บทที่ 4

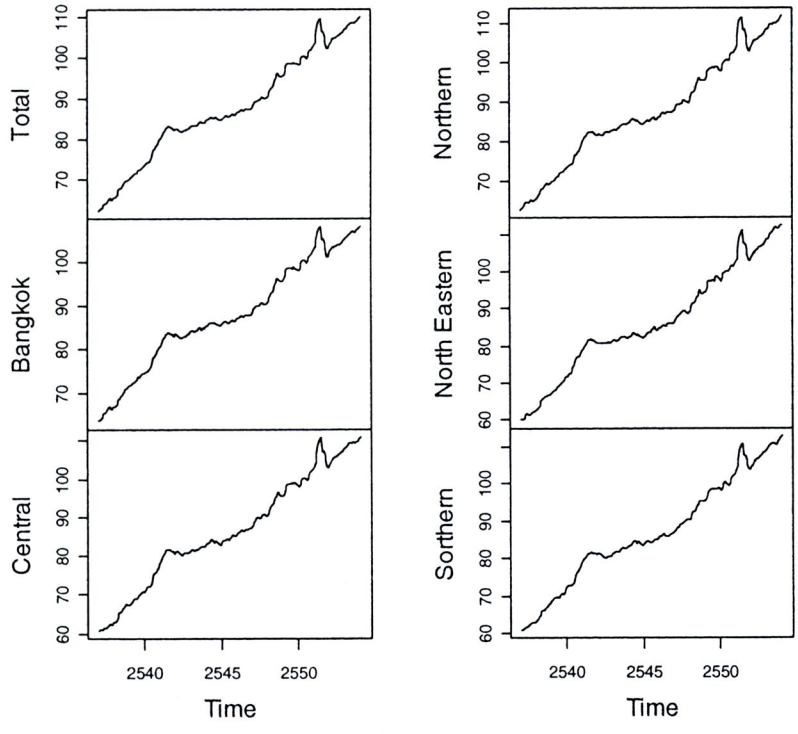
ผลการวิเคราะห์ข้อมูล

ในการศึกษาได้ใช้ข้อมูลดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไป 6 ชุด ได้แก่ ภาพรวมของประเทศ กรุงเทพมหานคร ภาคกลาง ภาคเหนือ ภาคตะวันออกเฉียงเหนือ และภาคใต้ ซึ่งจากการใช้วิธีปรับให้เรียบเอกซ์โพเนนเชียล และวิธีบอกซ์-เจนกินส์ ในการพยากรณ์ดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไป ได้ผลสรุปดังนี้

4.1 การพยากรณ์ดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไป โดยวิธีปรับให้เรียบเอกซ์โปเนนเชียล

ขั้นที่ 1 การวินิจฉัยข้อมูล

ผู้วิจัยทำการวินิจฉัยข้อมูล โดยนำข้อมูลดัชนีราคาผู้บริโภครวมทั้งประเทศ มาพล๊อตกราฟเทียบกับเวลา เพื่อพิจารณาลักษณะการเคลื่อนที่ของข้อมูล ได้ผลดังรูปที่ 4.1



รูปที่ 4.1 กราฟการเคลื่อนที่ของข้อมูลดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไปของภาคเหนือ (Northern) กรุงเทพ (Bangkok) ภาคตะวันออกเฉียงเหนือ (North Eastern) ภาคกลาง (Central) ภาคใต้ (Southern) และภาพรวมของประเทศ (Total)

ปรับให้เรียบแบบโฮลท์วินเตอร์ ซึ่งมีค่าพารามิเตอร์ที่ต้องประมาณค่า คือ ค่าคงที่ปรับให้เรียบระหว่างข้อมูลกับค่าพยากรณ์ (α) สัมประสิทธิ์ปรับแนวโน้ม(γ) หลังจากที่ทราบผลการวินิจฉัยข้อมูลแล้ว จึงได้ประมาณค่าพารามิเตอร์ในขั้นที่ 2

ขั้นที่ 2 การประมาณค่าพารามิเตอร์

โดยใช้โปรแกรมทางสถิติ ในการประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบอนุกรมเวลามีฤดูกาลแบบ Winter คือ ค่าคงที่ปรับให้เรียบระหว่างข้อมูลกับค่าพยากรณ์ (α) ค่าความชัน (β) และสัมประสิทธิ์ปรับแนวโน้ม (γ) ได้ผลดังนี้

ตารางที่ 4.1 ค่าประมาณของพารามิเตอร์ของตัวแบบโดยวิธีปรับให้เรียบเอกซ์โปเนนเชียล

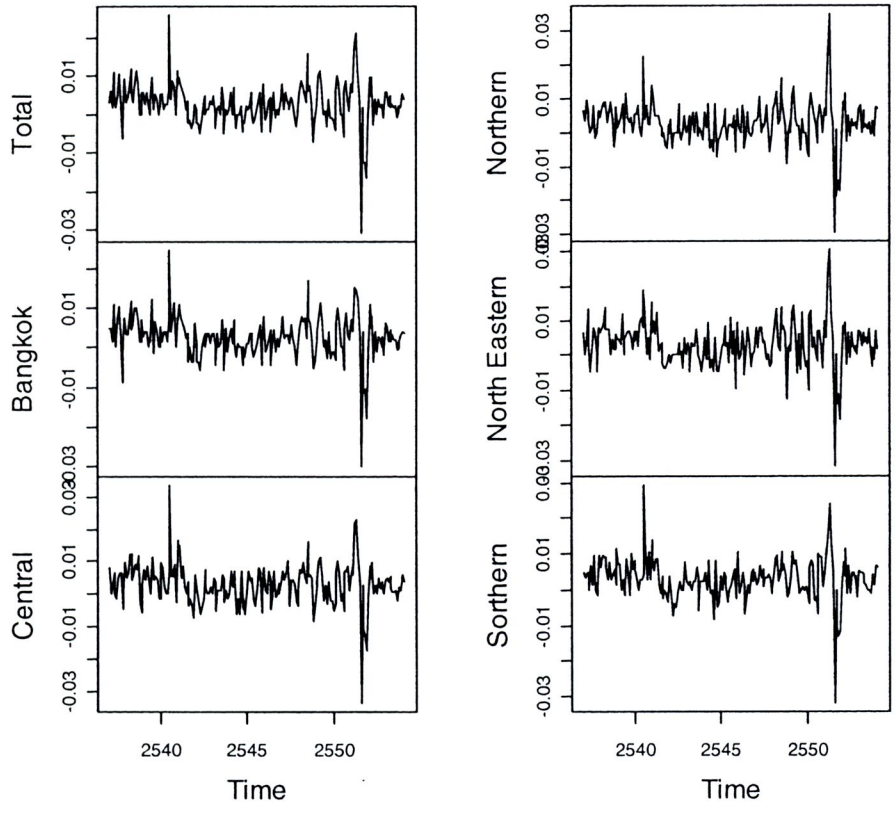
CPI	Model	α	β	γ	RMSE	MAPE
ภาพรวมของประเทศ	additive	1.0000	0.0010	0.0010	0.4898	0.3427
	multiplicative	0.9131	0.0000	0.9990	0.5768	0.4370
กรุงเทพฯ	additive	1.0000	0.0010	0.0010	0.4779	0.3515
	multiplicative	0.8170	0.0000	1.0000	0.5710	0.4510
ภาคกลาง	additive	1.0000	0.0010	0.0010	0.5427	0.3831
	multiplicative	0.9088	0.0000	0.9999	0.6206	0.4517
ภาคเหนือ	additive	1.0000	0.0010	0.0010	0.5550	0.3762
	multiplicative	0.9209	0.0000	0.9990	0.6142	0.4241
ภาคตะวันออกเฉียงเหนือ	additive	1.0000	0.0010	0.0010	0.5679	0.4245
	multiplicative	0.9505	0.0000	0.9994	0.6138	0.4520
ภาคใต้	additive	1.0000	0.0010	0.0010	0.5152	0.3797
	multiplicative	0.9199	0.0004	0.9990	0.5786	0.4275

