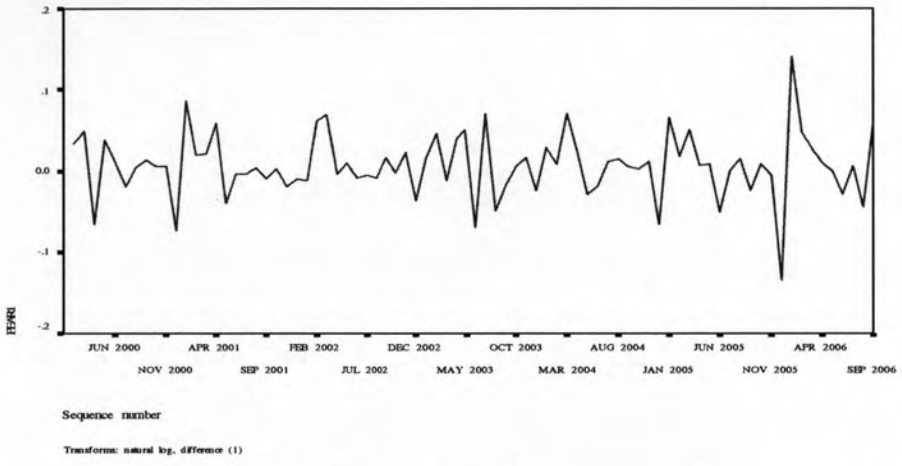


รูปที่ 6.13(ข) กราฟ PACF ของ $(1-B)Z_t$ เขตภาคกลาง

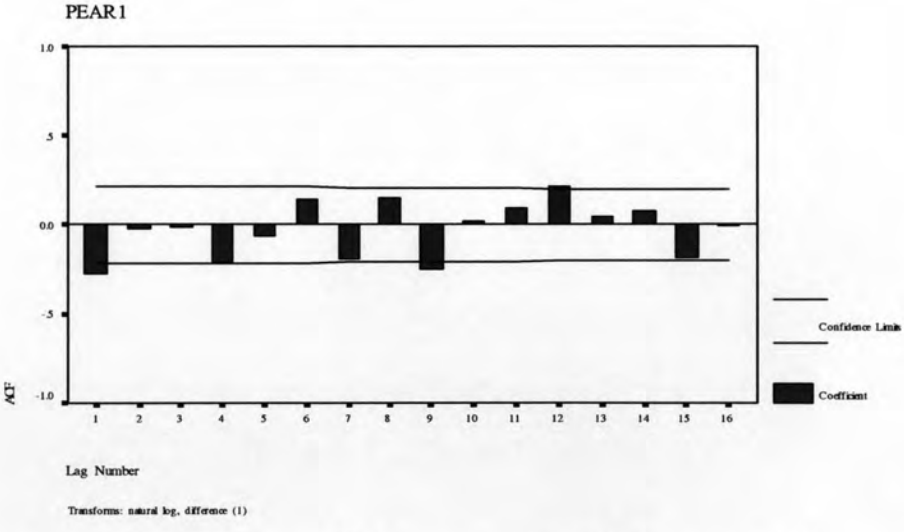
ในขั้นที่สองเป็นการกำหนดตัวแบบที่เป็นไปได้ โดยพิจารณาจาก ACF และ PACF จะเห็นได้ว่า ACF ตามที่ปรากฏในรูปที่ 6.13(ก) มีลักษณะซึ่งลดลงเข้าสู่ศูนย์แบบคลื่นไซน์ มีเพียง Lag ที่ 10 และ Lag ที่ 12 และเมื่อพิจาณา PACF ในรูปที่ 6.13(ข) ก็มีลักษณะเข้าสู่ศูนย์แบบคลื่นไซน์เช่นเดียวกัน มีเพียง Lag ที่ 4,5,7,9,10 และ Lag 11 ที่ไม่เข้าใกล้ศูนย์

หาผลต่างและ ทำการแปลงลอการิทึม

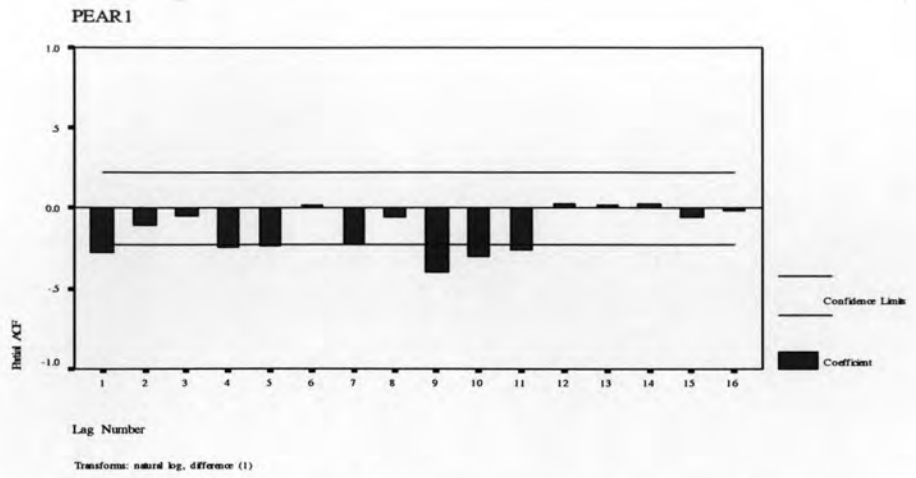
ในการหาผลต่างของข้อมูลของความต้องการพลังไฟฟ้าสูงสุดในเขตภาคกลางก่อนแล้วจะทำการ Take Log ซึ่งในขั้นตอนนี้เพื่อเป็นการปรับข้อมูลให้มีค่าของแปรปรวนที่คงที่ เพื่อที่จะทำให้สามารถนำไปคำนวณหาค่าของ ARIMA ได้ เพื่อเลือกใช้รูปแบบที่เหมาะสมแต่ละรูปแบบในการพยากรณ์ความต้องการไฟฟ้าสูงสุดในเขตภาคกลาง จากการหาผลต่างและ ทำการแปลงลอการิทึม ข้อมูลก็จะได้ดังรูปที่ 6.14 ที่แสดงได้ดังต่อไปนี้



รูปที่ 6.14 ผลที่ได้จากการหาผลต่างแล้วทำการลอการิทึม



รูปที่ 6.15 (ก) กราฟ ACF ของผลที่ได้จากการหาผลต่างแล้วทำการลอการิทึม



รูปที่ 6.15 (ข) กราฟ PACF ของผลที่ได้จากการหาผลต่างแล้วทำการลอการิทึม

ฉะนั้นต้องแปลงให้ความแปรปรวนคงที่ก่อนแล้วจึงหาผลต่าง 1 ครั้ง ซึ่งในกรณีนี้แปลงด้วยลอการิทึมได้กราฟของผลต่างครั้งที่ 1 ของ $\ln Z_t$ หรือ $(1-B)\ln Z_t$ ดังรูปที่ 6.15(ก)และรูป 6.15(ข)

สหสัมพันธ์ในตัวเองของความคลาดเคลื่อนของค่าพยากรณ์หนึ่งหน่วยเวลาล่วงหน้าของความต้องการพลังไฟฟ้าสูงสุดในเขตภาคกลาง

Autocorrelations: PEAR1

Transformations: natural log, difference (1)

Lag	Auto-Corr.	Stand. Err.	-1 -.75 -.5 -.25 0 .25 .5 .75 1	Box-Ljung	Prob.
1	-.275	.110	**.***| .	6.294	.012
2	-.019	.109	. * .	6.326	.042
3	-.009	.108	. * .	6.333	.096
4	-.205	.108	****| .	9.962	.041
5	-.062	.107	. *| .	10.298	.067
6	.146	.106	. |***.	12.192	.058
7	-.196	.105	****| .	15.636	.029
8	.153	.105	. |***.	17.779	.023
9	-.252	.104	*.***| .	23.628	.005
10	.018	.103	. * .	23.659	.009
11	.097	.103	. |** .	24.563	.011
12	.218	.102	. |****	29.149	.004
13	.045	.101	. |* .	29.347	.006
14	.080	.100	. |** .	29.986	.008
15	-.185	.100	****| .	33.443	.004
16	-.005	.099	. * .	33.446	.006

Plot Symbols: Autocorrelations * Two Standard Error Limits .

Total cases: 81 Computable first lags after differencing: 79

Partial Autocorrelations: PEAR1

Transformations: natural log, difference (1)

Lag	Pr-Aut- Corr.	Stand. Err.	-1 -.75 -.5 -.25 0 .25 .5 .75 1
1	-.275	.112	**.***| .
2	-.103	.112	. **| .
3	-.048	.112	. *| .
4	-.245	.112	*.***| .
5	-.232	.112	*.***| .
6	.019	.112	. * .
7	-.228	.112	*.***| .
8	-.051	.112	. *| .
9	-.392	.112	****.***| .
10	-.296	.112	**.***| .
11	-.261	.112	*.***| .
12	.026	.112	. |* .
13	.019	.112	. * .
14	.027	.112	. |* .
15	-.055	.112	. *| .
16	-.016	.112	. * .

Plot Symbols: Autocorrelations * Two Standard Error Limits .

Total cases: 81 Computable first lags after differencing: 79

รูปที่ 6.16 สหสัมพันธ์ในตัวเองของความคลาดเคลื่อน

เมื่อพิจารณาสหสัมพันธ์ในตัวเองของรีซีดวล $\gamma_{\hat{a}_t}(\kappa)$ ทั้ง 16 จะได้ค่าสถิติ Box-Ljung Chi-Square = 12.192 มี p-value เท่ากับ 0.058 ซึ่งมากกว่า 0.05 อยู่อย่างน้อย 1 ค่า ไม่มีความสัมพันธ์ในตัวเอง ตัวแบบที่เหมาะสม ARIMA (p,1,q)

ในการเลือกตัวแบบที่เหมาะสมนั้นในทางเลือกที่ดีสำหรับงานวิจัยชิ้นนี้ในการพยากรณ์ความต้องการพลังไฟฟ้าสูงสุดเขตนครหลวง ผู้วิจัยขอนำเสนอทุกๆ ตัวแบบ โดยพิจารณาที่ค่าของ AIC(Akaike's information criterion) เพื่อการใช้งานได้เป็นผลที่ให้ค่าจริงจากโปรแกรมสำเร็จรูป SPSS จะหาได้โดยที่ ln(maximumlikelihood) ซึ่ง log likelihood ในส่วนที่แสดงผลของราพามิเตอร์

โดยที่ AIC(M) = -2 ln(maximumlikelihood) + 2M

ตัวแบบ ARMA(1,1)

Number of residuals 80
Standard error .0351571

Log likelihood 155.00087
AIC -304.00175
SBC -296.85567

Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	77	.09719665	.00123602

Variables in the Model:

	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
AR1	.43979840	.12495399	3.519683	.00072906
MA1	.96086949	.09554446	10.056778	.00000000
CONSTANT	.00644087	.00040908	15.744913	.00000000

จากผลการประมาณค่าข้างบนนี้ ถ้าใช้ระดับนัยสำคัญเท่ากับ 0.05 จะยอมรับได้ว่าทุกพารามิเตอร์ไม่เท่ากับศูนย์ นั่นคือ ทุกพารามิเตอร์อยู่ในตัวแบบ และได้ค่าประมาณของ $\hat{\mu},\hat{\phi}_1$ และ $\hat{\phi}_2$ คือ $\hat{\mu}$ = .00644087, $\hat{\phi}_1$ = -.43979840, $\hat{\phi}_2$ =-.96086949 , $\hat{\sigma}_a^2$ = .00123602

ในการตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ ARMA(1,1) หรือ ARIMA (1,1,1) โดยพิจารณารีซีดวล $\hat{a}_t = (Z_t - \hat{Z}_t)\ln Z_t$ จากรีซีดวลทั้งหมด ปรากฏว่าค่าเฉลี่ยของรีซีดวลเท่ากับ .00644087 และส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานเท่ากับ .0351571 และให้ค่าสถิติ t = 15.744913 จึงยอมรับได้ว่าค่าเฉลี่ยของ $\hat{a}_t$ เท่ากับศูนย์ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 และจากราฟของ $\hat{a}_t$ สรุปได้ว่าความแปรปรวนของ $\hat{a}_t$ คงที่

ตัวแบบพยากรณ์ของตัวแบบ ARMA(1,1) มีรูปแบบดังนี้

ตัวแบบ $Y_t = \hat{\mu} + \hat{\phi}_1 (Y_t - \hat{\mu}) - \hat{\theta}_1 e_1$

โดยที่ $W_t = (1\text{-}B)\ln Y_t$

จากผลการประมาณค่าข้างบนนี้ ถ้าใช้ระดับนัยสำคัญเท่ากับ 0.05 จะยอมรับได้ว่าทุกพารามิเตอร์ไม่เท่ากับศูนย์ นั่นคือ ทุกพารามิเตอร์อยู่ในตัวแบบ และได้ค่าประมาณของ $\hat{\mu},\hat{\phi}_1$ และ $\hat{\phi}_2$ คือ $\hat{\mu}$ = .00644087, $\hat{\phi}_1$ = -.43979840, $\hat{\phi}_2$ =-.96086949 , $\hat{\sigma}_a^2$ = .00123602

ดังนั้น ตัวแบบในการพยากรณ์ก็คือ

ตัวแบบ Y_t = .00644087 - .43979840(Y_t - .00644087) + .96086949e_t

โดยที่ $W_t = (1\text{-}B)\ln Y_t$

ตัวแบบ AR(1)

ตัวแบบพยากรณ์ของตัวแบบ AR(1) มีรูปแบบดังนี้

ตัวแบบ $\hat{Y}_t(l) = \hat{\mu} + \hat{\phi}_1^1(Y_t - \hat{\mu})$

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

Number of residuals 80
Standard error .03889305
Log likelihood 147.2003
AIC -290.40061
SBC -285.63655

Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	78	.11810860	.00151267

Variables in the Model:

	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
AR1	-.27988647	.10992085	-2.5462547	.01285839
CONSTANT	.00634083	.00340679	1.8612311	.06647924

จากผลการประมาณค่าข้างบนนี้ ถ้าใช้ระดับนัยสำคัญเท่ากับ 0.05 จะยอมรับได้ว่าทุกพารามิเตอร์ไม่เท่ากับศูนย์ นั่นคือ ทุกพารามิเตอร์อยู่ในตัวแบบ และได้ค่าประมาณของ $\hat{\mu}, \hat{\phi}_1$ คือ

$\hat{\mu} = .00634083$, $\hat{\phi}_1 = -.27988647$, $\hat{\sigma}_a^2 = .00151267$

ดังนั้น ตัวแบบในการพยากรณ์ก็คือ

ตัวแบบ $\hat{Y}_t(l) = .00634083 - .27988647(Y_t - .00634083)$

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

ตัวแบบ AR(2)

ตัวแบบพยากรณ์ของตัวแบบ AR(2) มีรูปแบบดังนี้

ตัวแบบ $\hat{Y}_t(l) = \hat{\mu} + \hat{\phi}_1^1(Y_t - \hat{\mu}) + \hat{\phi}_2^1(Y_{t-1} - \hat{\mu})$

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

Number of residuals 80
Standard error .0389276
Log likelihood 147.61909
AIC -289.23817
SBC -282.09209

Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	77	.11683403	.00151536

Variables in the Model:

	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
AR1	-.30890444	.11413561	-2.7064685	.00837140
AR2	-.10579139	.11520467	-.9182908	.36133420
CONSTANT	.00627322	.00309069	2.0297125	.04584062

จากผลการประมาณค่าข้างบนนี้ ถ้าใช้ระดับนัยสำคัญเท่ากับ 0.05 จะยอมรับได้ว่าทุกพารามิเตอร์ไม่เท่ากับศูนย์ นั่นคือ ทุกพารามิเตอร์อยู่ในตัวแบบ และได้ค่าประมาณของ $\hat{\mu},\hat{\phi}_1$ และ $\hat{\phi}_2$ คือ $\hat{\mu}$ = .00627322, $\hat{\phi}_1$ = -.30890444, $\hat{\phi}_2$ =-.10579139 , $\hat{\sigma}_a^2$ = .00151536

ดังนั้น ตัวแบบในการพยากรณ์ก็คือ

ตัวแบบ $\hat{Y}_t(l)$ = .00627322 - .30890444(Y_t - .00627322) - .10579139(Y_{t-1} - .00394464)

โดยที่ $W_t = (1-B)\ln Y_t$

ตัวแบบ MA(1)

ตัวแบบพยากรณ์ของตัวแบบ MA(1) มีรูปแบบดังนี้

ตัวแบบ $\hat{Y}_t(l) = \hat{\mu} - \hat{\theta}_1 e_1$

โดยที่ $W_t = (1-B)\ln Y_t$

Number of residuals 80
Standard error .03848912
Log likelihood 148.00056
AIC -292.00111
SBC -287.23706

Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	78	.11577160	.00148141

Variables in the Model:

	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
MA1	.37682943	.10523791	3.5807385	.00059362
CONSTANT	.00624550	.00270214	2.3113164	.02345681

จากผลการประมาณค่าข้างบนนี้ ถ้าใช้ระดับนัยสำคัญเท่ากับ 0.05 จะยอมรับได้ว่าทุกพารามิเตอร์ไม่เท่ากับศูนย์ นั่นคือ ทุกพารามิเตอร์อยู่ในตัวแบบ และได้ค่าประมาณของ $\hat{\mu},\hat{\theta}_1$ คือ $\hat{\mu}$ = .00624550, $\hat{\theta}_1$ = .37682943, $\hat{\sigma}_a^2$ = .00148141

ดังนั้น ตัวแบบในการพยากรณ์ก็คือ

ตัวแบบ $\hat{Y}_t(l) = .00624550 + .37682943e_l$

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

ตัวแบบ MA(2)

ตัวแบบพยากรณ์ของตัวแบบ MA(1) มีรูปแบบดังนี้

ตัวแบบ $\hat{Y}_t(l) = \hat{\mu} - \hat{\theta}_1 e_1 - \hat{\theta}_2 e_{t-1}$

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

Number of residuals 80
Standard error .03549919
Log likelihood 153.65751
AIC -301.31502
SBC -294.16894

Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	77	.10053070	.00126019

Variables in the Model:

	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
MA1	.56249115	.12727096	4.419635	.00003196
MA2	.41341323	.11651698	3.548094	.00066473
CONSTANT	.00646954	.00025686	25.187336	.00000000

จากผลการประมาณค่าข้างบนนี้ ถ้าใช้ระดับนัยสำคัญเท่ากับ 0.05 จะยอมรับได้ว่าทุกพารามิเตอร์ไม่เท่ากับศูนย์ นั่นคือ ทุกพารามิเตอร์อยู่ในตัวแบบ และได้ค่าประมาณของ $\hat{\mu}, \hat{\theta}_1$ และ $\hat{\theta}_2$ คือ $\hat{\mu} = .00646954$, $\hat{\theta}_1 = .56249115$, $\hat{\theta}_2 = .41341323$, $\hat{\sigma}_a^2 = .00126019$

ดังนั้น ตัวแบบในการพยากรณ์ก็คือ $\hat{\mu} - \hat{\theta}_1 e_1 - \hat{\theta}_2 e_{t-1}$

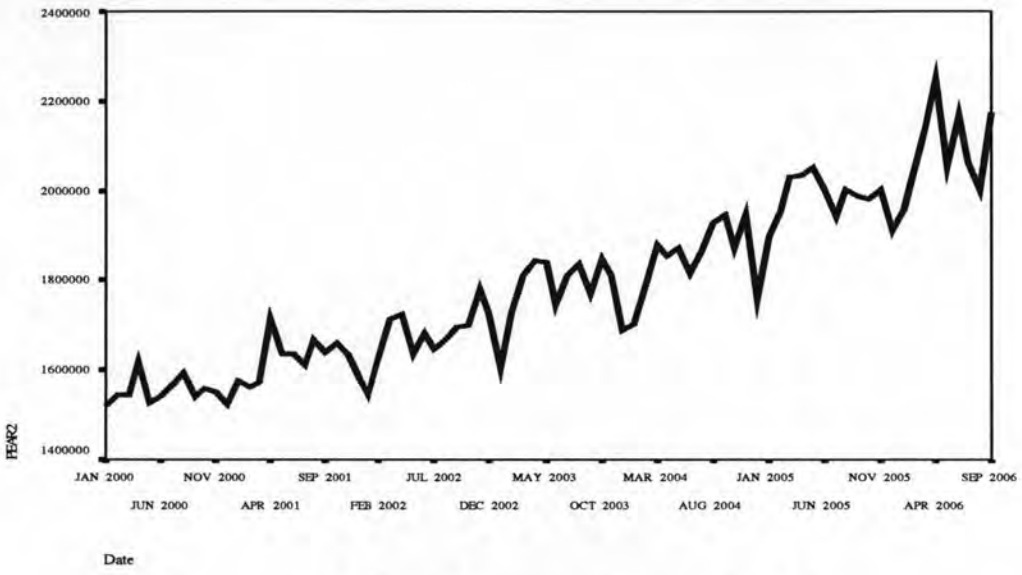
ตัวแบบ $\hat{Y}_t(l) = .00646954 - .56249115e_l - .41341323\, e_{l-1}$

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

6.3 การพยากรณ์ความต้องการพลังไฟฟ้าสูงสุดในเขตภาคตะวันออกเฉียงเหนือ(Peak Demand for Northeastern Region)

วิธีออโต้รีเกรซซีฟมูฟวิ่งเอฟเวอร์เรจ

การพยากรณ์ความต้องการพลังไฟฟ้าสูงสุดของเขต 2 โดยเฉพาะภาคตะวันออกเฉียงเหนือ เมื่อพิจารณาความต้องการไฟฟ้าของเขตภาคกลางในจำนวน 81 เดือน ซึ่งมีกราฟของอนุกรมดังกล่าวเทียบกับเวลาดังรูปที่ 6.17

