

ผลการวิเคราะห์ข้อมูล

การวิเคราะห์ข้อมูลนี้มีวัตถุประสงค์ เพื่อหาตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมในการเลือกวิธีการพยากรณ์ เพื่อที่จะพยากรณ์ข้อมูลในอนาคต โดยจะศึกษาเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ ที่ได้จากการพยากรณ์ด้วยวิธีการค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ วิธีการบอกซ์และเจนกินส์ เทคนิคการปรับให้เรียบ การวิเคราะห์อนุกรมเวลาแบบคลาสสิก และวิธีการพยากรณ์ร่วม โดยการหาค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนักด้วยวิธีการให้น้ำหนักที่เท่ากัน และด้วยวิธีการค่าสัมบูรณ์ต่ำสุด โดยต้องการหาผลสรุปว่าวิธีการใดจะให้ค่าเฉลี่ยร้อยละของค่าความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ต่ำสุด

จากการศึกษาถึงรูปแบบสมการพยากรณ์ด้วยวิธีการต่าง ๆ ดังกล่าว จะพิจารณาจากค่าเฉลี่ยร้อยละของค่าของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์เป็นเกณฑ์ในการพิจารณาในการวัดวิธีการพยากรณ์ ซึ่งผลการเปรียบเทียบครั้งนี้จะเสนอเป็นตารางและรูปภาพ เพื่อเป็นการสะดวก และสามารถเข้าใจง่ายในการอธิบายจะใช้สัญลักษณ์ต่อไปนี้แทนความหมายต่าง ๆ ดังนี้

EW	หมายถึง	การหาค่าพยากรณ์ร่วมโดยการให้น้ำหนักที่เท่ากัน
LAV	หมายถึง	การหาค่าพยากรณ์ร่วมด้วยวิธีค่าสัมบูรณ์ต่ำสุด

หลังจากนั้นจึงทำการพยากรณ์จำนวนผู้ป่วย และอัตราผู้ป่วยต่อปี ล่วงหน้าในปี พ.ศ. 2542 - 2544 โดยอัตราการป่วยคำนวณจากจำนวนประชากรทั้งหมดในจังหวัดฉะเชิงเทรา ซึ่งทางสาธารณสุขจังหวัดฉะเชิงเทราได้คาดคะเนไว้ล่วงหน้าแล้ว ซึ่งจะแสดงข้อมูลในภาคผนวก และผลการวิเคราะห์ข้อมูลโดยใช้วิธีที่กล่าวมาแล้วข้างต้น จะแสดงรายละเอียดขั้นตอนในแต่ละวิธีอย่างละเอียดในภาคผนวกเช่นกัน ดังจะนำเสนอผลการวิเคราะห์แบ่งตามโรคดังต่อไปนี้

4.1 ตัวแบบพยากรณ์สำหรับจำนวนผู้ป่วยโรคอุจจาระร่วง (Diarrhoea)

หลังจากทำการวิเคราะห์หาตัวแบบพยากรณ์โดยใช้วิธีการค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ วิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลัง วิธีการของโฮลท์ วิธีการของวินเตอร์ วิธีการบอซซ์และเจนกินส์ วิธีการพยากรณ์ร่วม โดยการหาค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนักด้วยวิธีการให้น้ำหนักที่เท่ากัน และด้วยวิธีการค่าสัมบูรณ์ต่ำสุดแล้ว ได้ตัวแบบพยากรณ์สำหรับพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยด้วยโรคที่ต้องเฝ้าระวังทางระบาดวิทยา สำหรับแต่ละวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ ดังข้างต้น หลังจากนั้นจึงทำการเปรียบเทียบค่าความเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนของตัวแบบพยากรณ์ที่ได้จากแต่ละวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ ทั้ง 5 วิธีแล้วจึงเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่ให้ค่าเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนต่ำสุด ต่อจากนั้นทำการพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยที่ต้องเฝ้าระวังทางระบาดวิทยา และอัตราการป่วยล่วงหน้า ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542 - 2544 ดังจะนำเสนอผลการวิเคราะห์แบ่งตามขั้นตอน ดังนี้

4.1.1 ตัวแบบพยากรณ์ที่ได้จากวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ 5 วิธี

4.1.1.1 วิธีบอซซ์และเจนกินส์

ข้อมูลของจำนวนผู้ป่วยที่นำมาวิเคราะห์มีลักษณะเป็นรายเดือนตั้งแต่ปี พ.ศ. 2526 - 2541 อนุกรมเวลาชุดนี้มีการเคลื่อนไหว เนื่องจากแนวโน้มและฤดูกาล โดยดำเนินการตามขั้นตอนการสร้างตัวแบบพยากรณ์ของวิธีบอซซ์และเจนกินส์แล้ว ได้ตัวแบบการพยากรณ์แบบ ARIMA $(1,1,1)(1,1,1)_{12}$ เป็นตัวแบบที่เหมาะสม

ตัวแบบพยากรณ์สำหรับจำนวนผู้ป่วยโรคอุจจาระร่วง คือ

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

กำหนดให้ $W_t = (1 - B)(1 - B^{12})Z_t$

$$Z_t = \ln Y_t$$

จะได้

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

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ของรูปแบบพยากรณ์ $AR/MA(1,1,1)(1,1,1)_{12}$ จะได้ค่าประมาณของ $\phi_1 = 0.5806$, $\Phi_{12} = 0.2298$, $\theta_1 = 0.9176$ และ $\Theta_{12} = 0.8911$ ดังนั้นตัวแบบการพยากรณ์เป็นดังนี้

$$W_t = \alpha_t + 0.5808W_{t-1} + 0.2298W_{t-12} - 0.1335W_{t-13} - 0.9176a_{t-1} - 0.8911a_{t-12} + 0.8177a_{t-13}$$

4.1.1.2 เทคนิคการปรับให้เรียบ

ลักษณะการเคลื่อนไหวของข้อมูลอนุกรมเวลาชุดนี้นั้นมีการเคลื่อนไหวเนื่องจากแนวโน้มและฤดูกาล โดยมีลักษณะการเคลื่อนไหวเนื่องจากแนวโน้มและฤดูกาล ซึ่งเหมาะสำหรับวิธีการพยากรณ์แบบวินเตอร์ โดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูปคำนวณหาค่าคงที่ (α, γ, δ) ที่เหมาะสมเพื่อให้ได้ค่าพยากรณ์ที่มีความคลาดเคลื่อนน้อยที่สุด จากนั้นทำการวินิจฉัยความเพียงพอของตัวแบบโดยแสดงรายละเอียดในภาคผนวก