จากตารางที่ 4.1 พบว่าค่า RMSE และ ค่า MAPE จากการใช้วิธีปรับให้เรียบเอกซ์โปเนนเชียล จากตัวแบบ additive ให้ค่าน้อยกว่าตัวแบบ multiplicative จึงเลือกวิเคราะห์โดยใช้ตัวแบบ additive

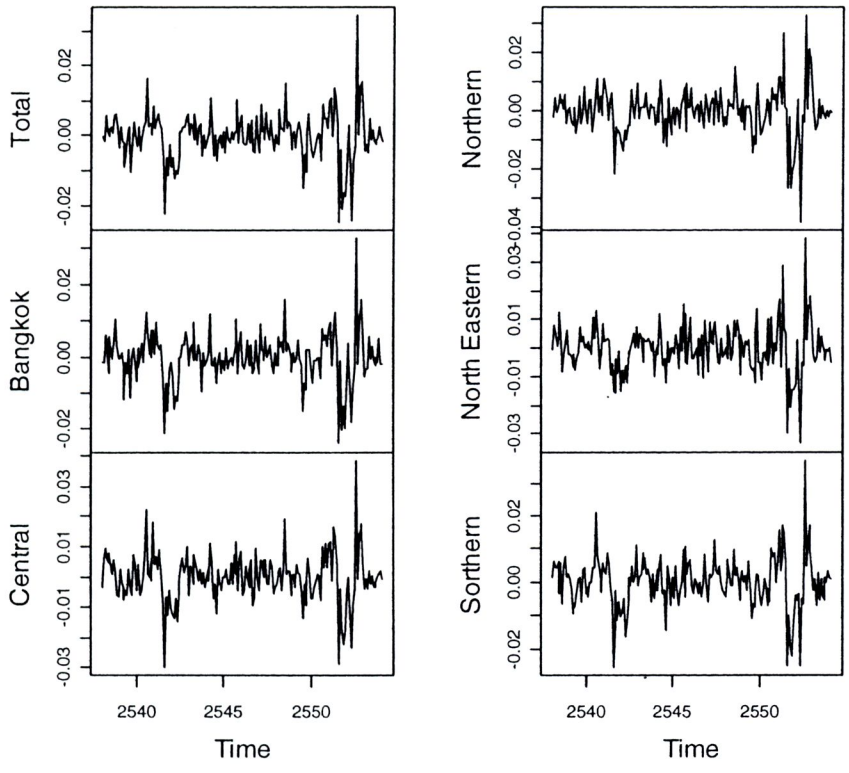
4.2 การพยากรณ์ดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไปโดยวิธีบอกซ์-เจนกินส์

ขั้นที่ 1 การตรวจสอบคุณสมบัติ Stationary ของข้อมูล

ในการตรวจสอบคุณสมบัติ Stationary ของข้อมูลทุกชุดจากรูปที่ 4.1 พบว่าดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไป ของประเทศไทย มีลักษณะการเคลื่อนไหวเป็น Non-Stationary ในการสร้างตัวแบบ SARIMA (p, d, q) $(P, D, Q)_{12}$ จึงต้องแปลงข้อมูลเป็น ln(CPI) และหาผลต่างแบบไม่มีฤดูกาล (d=1) และผลต่างแบบมีฤดูกาล 12 เดือน และ (D=1) ดังรูปที่ 4.2-รูปที่ 4.3



รูปที่ 4.2 ลักษณะการเคลื่อนไหวของค่าผลต่างแบบไม่มีฤดูกาลของ ln (CPI) ของภาพรวมของประเทศ (Total) กรุงเทพมหานคร (Bangkok) ภาคกลาง (Central) ภาคเหนือ (Northern) ภาคตะวันออกเฉียงเหนือ (North Eastern) ภาคใต้ (Southern)



รูปที่ 4.3 ลักษณะการเคลื่อนไหวของค่าผลต่างแบบมีฤดูกาลของ ln (CPI) ของภาพรวมของประเทศ (Total) กรุงเทพมหานคร (Bangkok) ภาคกลาง (Central) ภาคเหนือ (Northern) ภาคตะวันออกเฉียงเหนือ (North Eastern) ภาคใต้ (Southern)

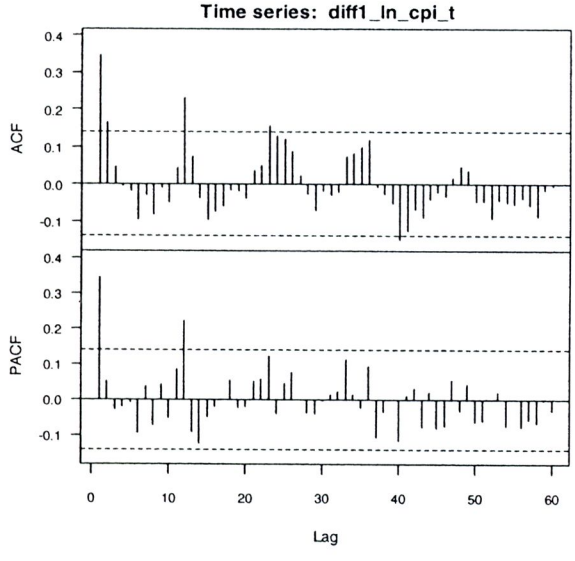
ตารางที่ 4.2 ผลการทดสอบ Unit Root ด้วยวิธี Augmented Dickey-Fuller