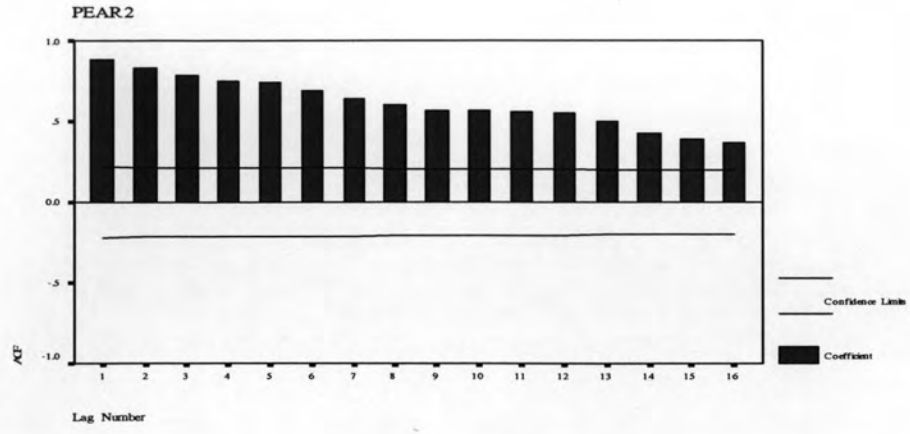


รูปที่ 6.17 แสดงความต้องการพลังไฟฟ้าสูงสุดในเขตภาคตะวันออกเฉียงเหนือ

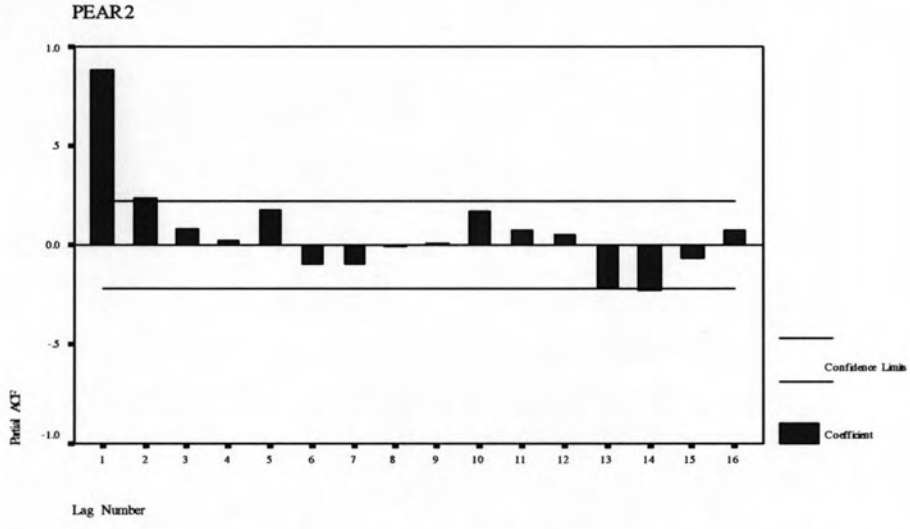
จากกราฟจะเห็นว่า จากข้อมูลที่ได้ตั้งแต่ เดือนมกราคม พ.ศ. 2543 จนถึง ปัจจุบัน เดือนกันยายน 2549 จำนวน 81 เดือน ลักษณะของข้อมูลจะมีแนวแนวโน้มของความต้องการพลังไฟฟ้าสูงขึ้น ในเขตภาคตะวันออกเฉียงเหนือ

ในขั้นตอนแรกเป็นการตรวจสอบคุณสมบัติสเตชันนานรีของอนุกรมเวลาชุดนี้ โดยพิจารณาจากกราฟของอนุกรมเวลาเทียบกับเวลา และฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง(ACF) ในรูปที่ 6.18

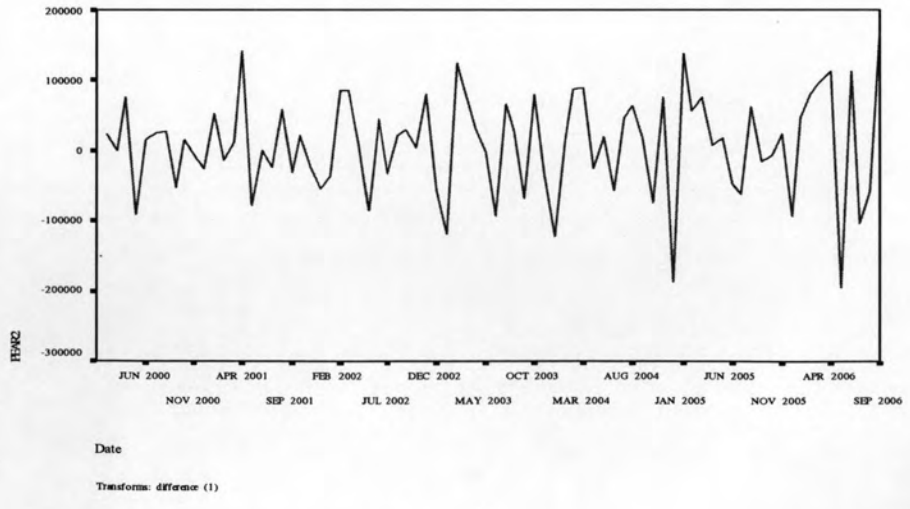
จากกราฟของรูปที่ 6.17 และกราฟของรูปที่ 6.18 จะเห็นว่าอนุกรมเวลาชุดนี้มีลักษณะที่แสดงว่าค่าความแปรปรวนไม่คงที่(พิจารณาจากกราฟของรูปที่ 6.17) และค่าเฉลี่ยไม่คงที่ แสดงว่าต้องแปลงให้เป็นอนุกรมเวลาสเตชันนารีก่อนด้วยการหาผลต่าง 1 ครั้ง เพื่อให้ค่าเฉลี่ยคงที่ ซึ่งจะเห็นว่ากราฟของอนุกรม $W_t = (1-B)Z_t$ มีลักษณะที่เป็นอนุกรมเวลาสเตชันนารี ดังรูปที่ 6.20



รูปที่ 6.18 ACF ของความต้องการพลังไฟฟ้าสูงสุดเขตภาคตะวันออกเฉียงเหนือ

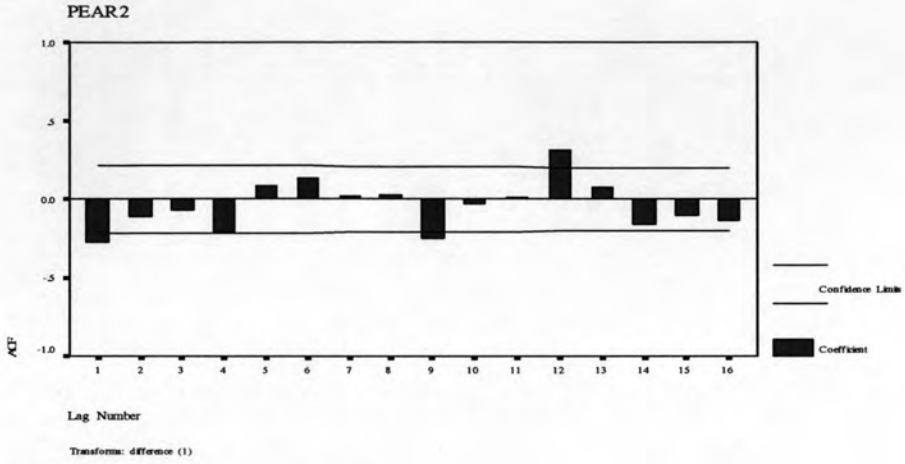


รูปที่ 6.19 PACF ของความต้องการพลังไฟฟ้าสูงสุดเขตภาคตะวันออกเฉียงเหนือ

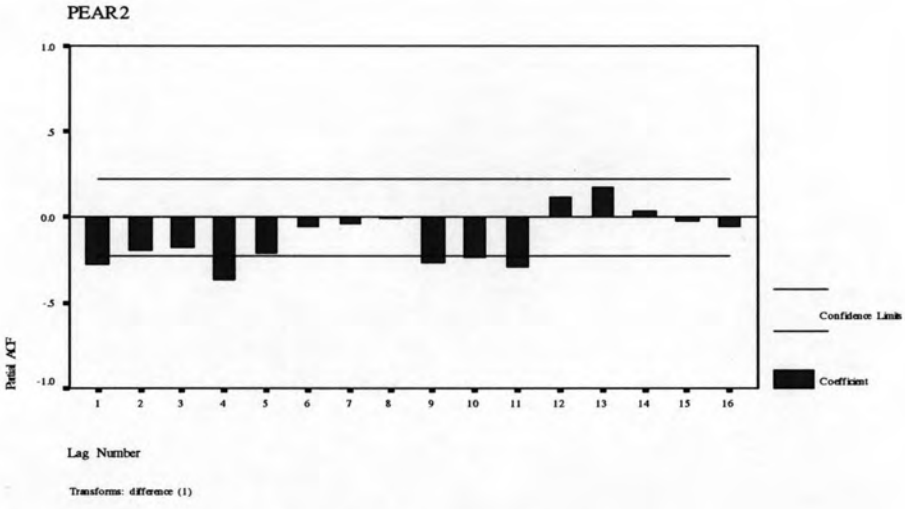


รูปที่ 6.20 หาผลต่างของภาคตะวันออกเฉียงเหนือ

ฉะนั้นจะกำหนดตัวแบบ ARIMA(p,d,q) สำหรับชุดนี้ให้เป็นตัวแบบ ARIMA(p,1,q) โดยจะพิจารณาเลือกค่า p และ q จากกราฟ ACF และ PACF ของ $(1-B)Z_t$ ซึ่งแสดงดังรูปที่ 6.21(ก) และรูปที่ 4.23(ข)



รูปที่ 6.21(ก) กราฟ ACF ของ $(1-B)Z_t$

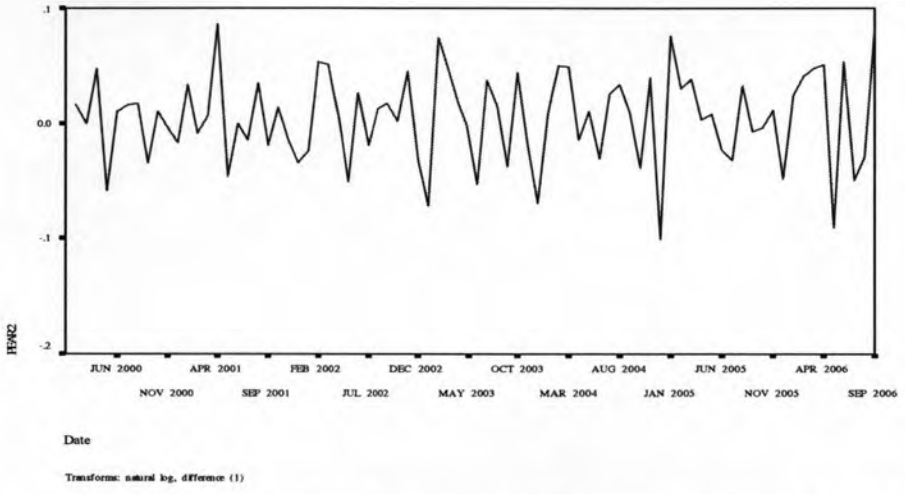


รูปที่ 6.21(ข) กราฟ PACF ของ $(1-B)Z_t$

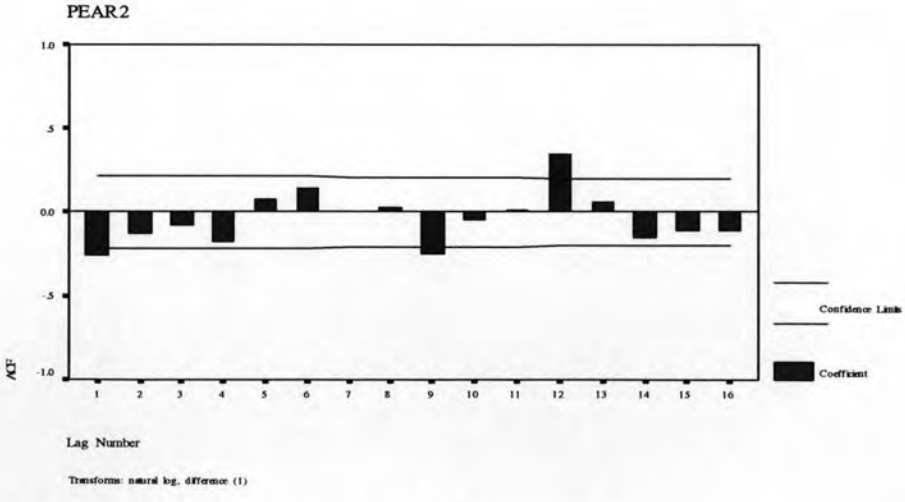
ในขั้นที่สองเป็นการกำหนดตัวแบบที่เป็นไปได้ โดยพิจารณาจาก ACF และ PACF จะเห็นได้ว่า ACF ตามที่ปรากฏในรูปที่ 6.21(ก) มีลักษณะซึ่งลดลงเข้าสู่ศูนย์แบบคลื่นไซน์ มีเพียง Lag ที่ 9 และ Lag ที่ 12 และเมื่อพิจาณา PACF ในรูปที่ 6.21(ข) ก็มีลักษณะเข้าสู่ศูนย์แบบคลื่นไซน์เช่นเดียวกัน มีเพียง Lag ที่ 4,9 และ Lag 11 ที่ไม่เข้าใกล้ศูนย์

หาผลต่างและ ทำการแปลงลอการิทึม

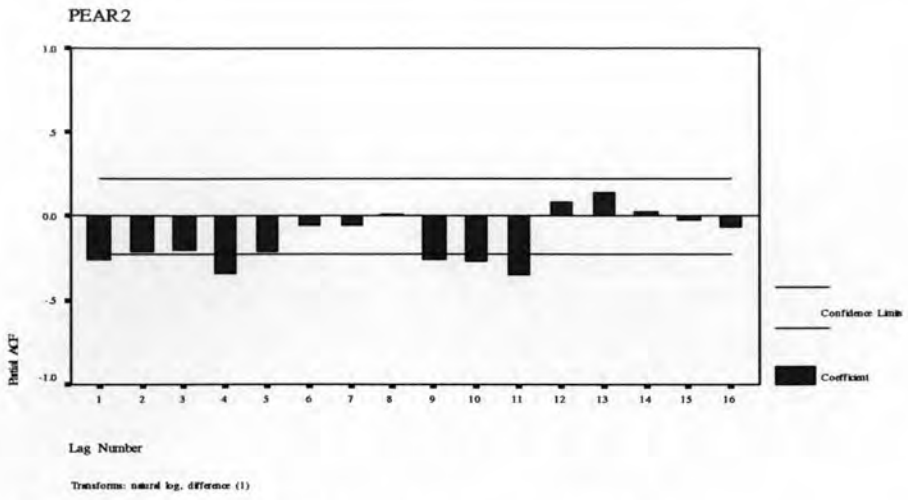
ในการหาผลต่างของข้อมูลของความต้องการพลังไฟฟ้าสูงสุดในเขตภาคตะวันออกเฉียงเหนือก่อนแล้ว จะทำการ Take Log ซึ่งในขั้นตอนนี้เพื่อเป็นการปรับข้อมูลให้มีค่าของแปรปรวนที่คงที่ เพื่อที่จะทำให้สามารถนำไปคำนวณหาค่าของ ARIMA ได้ เพื่อเลือกใช้รูปแบบที่เหมาะสมแต่ละรูปแบบในการพยากรณ์ความต้องการไฟฟ้าสูงสุดในเขตภาคตะวันออกเฉียงเหนือ จากการหาผลต่างและ ทำการแปลงลอการิทึม ข้อมูลก็จะได้ดังรูปที่ 6.22 ที่แสดงได้ดังต่อไปนี้



รูปที่ 6.22 ผลที่ได้จากการหาผลต่างแล้วทำการลอการิทึมของภาคตะวันออกเฉียงเหนือ



รูปที่ 6.23 (ก) กราฟ ACF การหาผลต่างแล้วทำการลอการิทึม



รูปที่ 6.23 (ข) กราฟ PACF การหาผลต่างแล้วทำการลอการิทึม

ฉะนั้นต้องแปลงให้ความแปรปรวนคงที่ก่อนแล้วจึงหาผลต่าง 1 ครั้ง ซึ่งในกรณีนี้แปลงด้วยลอการิทึมได้กราฟของผลต่างครั้งที่ 1 ของ $\ln Z_t$ หรือ $(1-B)\ln Z_t$ ดังรูปที่ 6.23(ก)และรูป 6.23(ข)

สหสัมพันธ์ในตัวเองของความคลาดเคลื่อนของค่าพยากรณ์หนึ่งหน่วยเวลาล่วงหน้าของความต้องการพลังไฟฟ้าสูงสุดในเขตภาคตะวันออกเฉียงเหนือ

Autocorrelations: PEAR2

Transformations: natural log, difference (1)

Lag	Auto-Corr.	Stand. Err.	-1 -.75 -.5 -.25 0 .25 .5 .75 1	Box-Ljung	Prob.
1	-.261	.110	*.***| .	5.654	.017
2	-.129	.109	.***| .	7.058	.029
3	-.080	.108	. **| .	7.598	.055
4	-.175	.108	.***| .	10.236	.037
5	.075	.107	. |** .	10.729	.057
6	.143	.106	. |***.	12.554	.051
7	.005	.105	. * .	12.556	.084
8	.031	.105	. |* .	12.646	.125
9	-.248	.104	*.***| .	18.319	.032
10	-.045	.103	. *| .	18.505	.047
11	.013	.103	. * .	18.522	.070
12	.349	.102	. |***.***	30.256	.003
13	.060	.101	. |* .	30.605	.004
14	-.151	.100	.***| .	32.865	.003
15	-.113	.100	. **| .	34.150	.003
16	-.109	.099	. **| .	35.377	.004

Plot Symbols: Autocorrelations * Two Standard Error Limits .

Total cases: 81 Computable first lags after differencing: 79

Partial Autocorrelations: PEAR2

Transformations: natural log, difference (1)

Lag	Pr-Aut- Corr.	Stand. Err.	-1 -.75 -.5 -.25 0 .25 .5 .75 1
1	-.261	.112	*.***| .
2	-.212	.112	****| .
3	-.197	.112	****| .
4	-.339	.112	***.***| .
5	-.209	.112	****| .
6	-.050	.112	. *| .
7	-.055	.112	. *| .
8	.009	.112	. * .
9	-.258	.112	*.***| .
10	-.263	.112	*.***| .
11	-.348	.112	***.***| .
12	.082	.112	. |** .
13	.139	.112	. |***.
14	.030	.112	. |* .
15	-.024	.112	. * .
16	-.063	.112	. *| .

Plot Symbols: Autocorrelations * Two Standard Error Limits .

Total cases: 81 Computable first lags after differencing: 79

รูปที่ 6.24 สหสัมพันธ์ในตัวเองของความคลาดเคลื่อน

เมื่อพิจารณาสหสัมพันธ์ในตัวเองของรีซีดวล $\gamma_{\hat{a}_t}(\kappa)$ ทั้ง 16 จะได้ค่าสถิติ Box-Ljung Chi-Square = 18.552 มี p-value เท่ากับ 0.070 ซึ่งมากกว่า 0.05 อยู่อย่างน้อย 1 ค่า ไม่มีความสัมพันธ์ในตัวเอง ตัวแบบที่เหมาะสม ARIMA (p,1,q)

ในการเลือกตัวแบบที่เหมาะสมนั้นในทางเลือกที่ดีสำหรับงานวิจัยชิ้นนี้ในการพยากรณ์ความต้องการพลังไฟฟ้าสูงสุดเขตภาคตะวันออกเฉียงเหนือ ผู้วิจัยขอนำเสนอทุกๆ ตัวแบบ โดยพิจารณาที่ค่าของ AIC(Akaike's information criterion) เพื่อการใช้งานได้เป็นผลที่ให้ค่าจริงจากโปรแกรมสำเร็จรูป SPSS จะหาได้โดยที่ ln(maximumlikelihood) ซึ่ง log likelihood ในส่วนที่แสดงผลของราพามิเตอร์

โดยที่ AIC(M) = -2 ln(maximumlikelihood) + 2M

ตัวแบบ ARMA(1,1)

Number of residuals 80
Standard error .03251802
Log likelihood 160.59216

AIC -315.18432
SBC -308.03824

Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	77	.08452950	.00105742

Variables in the Model:

	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
AR1	.35652571	.11621273	3.067871	.00297512
MA1	.99046762	.17091897	5.794954	.00000014
CONSTANT	.00415051	.00024131	17.199576	.00000000

จากผลการประมาณค่าข้างบนนี้ ถ้าใช้ระดับนัยสำคัญเท่ากับ 0.05 จะยอมรับได้ว่าทุกพารามิเตอร์ไม่เท่ากับศูนย์ นั่นคือ ทุกพารามิเตอร์อยู่ในตัวแบบ และได้ค่าประมาณของ $\hat{\mu},\hat{\phi}_1$ และ $\hat{\phi}_2$ คือ $\hat{\mu}=.00415051$, $\hat{\phi}_1=.35652571$, $\hat{\phi}_2=.99045762$, $\hat{\sigma}_a^2=.00105742$

ในการตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ ARMA(1,1) หรือ ARIMA (1,1,1) โดยพิจารณารีซีดวล $\hat{a}_t = (Z_t - \hat{Z}_t)\ln Z_t$ จากรีซีดวลทั้งหมด ปรากฏว่าค่าเฉลี่ยของรีซีดวลเท่ากับ .00415051 และส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานเท่ากับ .03251802 และให้ค่าสถิติ t = 17.199576 จึงยอมรับได้ว่าค่าเฉลี่ยของ $\hat{a}_t$ เท่ากับศูนย์ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 และจากราฟของ $\hat{a}_t$ สรุปได้ว่าความแปรปรวนของ $\hat{a}_t$ คงที่

ตัวแบบพยากรณ์ของตัวแบบ ARMA(1,1) มีรูปแบบดังนี้

ตัวแบบ $Y_t = \hat{\mu}+\hat{\phi}_1(Y_t-\hat{\mu})-\hat{\theta}_1 e_1$

โดยที่ $W_t = (1\text{-}B)\ln Y_t$

จากผลการประมาณค่าข้างบนนี้ ถ้าใช้ระดับนัยสำคัญเท่ากับ 0.05 จะยอมรับได้ว่าทุกพารามิเตอร์ไม่เท่ากับศูนย์ นั่นคือ ทุกพารามิเตอร์อยู่ในตัวแบบ และได้ค่าประมาณของ $\hat{\mu},\hat{\phi}_1$ และ $\hat{\phi}_2$ คือ $\hat{\mu}=.00415051$, $\hat{\phi}_1=.35652571$, $\hat{\phi}_2=.99045762$, $\hat{\sigma}_a^2=.00105742$
ดังนั้น ตัวแบบในการพยากรณ์ก็คือ