โดยค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับอนุกรมเวลาชุดนี้มี 3 ค่า คือ ค่าปรับให้เรียบระหว่างข้อมูลกับค่าพยากรณ์ $(\alpha) = 0.701$ ค่าปรับให้เรียบระหว่างแนวโน้มกับค่าประมาณแนวโน้ม $(\gamma) = 0.001$ และค่าปรับให้เรียบระหว่างฤดูกาลจริงกับค่าประมาณ $(\delta) = 0.001$ ดังนั้นตัวแบบการพยากรณ์เป็นดังนี้

$$\hat{Y}_t = (1112.16 + 4.15t)I_t \quad ; t = 1, 2, \dots$$

4.1.1.3 การวิเคราะห์อนุกรมเวลาแบบคลาสสิก

ข้อมูลของจำนวนผู้ป่วยที่นำมาวิเคราะห์มีลักษณะเป็นรายเดือนตั้งแต่ปี พ.ศ. 2526 - 2541 ลักษณะข้อมูลชุดนี้มีอิทธิพลเนื่องจากแนวโน้ม และฤดูกาล โดยดำเนินการตามขั้นตอนการสร้างตัวแบบพยากรณ์ของวิธีการวิเคราะห์อนุกรมเวลาแบบคลาสสิก จึงกำหนดตัวแปรอิสระในตัวแบบสมการพยากรณ์ คือ ตัวแปรบ่งชี้เวลา(t) สำหรับอิทธิพลเนื่องจากแนวโน้ม และตัวแปรบ่งชี้ฤดูกาล($X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{11t}$) สำหรับอิทธิพลเนื่องจากฤดูกาล ซึ่งได้ตัวแบบพยากรณ์ ดังต่อไปนี้

$$\ln \hat{Y}_t = 5.941 + 0.007t + 0.318X_{1t} + 0.129X_{2t} + 0.229X_{3t} + 0.079X_{4t} + 0.165X_{5t} + 0.385X_{6t} + 0.217X_{7t} - 0.068X_{8t} - 0.221X_{9t} - 0.237X_{10t} - 0.044X_{11t}$$

การตรวจสอบความเหมาะสมของรูปแบบพยากรณ์ โดยพิจารณาคอเรลโคแอมของเศษเหลือตกค้างกับแกนเวลา ($r_t(e_t)$) พบว่าค่าเศษเหลือตกค้างมีรูปแบบเหมาะสมกับรูปแบบ AR(1) ดังนี้ คือ

$$\varepsilon_t = \phi\varepsilon_{t-1} + \eta_t \quad ; \quad t = 1, 2, \dots, n$$

ดังนั้นจึงทำการวิเคราะห์หอนุกรมเวลาใหม่โดยใช้วิธี Autoregression ซึ่งมีรูปแบบของเศษเหลือตกค้างเป็น AR(1) มีตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมดังนี้

$$\ln \hat{Y}_t = 5.92 + 0.007t + 0.323X_{1t} + 0.241x_{2t} + 0.091x_{3t} + 0.079x_{4t} \\ + 0.179x_{5t} + 0.45x_{6t} + 0.231X_{7t} - 0.068X_{8t} - 0.55X_{9t} - 0.210X_{10t} - 0.039X_{11t} + \varepsilon_t$$

โดยที่ $\varepsilon_t = 0.67\varepsilon_{t-1}$

หรือ

$$\hat{Y}_t = \exp \{ 5.92 + 0.007t + 0.323X_{1t} + 0.241X_{2t} + 0.091X_{3t} + 0.079X_{4t} + 0.179X_{5t} \\ + 0.45X_{6t} + 0.231X_{7t} - 0.068X_{8t} - 0.55X_{9t} - 0.21X_{10t} - 0.039X_{11t} + \varepsilon_t \}$$

4.1.1.4 วิธีการพยากรณ์รวม

จากการพิจารณาวิธีการพยากรณ์รวม โดยการหาค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนักกับวิธีการพยากรณ์เดี่ยวด้วยกัน 3 วิธี คือ การวิเคราะห์หอนุกรมเวลาแบบคลาสสิก, วิธีการของวินเตอร์ และวิธีบอกรี และเจนกินส์ โดยการแบ่งวิธีการหาค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนักเป็น 2 วิธี ดังนี้คือ วิธีการให้น้ำหนักที่เท่ากัน และด้วยวิธีการค่าสัมบูรณ์ต่ำสุด โดยดำเนินการตามขั้นตอนของวิธีการพยากรณ์รวม เพื่อเป็นการสะดวกและสามารถเข้าใจง่ายในการอธิบายจะใช้สัญลักษณ์ต่อไปนี้แทนความหมายต่างๆ ดังนี้

- α_1 หมายถึง ค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนักที่ให้กับวิธีการวิเคราะห์หอนุกรมเวลาแบบคลาสสิก
- α_2 หมายถึง ค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนักที่ให้กับวิธีการของวินเตอร์
- α_3 หมายถึง ค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนักที่ให้กับวิธีของบอกรีและเจนกินส์
- \hat{Y}_{1t} หมายถึง ค่าพยากรณ์ที่ได้จากวิธีการวิเคราะห์หอนุกรมเวลาแบบคลาสสิก ที่เวลา t
- \hat{Y}_{2t} หมายถึง ค่าพยากรณ์จากวิธีการของวินเตอร์ ที่เวลา t
- \hat{Y}_{3t} หมายถึง ค่าพยากรณ์จากวิธีการของบอกรีและเจนกินส์ ที่เวลา t

โดยมีตัวแบบการพยากรณ์ร่วมในรูปแบบทั่วไปดังนี้

$$\hat{Y}_t = \alpha_1 \hat{Y}_{1t} + \alpha_2 \hat{Y}_{2t} + \alpha_3 \hat{Y}_{3t}$$

ในการหาค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนักกับวิธีการพยากรณ์เดียว สำหรับวิธีการให้น้ำหนักที่เท่ากัน ค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนักของแต่ละวิธีการพยากรณ์เดียวจะมีค่าเท่ากันหมด คือ มีค่าถ่วงน้ำหนัก = 0.3333

ตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมสำหรับวิธีการพยากรณ์ร่วมโดยวิธีการให้น้ำหนักที่เท่ากัน คือ

$$\hat{Y}_t = 0.3333\hat{Y}_{1t} + 0.3333\hat{Y}_{2t} + 0.3333\hat{Y}_{3t}$$

โดยที่ตัวแบบ

$$\hat{Y}_{1t} = (1112.16 + 4.15t)I_t \quad ; t = 1, 2, \dots$$

$$\hat{Y}_{2t} =$$

$$\hat{Y}_t = \exp \{ 5.92 + 0.007t + 0.323X_{1t} + 0.241X_{2t} + 0.091X_{3t} + 0.079X_{4t} + 0.179X_{5t} + 0.45X_{6t} + 0.231X_{7t} - 0.068X_{8t} - 0.55X_{9t} - 0.21X_{10t} - 0.039X_{11t} + \varepsilon_t \}$$