(d=1) (D=0)	t-statistic	p-value	(d=1) (D=1)	t-statistic	p-value
ภาพรวมของประเทศ	-10.0074	<0.0001	ทั้งประเทศ	-8.90535	<0.0001
กรุงเทพมหานคร	-10.69119	<0.0001	กรุงเทพฯ	-9.214935	<0.0001
ภาคกลาง	-10.29464	<0.0001	ภาคกลาง	-9.823268	<0.0001
ภาคเหนือ	-9.664846	<0.0001	ภาคเหนือ	-9.436914	<0.0001
ภาคตะวันออกเฉียงเหนือ	-10.38191	<0.0001	ภาคตะวันออกเฉียงเหนือ	-9.623683	<0.0001
ภาคใต้	-10.0536	<0.0001	ภาคใต้	-10.58474	<0.0001

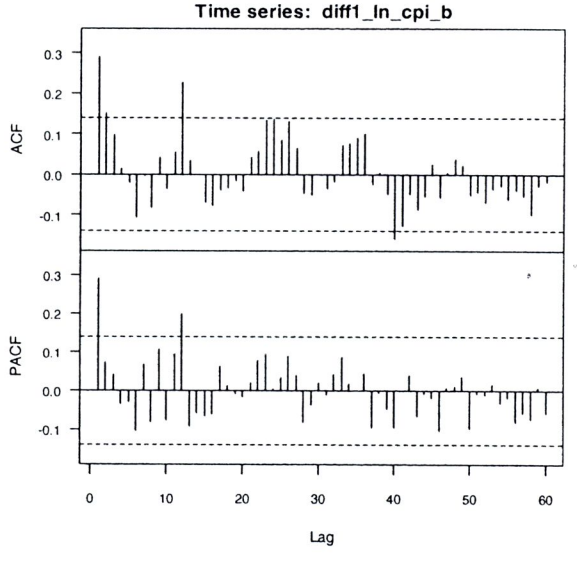
จากผลการทดสอบ Unit Root ของ ln (CPI) ด้วยวิธี Augmented Dickey-Fuller ในตารางที่ 4.2 จากการหาผลต่างของ ln(CPI) แบบไม่มีฤดูกาล (d=1, D=0) และหาผลต่างของ ln(CPI) แบบมีฤดูกาล 12 เดือน (d=1, D=1) สามารถสรุปได้ว่าลักษณะการเคลื่อนไหวของข้อมูลมีค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนคงที่ และแสดงว่าข้อมูลมีคุณสมบัติ Stationary จึงนำข้อมูล ln(CPI) ไปพิจารณาหาตัวแบบที่เหมาะสมในขั้นที่ 2

ขั้นที่ 2 การกำหนดตัวแบบ

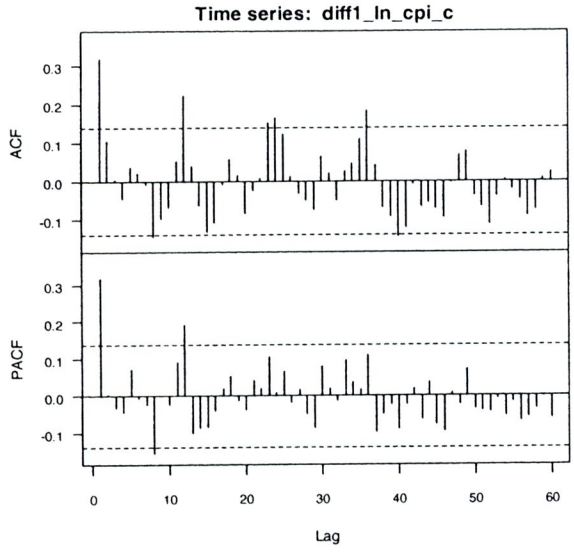
ในการกำหนดตัวแบบได้พิจารณาจากกราฟฟังก์ชันอัตตสหสัมพันธ์ (ACF) และกราฟฟังก์ชันอัตตสหสัมพันธ์บางส่วน (PACF) ของผลต่างของ ln(CPI) ในแบบที่ไม่มีฤดูกาลและแบบที่มีฤดูกาลในรูปที่ 4.4-รูปที่ 4.15



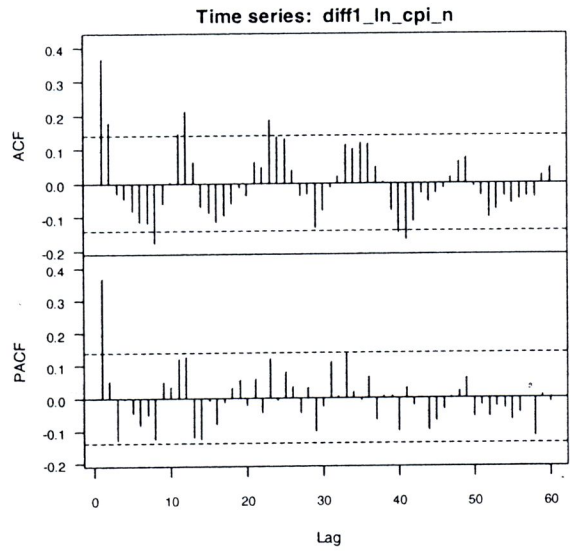
รูปที่ 4.4 ACF และ PACF ของค่าผลต่างของ ln(CPI) ของภาพรวมของประเทศแบบไม่มีฤดูกาล