ตัวแบบ $Y_t = .00415051 + .3565271(Y_t - .00415051) + .99045762e_t$

โดยที่ $W_t = (1\text{-}B)\ln Y_t$

ตัวแบบ AR(1)

ตัวแบบพยากรณ์ของตัวแบบ AR(1) มีรูปแบบดังนี้

ตัวแบบ $\hat{Y}_t(l) = \hat{\mu} + \hat{\phi}_1^1(Y_t - \hat{\mu})$

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

Number of residuals 80
Standard error .03812468
Log likelihood 148.79915
AIC -293.5983
SBC -288.83425

Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	78	.11348058	.00145349

Variables in the Model:

	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
AR1	-.27112532	.11180750	-2.4249296	.01762369
CONSTANT	.00423003	.00336228	1.2580839	.21211455

จากผลการประมาณค่าข้างบนนี้ ถ้าใช้ระดับนัยสำคัญเท่ากับ 0.05 จะยอมรับได้ว่าทุกพารามิเตอร์ไม่เท่ากับศูนย์ นั่นคือ ทุกพารามิเตอร์อยู่ในตัวแบบ และได้ค่าประมาณของ $\hat{\mu}, \hat{\phi}_1$ คือ

$\hat{\mu} = .00423003$, $\hat{\phi}_1 = -.27112532$, $\hat{\sigma}_a^2 = .00145349$

ดังนั้น ตัวแบบในการพยากรณ์ก็คือ

ตัวแบบ $\hat{Y}_t(l) = .00423003 - .27112532(Y_t - .00423003)$

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

ตัวแบบ AR(2)

ตัวแบบพยากรณ์ของตัวแบบ AR(2) มีรูปแบบดังนี้

ตัวแบบ $\hat{Y}_t(l) = \hat{\mu} + \hat{\phi}_1^1(Y_t - \hat{\mu}) + \hat{\phi}_2^1(Y_{t-1} - \hat{\mu})$

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

Number of residuals 80
Standard error .0374685
Log likelihood 150.64328
AIC -295.28656
SBC -288.14048

Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	77	.10832969	.00140389

Variables in the Model:

	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
AR1	-.32639706	.11356375	-2.8741308	.00523472
AR2	-.21586898	.11407468	-1.8923480	.06220345
CONSTANT	.00414373	.00273305	1.5161582	.13357413

จากผลการประมาณค่าข้างบนนี้ ถ้าใช้ระดับนัยสำคัญเท่ากับ 0.05 จะยอมรับได้ว่าทุกพารามิเตอร์ไม่เท่ากับศูนย์ นั่นคือ ทุกพารามิเตอร์อยู่ในตัวแบบ และได้ค่าประมาณของ $\hat{\mu},\hat{\phi}_1$ และ $\hat{\phi}_2$ คือ $\hat{\mu}$ = .00414373, $\hat{\phi}_1$ = -.32639706, $\hat{\phi}_2$ =-.21586898 , $\hat{\sigma}_a^2$ = .00140389

ดังนั้น ตัวแบบในการพยากรณ์ก็คือ

ตัวแบบ $\hat{Y}_t(l)$ = .00414373 - .32639706(Y_t - .00414373) - .21586898(Y_{t-1} - .004141373)

โดยที่ $W_t = (1-B)\ln Y_t$

ตัวแบบ MA(1)

ตัวแบบพยากรณ์ของตัวแบบ MA(1) มีรูปแบบดังนี้

ตัวแบบ $\hat{Y}_t(l) = \hat{\mu} - \hat{\theta}_1 e_1$

โดยที่ $W_t = (1-B)\ln Y_t$

Number of residuals 80
Standard error .0342242
Log likelihood 156.33652
AIC -308.67303
SBC -303.90898

Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	78	.09401802	.00117130

Variables in the Model:

	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
MA1	.94820379	.05024451	18.871790	.0000000
CONSTANT	.00412604	.00026608	15.506928	.0000000

จากผลการประมาณค่าข้างบนนี้ ถ้าใช้ระดับนัยสำคัญเท่ากับ 0.05 จะยอมรับได้ว่าทุกพารามิเตอร์ไม่เท่ากับศูนย์ นั่นคือ ทุกพารามิเตอร์อยู่ในตัวแบบ และได้ค่าประมาณของ $\hat{\mu},\hat{\theta}_1$ คือ $\hat{\mu}$ = .00412604, $\hat{\theta}_1$ = .94820379, $\hat{\sigma}_a^2$ = .00117130

ดังนั้น ตัวแบบในการพยากรณ์ก็คือ

ตัวแบบ $\hat{Y}_t(l) = .00412604 + .94820379e_l$

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

ตัวแบบ MA(2)

ตัวแบบพยากรณ์ของตัวแบบ MA(1) มีรูปแบบดังนี้

ตัวแบบ $\hat{Y}_t(l) = \hat{\mu} - \hat{\theta}_1 e_1 - \hat{\theta}_2 e_{t-1}$

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

Number of residuals 80
Standard error .03257174
Log likelihood 160.56239
AIC -315.12477
SBC -307.97869

Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	77	.08459201	.00106092

Variables in the Model:

	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
MA1	.58403520	.12441808	4.694134	.00001143
MA2	.39077243	.11236676	3.477652	.00083512
CONSTANT	.00415389	.00023432	17.727460	.00000000

จากผลการประมาณค่าข้างบนนี้ ถ้าใช้ระดับนัยสำคัญเท่ากับ 0.05 จะยอมรับได้ว่าทุกพารามิเตอร์ไม่เท่ากับศูนย์ นั่นคือ ทุกพารามิเตอร์อยู่ในตัวแบบ และได้ค่าประมาณของ $\hat{\mu}, \hat{\theta}_1$ และ $\hat{\theta}_2$ คือ $\hat{\mu} = .00415389$, $\hat{\theta}_1 = .58403520$, $\hat{\theta}_2 = .39077243$, $\hat{\sigma}_a^2 = .00106092$

ดังนั้น ตัวแบบในการพยากรณ์ก็คือ $\hat{\mu} - \hat{\theta}_1 e_1 - \hat{\theta}_2 e_{t-1}$

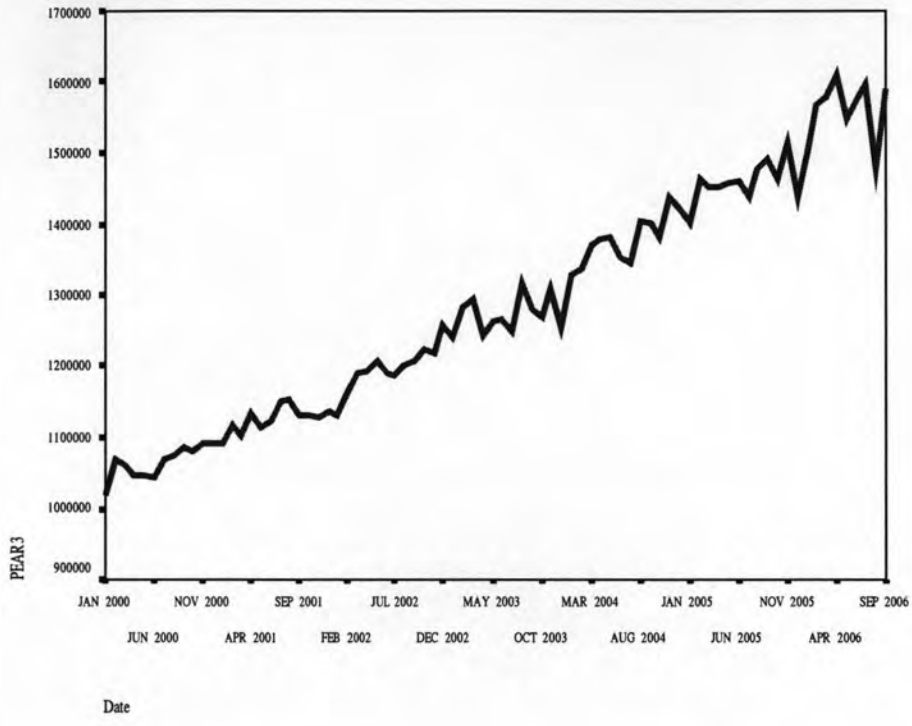
ตัวแบบ $\hat{Y}_t(l) = .00415389 - .58403520e_l - .39077243\, e_{l-1}$

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

6.4 การพยากรณ์ความต้องการพลังไฟฟ้าสูงสุดในเขตภาคใต้(Peak Demand for Southern Region)

วิธีออโต้รีเกรซซีฟมูฟวิ่งเอฟเวอร์เรจ

การพยากรณ์ความต้องการพลังไฟฟ้าสูงสุดของเขต 3 โดยเฉพาะภาคใต้ เมื่อพิจารณาความต้องการไฟฟ้าของเขตภาคใต้ ในจำนวน 81 เดือน ซึ่งมีกราฟของอนุกรมดังกล่าวเทียบกับเวลาดังรูปที่ 6.25

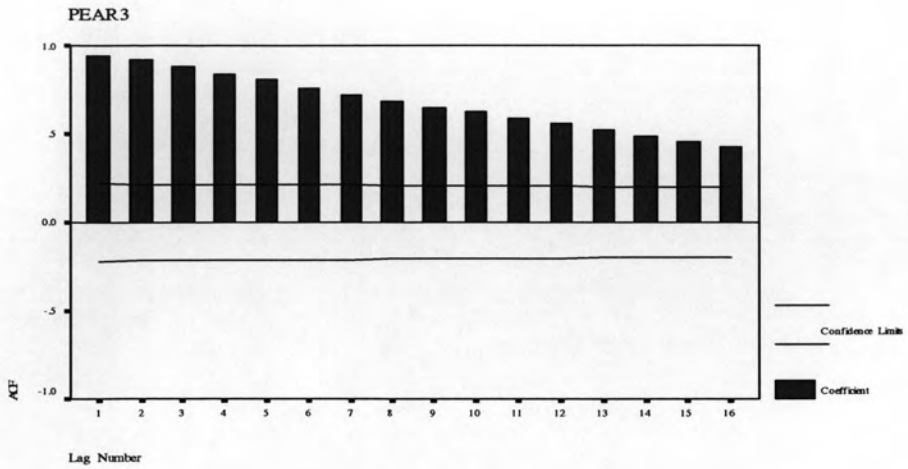


รูปที่ 6.25 แสดงความต้องการพลังไฟฟ้าสูงสุดในเขตภาคใต้

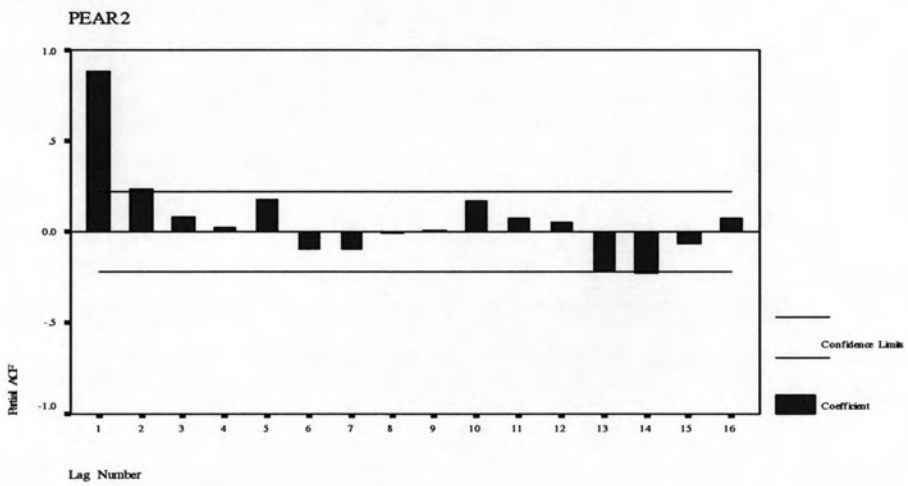
จากกราฟจะเห็นว่า จากข้อมูลที่ได้ตั้งแต่ เดือนมกราคม พ.ศ. 2543 จนถึง ปัจจุบัน เดือนกันยายน 2549 จำนวน 81 เดือน ลักษณะของข้อมูลจะมีแนวแนวโน้มของความต้องการพลังไฟฟ้าสูงขึ้น ในเขตภาคใต้

ในขั้นตอนแรกเป็นการตรวจสอบคุณสมบัติสเตชันนารีของอนุกรมเวลาชุดนี้ โดยพิจารณาจากกราฟของอนุกรมเวลาเทียบกับเวลา และฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง(ACF) ในรูปที่ 6.26

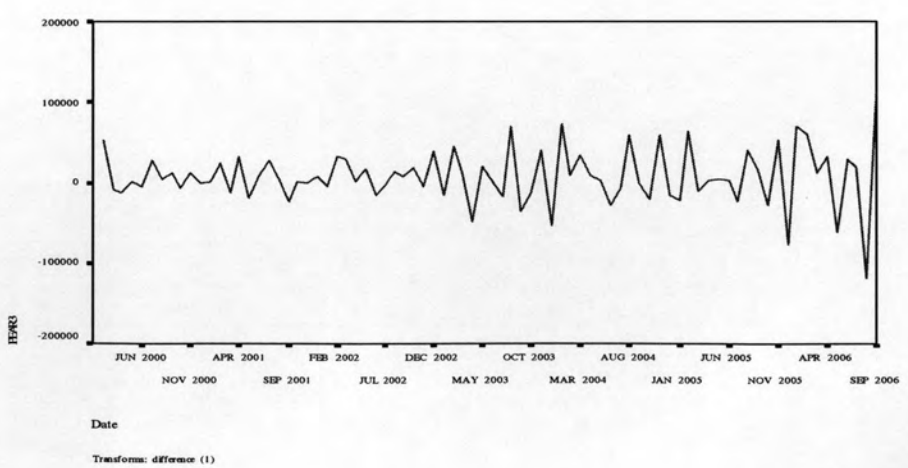
จากกราฟของรูปที่ 4.25 และกราฟของรูปที่ 6.26 จะเห็นว่าอนุกรมเวลาชุดนี้มีลักษณะที่แสดงว่าค่าความแปรปรวนไม่คงที่(พิจารณาจากกราฟของรูปที่ 6.25) และค่าเฉลี่ยไม่คงที่ แสดงว่าต้องแปลงให้เป็นอนุกรมเวลาสเตชันนารีก่อนด้วยการหาผลต่าง 1 ครั้ง เพื่อให้ค่าเฉลี่ยคงที่ ซึ่งจะเห็นว่ากราฟของอนุกรม $W_t = (1-B)Z_t$ มีลักษณะที่เป็นอนุกรมเวลาสเตชันนารี ดังรูปที่ 6.28



รูปที่ 6.26 ACF ของความต้องการพลังไฟฟ้าสูงสุดเขตภาคใต้

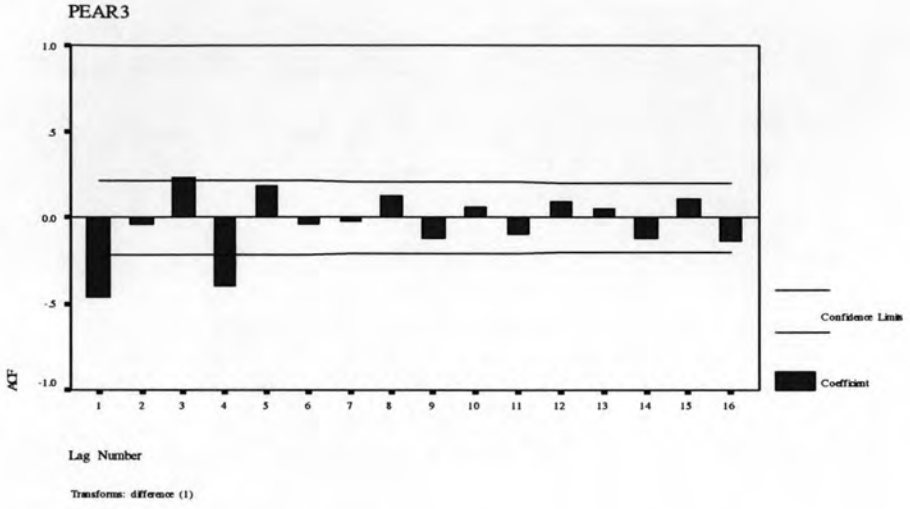


รูปที่ 6.27 PACF ของความต้องการพลังไฟฟ้าสูงสุดเขตภาคใต้

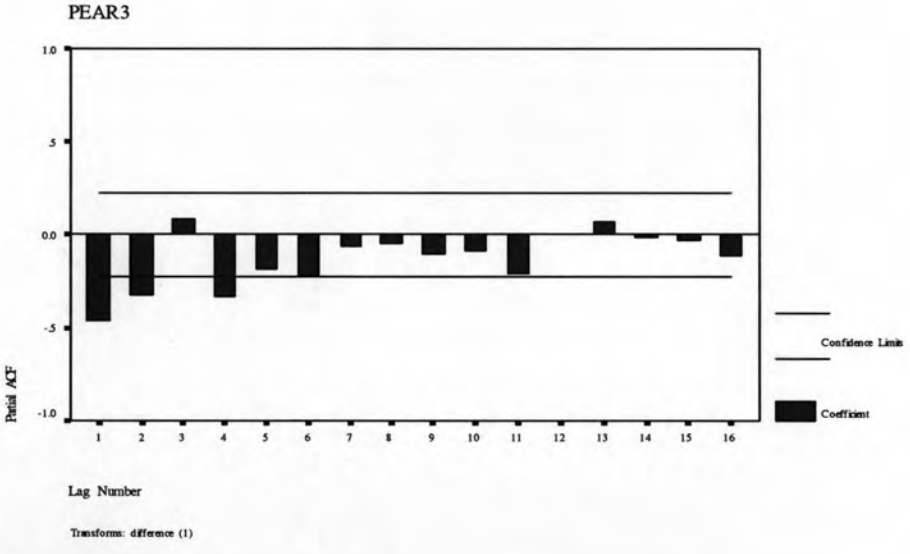


รูปที่ 6.28 หาผลต่างของเขตภาคใต้

ฉะนั้นจะกำหนดตัวแบบ ARIMA(p,d,q) สำหรับชุดนี้ให้เป็นตัวแบบ ARIMA(p,1,q) โดยจะพิจารณาเลือกค่า p และ q จากกราฟ ACF และ PACF ของ $(1-B)Z_t$ ซึ่งแสดงดังรูปที่ 6.29(ก) และรูปที่ 6.29 (ข)



รูปที่ 6.29(ก) กราฟ ACF ของ $(1-B)Z_t$

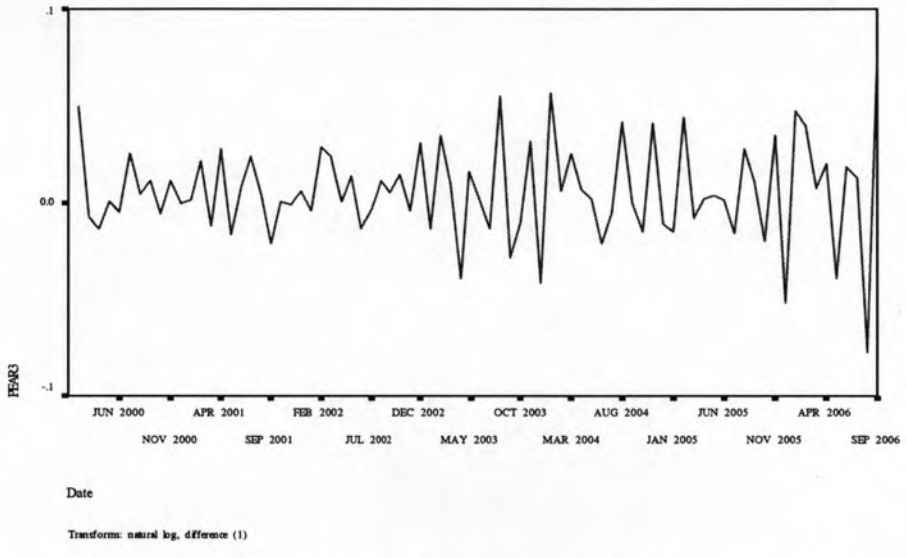


รูปที่ 6.29(ข) กราฟ PACF ของ $(1-B)Z_t$

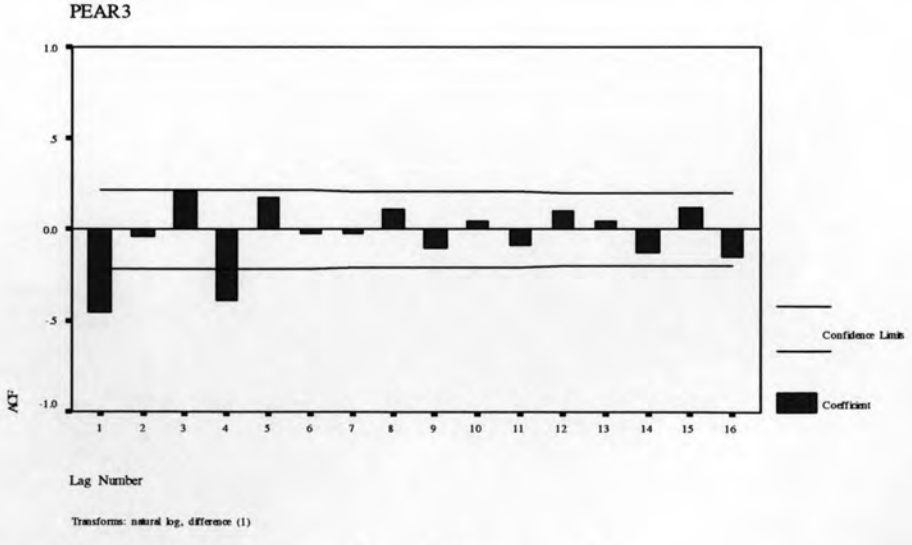
ในขั้นที่สองเป็นการกำหนดตัวแบบที่เป็นไปได้ โดยพิจารณาจาก ACF และ PACF จะเห็นได้ว่า ACF ตามที่ปรากฏในรูปที่ 6.29(ก) มีลักษณะซึ่งลดลงเข้าสู่ศูนย์แบบคลื่นไซน์ มีเพียง Lag ที่ 3 และ Lag ที่ 4 และเมื่อพิจาณา PACF ในรูปที่ 6.29(ข) ก็มีลักษณะเข้าสู่ศูนย์แบบคลื่นไซน์เช่นเดียวกัน มีเพียง Lag ที่ 2 และ Lag 4 ที่ไม่เข้าใกล้ศูนย์