โดยที่ $\varepsilon_t = 0.67\varepsilon_{t-1}$

$$\hat{Y}_{3t} =$$

$$W_t = a_t + 0.5808W_{t-1} + 0.2298W_{t-2} - 0.1335W_{t-3} - 0.9176a_{t-1} - 0.8911a_{t-2} + 0.8177a_{t-3}$$

โดยที่

$$W_t = (1-B)(1-B^2)Z_t$$

$$Z_t = \ln Y_t$$

ส่วนการหาค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนักโดยวิธีค่าสัมบูรณ์ต่ำสุด ที่อาศัยเทคนิคโปรแกรมเชิงเส้น จะได้ค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนักสำหรับวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ ดังนี้ คือ โดยการวิเคราะห์หอนุกรมเวลา แบบคลาสสิก = 0.0000, วิธีการของวินเตอร์ = 0.2457 และวิธีบอกซ์และเจนกินส์ = 0.7543 ตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมสำหรับวิธีการพยากรณ์ร่วมโดยวิธีการค่าสัมบูรณ์ต่ำสุด คือ

$$\hat{Y}_t = 0.2457\hat{Y}_{2t} + 0.7543\hat{Y}_{3t}$$

4.1.2 การเปรียบเทียบค่าความคลาดเคลื่อนของตัวแบบพยากรณ์ที่ได้จากวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ

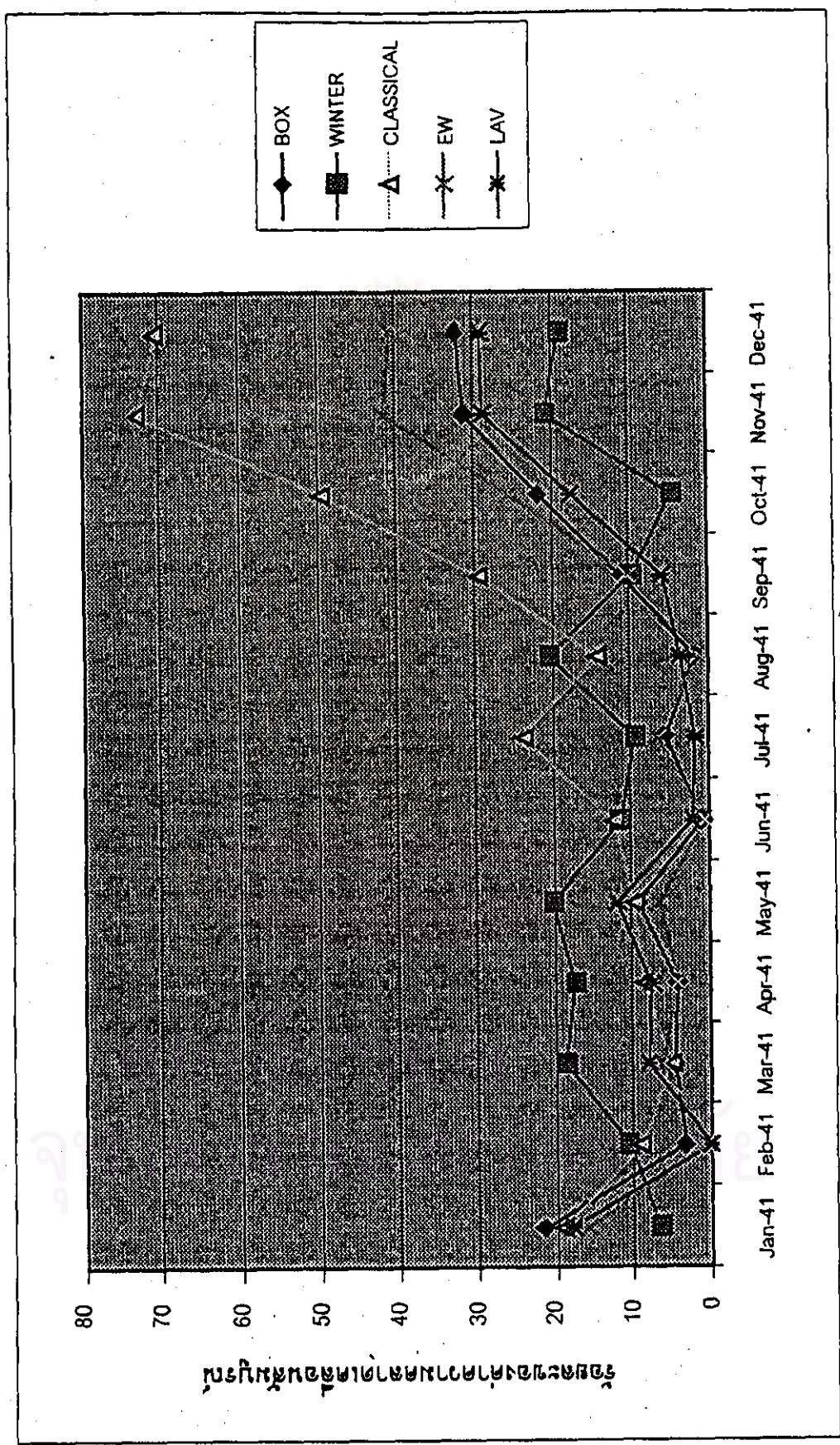
การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์เดี่ยว 3 วิธี วิธีการพยากรณ์รวมโดยการให้ค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนักอีก 2 วิธี โดยพิจารณาจากค่าเฉลี่ยร้อยละของค่าความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ (Mean Absolute Percent Error(MAPE)) ซึ่งผลการวิเคราะห์เป็นดังนี้