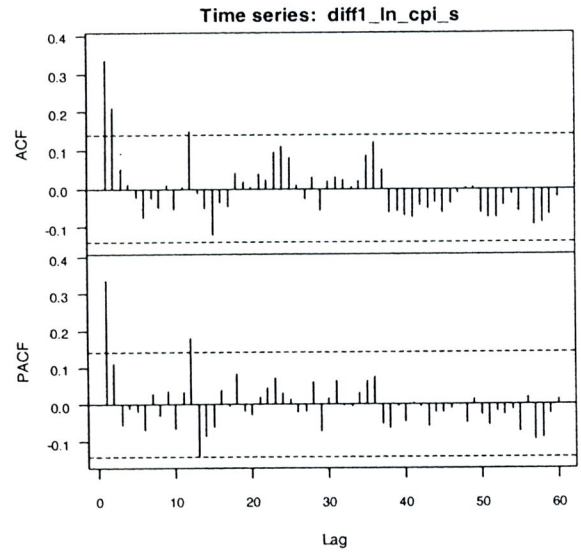
รูปที่ 4.5 ACF และ PACF ของค่าผลต่างของ ln(CPI) ของกรุงเทพฯแบบไม่มีฤดูกาล



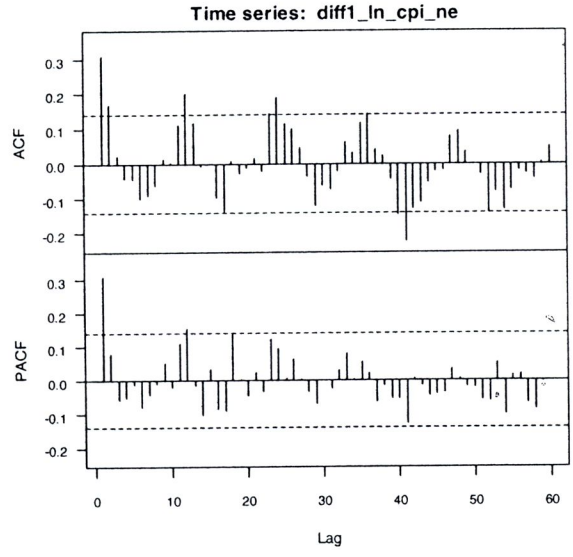
รูปที่ 4.6 ACF และ PACF ของค่าผลต่างของ ln(CPI) ของภาคกลางแบบไม่มีฤดูกาล



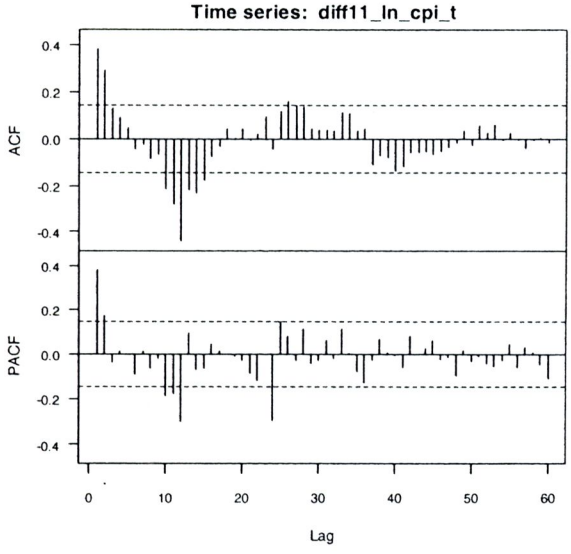
รูปที่ 4.7 ACF และ PACF ของค่าผลต่างของ ln(CPI) ของภาคเหนือแบบไม่มีฤดูกาล



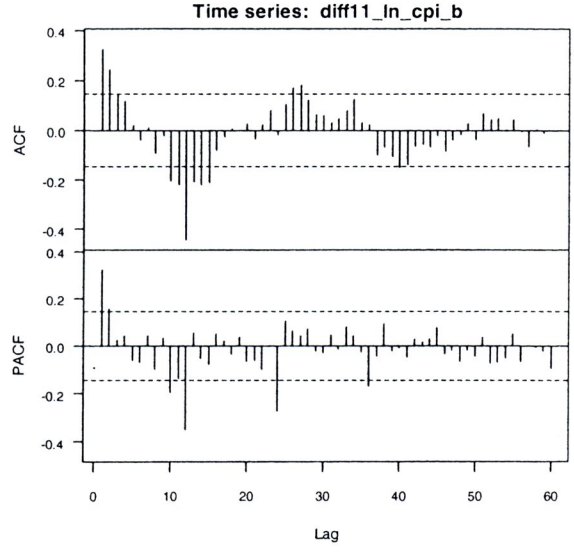
รูปที่ 4.8 ACF และ PACF ของค่าผลต่างของ ln(CPI) ของภาคตะวันออกเฉียงเหนือแบบไม่มีฤดูกาล



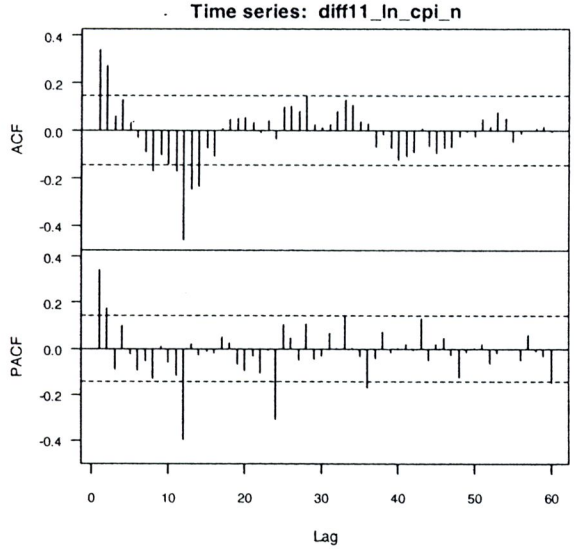
รูปที่ 4.9 ACF และ PACF ของค่าผลต่างของ ln(CPI) ของภาคใต้แบบไม่มีฤดูกาล



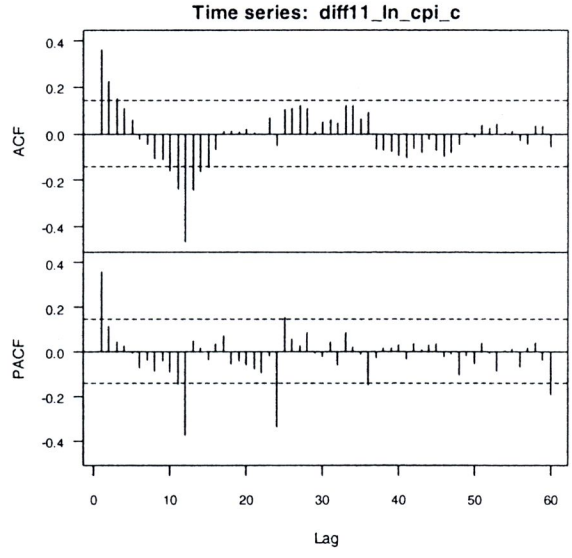
รูปที่ 4.10 ACF และ PACF ของค่าผลต่างของ ln(CPI) ของภาพรวมของประเทศแบบมีฤดูกาล