หาผลต่างและ ทำการแปลงลอการิทึม

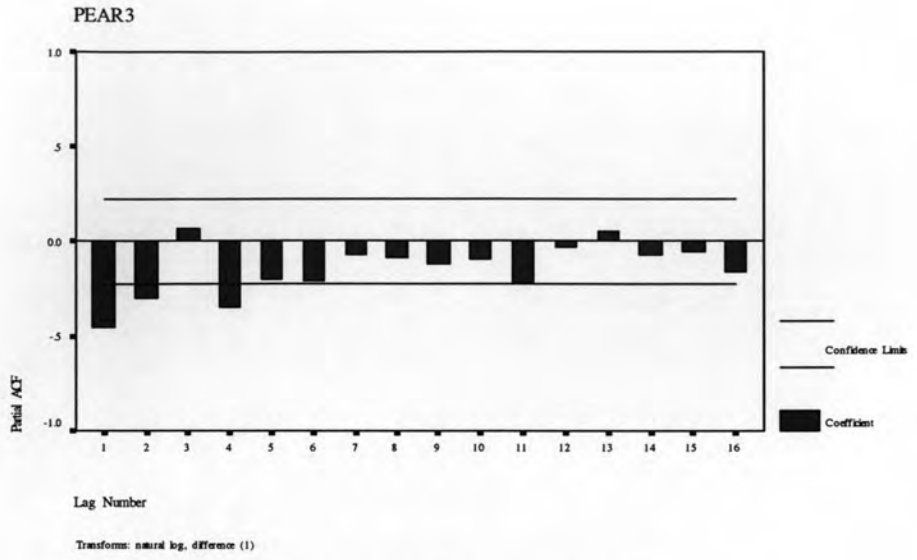
ในการหาผลต่างของข้อมูลของความต้องการพลังไฟฟ้าสูงสุดในเขตภาคใต้ ก่อนแล้วจะทำการ Take Log ซึ่งในขั้นตอนนี้เพื่อเป็นการปรับข้อมูลให้มีค่าของแปรปรวนที่คงที่ เพื่อที่จะทำให้สามารถนำไปคำนวณหาค่าของ ARIMA ได้ เพื่อเลือกใช้รูปแบบที่เหมาะสมแต่ละรูปแบบในการพยากรณ์ความต้องการไฟฟ้าสูงสุดในเขตภาคใต้ จากการหาผลต่างและ ทำการแปลงลอการิทึมข้อมูลก็จะได้ดังรูปที่ 6.30 ที่แสดงได้ดังต่อไปนี้



รูปที่ 6.30 ผลที่ได้จากการหาผลต่างแล้วทำการลอการิทึมของเขตภาคใต้



รูปที่ 6.31 (ก) กราฟ ACF การหาผลต่างแล้วทำการลอการิทึม



รูปที่ 6.31 (ข) กราฟ PACF การหาผลต่างแล้วทำการลอการิทึม

ฉะนั้นต้องแปลงให้ความแปรปรวนคงที่ก่อนแล้วจึงหาผลต่าง 1 ครั้ง ซึ่งในกรณีนี้แปลงด้วยลอการิทึมได้กราฟของผลต่างครั้งที่ 1 ของ $\ln Z_t$ หรือ $(1-B)\ln Z_t$ ดังรูปที่ 6.31(ก)และรูป 6.31(ข)

สหสัมพันธ์ในตัวเองของความคลาดเคลื่อนของค่าพยากรณ์หนึ่งหน่วยเวลาล่วงหน้าของความต้องการพลังไฟฟ้าสูงสุดในเขตภาคใต้

Autocorrelations: PEAR3

Transformations: natural log, difference (1)

Lag	Auto-Corr.	Stand. Err.	-1 -.75 -.5 -.25 0 .25 .5 .75 1	Box-Ljung	Prob.
1	-.453	.110	*****.***| .	17.045	.000
2	-.034	.109	. *| .	17.141	.000
3	.208	.108	. |****	20.825	.000
4	-.392	.108	****.***| .	34.064	.000
5	.176	.107	. |****	36.767	.000
6	-.021	.106	. * .	36.806	.000
7	-.022	.105	. * .	36.851	.000
8	.109	.105	. |** .	37.941	.000
9	-.098	.104	. **| .	38.829	.000
10	.044	.103	. |* .	39.013	.000
11	-.090	.103	. **| .	39.780	.000
12	.102	.102	. |** .	40.789	.000
13	.047	.101	. |* .	41.007	.000
14	-.130	.100	.***| .	42.676	.000
15	.121	.100	. |** .	44.143	.000
16	-.149	.099	.***| .	46.403	.000

Plot Symbols: Autocorrelations * Two Standard Error Limits .

Total cases: 81 Computable first lags after differencing: 79

Partial Autocorrelations: PEAR3

Transformations: natural log, difference (1)

Lag	Pr-Aut-Corr.	Stand. Err.	-1 -.75 -.5 -.25 0 .25 .5 .75 1
1	-.453	.112	*****.***| .
2	-.301	.112	**.***| .
3	.072	.112	. |* .
4	-.347	.112	***.***| .
5	-.199	.112	****| .
6	-.205	.112	****| .
7	-.067	.112	. *| .
8	-.082	.112	. **| .
9	-.117	.112	. **| .
10	-.097	.112	. **| .
11	-.215	.112	****| .
12	-.025	.112	. * .
13	.052	.112	. |* .
14	-.069	.112	. *| .
15	-.056	.112	. *| .
16	-.158	.112	.***| .

Plot Symbols: Autocorrelations * Two Standard Error Limits .

Total cases: 81 Computable first lags after differencing: 79

รูปที่ 6.32 สหสัมพันธ์ในตัวเองของความคลาดเคลื่อน

เมื่อพิจารณาสหสัมพันธ์ในตัวเองของรีซีดวล $\gamma_{\hat{a}_t}(\kappa)$ ทั้ง 16 จะได้ค่าสถิติ Box-Ljung Chi-Square = 46.403 มี p-value เท่ากับ 0.000 ซึ่งน้อยกว่า 0.05 ซึ่งสามารถสรุปได้ว่า มีความสัมพันธ์ในตัวเอง ตัวแบบที่เหมาะสม ARIMA (p,1,q)

ในการเลือกตัวแบบที่เหมาะสมนั้นในทางเลือกที่ดีสำหรับงานวิจัยชิ้นนี้ในการพยากรณ์ความต้องการพลังไฟฟ้าสูงสุดเขตภาคใต้ ผู้วิจัยขอนำเสนอทุกๆ ตัวแบบ โดยพิจารณาที่ค่าของ AIC(Akaike's information criterion) เพื่อการใช้งานได้เป็นผลที่ให้ค่าจริงจากโปรแกรมสำเร็จรูป SPSS จะหาได้โดยที่ ln(maximumlikelihood) ซึ่ง log likelihood ในส่วนที่แสดงผลของราพามิเตอร์

โดยที่ AIC(M) = -2 ln(maximumlikelihood) + 2M

ตัวแบบ ARMA(1,1)

Number of residuals 80

Standard error .01940802
Log likelihood 201.53676
AIC -397.07351
SBC -389.92743

Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	77	.03037000	.00037667

Variables in the Model:

	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
AR1	.16630234	.11679203	1.423919	.15850992
MA1	.99489049	.26285862	3.784888	.00030261
CONSTANT	.00539411	.00011048	48.822643	.00000000

จากผลการประมาณค่าข้างบนนี้ ถ้าใช้ระดับนัยสำคัญเท่ากับ 0.05 จะยอมรับได้ว่าทุกพารามิเตอร์ไม่เท่ากับศูนย์ นั่นคือ ทุกพารามิเตอร์อยู่ในตัวแบบ และได้ค่าประมาณของ $\hat{\mu},\hat{\phi}_1$ และ $\hat{\phi}_2$ คือ $\hat{\mu}=.00539411$, $\hat{\phi}_1=.16630234$, $\hat{\phi}_2=.99489049$, $\hat{\sigma}_a^2=.00037667$

ในการตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ ARMA(1,1) หรือ ARIMA (1,1,1) โดยพิจารณารีซีดวล $\hat{a}_t = (Z_t - \hat{Z}_t)\ln Z_t$ จากรีซีดวลทั้งหมด ปรากฏว่าค่าเฉลี่ยของรีซีดวลเท่ากับ .00539411 และส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานเท่ากับ .01940802 และให้ค่าสถิติ t = 48.822643 จึงยอมรับได้ว่าค่าเฉลี่ยของ $\hat{a}_t$ เท่ากับศูนย์ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 และจากราฟของ $\hat{a}_t$ สรุปได้ว่าความแปรปรวนของ $\hat{a}_t$ คงที่

ตัวแบบพยากรณ์ของตัวแบบ ARMA(1,1) มีรูปแบบดังนี้

ตัวแบบ $Y_t = \hat{\mu}+\hat{\phi}_1(Y_t-\hat{\mu})-\hat{\theta}_1 e_1$

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

จากผลการประมาณค่าข้างบนนี้ ถ้าใช้ระดับนัยสำคัญเท่ากับ 0.05 จะยอมรับได้ว่าทุกพารามิเตอร์ไม่เท่ากับศูนย์ นั่นคือ ทุกพารามิเตอร์อยู่ในตัวแบบ และได้ค่าประมาณของ $\hat{\mu},\hat{\phi}_1$ และ $\hat{\phi}_2$ คือ $\hat{\mu}=.00539411$, $\hat{\phi}_1=.16630234$, $\hat{\phi}_2=.99489049$, $\hat{\sigma}_a^2=.00037667$

ดังนั้น ตัวแบบในการพยากรณ์ก็คือ

ตัวแบบ $Y_t = .00539411 + .16630234(Y_t - .00539411) + .99489049e_t$

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

ตัวแบบ AR(1)

ตัวแบบพยากรณ์ของตัวแบบ AR(1) มีรูปแบบดังนี้

ตัวแบบ $\hat{Y}_t(l) = \hat{\mu} + \hat{\phi}_1^1(Y_t - \hat{\mu})$

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

Number of residuals 80
Standard error .02221336
Log likelihood 191.8997
AIC -379.79941
SBC -375.03535

Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	78	.03863596	.00049343

Variables in the Model:

	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
AR1	-.51438481	.10283300	-5.0021377	.00000342
CONSTANT	.00508901	.00164697	3.0899302	.00277466

จากผลการประมาณค่าข้างบนนี้ ถ้าใช้ระดับนัยสำคัญเท่ากับ 0.05 จะยอมรับได้ว่าทุกพารามิเตอร์ไม่เท่ากับศูนย์ นั่นคือ ทุกพารามิเตอร์อยู่ในตัวแบบ และได้ค่าประมาณของ $\hat{\mu}, \hat{\phi}_1$ คือ

$\hat{\mu} = .00508901$, $\hat{\phi}_1 = -.51438481$, $\hat{\sigma}_a^2 = .00049343$

ดังนั้น ตัวแบบในการพยากรณ์ก็คือ

ตัวแบบ $\hat{Y}_t(l) = .00508901 - .5143881(Y_t - .00049343)$

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

ตัวแบบ AR(2)

ตัวแบบพยากรณ์ของตัวแบบ AR(2) มีรูปแบบดังนี้

ตัวแบบ $\hat{Y}_t(l) = \hat{\mu} + \hat{\phi}_1^1(Y_t - \hat{\mu}) + \hat{\phi}_2^1(Y_{t-1} - \hat{\mu})$

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

Number of residuals 80
Standard error .02129994
Log likelihood 195.668
AIC -385.336
SBC -378.18992

Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance

Residuals	77	.03515261	.00045369

Variables in the Model:

	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
AR1	-.64385458	.11026080	-5.8393790	.00000012
AR2	-.33153750	.11801373	-2.8093129	.00629025
CONSTANT	.00507101	.00121563	4.1715019	.00007871

จากผลการประมาณค่าข้างบนนี้ ถ้าใช้ระดับนัยสำคัญเท่ากับ 0.05 จะยอมรับได้ว่าทุกพารามิเตอร์ไม่เท่ากับศูนย์ นั่นคือ ทุกพารามิเตอร์อยู่ในตัวแบบ และได้ค่าประมาณของ $\hat{\mu},\hat{\phi}_1$ และ $\hat{\phi}_2$ คือ $\hat{\mu} = .00507101$, $\hat{\phi}_1 = -.64385458$, $\hat{\phi}_2 = -.33153750$, $\hat{\sigma}_a^2 = .00045369$
ดังนั้น ตัวแบบในการพยากรณ์ก็คือ

ตัวแบบ $\hat{Y}_t(l) = .00507101 - .6438458(Y_t - .00507101) - .33153750(Y_{t-1} - .00507101)$

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

ตัวแบบ MA(1)

ตัวแบบพยากรณ์ของตัวแบบ MA(1) มีรูปแบบดังนี้

ตัวแบบ $\hat{Y}_t(l) = \hat{\mu} - \hat{\theta}_1 e_1$

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

Number of residuals 80
Standard error .01944881
Log likelihood 200.56707
AIC -397.13414
SBC -392.37008

Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	78	.03110431	.00037826

Variables in the Model:

	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
MA1	.99782795	.48423925	2.060609	.04267407
CONSTANT	.00539172	.00009247	58.309229	.00000000

จากผลการประมาณค่าข้างบนนี้ ถ้าใช้ระดับนัยสำคัญเท่ากับ 0.05 จะยอมรับได้ว่าทุกพารามิเตอร์ไม่เท่ากับศูนย์ นั่นคือ ทุกพารามิเตอร์อยู่ในตัวแบบ และได้ค่าประมาณของ $\hat{\mu},\hat{\theta}_1$ คือ $\hat{\mu}$ = .00539172, $\hat{\theta}_1$ = .99782795, $\hat{\sigma}_a^2$ = .00037826

ดังนั้น ตัวแบบในการพยากรณ์ก็คือ

ตัวแบบ $\hat{Y}_t(l) = .004539172 + .99782795e_l$

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

ตัวแบบ MA(2)

ตัวแบบพยากรณ์ของตัวแบบ MA(1) มีรูปแบบดังนี้

ตัวแบบ $\hat{Y}_t(l) = \hat{\mu} - \hat{\theta}_1 e_1 - \hat{\theta}_2 e_{t-1}$

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

Number of residuals 80
Standard error .01956397
Log likelihood 201.32626
AIC -396.65252
SBC -389.50644

Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	77	.03053105	.00038275

Variables in the Model:

	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
MA1	.82411809	.11950655	6.896007	.00000000
MA2	.14973629	.11504319	1.301566	.19694558
CONSTANT	.00539183	.00012237	44.061930	.00000000

จากผลการประมาณค่าข้างบนนี้ ถ้าใช้ระดับนัยสำคัญเท่ากับ 0.05 จะยอมรับได้ว่าทุกพารามิเตอร์ไม่เท่ากับศูนย์ นั่นคือ ทุกพารามิเตอร์อยู่ในตัวแบบ และได้ค่าประมาณของ $\hat{\mu},\hat{\theta}_1$ และ $\hat{\theta}_2$ คือ $\hat{\mu}$ = .00539183, $\hat{\theta}_1$ = .82411809, $\hat{\theta}_2$ =.1493629 , $\hat{\sigma}_a^2$ = .00038275

ดังนั้น ตัวแบบในการพยากรณ์ก็คือ $\hat{\mu} - \hat{\theta}_1 e_1 - \hat{\theta}_2 e_{t-1}$

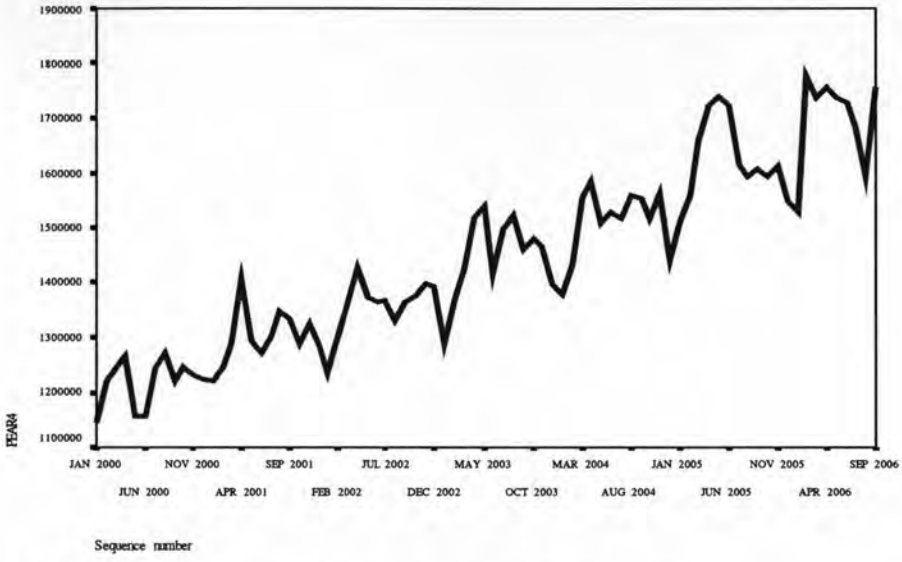
ตัวแบบ $\hat{Y}_t(l) = .00539183 - .82411809e_l - .1493629\, e_{l-1}$

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

6.5 การพยากรณ์ความต้องการพลังไฟฟ้าสูงสุดในเขตภาคเหนือ(Peak Demand for Northern Region)

วิธีออโต้รีเกรซซีฟมูฟวิ่งเอฟเวอร์เรจ

การพยากรณ์ความต้องการพลังไฟฟ้าสูงสุดของเขต 4 โดยเฉพาะภาคเหนือ เมื่อพิจารณาความต้องการไฟฟ้าของเขตภาคกลางในจำนวน 81 เดือน ซึ่งมีกราฟของอนุกรมดังกล่าวเทียบกับเวลาดังรูปที่ 6.33

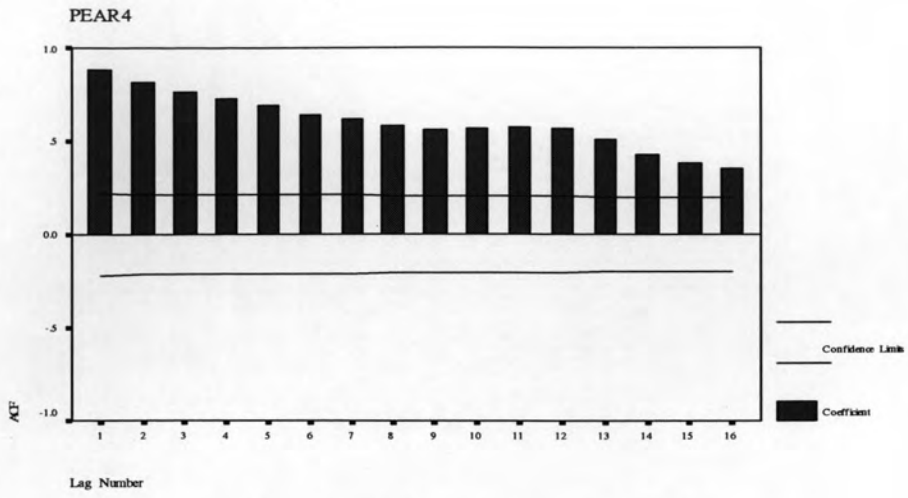


รูปที่ 6.33 แสดงความต้องการพลังไฟฟ้าสูงสุดในเขตภาคเหนือ

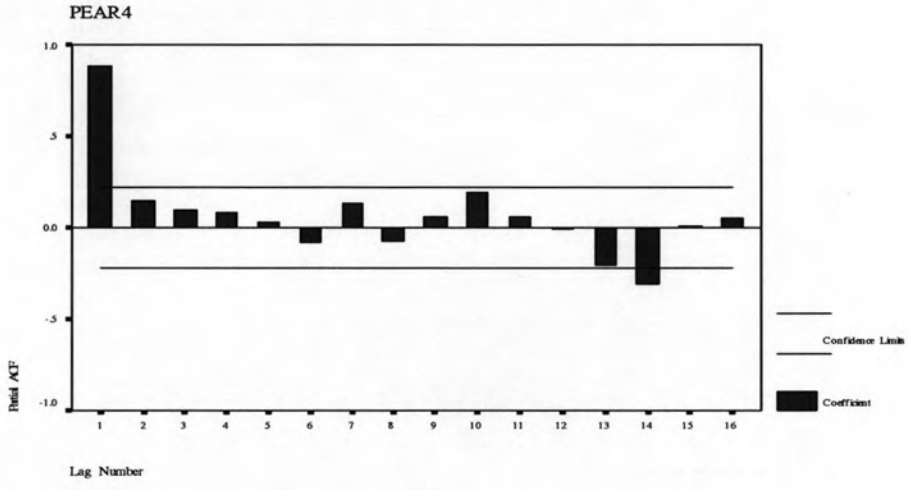
จากกราฟจะเห็นว่า จากข้อมูลที่ได้ตั้งแต่ เดือนมกราคม พ.ศ. 2543 จนถึง ปัจจุบัน เดือน กันยายน 2549 จำนวน 81 เดือน ลักษณะของข้อมูลจะมีแนวแนวโน้มของความต้องการพลังไฟฟ้าสูงขึ้น ในเขตภาคเหนือ

ในขั้นตอนแรกเป็นการตรวจสอบคุณสมบัติสเตชันนารีของอนุกรมเวลาชุดนี้ โดยพิจารณาจากกราฟของอนุกรมเวลาเทียบกับเวลา และฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง(ACF) ในรูปที่ 6.34