เมื่อพิจารณาค่าเฉลี่ยร้อยละของค่าคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์จากการพยากรณ์ ของวิธีการพยากรณ์เดี่ยว 3 วิธี กับวิธีการพยากรณ์รวมโดยการหาค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนัก 2 วิธี จากการแสดงการเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ ในตารางที่ 4.1 โดยการพิจารณาจากค่า MAPE ได้ดังนี้ ค่าพยากรณ์ที่ได้จากวิธีบอซซ์และเจนกินส์ให้ค่า MAPE เท่ากับ 12.2713, ค่าพยากรณ์ที่ได้จากเทคนิคการปรับให้เรียบโดยวิธีของวินเตอร์ให้ค่า MAPE เท่ากับ 14.1072, ค่าพยากรณ์ที่ได้จากการวิเคราะห์อนุกรมเวลาแบบคลาสสิกให้ค่า MAPE เท่ากับ 27.0057, ค่าพยากรณ์ที่ได้จากวิธีการพยากรณ์รวมโดยการให้ค่าเฉลี่ยน้ำหนักที่เท่ากันให้ค่า MAPE เท่ากับ 13.3139 และค่าพยากรณ์ที่ได้จากวิธีการพยากรณ์รวมโดยวิธีค่าสัมบูรณ์ต่ำสุดให้ค่า MAPE เท่ากับ 11.1558

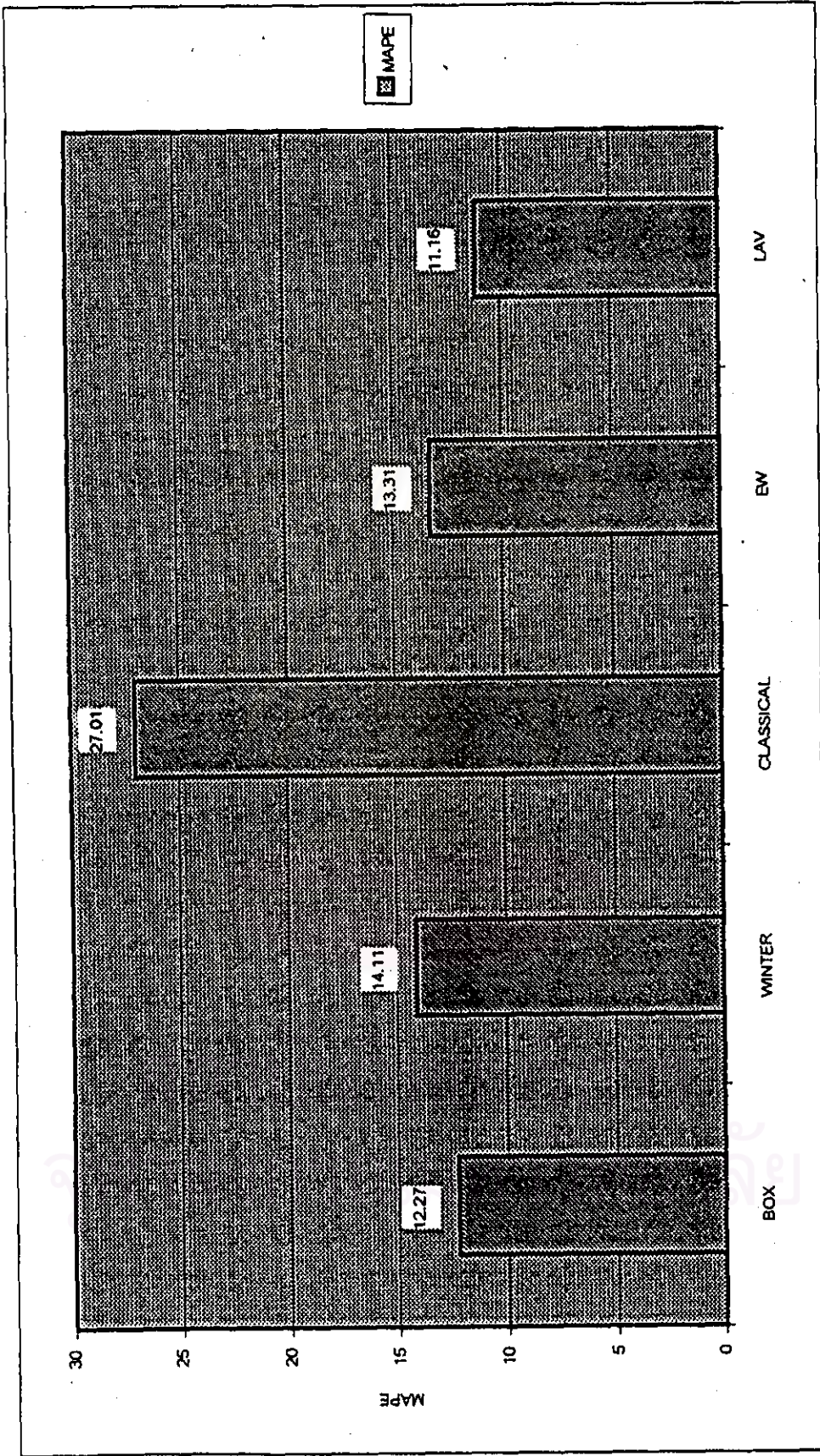
สรุปผลว่า ในการพยากรณ์จำนวนผู้ป่วย ด้วยวิธีการพยากรณ์รวมโดยวิธีค่าสัมบูรณ์ต่ำสุด มีความเหมาะสมมากที่สุด ส่วนค่าพยากรณ์จากวิธีการบอซซ์และเจนกินส์ และค่าพยากรณ์ที่ได้จากวิธีการพยากรณ์รวมโดยการให้ค่าเฉลี่ยน้ำหนักที่เท่ากัน มีความเหมาะสมรองลงมา ตามลำดับ ดังแสดงในรูปกราฟที่ 4.1 แสดงถึงกราฟร้อยละของความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ของแต่ละวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ และรูปกราฟที่ 4.2 แสดงกราฟการเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ของแต่ละวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ ดังต่อไปนี้

ตาราง 4.1 ตารางเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ จากวิธีการพยากรณ์ 5 วิธี ในปี พ.ศ. 2541 ของข้อมูลจำนวนของผู้ป่วย กรณี : โรคอุจจาระร่วง

เดือน	จำนวนผู้ป่วย จริง ปี 2541	จำนวนผู้ป่วยที่พยากรณ์จากวิธี									
		คลาสสิก	APE	วินเคอร์	APE	บอกรีและเจนกินส์	APE	EW	APE	LAV	APE
มกราคม	1256	1496	19.11	1340	6.69	1527	21.54	1454	15.79	1481	17.89
กุมภาพันธ์	1250	1363	9.04	1118	10.58	1293	3.45	1258	0.65	1250	0.00
มีนาคม	1505	1582	5.12	1223	18.75	1436	4.58	1414	6.06	1384	8.06
เมษายน	1298	1409	8.55	1072	17.42	1242	4.33	1241	4.38	1200	7.54
พฤษภาคม	1437	1577	9.74	1147	20.19	1305	9.20	1343	6.53	1266	11.89
มิถุนายน	1617	1813	12.12	1431	11.49	1632	0.91	1626	0.54	1583	2.12
กรกฎาคม	1390	1720	23.74	1256	9.64	1466	5.48	1481	6.57	1415	1.79
สิงหาคม	1146	1310	14.31	912	20.45	1167	1.86	1130	1.39	1105	3.61
กันยายน	878	1136	29.38	792	9.74	975	11.10	968	10.29	931	6.00
ตุลาคม	755	1129	49.54	790	4.69	918	21.62	946	25.34	887	17.49
พฤศจิกายน	799	1381	72.84	964	20.71	1047	31.05	1131	41.61	1027	28.55
ธันวาคม	853	1455	70.57	1014	18.90	1127	32.14	1199	40.61	1100	28.93
MAPE			27.01		14.11		12.27		13.31		11.16