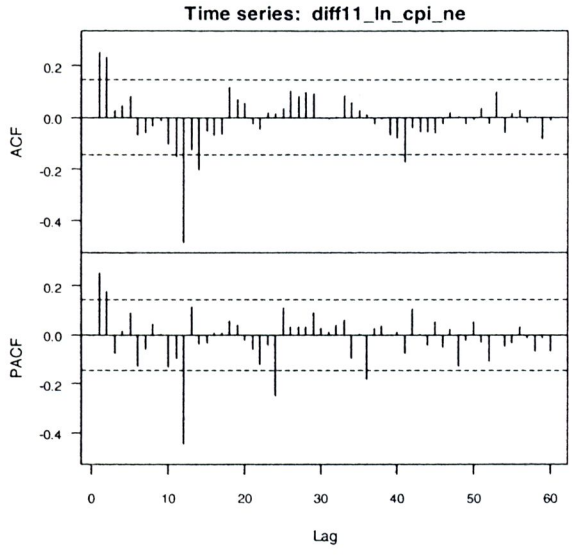
รูปที่ 4.11 ACF และ PACF ของค่าผลต่างของ ln(CPI) ของกรุงเทพมหานครแบบมีฤดูกาล



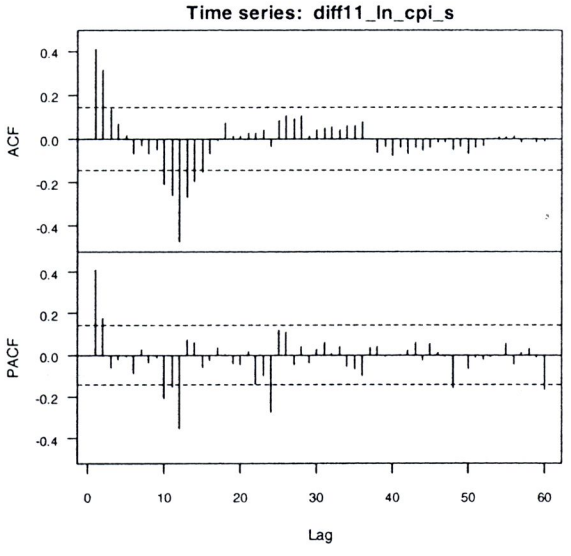
รูปที่ 4.12 ACF และ PACF ของค่าผลต่างของ ln(CPI) ของภาคกลาง แบบมีฤดูกาล



รูปที่ 4.13 ACF และ PACF ของค่าผลต่างของ ln(CPI) ของภาคเหนือ แบบมีฤดูกาล



รูปที่ 4.14 ACF และ PACF ของค่าผลต่างของ ln(CPI) ของภาคตะวันออกเฉียงเหนือ แบบมีฤดูกาล



รูปที่ 4.15 ACF และ PACF ของค่าผลต่างของ ln(CPI) ของภาคใต้ แบบมีฤดูกาล

จากการพิจารณากราฟของ ACF และ PACF พบว่าที่ d = 1 และ D = 0 กราฟ ACF ของดัชนีราคาผู้บริโภคพื้นฐานรายเดือน รวมทั้งประเทศและของแต่ละภูมิภาค จะมีค่าสูงที่ lag 1และ12 ส่วนกราฟ PACF มีค่าสูงที่ lag 1, 12 และที่ d = 1 และ D = 1 กราฟ ACF ของดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไปของภาพรวมของประเทศและของแต่ละภูมิภาค จะมีค่าสูงที่ lag 1 และ 12 มีลักษณะเป็นคลื่นที่ค่อยหายไป ส่วนกราฟ PACF มีค่าสูงที่ lag 1, 12, 24 จึงสรุปได้ว่าควรใช้ตัวแบบ SARIMA (p, d, q) $(P, D, Q)_{12}$ ในการพยากรณ์โดยกำหนดค่าพารามิเตอร์ที่เป็นไปได้ดังนี้

SARIMA (1, 1, 0) $(1, 0, 0)_{12}$, SARIMA (1, 1, 0) $(1, 0, 1)_{12}$, SARIMA (1, 1, 1) $(1, 0, 0)_{12}$, SARIMA (1, 1, 1) $(1, 0, 1)_{12}$, SARIMA (1, 1, 0) $(0, 1, 1)_{12}$, SARIMA (1, 1, 0) $(1, 1, 1)_{12}$, SARIMA (1, 1, 1) $(0, 1, 1)_{12}$ และ SARIMA (1, 1, 1) $(1, 1, 1)_{12}$

จากการตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบจากค่า Residual ได้ตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับข้อมูลแต่ละชุดได้ผลในตารางที่ 4.3

สำนักงานคณะกรรมการวิจัยแห่งชาติ ห้องสมุดงานวิจัย

ตารางที่ 4.3 ค่า RMSE และ MAPE ของตัวแบบวิธีบอกซ์-เจนกินส์ ที่ให้ค่า Residual ที่ตรงกับข้อตกลงเบื้องต้น

CPI	Model	RMSE	MAPE
ทั้งประเทศ	SARIMA (1,1,0) (0,1,1)	0.5104	0.3821
กรุงเทพฯ	SARIMA (1,1,0) (1,0,0)	0.4722	0.3510
	SARIMA (1,1,0) (1,0,1)	0.4733	0.3541
	SARIMA (1,1,0) (0,1,1)	0.5067	0.3804
ภาคกลาง	SARIMA (1,1,0) (1,0,1)	0.5480	0.4127
	SARIMA (1,1,0) (1,0,0)	0.5516	0.4156
	SARIMA (1,1,0) (0,1,1)	0.5762	0.4358
ภาคเหนือ	SARIMA (1,1,0) (1,0,1)	0.5525	0.3944
	SARIMA (1,1,0) (0,1,1)	0.5738	0.4181
ภาคตะวันออกเฉียงเหนือ	SARIMA (1,1,0) (1,0,1)	0.5808	0.4421
	SARIMA (1,1,0) (1,0,0)	0.5875	0.4443
	SARIMA (1,1,0) (0,1,1)	0.6036	0.4648
ภาคใต้	SARIMA (1,1,0) (1,0,0)	0.5011	0.3614
	SARIMA (1,1,0) (0,1,1)	0.5303	0.3998