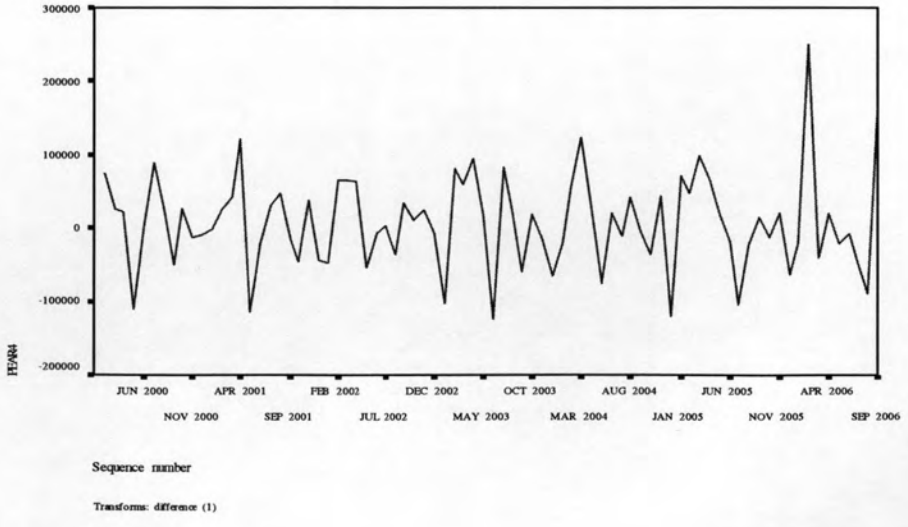
จากกราฟของรูปที่ 6.33 และกราฟของรูปที่ 6.34 จะเห็นว่าอนุกรมเวลาชุดนี้มีลักษณะที่แสดงว่าค่าความแปรปรวนไม่คงที่(พิจารณาจากกราฟของรูปที่ 6.33) และค่าเฉลี่ยไม่คงที่ แสดงว่าต้องแปลงให้เป็นอนุกรมเวลาสเตชันนารีก่อนด้วยการหาผลต่าง 1 ครั้ง เพื่อให้ค่าเฉลี่ยคงที่ ซึ่งจะเห็นว่ากราฟของอนุกรม $W_t = (1-B)Z_t$ มีลักษณะที่เป็นอนุกรมเวลาสเตชันนารี ดังรูปที่ 6.36



รูปที่ 6.34 ACF ของความต้องการพลังไฟฟ้าสูงสุดเขตภาคเหนือ

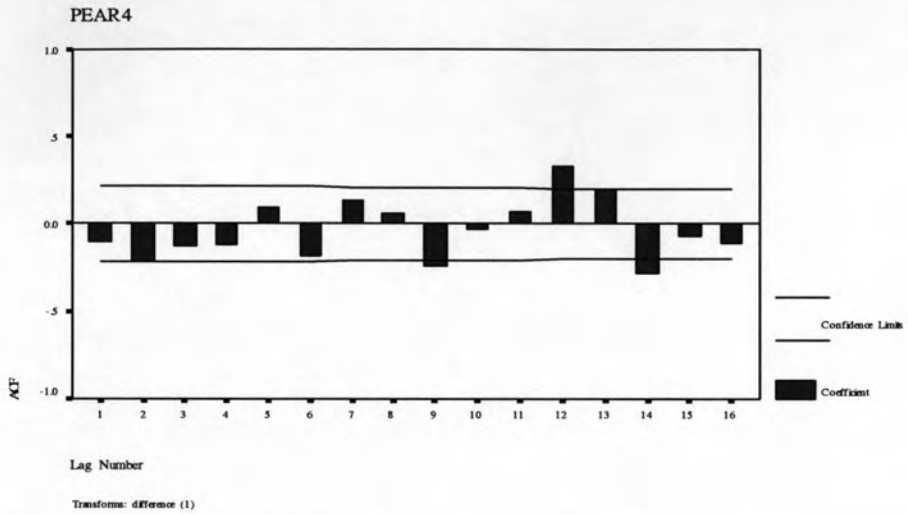


รูปที่ 6.35 PACF ของความต้องการพลังไฟฟ้าสูงสุดเขตภาคเหนือ

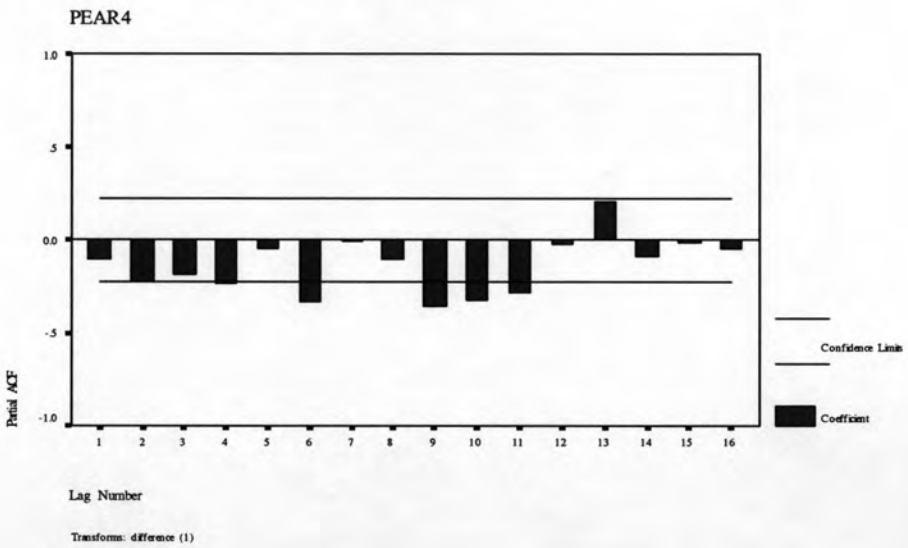


รูปที่ 6.36 หาผลต่างของเขตภาคเหนือ

ฉะนั้นจะกำหนดตัวแบบ ARIMA(p,d,q) สำหรับชุดนี้ให้เป็นตัวแบบ ARIMA(p,1,q) โดยจะพิจารณาเลือกค่า p และ q จากกราฟ ACF และ PACF ของ $(1-B)Z_t$ ซึ่งแสดงดังรูปที่ 6.37 (ก) และรูปที่ 6.37 (ข)



รูปที่ 6.37(ก) กราฟ ACF ของ $(1-B)Z_t$

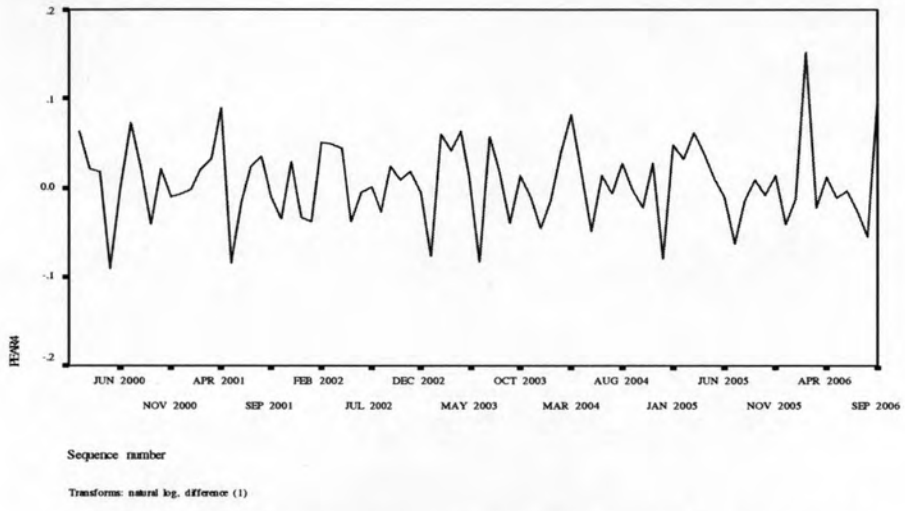


รูปที่ 6.37(ข) กราฟ PACF ของ $(1-B)Z_t$

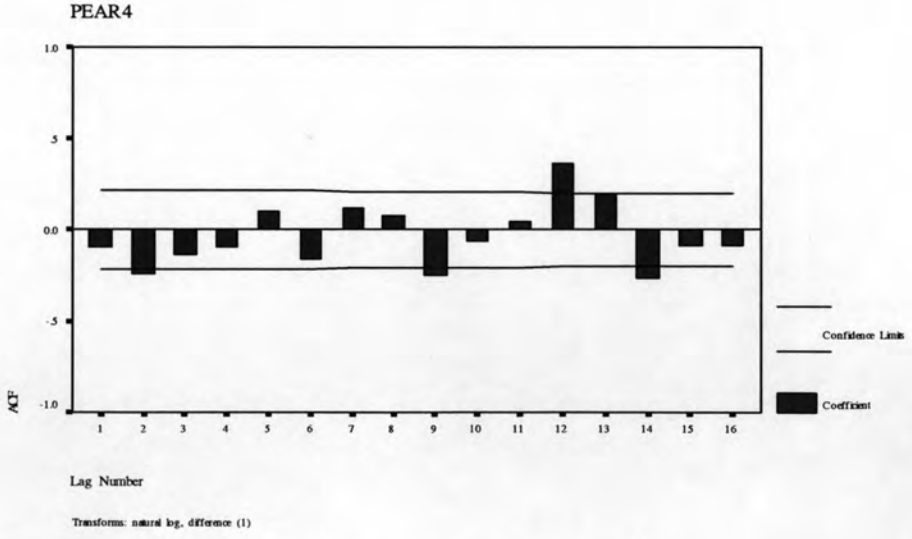
ในขั้นที่สองเป็นการกำหนดตัวแบบที่เป็นไปได้ โดยพิจารณาจาก ACF และ PACF จะเห็นได้ว่า ACF ตามที่ปรากฏในรูปที่ 6.37(ก) มีลักษณะซึ่งลดลงเข้าสู่ศูนย์แบบคลื่นไซน์ มีเพียง Lag ที่ 9,13 และ Lag ที่ 14 และเมื่อพิจาณา PACF ในรูปที่ 6.37(ข) ก็มีลักษณะเข้าสู่ศูนย์แบบคลื่นไซน์เช่นเดียวกัน มีเพียง Lag ที่ 6,9,10 และ Lag 11 ที่ไม่เข้าใกล้ศูนย์

หาผลต่างและ ทำการแปลงลอการิทึม

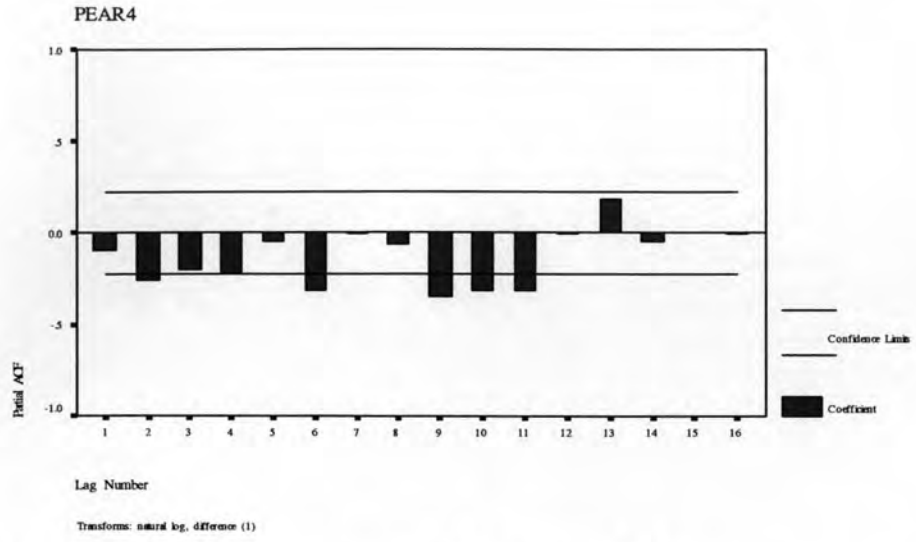
ในการหาผลต่างของข้อมูลของความต้องการพลังไฟฟ้าสูงสุดในเขตภาคเหนือก่อนแล้ว จะทำการ Take Log ซึ่งในขั้นตอนนี้เพื่อเป็นการปรับข้อมูลให้มีค่าของแปรปรวนที่คงที่ เพื่อที่จะทำให้สามารถนำไปคำนวณหาค่าของ ARIMA ได้ เพื่อเลือกใช้รูปแบบที่เหมาะสมแต่ละรูปแบบในการพยากรณ์ความต้องการไฟฟ้าสูงสุดในเขตภาคเหนือ จากการหาผลต่างและ ทำการแปลงลอการิทึม ข้อมูลก็จะได้ดังรูปที่ 6.38 ที่แสดงได้ดังต่อไปนี้



รูปที่ 6.38 ผลที่ได้จากการหาผลต่างแล้วทำการลอการิทึมของภาคเหนือ



รูปที่ 6.39 (ก) กราฟ ACFการหาผลต่างแล้วทำการลอการิทึม



รูปที่ 6.39 (ข) กราฟ PACFการหาผลต่างแล้วทำการลอการิทึม

ฉะนั้นต้องแปลงให้ความแปรปรวนคงที่ก่อนแล้วจึงหาผลต่าง 1 ครั้ง ซึ่งในกรณีนี้แปลงด้วยลอการิทึมได้กราฟของผลต่างครั้งที่ 1 ของ $\ln Z_t$ หรือ $(1-B)\ln Z_t$ ดังรูปที่ 6.39(ก)และรูป 6.39(ข)

สหสัมพันธ์ในตัวเองของความคลาดเคลื่อนของค่าพยากรณ์หนึ่งหน่วยเวลาล่วงหน้าของความต้องการพลังไฟฟ้าสูงสุดในเขตภาคเหนือ

Autocorrelations: PEAR4

Transformations: natural log, difference (1)

Lag	Auto-Corr.	Stand. Err.	-1 -.75 -.5 -.25 0 .25 .5 .75 1	Box-Ljung	Prob.
1	-.090	.110	.**| .	.670	.413
2	-.244	.109	*.***| .	5.665	.059
3	-.136	.108	.***| .	7.244	.065
4	-.093	.108	. **| .	7.996	.092
5	.106	.107	. |** .	8.973	.110
6	-.160	.106	.***| .	11.229	.082
7	.121	.105	. |** .	12.548	.084
8	.081	.105	. |** .	13.144	.107
9	-.250	.104	*.***| .	18.926	.026
10	-.064	.103	. *| .	19.311	.036
11	.045	.103	. |* .	19.508	.053
12	.362	.102	. |***.***	32.158	.001
13	.203	.101	. |****	36.206	.001
14	-.268	.100	*.***| .	43.354	.000
15	-.084	.100	. **| .	44.074	.000
16	-.089	.099	. **| .	44.884	.000

Plot Symbols: Autocorrelations * Two Standard Error Limits .

Total cases: 81 Computable first lags after differencing: 79
Partial Autocorrelations: PEAR4

Transformations: natural log, difference (1)

Lag	Pr-Aut-Corr.	Stand. Err.	-1 -.75 -.5 -.25 0 .25 .5 .75 1
1	-.090	.112	. **| .
2	-.254	.112	*.***| .
3	-.201	.112	****| .
4	-.226	.112	*.***| .
5	-.045	.112	. *| .
6	-.314	.112	**.***| .
7	-.007	.112	. * .
8	-.064	.112	. *| .
9	-.348	.112	***.***| .
10	-.314	.112	**.***| .
11	-.313	.112	**.***| .
12	-.008	.112	. * .
13	.187	.112	. |****
14	-.045	.112	. *| .
15	.004	.112	. * .
16	-.008	.112	. * .

Plot Symbols: Autocorrelations * Two Standard Error Limits .

Total cases: 81 Computable first lags after differencing: 79

รูปที่ 6.40 สหสัมพันธ์ในตัวเองของความคลาดเคลื่อน

เมื่อพิจารณาสหสัมพันธ์ในตัวเองของรีซีดวล $\gamma_{\hat{a}_t}(\kappa)$ ทั้ง 16 จะได้ค่าสถิติ Box-Ljung Chi-Square = 19.803 มี p-value เท่ากับ 0.053 ซึ่งน้อยกว่า 0.05 ซึ่งสามารถสรุปได้ว่า ไม่มีความสัมพันธ์ในตัวเอง ตัวแบบที่เหมาะสม ARIMA (p,1,q)

ในการเลือกตัวแบบที่เหมาะสมนั้นในทางเลือกที่ดีสำหรับงานวิจัยชิ้นนี้ในการพยากรณ์ความต้องการพลังไฟฟ้าสูงสุดเขตเหนือ ผู้วิจัยขอนำเสนอทุกๆ ตัวแบบ โดยพิจารณาที่ค่าของ AIC(Akaike's information criterion) เพื่อการใช้งานได้เป็นผลที่ให้ค่าจริงจากโปรแกรมสำเร็จรูป SPSS จะหาได้โดยที่ ln(maximumlikelihood) ซึ่ง log likelihood ในส่วนที่แสดงผลของราพามิเตอร์

โดยที่ AIC(M) = -2 ln(maximumlikelihood) + 2M

รูปแบบ ARMA(1,1)

Number of residuals 80
Standard error .03863102
Log likelihood 147.50331
AIC -289.00662

SBC -281.86054

Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	77	.11723226	.00149236

Variables in the Model:

	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
AR1	.54392864	.16820435	3.2337371	.00180048
MA1	.96740276	.21150678	4.5738618	.00001801
CONSTANT	.00469124	.00050250	9.3357130	.00000000

จากผลการประมาณค่าข้างบนนี้ ถ้าใช้ระดับนัยสำคัญเท่ากับ 0.05 จะยอมรับได้ว่าทุกพารามิเตอร์ไม่เท่ากับศูนย์ นั่นคือ ทุกพารามิเตอร์อยู่ในตัวแบบ และได้ค่าประมาณของ $\hat{\mu},\hat{\phi}_1$ และ $\hat{\phi}_2$ คือ $\hat{\mu}$ = .00469124, $\hat{\phi}_1$ = .54392864, $\hat{\phi}_2$ =.96740276 , $\hat{\sigma}_a^2$ = .00149236

ในการตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ ARMA(1,1) หรือ ARIMA (1,1,1) โดยพิจารณารีซีดวล $\hat{a}_t$ = (Z_t - $\hat{Z}_t$)ln Z_t จากรีซีดวลทั้งหมด ปรากฏว่าค่าเฉลี่ยของรีซีดวลเท่ากับ .00469124 และส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานเท่ากับ .03863102 และให้ค่าสถิติ t = 9.3357130 จึงยอมรับได้ว่าค่าเฉลี่ยของ $\hat{a}_t$ เท่ากับศูนย์ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 และจากราฟของ $\hat{a}_t$ สรุปได้ว่าความแปรปรวนของ $\hat{a}_t$ คงที่

ตัวแบบพยากรณ์ของตัวแบบ ARMA(1,1) มีรูปแบบดังนี้

ตัวแบบ $Y_t = \hat{\mu}+\hat{\phi}_1 (Y_t - \hat{\mu}) - \hat{\theta}_1 e_1$

โดยที่ $W_t = (1\text{-}B)\ln Y_t$

จากผลการประมาณค่าข้างบนนี้ ถ้าใช้ระดับนัยสำคัญเท่ากับ 0.05 จะยอมรับได้ว่าทุกพารามิเตอร์ไม่เท่ากับศูนย์ นั่นคือ ทุกพารามิเตอร์อยู่ในตัวแบบ และได้ค่าประมาณของ $\hat{\mu},\hat{\phi}_1$ และ $\hat{\phi}_2$ คือ $\hat{\mu}$ = .00469124, $\hat{\phi}_1$ = .54392864, $\hat{\phi}_2$ =.96740276 , $\hat{\sigma}_a^2$ = .00149236

ดังนั้น ตัวแบบในการพยากรณ์ก็คือ

ตัวแบบ Y_t = .00469124 + .54392864(Y_t - .00469124) + .96740276e_t

โดยที่ $W_t = (1\text{-}B)\ln Y_t$

ตัวแบบ AR(1)

ตัวแบบพยากรณ์ของตัวแบบ AR(1) มีรูปแบบดังนี้

ตัวแบบ $\hat{Y}_t(l) = \hat{\mu}+\hat{\phi}_1^1 (Y_t - \hat{\mu})$

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

Number of residuals 80
Standard error .04425275
Log likelihood 136.90741
AIC -269.81481
SBC -265.05076

Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	78	.15276562	.00195831

Variables in the Model:

	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
AR1	-.09617589	.11597835	-.8292573	.40948945
CONSTANT	.00518264	.00451847	1.1469886	.25489255

จากผลการประมาณค่าข้างบนนี้ ถ้าใช้ระดับนัยสำคัญเท่ากับ 0.05 จะยอมรับได้ว่าทุกพารามิเตอร์ไม่เท่ากับศูนย์ นั่นคือ ทุกพารามิเตอร์อยู่ในตัวแบบ และได้ค่าประมาณของ $\hat{\mu},\hat{\phi}_1$ คือ

$\hat{\mu} = .00518264,\ \hat{\phi}_1 = -.09617589,\ \hat{\sigma}_a^2 = .00195831$

ดังนั้น ตัวแบบในการพยากรณ์ก็คือ

ตัวแบบ $\hat{Y}_t(l) = .00518264 - .09617589(Y_t - .00518264)$

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

ตัวแบบ AR(2)

ตัวแบบพยากรณ์ของตัวแบบ AR(2) มีรูปแบบดังนี้

ตัวแบบ $\hat{Y}_t(l) = \hat{\mu} + \hat{\phi}_1^1(Y_t - \hat{\mu}) + \hat{\phi}_2^1(Y_{t-1} - \hat{\mu})$

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

Number of residuals 80
Standard error .04294423
Log likelihood 139.7352
AIC -273.4704
SBC -266.32432

Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	77	.14229147	.00184421

Variables in the Model:

	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
AR1	-.11456690	.11325165	-1.0116136	.31489120
AR2	-.27194218	.11391269	-2.3872861	.01942645
CONSTANT	.00492982	.00348362	1.4151422	.16105850

จากผลการประมาณค่าข้างบนนี้ ถ้าใช้ระดับนัยสำคัญเท่ากับ 0.05 จะยอมรับได้ว่าทุกพารามิเตอร์ไม่เท่ากับศูนย์ นั่นคือ ทุกพารามิเตอร์อยู่ในตัวแบบ และได้ค่าประมาณของ $\hat{\mu},\hat{\phi}_1$ และ $\hat{\phi}_2$ คือ $\hat{\mu}$ = .00492982, $\hat{\phi}_1$ = -.11456690, $\hat{\phi}_2$ =-.27194218 , $\hat{\sigma}_a^2$ = .00184421
ดังนั้น ตัวแบบในการพยากรณ์ก็คือ

ตัวแบบ $\hat{Y}_t(l)$ = .00492982 - .11456690(Y_t - .00492982) - .27194218(Y_{t-1} - .00492982)

โดยที่ $W_t = (1-B)\ln Y_t$

ตัวแบบ MA(1)