กราฟ 4.1 แสดงร้อยละของค่าความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ ของตัวแบบที่ 1 ข้อมูลจำนวนผู้ป่วย กรณี : โรคอุจจาระร่วง



ภาพ 4.2 แสดงการเปรียบเทียบค่า MAPE ของตัวแบบที่ 1 ข้อมูลของจำนวนผู้ป่วยและเสียชีวิต กรณี : โรคอุจจาระร่วง

4.1.3 การพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคอุจจาระร่วงล่วงหน้า ในปี พ.ศ. 2542 - 2544

หลังจากได้ตัวแบบที่เหมาะสมในการพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคอุจจาระร่วงแล้ว ดังนั้นจึงทำการพยากรณ์ข้อมูลจำนวนผู้ป่วย และอัตราการป่วย ล่วงหน้าในปี พ.ศ. 2542 - 2544 โดยคำนวณจากจำนวนประชากรทั้งหมดในจังหวัดฉะเชิงเทรา ซึ่งทางสาธารณสุขจังหวัดฉะเชิงเทราได้คาดคะเนไว้ล่วงหน้าแล้ว (แสดงข้อมูลจำนวนประชากรในภาคผนวก) ดังต่อไปนี้

$$\text{ตัวแบบพยากรณ์ คือ } \hat{Y}_t = 0.2457\hat{Y}_{2t} + 0.7543\hat{Y}_{3t}$$

โดยที่

\hat{Y}_{2t} คือ ค่าพยากรณ์ที่ได้จากวิธีวินเตอร์

\hat{Y}_{3t} คือ ค่าพยากรณ์ที่ได้จากวิธีของบอกรีและเจนกินส์

ตาราง 4.2 ตารางแสดงค่าจริงในปี 2541 และค่าพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคอุจจาระร่วง(คน) และร้อยละของอัตราการป่วย โดยวิธีการพยากรณ์ร่วมด้วยวิธีการค่าสัมบูรณ์ต่ำสุด ในปี พ.ศ. 2542 - 2544

เดือน	ค่าจริง ปี พ.ศ. 2541	ค่าพยากรณ์ ปี พ.ศ. 2542	ค่าพยากรณ์ ปี พ.ศ. 2543	ค่าพยากรณ์ ปี พ.ศ. 2544
มกราคม	1256	1319	1467	1564
กุมภาพันธ์	1250	1181	1262	1332
มีนาคม	1505	1367	1431	1504
เมษายน	1298	1194	1241	1302
พฤษภาคม	1437	1312	1356	1420
มิถุนายน	1617	1601	1672	1755
กรกฎาคม	1390	1386	1446	1518
สิงหาคม	1146	1075	1111	1164
กันยายน	878	894	934	982
ตุลาคม	755	847	898	946
พฤศจิกายน	799	984	1058	1118
ธันวาคม	853	1035	1109	1172
รวม	14184	14195	14985	15777
อัตราการป่วย	2.262	2.246	2.355	2.461

จากตารางที่ 4.2 คาดว่าในปี พ.ศ. 2542 จะมีรายงานจำนวนผู้ป่วยโรคอุจจาระร่วง เท่ากับ 14195 คน คิดเป็นอัตราการป่วยร้อยละ 2.246 ปี พ.ศ. 2543 เท่ากับ 14985 คน คิดเป็นอัตราการป่วยร้อยละ 2.355 และในปี พ.ศ. 2544 เท่ากับ 15777 คน คิดเป็นอัตราการป่วย 2.461 นอกจากนี้พบว่ามีจำนวนผู้ป่วยมากในช่วงเดือนมกราคม - กรกฎาคม ของแต่ละปี

ตาราง 4.3 ตารางแสดงการเปรียบเทียบค่าพยากรณ์ค่าพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคอุจจาระร่วง (คน) ที่ได้ในปี พ.ศ. 2542 - 2544 กับค่าจริงในปี 2541

ปี	ค่าจริง	ค่าพยากรณ์	ผลต่าง	
			+เพิ่ม / -ลด	เปอร์เซ็นต์
2541	14184	-	-	-
2542	-	14195	+11	+0.078%
2543	-	14985	+801	+5.647%
2544	-	15777	+1593	+11.231%

จากตารางที่ 4.3 ได้คาดคะเนแนวโน้มของการเกิดโรคอุจจาระร่วงในปี พ.ศ. 2542 - 2544 พบว่ามีแนวโน้มสูงขึ้นจากปี พ.ศ. 2541 คิดเป็น 0.078%, 5.647% และ 11.231% ตามลำดับ

ตาราง 4.4 ตารางแสดงการเปรียบเทียบค่าพยากรณ์ของร้อยละของอัตราการป่วย ที่ได้ในปี พ.ศ. 2542 - 2544 กับร้อยละของอัตราการป่วยจริงจริงในปี 2541

ปี	ค่าจริง	ค่าพยากรณ์	ผลต่าง	
			+เพิ่ม / -ลด	เปอร์เซ็นต์
2541	2.262	-	-	-
2542	-	2.246	-0.016	-0.707%
2543	-	2.355	+0.093	+4.111%
2544	-	2.461	+0.199	+8.798%

จากตารางที่ 4.4 ได้คาดคะเนแนวโน้มของอัตราการป่วยโรคอุจจาระร่วงในปี พ.ศ. 2542 พบว่ามีแนวโน้มลดลงจากปี พ.ศ. 2541 คิดเป็น 0.707% ส่วนในปี พ.ศ. 2543 และ 2544 มีแนวโน้มสูงขึ้น คิดเป็น 4.111% และ 8.798% ตามลำดับ

4.2 ตัวแบบพยากรณ์สำหรับจำนวนผู้ป่วยโรคอาหารเป็นพิษ (Food poisoning)