จากค่า RMSEและ MAPE สามารถสรุปได้ว่าตัวแบบที่ได้จาก วิธีบอกซ์-เจนกินส์ที่ความเหมาะสม ในการพยากรณ์ดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไปของภาพรวมของประเทศคือ ตัวแบบ SARIMA (1, 1, 0) $(0, 1, 1)_{12}$ ตัวแบบที่เหมาะสมในการพยากรณ์ดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไป ของกรุงเทพฯและภาคใต้คือ ตัวแบบ SARIMA (1, 1, 0) $(1, 0, 0)_{12}$ และตัวแบบที่เหมาะสมในการพยากรณ์ดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไปรายเดือนของภาคกลาง ภาคเหนือและภาคตะวันออกเฉียงเหนือคือ ตัวแบบ SARIMA (1, 1, 0) $(1, 0, 1)_{12}$

ขั้นที่ 3 การประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ

ประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบที่ได้จากขั้นที่ 2 ได้ดังนี้

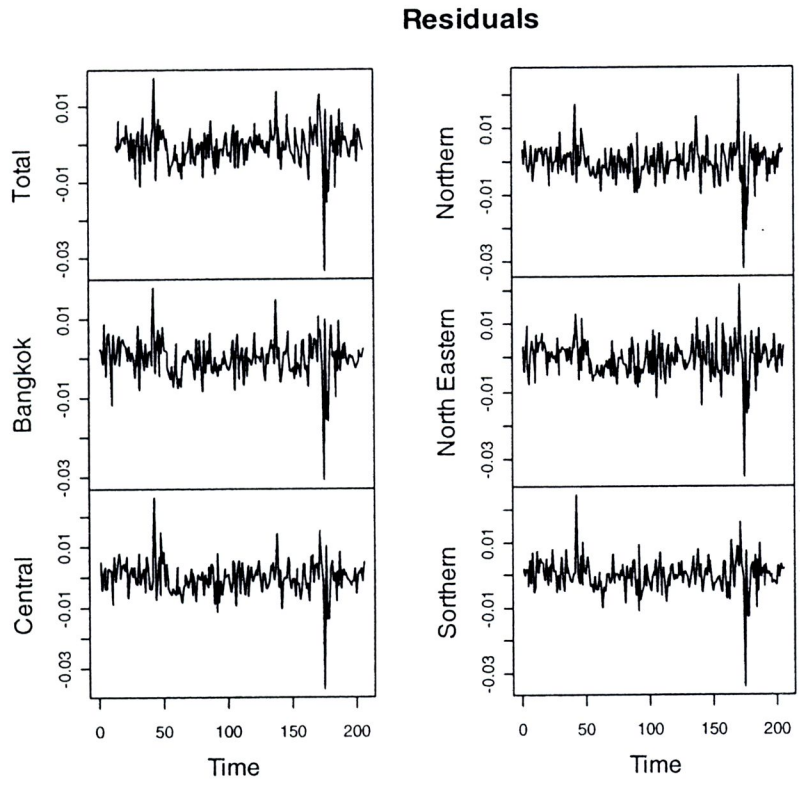
ตารางที่ 4.4 ผลลัพธ์ของโปรแกรมในการประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบวิธีบอกซ์-เจนกินส์

CPI	Model	Parameter	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Sig.
ภาพรวมของประเทศ	SARIMA $(1,1,0)\ (0,1,1)_{12}$	ar 1	0.316	0.069	4.599	<0.001
		sma 1	0.792	0.058	13.66	<0.001
กรุงเทพฯ	SARIMA $(1,1,0)\ (1,0,0)_{12}$	constant	0.003	0.001	3.991	<0.001
		ar 1	0.302	0.067	4.498	<0.001
		sar 1	0.246	0.068	3.615	<0.001
ภาคกลาง	SARIMA $(1,1,0)\ (1,0,1)_{12}$	constant	0.003	0.001	2.963	0.003
		ar 1	0.3	0.067	4.454	<0.001
		sar 1	0.864	0.111	7.768	<0.001
		sma1	0.713	0.153	4.656	<0.001
ภาคเหนือ	SARIMA $(1,1,0)\ (1,0,1)_{12}$	constant	0.003	0.001	3.073	0.002
		ar 1	0.331	0.067	4.931	<0.001
		sar 1	0.897	0.142	6.323	<0.001
		sma1	0.796	0.185	4.31	<0.001
ภาคตะวันออกเฉียงเหนือ	SARIMA $(1,1,0)\ (1,0,1)_{12}$	constant	0.003	0.001	3.217	0.002
		ar 1	0.267	0.069	3.895	<0.001
		sar 1	0.907	0.107	8.442	<0.001
		sma1	0.791	0.151	5.253	<0.001
ภาคใต้	SARIMA $(1,1,0)\ (1,0,0)_{12}$	constant	0.003	0.001	4.301	<0.001
		ar 1	0.358	0.066	5.432	<0.001
		sar 1	0.193	0.069	2.784	0.006

จากผลการประมาณค่าพารามิเตอร์ในตารางที่ 4.4 พบว่าพารามิเตอร์ทุกตัวมีค่า Sig. น้อยกว่าระดับนัยสำคัญที่ 0.05 ดังนั้นตัวแบบที่ได้จึงมีความเหมาะสมในการพยากรณ์