ตัวแบบพยากรณ์ของตัวแบบ MA(1) มีรูปแบบดังนี้

ตัวแบบ $\hat{Y}_t(l) = \hat{\mu} - \hat{\theta}_1 e_1$

โดยที่ $W_t = (1-B)\ln Y_t$

Number of residuals 80
Standard error .04392117
Log likelihood 137.47534
AIC -270.95068
SBC -266.18662

Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	78	.15061512	.00192907

Variables in the Model:

	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
MA1	.27474708	.11019207	2.4933471	.01477179
CONSTANT	.00488293	.00357837	1.3645683	.17631267

จากผลการประมาณค่าข้างบนนี้ ถ้าใช้ระดับนัยสำคัญเท่ากับ 0.05 จะยอมรับได้ว่าทุกพารามิเตอร์ไม่เท่ากับศูนย์ นั่นคือ ทุกพารามิเตอร์อยู่ในตัวแบบ และได้ค่าประมาณของ $\hat{\mu},\hat{\theta}_1$ คือ $\hat{\mu}$ = .00488293, $\hat{\theta}_1$ = .27474708, $\hat{\sigma}_a^2$ = .00192907
ดังนั้น ตัวแบบในการพยากรณ์ก็คือ

ตัวแบบ $\hat{Y}_t(l) = .00488293 + .27474708e_l$

โดยที่ $W_t = (1\text{-}B)\ln Y_t$

ตัวแบบ MA(2)

ตัวแบบพยากรณ์ของตัวแบบ MA(1) มีรูปแบบดังนี้

ตัวแบบ $\hat{Y}_t(l) = \hat{\mu} - \hat{\theta}_1 e_1 - \hat{\theta}_2 e_{t-1}$

โดยที่ $W_t = (1\text{-}B)\ln Y_t$

Number of residuals 80
Standard error .03734588
Log likelihood 149.61776
AIC -293.23552
SBC -286.08944

Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	77	.11121393	.00139471

Variables in the Model:

	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
MA1	.31445521	.18067591	1.740438	.08577703
MA2	.65314973	.15568628	4.195294	.00007228
CONSTANT	.00469267	.00032351	14.505489	.00000000

จากผลการประมาณค่าข้างบนนี้ ถ้าใช้ระดับนัยสำคัญเท่ากับ 0.05 จะยอมรับได้ว่าทุกพารามิเตอร์ไม่เท่ากับศูนย์ นั่นคือ ทุกพารามิเตอร์อยู่ในตัวแบบ และได้ค่าประมาณของ $\hat{\mu}, \hat{\theta}_1$ และ $\hat{\theta}_2$ คือ $\hat{\mu} = .00469267$, $\hat{\theta}_1 = .31445521$, $\hat{\theta}_2 = .65314973$, $\hat{\sigma}_a^2 = .00139471$

ดังนั้น ตัวแบบในการพยากรณ์ก็คือ $\hat{\mu} - \hat{\theta}_1 e_1 - \hat{\theta}_2 e_{t-1}$

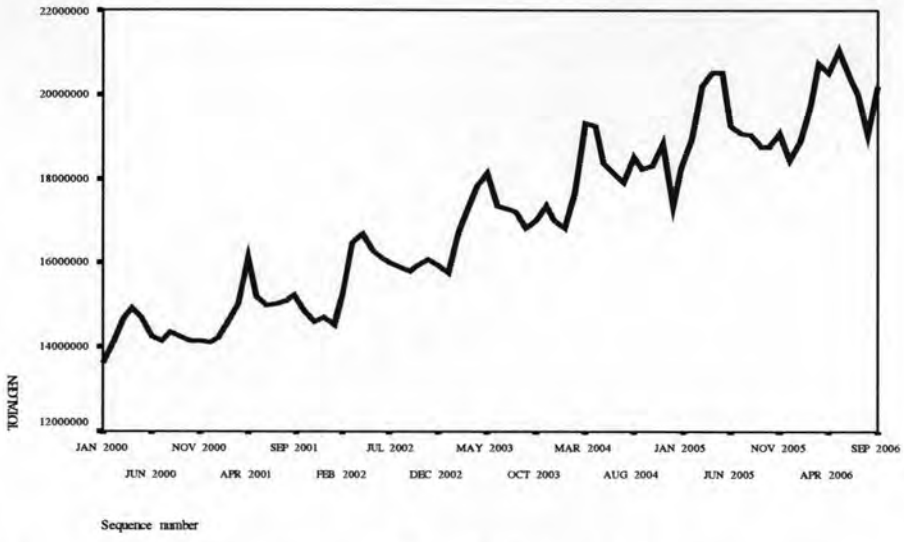
ตัวแบบ $\hat{Y}_t(l) = .00469267 - .31445521e_l - .65314973\, e_{l\text{-}1}$

โดยที่ $W_t = (1\text{-}B)\ln Y_t$

6.6 การพยากรณ์ความต้องการผลิตและซื้อพลังไฟฟ้าสูงสุด ของ กฟผ. (EGAT's TOTAL GROSS GENERATION)

วิธีออโต้รีเกรซซีฟมูฟวิ่งเอฟเวอร์เรจ

ความต้องการผลิตและซื้อพลังไฟฟ้าสูงสุด ของ กฟผ. เมื่อพิจารณาความต้องการพลังไฟฟ้าสูงสุดรวมทั้งประเทศในจำนวน 81 เดือน ซึ่งมีกราฟของอนุกรมดังกล่าวเทียบกับเวลาดังรูปที่ 4.47

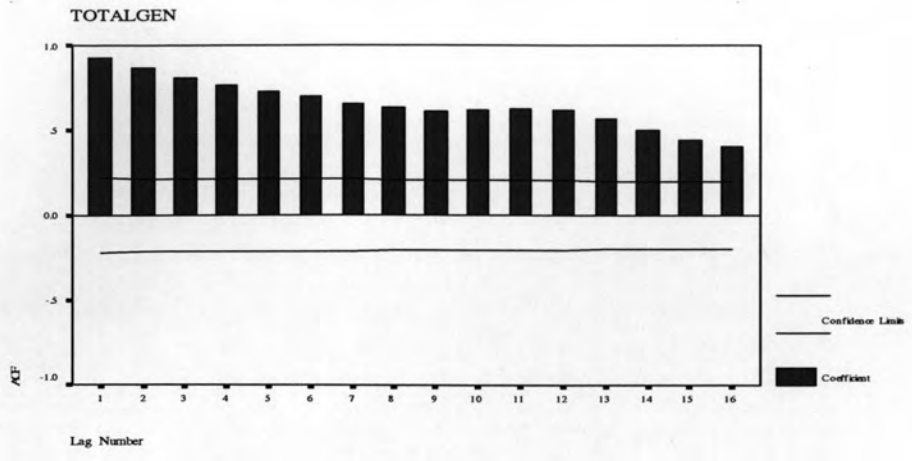


รูปที่ 6.41 แสดงความต้องการผลิตและซื้อพลังไฟฟ้าสูงสุด ของ กฟผ.

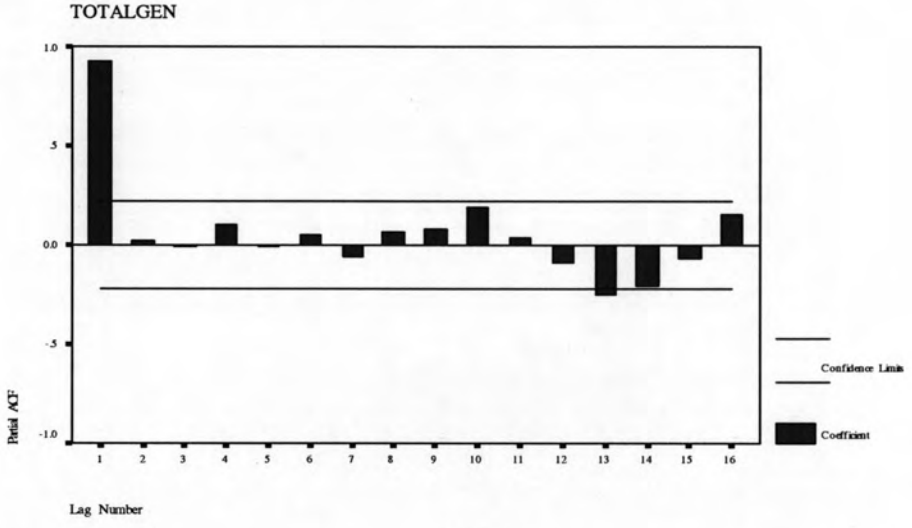
จากกราฟจะเห็นว่า จากข้อมูลที่ได้ตั้งแต่ เดือนมกราคม พ.ศ. 2543 จนถึง ปัจจุบัน เดือนกันยายน 2549 จำนวน 81 เดือน ลักษณะของข้อมูลจะมีแนวแนวโน้มของความต้องการผลิตและซื้อพลังไฟฟ้าสูงสุด ของ กฟผ.

ในขั้นตอนแรกเป็นการตรวจสอบคุณสมบัติสเตชันนารีของอนุกรมเวลาชุดนี้ โดยพิจารณาจากกราฟของอนุกรมเวลาเทียบกับเวลา และฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง(ACF) ในรูปที่ 6.42

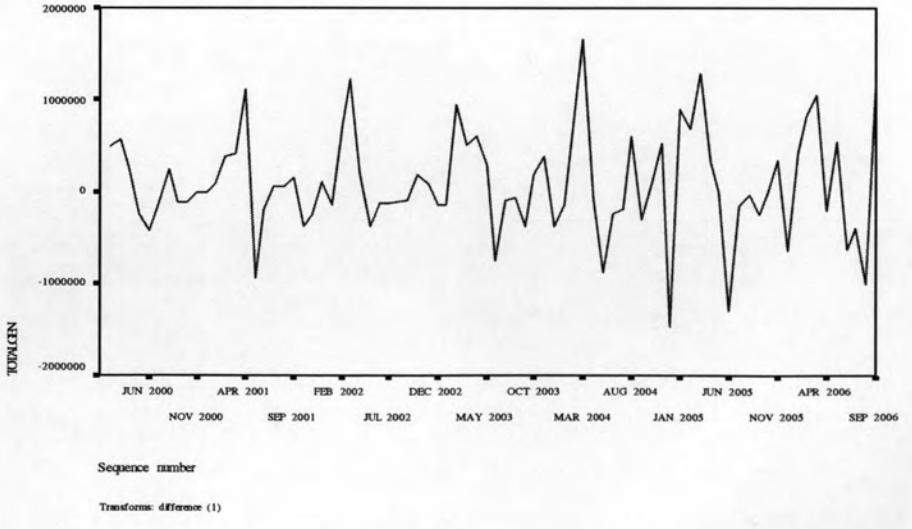
จากกราฟของรูปที่ 6.41 และกราฟของรูปที่ 6.42 จะเห็นว่าอนุกรมเวลาชุดนี้มีลักษณะที่แสดงว่าค่าความแปรปรวนไม่คงที่(พิจารณาจากกราฟของรูปที่ 6.41)และค่าเฉลี่ยไม่คงที่ แสดงว่าต้องแปลงให้เป็นอนุกรมเวลาสเตชันนารีก่อนด้วยการหาผลต่าง 1 ครั้ง เพื่อให้ค่าเฉลี่ยคงที่ ซึ่งจะเห็นว่ากราฟของอนุกรม $W_t = (1-B)Z_t$ มีลักษณะที่เป็นอนุกรมเวลาสเตชันนารี ดังรูปที่ 6.44



รูปที่ 6.42 ACF ของความต้องการผลิตและซื้อพลังไฟฟ้าสูงสุด ของ กฟผ.

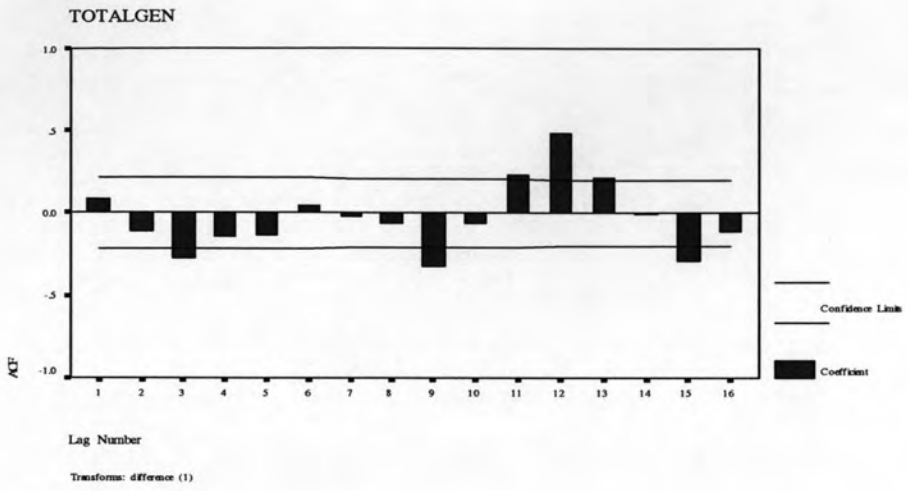


รูปที่ 6.43 PACF ของความต้องการผลิตและซื้อพลังไฟฟ้าสูงสุด ของ กฟผ.

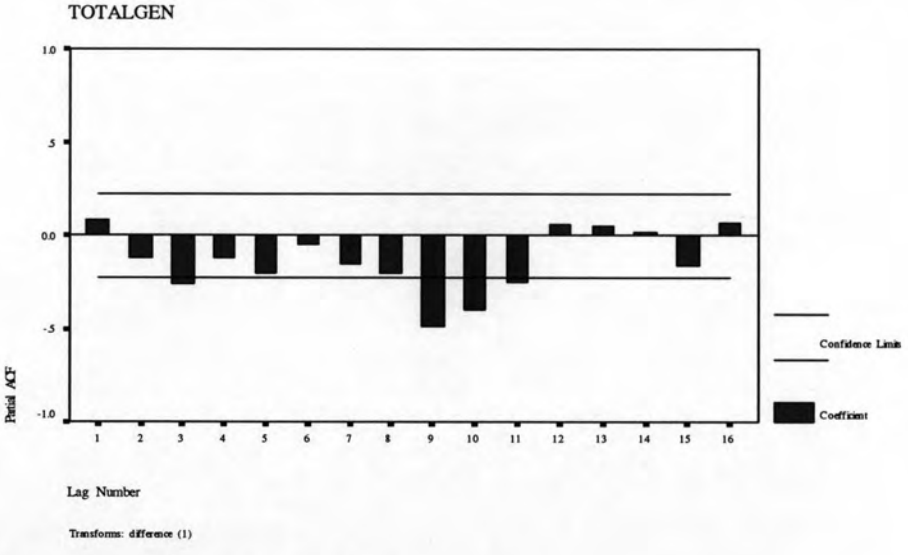


รูปที่ 6.44 หาผลต่างความต้องการผลิตและซื้อพลังไฟฟ้าสูงสุด ของ กฟผ.

ฉะนั้นจะกำหนดตัวแบบ ARIMA(p,d,q) สำหรับชุดนี้ให้เป็นตัวแบบ ARIMA(p,1,q) โดยจะพิจารณาเลือกค่า p และ q จากกราฟ ACF และ PACF ของ $(1-B)Z_t$ ซึ่งแสดงดังรูปที่ 6.45(ก) และรูปที่ 6.45 (ข)



รูปที่ 6.45(ก) กราฟ ACF ของ $(1-B)Z_t$

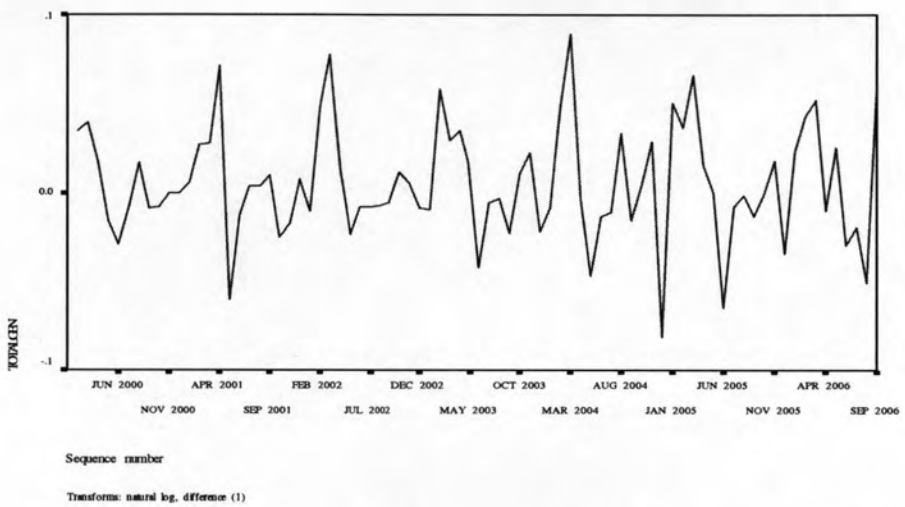


รูปที่ 6.45(ข) กราฟ PACF ของ $(1-B)Z_t$

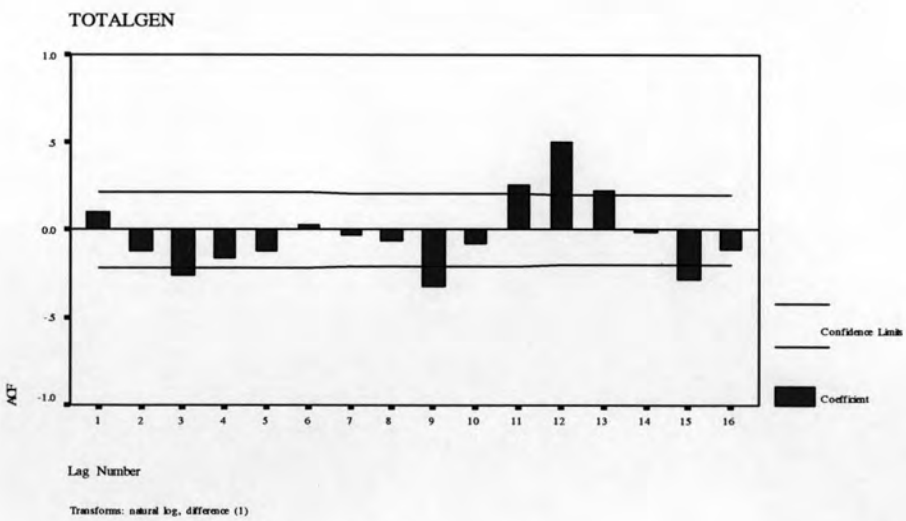
ในขั้นที่สองเป็นการกำหนดตัวแบบที่เป็นไปได้ โดยพิจารณาจาก ACF และ PACF จะเห็นได้ว่า ACF ตามที่ปรากฏในรูปที่ 6.45(ก) มีลักษณะซึ่งลดลงเข้าสู่ศูนย์แบบคลื่นไซน์ มีเพียง Lag ที่ 3,9,11,12,13 และ Lag ที่ 15 และเมื่อพิจาณา PACF ในรูปที่ 6.45(ข) ก็มีลักษณะเข้าสู่ศูนย์แบบคลื่นไซน์เช่นเดียวกัน มีเพียง Lag ที่ 3,9,10 และ Lag 11 ที่ไม่เข้าใกล้ศูนย์

หาผลต่างและ ทำการแปลงลอการิทึม

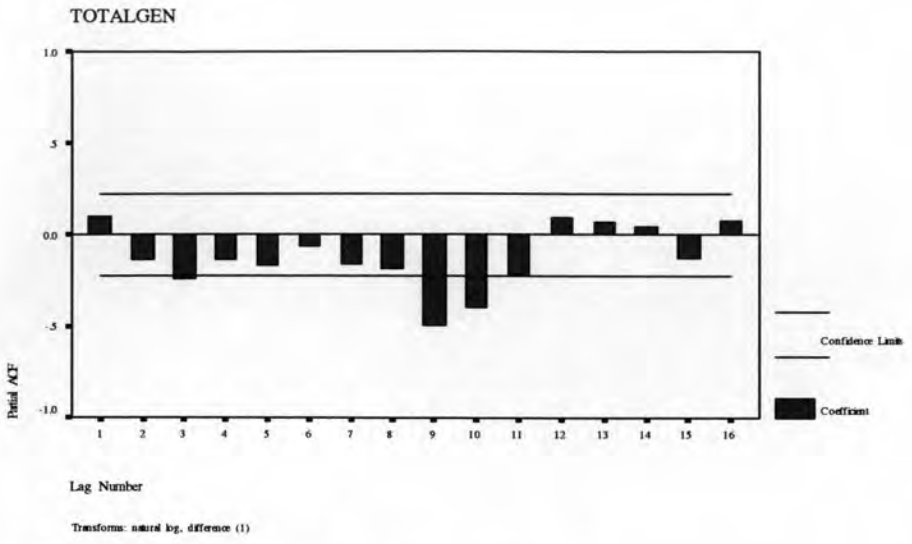
ในการหาผลต่างของข้อมูลของความต้องการผลิตและซื้อพลังไฟฟ้าสูงสุด ของ กฟผ. ก่อนแล้วจะทำการ Take Log ซึ่งในขั้นตอนนี้เพื่อเป็นการปรับข้อมูลให้มีค่าของแปรปรวนที่คงที่ เพื่อที่จะทำให้สามารถนำไปคำนวณหาค่าของ ARIMA ได้ เพื่อเลือกใช้รูปแบบที่เหมาะสมแต่ละรูปแบบในการพยากรณ์ความต้องการผลิตและซื้อพลังไฟฟ้าสูงสุด ของ กฟผ. จากการหาผลต่างและ ทำการแปลงลอการิทึม ข้อมูลก็จะได้ดังรูปที่ 6.46 ที่แสดงได้ดังต่อไปนี้



รูปที่ 6.46 ผลที่ได้จากการหาผลต่างแล้วทำการลอการิทึม



รูปที่ 6.47 (ก) กราฟ ACF ผลต่างแล้วทำการลอการิทึม



รูปที่ 6.47 (ข) กราฟ PACF ผลต่างแล้วทำการลอการิทึม

ฉะนั้นต้องแปลงให้ความแปรปรวนคงที่ก่อนแล้วจึงหาผลต่าง 1 ครั้ง ซึ่งในกรณีนี้แปลงด้วยลอการิทึมได้กราฟของผลต่างครั้งที่ 1 ของ $\ln Z_t$ หรือ $(1-B)\ln Z_t$ ดังรูปที่ 6.47(ก)และรูป 6.47(ข)

สหสัมพันธ์ในตัวเองของความคลาดเคลื่อนของค่าพยากรณ์หนึ่งหน่วยเวลาล่วงหน้าของความความต้องการผลิตและซื้อพลังไฟฟ้าสูงสุด ของ กฟผ.