หลังจากทำการวิเคราะห์หาตัวแบบพยากรณ์โดยใช้วิธีการค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ วิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลัง วิธีการของโฮลท์ วิธีการของวินเตอร์ วิธีการบอชและเจนกินส์ วิธีการพยากรณ์ร่วม โดยการหาค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนักด้วยวิธีการให้น้ำหนักที่เท่ากัน และด้วยวิธีการค่าสัมบูรณ์ต่ำสุดแล้ว ได้ตัวแบบพยากรณ์สำหรับพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยด้วยโรคที่ต้องเฝ้าระวังทางระบาดวิทยา สำหรับแต่ละวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ ดังข้างต้น หลังจากนั้นจึงทำการเปรียบเทียบค่าความคล้อยร้อยละของคลาดเคลื่อนของตัวแบบพยากรณ์ที่ได้จากแต่ละวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ ทั้ง 5 วิธีแล้วจึงเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่ให้ค่าคล้อยร้อยละของความคลาดเคลื่อนต่ำสุด ต่อจากนั้นทำการพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยที่ต้องเฝ้าระวังทางระบาดวิทยา และอัตราการป่วยล่วงหน้า ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542 - 2544 ดังจะนำเสนอมลการวิเคราะห์แบ่งตามขั้นตอน ดังนี้

4.2.1 ตัวแบบพยากรณ์ที่ได้จากวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ 5 วิธี

4.2.1.1 วิธีบอชและเจนกินส์

ข้อมูลของจำนวนผู้ป่วยที่นำมาวิเคราะห์มีลักษณะเป็นรายเดือนตั้งแต่ปี พ.ศ. 2526 - 2541 อนุกรมเวลาชุดนี้มีการเคลื่อนไหว เนื่องจากแนวโน้มและฤดูกาล โดยดำเนินการตามขั้นตอนการสร้างตัวแบบพยากรณ์ของวิธีบอชและเจนกินส์แล้ว ได้ตัวแบบการพยากรณ์แบบ ARIMA $(0,1,1)(0,1,1)_{12}$ เป็นตัวแบบที่เหมาะสม

ตัวแบบพยากรณ์สำหรับจำนวนผู้ป่วยโรคอาหารเป็นพิษ คือ

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

กำหนดให้

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

จะได้
$$W_t = \delta - C + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \Theta_{12} a_{t-12} + \theta_1 \Theta_{12} a_{t-13}$$

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ของรูปแบบพยากรณ์ ARIMA $(0,1,1)(0,1,1)_{12}$ ค่าประมาณของ $\theta_1 = 0.5487$ และ $\Theta_{12} = 0.9239$ ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์เป็นดังนี้

$$W_t = a_t - 0.5487a_{t-1} - 0.9239a_{t-12} + 0.5069a_{t-13}$$

4.2.1.2 เทคนิคการปรับให้เรียบ

ลักษณะการเคลื่อนไหวของข้อมูลอนุกรมเวลาชุดนี้นั้นมีการเคลื่อนไหวเนื่องจากแนวโน้มและฤดูกาล โดยมีลักษณะการเคลื่อนไหวเนื่องจากแนวโน้มและฤดูกาล ซึ่งเหมาะสำหรับวิธีการพยากรณ์แบบวินเตอร์ โดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูปคำนวณหาค่าคงที่ (α, γ, δ) ที่เหมาะสมเพื่อให้ได้ค่าพยากรณ์ที่มีความคลาดเคลื่อนน้อยที่สุด จากนั้นทำการวินิจฉัยความเพียงพอของตัวแบบ โดยแสดงรายละเอียดในภาคผนวก

โดยค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับอนุกรมเวลาชุดนี้มี 3 ค่า คือ ค่าปรับให้เรียบระหว่างข้อมูลกับค่าพยากรณ์ $(\alpha) = 0.401$ ค่าปรับให้เรียบระหว่างแนวโน้มกับค่าประมาณแนวโน้ม $(\gamma) = 0.001$ และค่าปรับให้เรียบระหว่างฤดูกาลจริงกับค่าประมาณ $(\delta) = 0.001$ ดังนั้นตัวแบบการพยากรณ์เป็นดังนี้

$$\hat{Y}_t = (88.44 + 0.47t)I_t \quad ; t = 1, 2, \dots$$

4.2.1.3 การวิเคราะห์หอนุกรมเวลาแบบคลาสสิก

ข้อมูลของจำนวนผู้ป่วยที่นำมาวิเคราะห์มีลักษณะเป็นรายเดือนตั้งแต่ปี พ.ศ. 2526 - 2541 ลักษณะข้อมูลชุดนี้มีอิทธิพลเนื่องจากแนวโน้ม และฤดูกาล โดยดำเนินการตามขั้นตอนการสร้างตัวแบบพยากรณ์ของวิธีการวิเคราะห์หอนุกรมเวลาแบบคลาสสิก จึงกำหนดตัวแปรอิสระในตัวแบบสมการพยากรณ์ คือ ตัวแปรบ่งชี้เวลา (t) สำหรับอิทธิพลเนื่องจากแนวโน้ม และตัวแปรบ่งชี้ฤดูกาล ($X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{12t}$) สำหรับอิทธิพลเนื่องจากฤดูกาล ซึ่งได้ตัวแบบพยากรณ์ ดังต่อไปนี้

$$\ln \hat{Y}_t = 2.934 + 0.007t + 0.022X_{1t} - 0.094X_{2t} + 0.128X_{3t} + 0.32X_{4t} + 0.278X_{5t} + 0.261X_{6t} + 0.25X_{7t} + 0.162X_{8t} - 0.011X_{9t} + 0.023X_{10t} + 0.103X_{11t}$$

การตรวจสอบความเหมาะสมของรูปแบบพยากรณ์ โดยพิจารณาคอเรลโลแกรมของเศษเหลือตกค้างกับแกนเวลา ($r_k(e_t)$) พบว่าค่าเศษเหลือตกค้างมีรูปแบบเหมาะสมกับรูปแบบ AR(1) ดังนี้ คือ

$$\varepsilon_t = \phi \varepsilon_{t-1} + \eta_t \quad ; t = 1, 2, \dots, n$$

ดังนั้นจึงทำการวิเคราะห์หอนุกรมเวลาใหม่โดยใช้วิธี Autoregression ซึ่งมีรูปแบบของเศษเหลือตกค้างเป็น AR(1) มีตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมดังนี้

$$\ln \hat{Y}_t = 2.69 + 0.008t + 0.161X_{1t} + 0.5X_{2t} + 0.262X_{3t} + 0.442X_{4t} + 0.401X_{5t} \\ + 0.382X_{6t} + 0.367X_{7t} + 0.276X_{8t} + 0.091X_{9t} + 0.101X_{10t} + 0.143X_{11t} + \varepsilon_t$$

$$\text{โดยที่ } \varepsilon_t = 0.638\varepsilon_{t-1}$$

หรือ

$$\hat{Y}_t = \exp\{2.69 + 0.008t + 0.161X_{1t} + 0.5X_{2t} + 0.262X_{3t} + 0.442X_{4t} + 0.401X_{5t} \\ + 0.382X_{6t} + 0.367X_{7t} + 0.276X_{8t} + 0.091X_{9t} + 0.101X_{10t} + 0.143X_{11t}\}$$