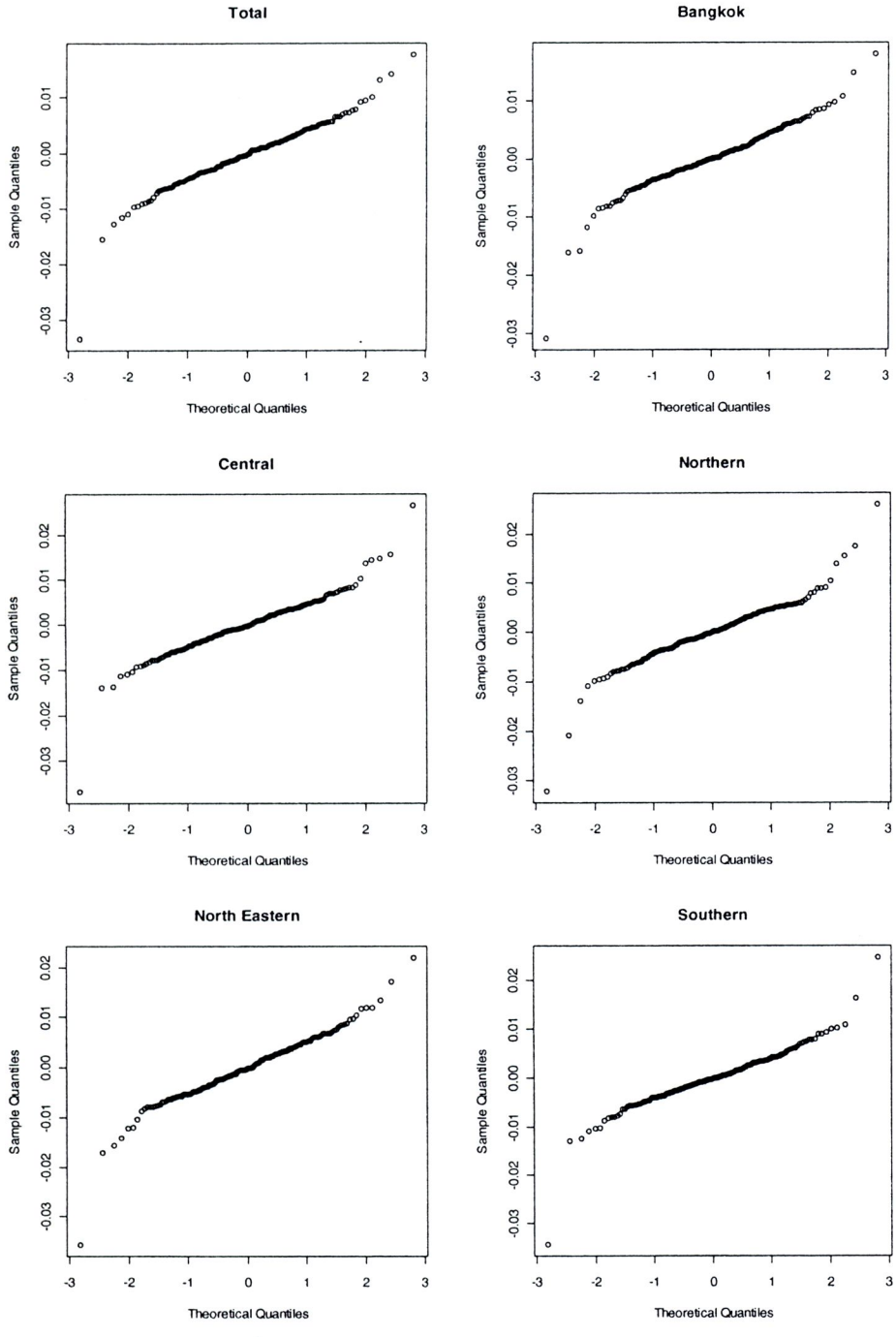
ขั้นที่ 4 การตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ

การตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ โดยพิจารณาจากการตรวจสอบ ค่า Residual ของตัวแบบได้ผลดังนี้



รูปที่ 4.16 กราฟของ Residual เทียบกับเวลา

จากรูปที่ 4.16 พบว่ากราฟทั้งหมดมีลักษณะการกระจายอย่างสุ่มรอบ ๆเส้นที่มีค่าเท่ากับ 0 จึงสามารถสรุปได้ ว่าตัวแบบพยากรณ์ดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไป รวมทั้งประเทศ และแต่ละภูมิภาคด้วยวิธีบอกซ์-เจนกินส์ มีความแปรปรวนของ Residual คงที่ และค่าเฉลี่ยของ Residual เท่ากับ 0

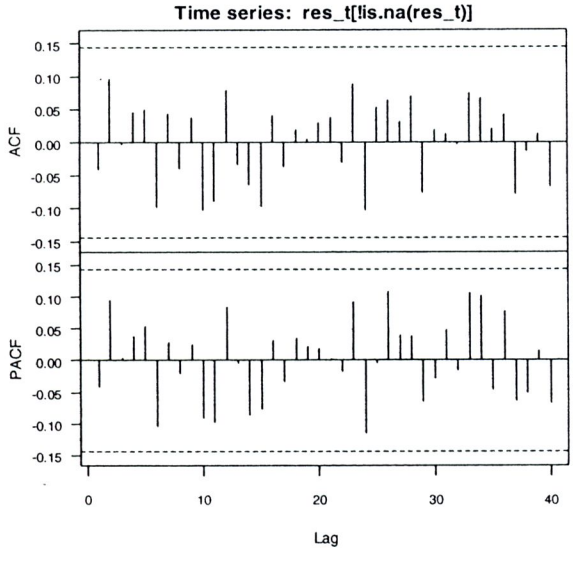


รูปที่ 4.17 กราฟ Normal Q-Q ของ Residual

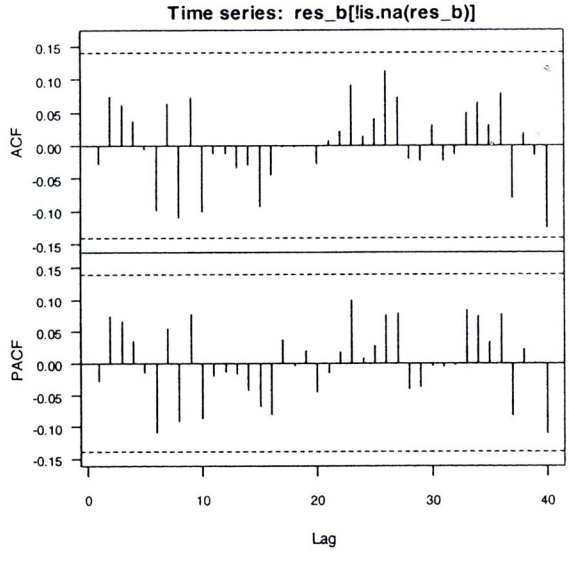
ตารางที่ 4.5 ผลลัพธ์จากการทดสอบ Kolmogorov-Smirnov ของ Residual

CPI	p-value
ภาพรวมของประเทศ	0.386
กรุงเทพฯ	0.105
ภาคกลาง	0.237
ภาคเหนือ	0.094
ภาคตะวันออกเฉียงเหนือ	0.403
ภาคใต้	0.094