Autocorrelations: TOTALGEN

Transformations: natural log, difference (1)

Lag	Auto-Corr.	Stand. Err.	-1 -.75 -.5 -.25 0 .25 .5 .75 1	Box-Ljung	Prob.
1	.100	.110	. |** .	.832	.362
2	-.120	.109	. **| .	2.050	.359
3	-.258	.108	*.***| .	7.700	.053
4	-.155	.108	.***| .	9.786	.044
5	-.117	.107	. **| .	10.983	.052
6	.030	.106	. |* .	11.064	.086
7	-.029	.105	. *| .	11.138	.133
8	-.060	.105	. *| .	11.467	.177
9	-.323	.104	**.***| .	21.131	.012
10	-.074	.103	. *| .	21.644	.017
11	.261	.103	. |***.*	28.128	.003
12	.501	.102	. |***.******	52.367	.000
13	.223	.101	. |****	57.231	.000
14	-.015	.100	. * .	57.254	.000
15	-.279	.100	**.***| .	65.113	.000
16	-.114	.099	. **| .	66.436	.000

Plot Symbols: Autocorrelations * Two Standard Error Limits .

Total cases: 81 Computable first lags after differencing: 79

Partial Autocorrelations: TOTALGEN

Transformations: natural log, difference (1)

Lag	Pr-Aut-Corr.	Stand. Err.	-1 -.75 -.5 -.25 0 .25 .5 .75 1
1	.100	.112	. |** .
2	-.132	.112	.***| .
3	-.237	.112	*.***| .
4	-.134	.112	.***| .
5	-.170	.112	.***| .
6	-.060	.112	. *| .
7	-.159	.112	.***| .
8	-.183	.112	****| .
9	-.497	.112	******.***| .
10	-.400	.112	****.***| .
11	-.220	.112	****| .
12	.098	.112	. |** .
13	.067	.112	. |* .
14	.042	.112	. |* .
15	-.129	.112	.***| .
16	.079	.112	. |** .

Plot Symbols: Autocorrelations * Two Standard Error Limits .

Total cases: 81 Computable first lags after differencing: 79

รูปที่ 6.48 สหสัมพันธ์ในตัวเองของความคลาดเคลื่อน

เมื่อพิจารณาสหสัมพันธ์ในตัวเองของรีซีดวล $\gamma_{\hat{a}_t}(\kappa)$ ทั้ง 16 จะได้ค่าสถิติ Box-Ljung Chi-Square = 10.983 มี p-value เท่ากับ 0.052 ซึ่งน้อยกว่า 0.05 ซึ่งสามารถสรุปได้ว่า ไม่มีความสัมพันธ์ในตัวเอง ตัวแบบที่เหมาะสม ARIMA (p,1,q)

ในการเลือกตัวแบบที่เหมาะสมนั้นในทางเลือกที่ดีสำหรับงานวิจัยชิ้นนี้ในการพยากรณ์ความต้องการผลิตและซื้อพลังไฟฟ้าสูงสุด ของ กฟผ. ผู้วิจัยขอนำเสนอทุกๆ ตัวแบบ โดยพิจารณาที่ค่าของ AIC(Akaike's information criterion) เพื่อการใช้งานได้เป็นผลที่ให้ค่าจริงจากโปรแกรมสำเร็จรูป SPSS จะหาได้โดยที่ ln(maximumlikelihood) ซึ่ง log likelihood ในส่วนที่แสดงผลของราพามิเตอร์

โดยที่ AIC(M) = -2 ln(maximumlikelihood) + 2M

ตัวแบบ ARMA(1,1)

Number of residuals 80
Standard error .0325893

Log likelihood 161.86072
AIC -317.72145
SBC -310.57537

Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	77	.08183382	.00106206

Variables in the Model:

	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
AR1	-.94940857	.32169157	-2.9513007	.00419167
MA1	-.92055074	.37939603	-2.4263584	.01759014
CONSTANT	.00488475	.00359000	1.3606534	.17759282

จากผลการประมาณค่าข้างบนนี้ ถ้าใช้ระดับนัยสำคัญเท่ากับ 0.05 จะยอมรับได้ว่าทุกพารามิเตอร์ไม่เท่ากับศูนย์ นั่นคือ ทุกพารามิเตอร์อยู่ในตัวแบบ และได้ค่าประมาณของ $\hat{\mu},\hat{\phi}_1$ และ $\hat{\phi}_2$ คือ $\hat{\mu}$ = .00488475, $\hat{\phi}_1$ = -.94940857, $\hat{\phi}_2$ =-.92055074 , $\hat{\sigma}_a^2$ = .00106206

ในการตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ ARMA(1,1) หรือ ARIMA (1,1,1) โดยพิจารณารีซีดวล $\hat{a}_t$ = (Z_t - $\hat{Z}_t$)lnZ_t จากรีซีดวลทั้งหมด ปรากฏว่าค่าเฉลี่ยของรีซีดวลเท่ากับ .00488475 และส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานเท่ากับ .0325893 และให้ค่าสถิติ t = 1.3606534 จึงยอมรับได้ว่าค่าเฉลี่ยของ $\hat{a}_t$ เท่ากับศูนย์ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 และจากราฟของ $\hat{a}_t$ สรุปได้ว่าความแปรปรวนของ $\hat{a}_t$ คงที่

ตัวแบบพยากรณ์ของตัวแบบ ARMA(1,1) มีรูปแบบดังนี้

ตัวแบบ $Y_t = \hat{\mu}+\hat{\phi}_1 (Y_t - \hat{\mu})-\hat{\theta}_1 e_1$

โดยที่ $W_t = (1-B)\ln Y_t$

จากผลการประมาณค่าข้างบนนี้ ถ้าใช้ระดับนัยสำคัญเท่ากับ 0.05 จะยอมรับได้ว่าทุกพารามิเตอร์ไม่เท่ากับศูนย์ นั่นคือ ทุกพารามิเตอร์อยู่ในตัวแบบ และได้ค่าประมาณของ $\hat{\mu},\hat{\phi}_1$ และ $\hat{\phi}_2$ คือ $\hat{\mu}$ = .00488475, $\hat{\phi}_1$ = -.94940857, $\hat{\phi}_2$ =-.92055074 , $\hat{\sigma}_a^2$ = .00106206

ดังนั้น ตัวแบบในการพยากรณ์ก็คือ

ตัวแบบ Y_t = .00488475 -.94940857(Y_t - .00488475) +.92055074e_t

โดยที่ $W_t = (1-B)\ln Y_t$

ตัวแบบ AR(1)

ตัวแบบพยากรณ์ของตัวแบบ AR(1) มีรูปแบบดังนี้

ตัวแบบ $\hat{Y}_t(l) = \hat{\mu} + \hat{\phi}_1^1(Y_t - \hat{\mu})$

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

Number of residuals 80
Standard error .03233975
Log likelihood 161.9963
AIC -319.9926
SBC -315.22854

Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	78	.08158807	.00104586

Variables in the Model:

	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
AR1	.10383500	.11474591	.9049124	.36829842
CONSTANT	.00505714	.00402880	1.2552483	.21313631

จากผลการประมาณค่าข้างบนนี้ ถ้าใช้ระดับนัยสำคัญเท่ากับ 0.05 จะยอมรับได้ว่าทุกพารามิเตอร์ไม่เท่ากับศูนย์ นั่นคือ ทุกพารามิเตอร์อยู่ในตัวแบบ และได้ค่าประมาณของ $\hat{\mu}, \hat{\phi}_1$ คือ

$\hat{\mu} = .00505714$, $\hat{\phi}_1 = .10383500$, $\hat{\sigma}_a^2 = .00104586$

ดังนั้น ตัวแบบในการพยากรณ์ก็คือ

ตัวแบบ $\hat{Y}_t(l) = .00505714 + .103835(Y_t - .00505714)$

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

ตัวแบบ AR(2)

ตัวแบบพยากรณ์ของตัวแบบ AR(2) มีรูปแบบดังนี้

ตัวแบบ $\hat{Y}_t(l) = \hat{\mu} + \hat{\phi}_1^1(Y_t - \hat{\mu}) + \hat{\phi}_2^1(Y_{t-1} - \hat{\mu})$

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

Number of residuals 80
Standard error .0322161
Log likelihood 162.78144
AIC -319.56288
SBC -312.4168

Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance

Residuals 77 .07997174 .00103788

Variables in the Model:

	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
AR1	.12317852	.11568422	1.0647824	.29030205
AR2	-.14690655	.11781112	-1.2469668	.21618940
CONSTANT	.00494948	.00352574	1.4038139	.16439466

จากผลการประมาณค่าข้างบนนี้ ถ้าใช้ระดับนัยสำคัญเท่ากับ 0.05 จะยอมรับได้ว่าทุกพารามิเตอร์ไม่เท่ากับศูนย์ นั่นคือ ทุกพารามิเตอร์อยู่ในตัวแบบ และได้ค่าประมาณของ $\hat{\mu},\hat{\phi}_1$ และ $\hat{\phi}_2$ คือ $\hat{\mu}$ = .00494948, $\hat{\phi}_1$ = .12317852, $\hat{\phi}_2$ =-.14690655, $\hat{\sigma}_a^2$ = .00103788
ดังนั้น ตัวแบบในการพยากรณ์ก็คือ

ตัวแบบ $\hat{Y}_t(l)$ = .00494948 + .12317852(Y_t - .00494948) - .14690655(Y_{t-1} - .00494948)

โดยที่ $W_t = (1-B)\ln Y_t$

ตัวแบบ MA(1)

ตัวแบบพยากรณ์ของตัวแบบ MA(1) มีรูปแบบดังนี้

ตัวแบบ $\hat{Y}_t(l) = \hat{\mu} - \hat{\theta}_1 e_1$

โดยที่ $W_t = (1-B)\ln Y_t$

Number of residuals 80
Standard error .03229443
Log likelihood 162.10586
AIC -320.21172
SBC -315.44767

Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	78	.08136503	.00104293

Variables in the Model:

	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
MA1	-.12670542	.11572940	-1.0948421	.27695511
CONSTANT	.00507289	.00406241	1.2487410	.21549477

จากผลการประมาณค่าข้างบนนี้ ถ้าใช้ระดับนัยสำคัญเท่ากับ 0.05 จะยอมรับได้ว่าทุกพารามิเตอร์ไม่เท่ากับศูนย์ นั่นคือ ทุกพารามิเตอร์อยู่ในตัวแบบ และได้ค่าประมาณของ $\hat{\mu},\hat{\theta}_1$ คือ $\hat{\mu}$ = .00507289, $\hat{\theta}_1$ = -.12670542, $\hat{\sigma}_a^2$ = .00104293

ดังนั้น ตัวแบบในการพยากรณ์ก็คือ

ตัวแบบ $\hat{Y}_t(l) = .00507289 + .1260542e_l$

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

ตัวแบบ MA(2)

ตัวแบบพยากรณ์ของตัวแบบ MA(1) มีรูปแบบดังนี้

ตัวแบบ $\hat{Y}_t(l) = \hat{\mu} - \hat{\theta}_1 e_1 - \hat{\theta}_2 e_{t-1}$

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

Number of residuals 80
Standard error .03230751
Log likelihood 162.54784
AIC -319.09568
SBC -311.9496

Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	77	.08044068	.00104378

Variables in the Model:

	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
MA1	-.01295484	.11445779	-.1131845	.91017889
MA2	.18463977	.11789438	1.5661456	.12141525
CONSTANT	.00483159	.00300817	1.6061566	.11233305

จากผลการประมาณค่าข้างบนนี้ ถ้าใช้ระดับนัยสำคัญเท่ากับ 0.05 จะยอมรับได้ว่าทุกพารามิเตอร์ไม่เท่ากับศูนย์ นั่นคือ ทุกพารามิเตอร์อยู่ในตัวแบบ และได้ค่าประมาณของ $\hat{\mu}, \hat{\theta}_1$ และ $\hat{\theta}_2$ คือ $\hat{\mu} = .00483159$, $\hat{\theta}_1 = -.01295484$, $\hat{\theta}_2 = .18463977$, $\hat{\sigma}_a^2 = .00104378$

ดังนั้น ตัวแบบในการพยากรณ์ก็คือ $\hat{\mu} - \hat{\theta}_1 e_1 - \hat{\theta}_2 e_{t-1}$

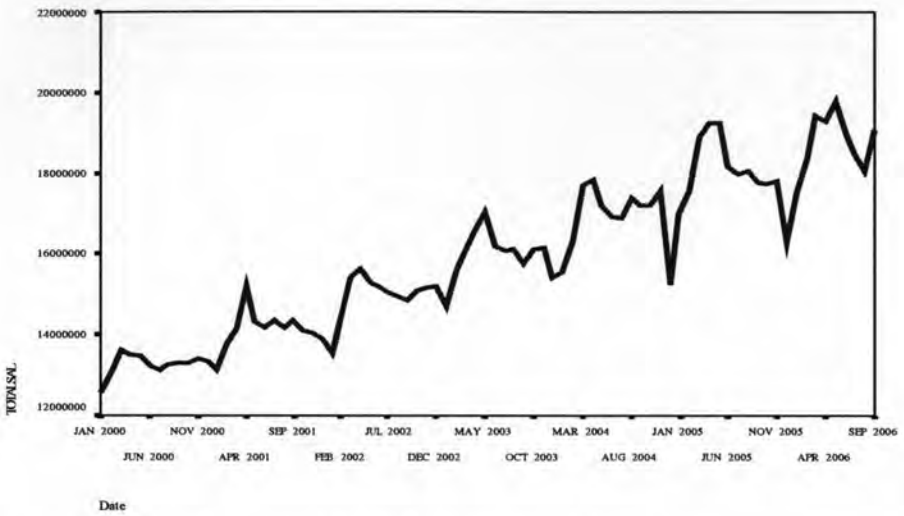
ตัวแบบ $\hat{Y}_t(l) = .00483159 + .01295484e_l - .18463977\, e_{l-1}$

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

6.7 การพยากรณ์ความต้องการพลังไฟฟ้าที่จำหน่ายสูงสุด ของ กฟผ.(EGAT's PEAK DEMAND)

วิธีออโต้รีเกรซซีฟมูฟวิ่งเอฟเวอร์เรจ

ความต้องการพลังไฟฟ้าที่จำหน่ายสูงสุด ของ กฟผ. เมื่อพิจารณาความต้องการพลังไฟฟ้าสูงสุดรวมทั้งประเทศในจำนวน 81 เดือน ซึ่งมีกราฟของอนุกรมดังกล่าวเทียบกับเวลาดังรูปที่ 6.49

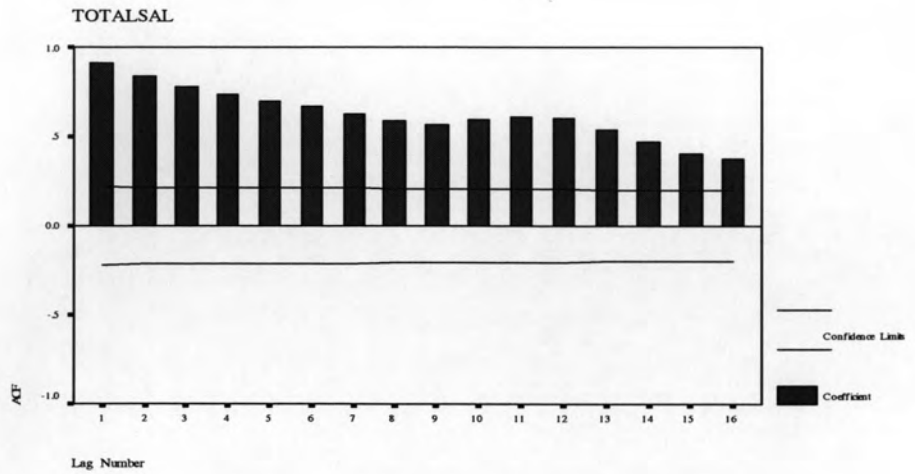


รูปที่ 6.49 แสดงความต้องการพลังไฟฟ้าที่จำหน่ายสูงสุด ของ กฟผ.

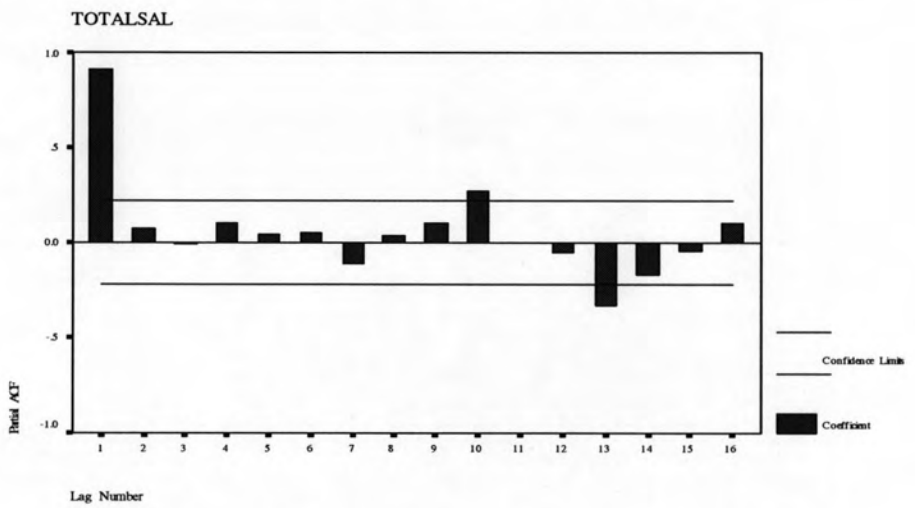
จากกราฟจะเห็นว่า จากข้อมูลที่ได้ตั้งแต่ เดือนมกราคม พ.ศ. 2543 จนถึง ปัจจุบัน เดือนกันยายน 2549 จำนวน 81 เดือน ลักษณะของข้อมูลจะมีแนวแนวโน้มของความต้องการพลังไฟฟ้าที่จำหน่ายสูงสุด ของ กฟผ.

ในขั้นตอนแรกเป็นการตรวจสอบคุณสมบัติสเตชันนารีของอนุกรมเวลาชุดนี้ โดยพิจารณาจากกราฟของอนุกรมเวลาเทียบกับเวลา และฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง(ACF) ในรูปที่ 6.50

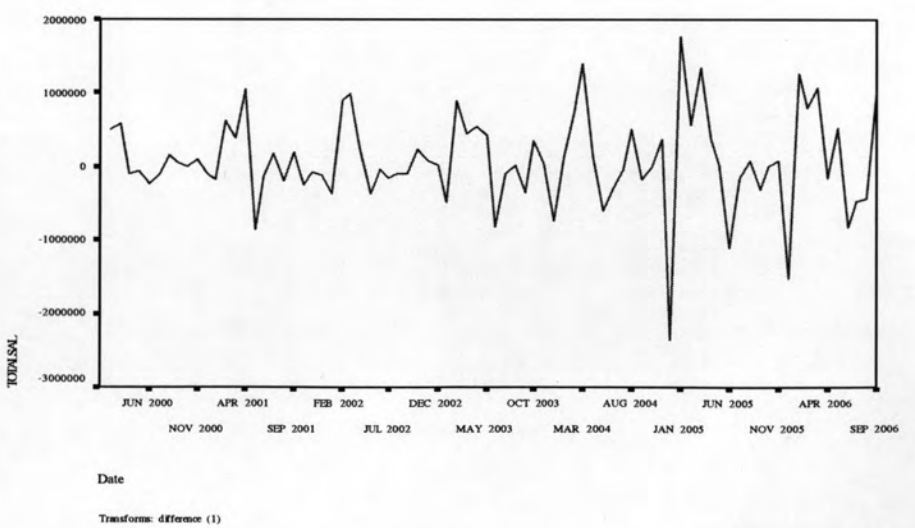
จากกราฟของรูปที่ 6.49 และกราฟของรูปที่ 6.50 จะเห็นว่าอนุกรมเวลาชุดนี้มีลักษณะที่แสดงว่าค่าความแปรปรวนไม่คงที่(พิจารณาจากกราฟของรูปที่ 6.49)และค่าเฉลี่ยไม่คงที่ แสดงว่าต้องแปลงให้เป็นอนุกรมเวลาสเตชันนารีก่อนด้วยการหาผลต่าง 1 ครั้ง เพื่อให้ค่าเฉลี่ยคงที่ ซึ่งจะเห็นว่ากราฟของอนุกรม $W_t = (1-B)Z_t$ มีลักษณะที่เป็นอนุกรมเวลาสเตชันนารี ดังรูปที่ 6.52



รูปที่ 6.50 ACF ของความต้องการพลังไฟฟ้าที่จำหน่ายสูงสุด ของ กฟผ.

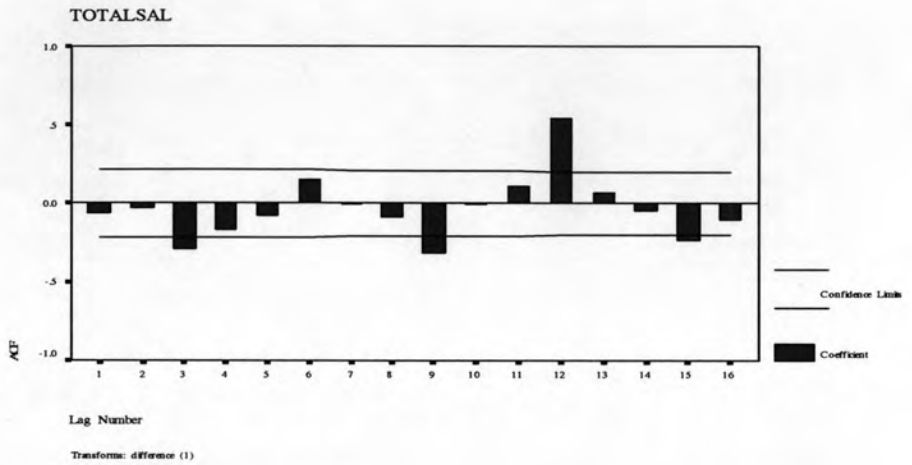


รูปที่ 6.51 PACF ของความต้องการพลังไฟฟ้าที่จำหน่ายสูงสุด ของ กฟผ.