4.2.1.4 วิธีการพยากรณ์ร่วม

จากการพิจารณาวิธีการพยากรณ์ร่วม โดยการหาค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนักกับวิธีการพยากรณ์เดี่ยวด้วยกัน 3 วิธี คือ การวิเคราะห์อนุกรมเวลาแบบคลาสสิก, วิธีการของวินเตอร์ และวิธีบอกรี และเจนกินส์ โดยการแบ่งวิธีการหาค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนักเป็น 2 วิธี ดังนี้คือ วิธีการให้น้ำหนักที่เท่ากัน และด้วยวิธีการค่าสัมบูรณ์ต่ำสุด โดยดำเนินการตามขั้นตอนของวิธีการพยากรณ์ร่วม ด้วยวิธีการวิเคราะห์ทำนองเดียวกันกับตัวแบบพยากรณ์ที่กล่าวมาแล้วข้างต้น

ตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมสำหรับวิธีการพยากรณ์ร่วมโดยวิธีการให้น้ำหนักที่เท่ากัน คือ

$$\hat{Y}_t = 0.333\hat{Y}_{1t} + 0.333\hat{Y}_{2t} + 0.333\hat{Y}_{3t}$$

ตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมสำหรับวิธีการพยากรณ์ร่วมโดยวิธีการค่าสัมบูรณ์ต่ำสุด คือ

$$\hat{Y}_t = 0.168\hat{Y}_{1t} + 0.127\hat{Y}_{2t} + 0.705\hat{Y}_{3t}$$

โดยที่ตัวแบบ

$$\hat{Y}_{1t} = (88.44 + 0.47t)I_t \quad ; t = 1, 2, \dots$$

$$\hat{Y}_{2t} =$$

$$\hat{Y}_t = \exp\{2.69 + 0.008t + 0.161X_{1t} + 0.5X_{2t} + 0.262X_{3t} + 0.442X_{4t} + 0.401X_{5t} \\ + 0.382X_{6t} + 0.367X_{7t} + 0.276X_{8t} + 0.091X_{9t} + 0.101X_{10t} + 0.143X_{11t}\}$$

$$\text{โดยที่ } \varepsilon_t = 0.638\varepsilon_{t-1}$$

$$\hat{Y}_{3t} = W_t = a_t - 0.5487a_{t-1} - 0.9239a_{t-2} + 0.5069a_{t-3}$$

โดยที่

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

4.2.2 การเปรียบเทียบค่าความคลาดเคลื่อนของตัวแบบพยากรณ์ที่ได้จากวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ

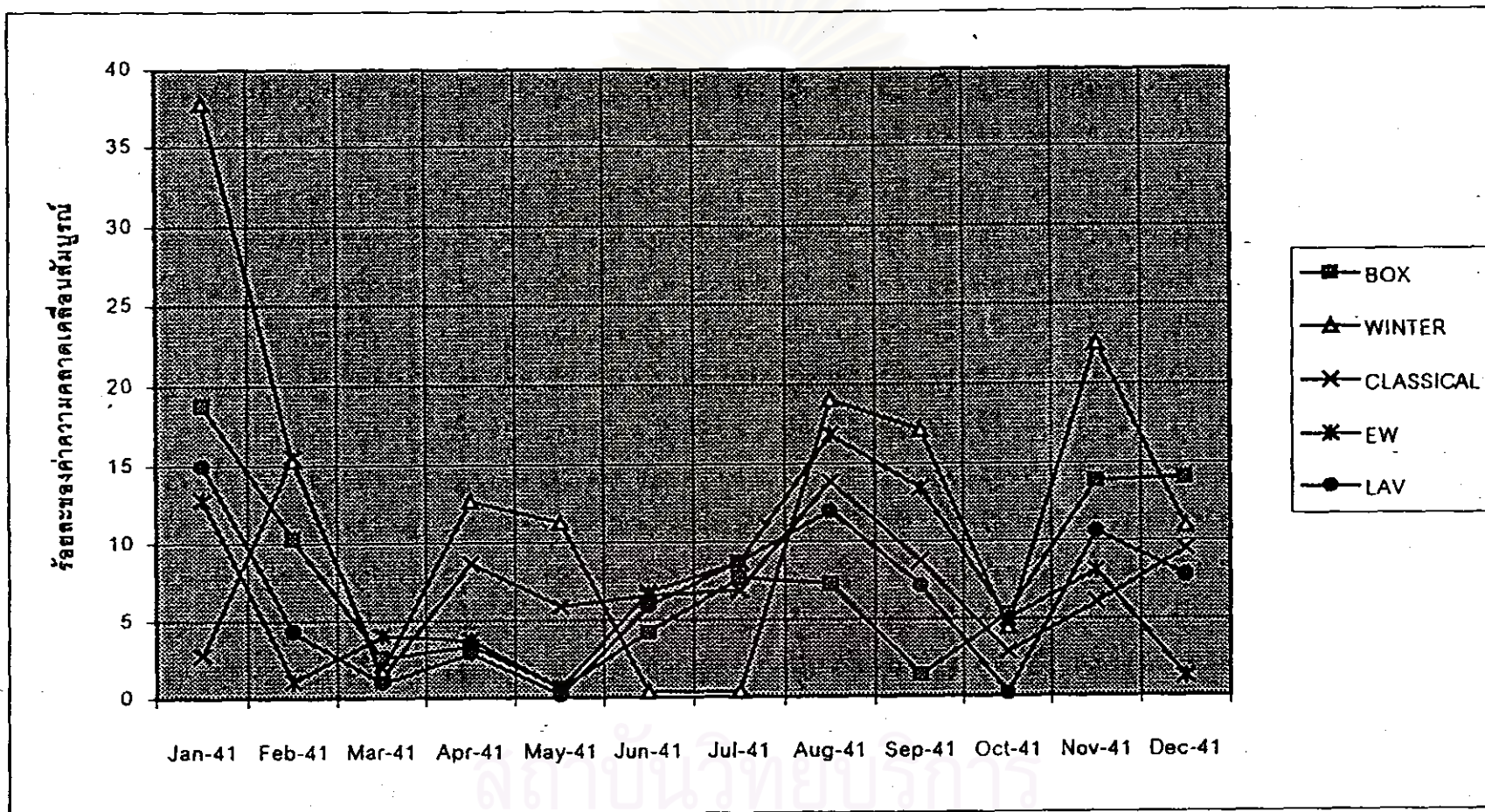
การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์เดี่ยว 3 วิธี วิธีการพยากรณ์ร่วมโดยการให้ค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนัก 2 วิธี และค่าคาดคะเนที่ได้จากทั้ง 5 วิธี โดยพิจารณาจากค่าเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ (Mean Absolute Percent Error) ซึ่งผลการวิเคราะห์เป็นดังนี้