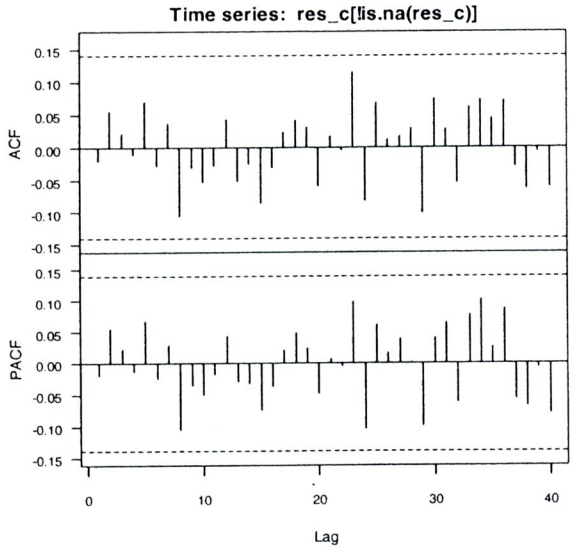
จากรูปที่ 4.17 พบว่ากราฟมีลักษณะแนบกับเส้นทแยง และผลจากการทดสอบ Kolmogorov-Smirnov ในตารางที่ 4.5 ได้ค่า p-value น้อยกว่าระดับนัยสำคัญ 0.05 จึงสามารถสรุปได้ว่าตัวแบบพยากรณ์ดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไปในภาพรวมของประเทศ และแต่ละภูมิภาคด้วยวิธีบอกซ์-เจนกินส์ได้ Residual ที่มีการแจกแจงปกติ



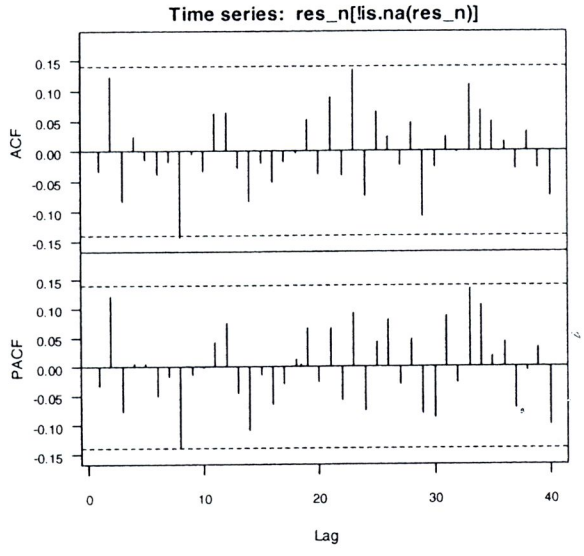
รูปที่ 4.18 ACF และ PACF ของ Residual จากตัวแบบพยากรณ์ดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไปในภาพรวมของประเทศ



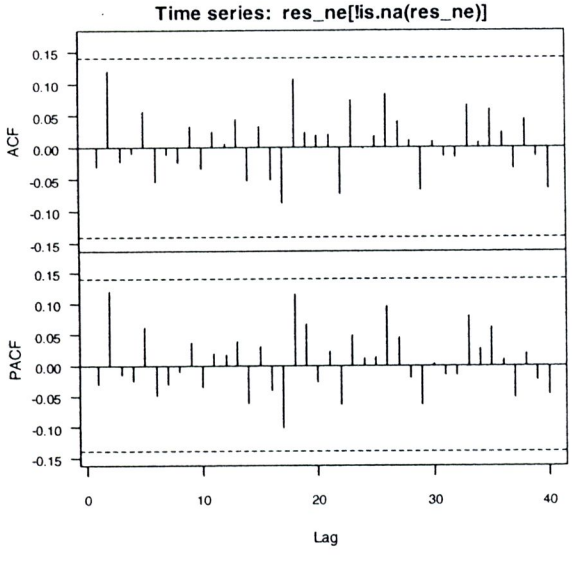
รูปที่ 4.19 ACF และ PACF ของ Residual จากตัวแบบพยากรณ์ดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไป ของกรุงเทพมหานคร



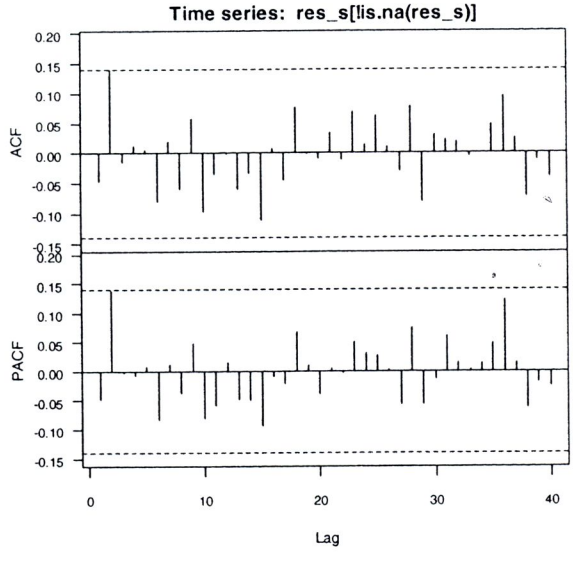
รูปที่ 4.20 ACF และ PACF ของ Residual จากตัวแบบพยากรณ์ดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไปของภาคกลาง



รูปที่ 4.21 ACF และ PACF ของ Residual จากตัวแบบพยากรณ์ดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไปของภาคเหนือ



รูปที่ 4.22 ACF และ PACF ของ Residual จากตัวแบบพยากรณ์ดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไป ของภาคตะวันออกเฉียงเหนือ



รูปที่ 4.23 ACF และ PACF ของ Residual จากตัวแบบพยากรณ์ดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไปของภาคใต้

จากกราฟ ACF และ PACF ของ Residual พบว่าไม่มี lag ที่เกินออกนอกขอบเขตที่กำหนด จึงสรุปได้ว่าตัวแบบพยากรณ์ดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไป รวมทั้งประเทศ และแต่ละภูมิภาคด้วยวิธีบอกซ์-เจนกินส์ได้ Residual ไม่มีสหสัมพันธ์ในตัวเอง

จากผลการตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบการพยากรณ์ดัชนีราคาผู้บริโภคทั่วไป รวมทั้งประเทศ และแต่ละภูมิภาคด้วยวิธีบอกซ์-เจนกินส์ สามารถสรุปได้ว่าตัวแบบ SARIMA ที่เลือกใช้มีค่า Residual ตรงตามข้อตกลงเบื้องต้น และเหมาะสมที่จะนำไปใช้ในการพยากรณ์