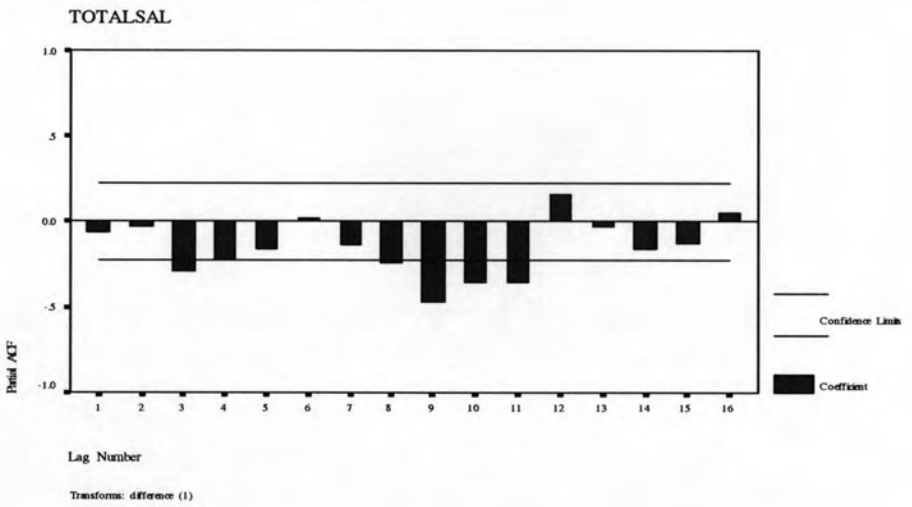


รูปที่ 6.52 หาผลต่างความต้องการพลังไฟฟ้าที่จำหน่ายสูงสุด ของ กฟผ.

ฉะนั้นจะกำหนดตัวแบบ ARIMA(p,d,q) สำหรับชุดนี้ให้เป็นตัวแบบ ARIMA(p,1,q) โดยจะพิจารณาเลือกค่า p และ q จากกราฟ ACF และ PACF ของ $(1-B)Z_t$ ซึ่งแสดงดังรูปที่ 6.53(ก) และรูปที่ 6.53 (ข)



รูปที่ 6.53(ก) กราฟ ACF ของ $(1-B)Z_t$

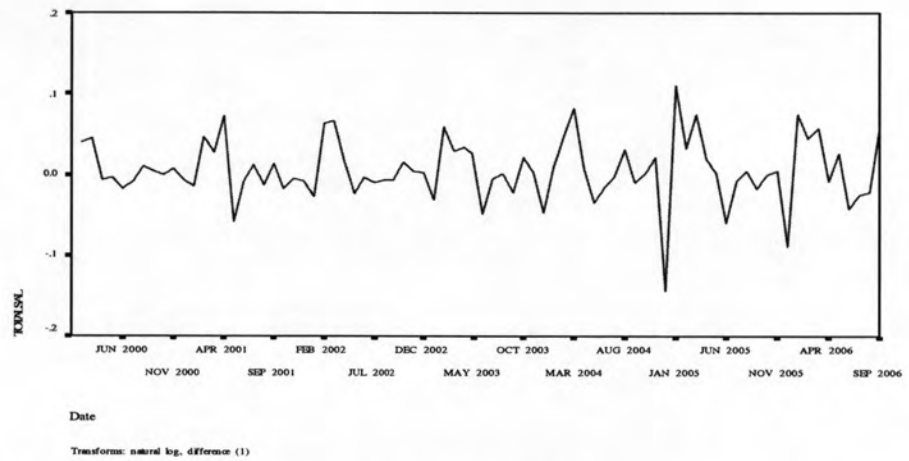


รูปที่ 6.53(ข) กราฟ PACF ของ $(1-B)Z_t$

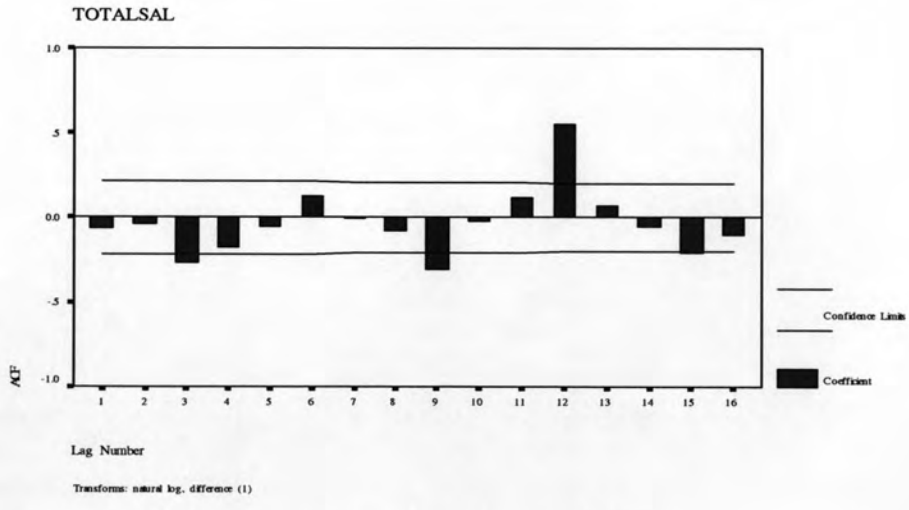
ในขั้นที่สองเป็นการกำหนดตัวแบบที่เป็นไปได้ โดยพิจารณาจาก ACF และ PACF จะเห็นได้ว่า ACF ตามที่ปรากฏในรูปที่ 6.53(ก) มีลักษณะซึ่งลดลงเข้าสู่ศูนย์แบบคลื่นไซน์ มีเพียง Lag ที่ 3,9,11,12,13 และ Lag ที่ 15 และเมื่อพิจาณา PACF ในรูปที่ 6.53(ข) ก็มีลักษณะเข้าสู่ศูนย์แบบคลื่นไซน์เช่นเดียวกัน มีเพียง Lag ที่ 3,9,10 และ Lag 11 ที่ไม่เข้าใกล้ศูนย์

หาผลต่างและ ทำการแปลงลอการิทึม

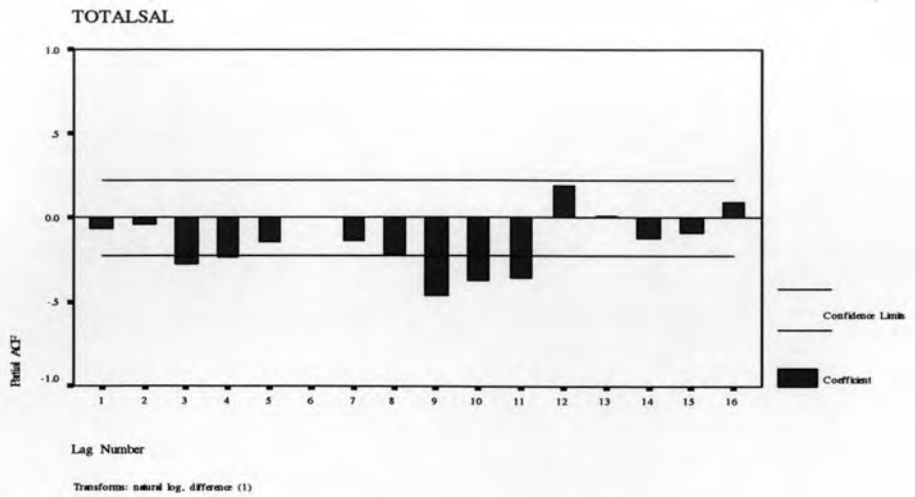
ในการหาผลต่างของข้อมูลของความต้องการพลังไฟฟ้าที่จำหน่ายสูงสุด ของ กฟผ. ก่อนแล้วจะทำการ Take Log ซึ่งในขั้นตอนนี้เพื่อเป็นการปรับข้อมูลให้มีค่าของแปรปรวนที่คงที่ เพื่อที่จะทำให้สามารถนำไปคำนวณหาค่าของ ARIMA ได้ เพื่อเลือกใช้รูปแบบที่เหมาะสมแต่ละรูปแบบในการพยากรณ์ความต้องการพลังไฟฟ้าที่จำหน่ายสูงสุด ของ กฟผ. จากการหาผลต่างและ ทำการแปลงลอการิทึม ข้อมูลก็จะได้ดังรูปที่ 6.54 ที่แสดงได้ดังต่อไปนี้



รูปที่ 6.54 ผลที่ได้จากการหาผลต่างแล้วทำการลอการิทึม



รูปที่ 6.55 (ก) กราฟ ACF การหาผลต่างแล้วทำการลอการิทึม



รูปที่ 6.55 (ข) กราฟ PACF การหาผลต่างแล้วทำการลอการิทึม

ฉะนั้นต้องแปลงให้ความแปรปรวนคงที่ก่อนแล้วจึงหาผลต่าง 1 ครั้ง ซึ่งในกรณีนี้แปลงด้วยลอการิทึมได้กราฟของผลต่างครั้งที่ 1 ของ $\ln Z_t$ หรือ $(1-B)\ln Z_t$ ดังรูปที่ 6.55(ก)และรูป 6.55 (ข)

สหสัมพันธ์ในตัวเองของความคลาดเคลื่อนของค่าพยากรณ์หนึ่งหน่วยเวลาล่วงหน้าของความความต้องการพลังไฟฟ้าที่จำหน่ายสูงสุด ของ กฟผ.

Autocorrelations: TOTALSAL

Transformations: natural log, difference (1)

Lag	Auto-Corr.	Stand. Err.	-1 -.75 -.5 -.25 0 .25 .5 .75 1	Box-Ljung	Prob.
1	-.064	.110	. *| .	.339	.561
2	-.036	.109	. *| .	.450	.798
3	-.267	.108	*.***| .	6.538	.088
4	-.175	.108	.***| .	9.167	.057
5	-.051	.107	. *| .	9.397	.094
6	.131	.106	. |***.	10.908	.091
7	-.003	.105	. * .	10.909	.143
8	-.079	.105	. **| .	11.476	.176
9	-.310	.104	**.***| .	20.362	.016
10	-.021	.103	. * .	20.402	.026
11	.121	.103	. |** .	21.798	.026
12	.551	.102	. |***.*******	51.051	.000
13	.067	.101	. |* .	51.496	.000
14	-.057	.100	. *| .	51.815	.000
15	-.209	.100	****| .	56.244	.000
16	-.106	.099	. **| .	57.386	.000

Plot Symbols: Autocorrelations * Two Standard Error Limits .

Total cases: 81 Computable first lags after differencing: 79

Partial Autocorrelations: TOTALSAL

Transformations: natural log, difference (1)

Lag	Corr.	Pr-Aut- Stand. Err.	-1 -.75 -.5 -.25 0 .25 .5 .75 1
1	-.064	.112	. *| .
2	-.041	.112	. *| .
3	-.274	.112	*.***| .
4	-.234	.112	*.***| .
5	-.139	.112	.***| .
6	.003	.112	. * .
7	-.131	.112	.***| .
8	-.216	.112	****| .
9	-.461	.112	*****.***| .
10	-.369	.112	***.***| .
11	-.354	.112	***.***| .
12	.192	.112	. |****
13	.011	.112	. * .
14	-.121	.112	. **| .
15	-.083	.112	. **| .
16	.094	.112	. |** .

Plot Symbols: Autocorrelations * Two Standard Error Limits .

Total cases: 81 Computable first lags after differencing: 79

รูปที่ 6.56 สหสัมพันธ์ในตัวเองของความคลาดเคลื่อน

เมื่อพิจารณาสหสัมพันธ์ในตัวเองของรีซีดวล $\gamma_{\hat{a}_t}(\kappa)$ ทั้ง 16 จะได้ค่าสถิติ Box-Ljung Chi-Square = 9.16 มี p-value เท่ากับ 0.057 ซึ่งน้อยกว่า 0.05 ซึ่งสามารถสรุปได้ว่า ไม่มีความสัมพันธ์ในตัวเอง ตัวแบบที่เหมาะสม ARIMA (p,1,q)

ในการเลือกตัวแบบที่เหมาะสมนั้นในทางเลือกที่ดีสำหรับงานวิจัยชิ้นนี้ในการพยากรณ์ความต้องการพลังไฟฟ้าที่จำหน่ายสูงสุด ของ กฟผ. ผู้วิจัยขอนำเสนอทุกๆ ตัวแบบ โดยพิจารณาที่ค่าของ AIC(Akaike's information criterion) เพื่อการใช้งานได้เป็นผลที่ให้ค่าจริงจากโปรแกรมสำเร็จรูป SPSS จะหาได้โดยที่ ln(maximumlikelihood) ซึ่ง log likelihood ในส่วนที่แสดงผลของราพามิเตอร์

โดยที่ AIC(M) = -2 ln(maximumlikelihood) + 2M

ตัวแบบ ARMA(1,1)

Number of residuals 80
Standard error .03465849

Log likelihood 155.69047
AIC -305.38094
SBC -298.23486

Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	77	.09554781	.00120121

Variables in the Model:

	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
AR1	.61646300	.13827718	4.458169	.00002772
MA1	.99464970	.60441384	1.645643	.10391342
CONSTANT	.00492266	.00040812	12.061761	.00000000

จากผลการประมาณค่าข้างบนนี้ ถ้าใช้ระดับนัยสำคัญเท่ากับ 0.05 จะยอมรับได้ว่าทุกพารามิเตอร์ไม่เท่ากับศูนย์ นั่นคือ ทุกพารามิเตอร์อยู่ในตัวแบบ และได้ค่าประมาณของ $\hat{\mu},\hat{\phi}_1$ และ $\hat{\phi}_2$ คือ $\hat{\mu}$ = .00492266, $\hat{\phi}_1$ = .616463, $\hat{\phi}_2$ =.9946497 , $\hat{\sigma}_a^2$ = .00120121

ในการตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ ARMA(1,1) หรือ ARIMA (1,1,1) โดยพิจารณารีซีดวล $\hat{a}_t$ = $(Z_t - \hat{Z}_t)\ln Z_t$ จากรีซีดวลทั้งหมด ปรากฏว่าค่าเฉลี่ยของรีซีดวลเท่ากับ .00488475 และส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานเท่ากับ .03465849 และให้ค่าสถิติ t = 12.061761 จึงยอมรับได้ว่าค่าเฉลี่ยของ $\hat{a}_t$ เท่ากับศูนย์ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 และจากราฟของ $\hat{a}_t$ สรุปได้ว่าความแปรปรวนของ $\hat{a}_t$ คงที่

ตัวแบบพยากรณ์ของตัวแบบ ARMA(1,1) มีรูปแบบดังนี้

ตัวแบบ $Y_t = \hat{\mu} + \hat{\phi}_1 (Y_t - \hat{\mu}) - \hat{\theta}_1 e_1$

โดยที่ $W_t = (1\text{-}B)\ln Y_t$

จากผลการประมาณค่าข้างบนนี้ ถ้าใช้ระดับนัยสำคัญเท่ากับ 0.05 จะยอมรับได้ว่าทุกพารามิเตอร์ไม่เท่ากับศูนย์ นั่นคือ ทุกพารามิเตอร์อยู่ในตัวแบบ และได้ค่าประมาณของ $\hat{\mu},\hat{\phi}_1$ และ $\hat{\phi}_2$ คือ $\hat{\mu}$ = .00492266, $\hat{\phi}_1$ = .616463, $\hat{\phi}_2$ =.9946497 , $\hat{\sigma}_a^2$ = .00120121

ดังนั้น ตัวแบบในการพยากรณ์ก็คือ

ตัวแบบ Y_t = .00492266 +.616463(Y_t - .00492266) -.9946497e_t

โดยที่ $W_t = (1\text{-}B)\ln Y_t$

ตัวแบบ AR(1)

ตัวแบบพยากรณ์ของตัวแบบ AR(1) มีรูปแบบดังนี้

ตัวแบบ $\hat{Y}_t(l) = \hat{\mu} + \hat{\phi}_1^1(Y_t - \hat{\mu})$

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

Number of residuals 80
Standard error .03892906
Log likelihood 147.16399
AIC -290.32799
SBC -285.56393

Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	78	.11821306	.00151547

Variables in the Model:

	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
AR1	-.06505294	.11417487	-.5697658	.57047393
CONSTANT	.00517659	.00408968	1.2657671	.20936421

จากผลการประมาณค่าข้างบนนี้ ถ้าใช้ระดับนัยสำคัญเท่ากับ 0.05 จะยอมรับได้ว่าทุกพารามิเตอร์ไม่เท่ากับศูนย์ นั่นคือ ทุกพารามิเตอร์อยู่ในตัวแบบ และได้ค่าประมาณของ $\hat{\mu}, \hat{\phi}_1$ คือ

$\hat{\mu} = .00517659$, $\hat{\phi}_1 = -.6505294$, $\hat{\sigma}_a^2 = .00151547$

ดังนั้น ตัวแบบในการพยากรณ์ก็คือ

ตัวแบบ $\hat{Y}_t(l) = .00517659 \ -.6505294(Y_t - .00517659)$

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

ตัวแบบ AR(2)

ตัวแบบพยากรณ์ของตัวแบบ AR(2) มีรูปแบบดังนี้

ตัวแบบ $\hat{Y}_t(l) = \hat{\mu} + \hat{\phi}_1^1(Y_t - \hat{\mu}) \ + \hat{\phi}_2^1(Y_{t-1} - \hat{\mu})$

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

Number of residuals 80
Standard error .03914665
Log likelihood 147.21642
AIC -288.43284
SBC -281.28676

Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	77	.11801088	.00153246

Variables in the Model:

	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
AR1	-.06782978	.11502877	-.5896767	.55713382
AR2	-.04187608	.11533904	-.3630694	.71754783
CONSTANT	.00513227	.00395080	1.2990462	.19780453

จากผลการประมาณค่าข้างบนนี้ ถ้าใช้ระดับนัยสำคัญเท่ากับ 0.05 จะยอมรับได้ว่าทุกพารามิเตอร์ไม่เท่ากับศูนย์ นั่นคือ ทุกพารามิเตอร์อยู่ในตัวแบบ และได้ค่าประมาณของ $\hat{\mu}, \hat{\phi}_1$ และ $\hat{\phi}_2$ คือ $\hat{\mu} = .00513227$, $\hat{\phi}_1 = -.06782978$, $\hat{\phi}_2 = -.04187608$, $\hat{\sigma}_a^2 = .00153246$
ดังนั้น ตัวแบบในการพยากรณ์ก็คือ

ตัวแบบ $\hat{Y}_t(l) = .00513227 - .06782978(Y_t - .00513227) - .04187608(Y_{t-1} - .00513227)$

โดยที่ $W_t = (1-B)\ln Y_t$

ตัวแบบ MA(1)

ตัวแบบพยากรณ์ของตัวแบบ MA(1) มีรูปแบบดังนี้

ตัวแบบ $\hat{Y}_t(l) = \hat{\mu} - \hat{\theta}_1 e_1$

โดยที่ $W_t = (1-B)\ln Y_t$

Number of residuals 80
Standard error .03891742
Log likelihood 147.18719
AIC -290.37439
SBC -285.61033

Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	78	.11814457	.00151457

Variables in the Model:

	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
MA1	.07559928	.11388741	.6638072	.50877109
CONSTANT	.00516095	.00402628	1.2818169	.20370400

จากผลการประมาณค่าข้างบนนี้ ถ้าใช้ระดับนัยสำคัญเท่ากับ 0.05 จะยอมรับได้ว่าทุกพารามิเตอร์ไม่เท่ากับศูนย์ นั่นคือ ทุกพารามิเตอร์อยู่ในตัวแบบ และได้ค่าประมาณของ $\hat{\mu},\hat{\theta}_1$ คือ $\hat{\mu} = .00516095,\ \hat{\theta}_1 = .07559928,\ \hat{\sigma}_a^2 = .00151457$

ดังนั้น ตัวแบบในการพยากรณ์ก็คือ

ตัวแบบ $\hat{Y}_t(l) = .00516095 - .07559928e_l$

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

ตัวแบบ MA(2)

ตัวแบบพยากรณ์ของตัวแบบ MA(1) มีรูปแบบดังนี้

ตัวแบบ $\hat{Y}_t(l) = \hat{\mu} - \hat{\theta}_1 e_1 - \hat{\theta}_2 e_{t-1}$

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

Number of residuals 80
Standard error .03593509
Log likelihood 153.02365
AIC -300.0473
SBC -292.90122

Analysis of Variance:

	DF	Adj. Sum of Squares	Residual Variance
Residuals	77	.10213019	.00129133

Variables in the Model:

	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
MA1	.41052521	.11372523	3.609799	.00054307
MA2	.53263866	.11080406	4.807032	.00000743
CONSTANT	.00489544	.00035589	13.755357	.00000000

จากผลการประมาณค่าข้างบนนี้ ถ้าใช้ระดับนัยสำคัญเท่ากับ 0.05 จะยอมรับได้ว่าทุกพารามิเตอร์ไม่เท่ากับศูนย์ นั่นคือ ทุกพารามิเตอร์อยู่ในตัวแบบ และได้ค่าประมาณของ $\hat{\mu},\hat{\theta}_1$ และ $\hat{\theta}_2$ คือ $\hat{\mu} = .00489544,\ \hat{\theta}_1 = .41052521,\ \hat{\theta}_2 = .53263866,\ \hat{\sigma}_a^2 = .00129133$

ดังนั้น ตัวแบบในการพยากรณ์ก็คือ $\hat{\mu} - \hat{\theta}_1 e_1 - \hat{\theta}_2 e_{t-1}$

ตัวแบบ $\hat{Y}_t(l) = .00489544 - .41052521e_l - .53263866\ e_{l-1}$

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

ประวัติผู้เขียนวิทยานิพนธ์

ชื่อ นายอารักษ์ หาญสันเทียะ การศึกษา สำเร็จการศึกษา อุตสาหกรรมศาสตรบัณฑิต เกียรตินิยม อันดับ 2 (เทคโนโลยีการผลิต) จาก สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าพระนครเหนือ จังหวัด กรุงเทพมหานคร ปีการศึกษา 2540

เข้าศึกษาระดับปริญญาวิศวกรรมศาตรมหาบัณฑิต สาขาวิชาวิศวกรรมอุตสาหการ ภาควิชาวิศวกรรมอุตสาหการ คณะวิศวกรรมศาสตร์ จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย ปีการศึกษา 2548