เมื่อพิจารณาค่าเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์จากการพยากรณ์ ของวิธีการพยากรณ์เดี่ยว 3 วิธี กับวิธีการพยากรณ์ร่วมโดยการหาค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนัก 2 วิธี จากการแสดงการเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ ในตารางที่ 4.5 โดยการพิจารณาจากค่า MAPE ดังนี้ ค่าพยากรณ์ที่ได้จากวิธีบอชซ์และเจนกินส์ให้ค่า MAPE เท่ากับ 7.46, ค่าพยากรณ์ที่ได้จากเทคนิคการปรับให้เรียบโดยวิธีของวินเตอร์ให้ค่า MAPE เท่ากับ 12.8011, ค่าพยากรณ์ที่ได้จากการวิเคราะห์อนุกรมเวลาแบบคลาสสิกให้ค่า MAPE เท่ากับ 7.28, ค่าพยากรณ์ที่ได้จากวิธีการพยากรณ์ร่วมโดยการให้ค่าเฉลี่ยน้ำหนักที่เท่ากันให้ค่า MAPE เท่ากับ 6.8566 และค่าพยากรณ์ที่ได้จากวิธีการพยากรณ์ร่วมโดยวิธีค่าสัมบูรณ์ต่ำสุดให้ค่า MAPE เท่ากับ 6.2962

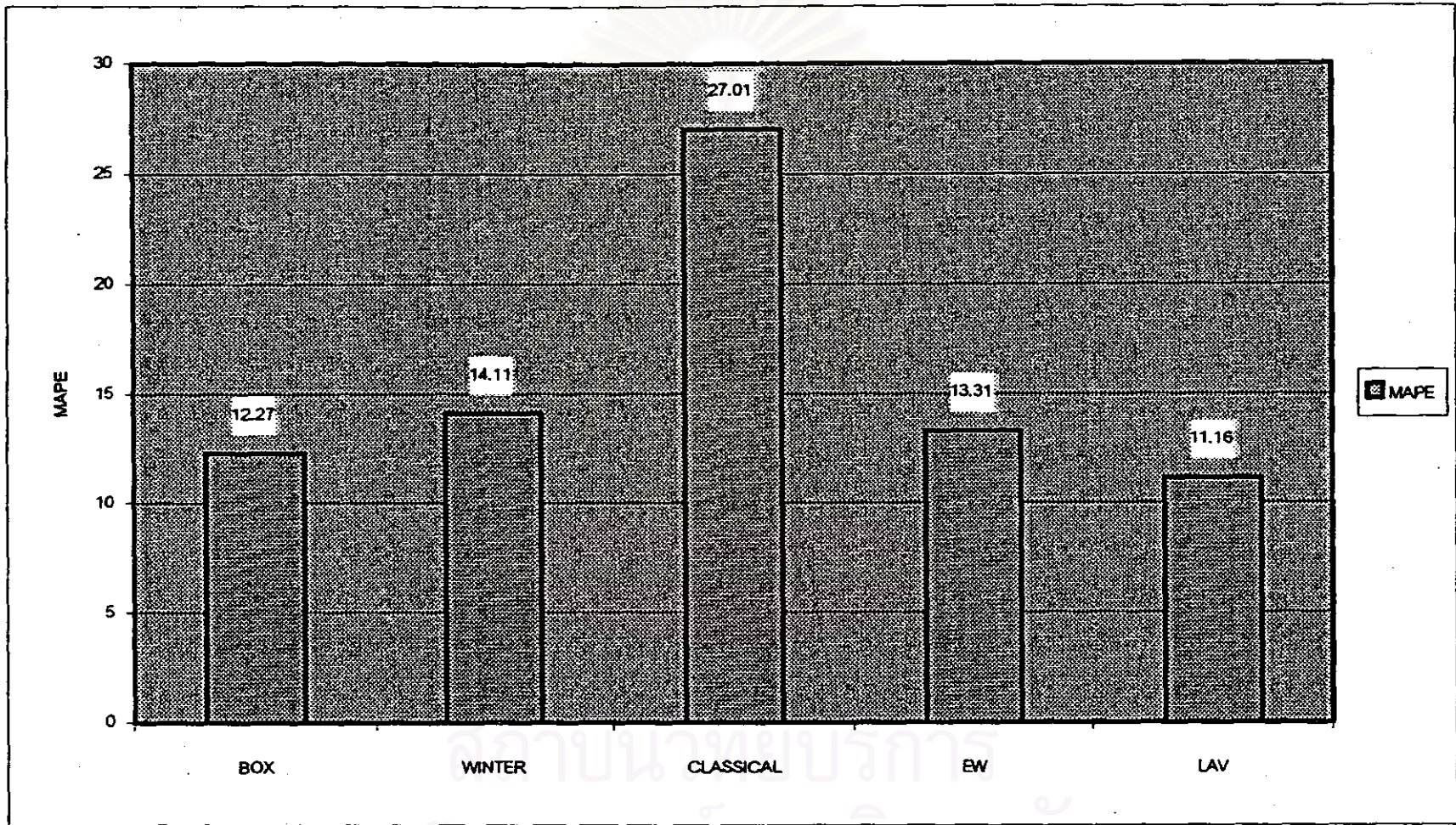
สรุปผลว่า ในการพยากรณ์จำนวนผู้ป่วย ด้วยวิธีการพยากรณ์ร่วมโดยวิธีค่าสัมบูรณ์ต่ำสุด มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้ ส่วนค่าพยากรณ์จากวิธีการพยากรณ์ร่วมโดยให้ค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนักที่เท่ากัน และค่าพยากรณ์จากวิธีการบอชซ์และเจนกินส์ มีความเหมาะสมรองลงมา ตามลำดับ ดังแสดงในรูปกราฟที่ 4.3 แสดงถึงกราฟร้อยละของความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ของแต่ละวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ และรูปกราฟที่ 4.4 แสดงกราฟการเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ของแต่ละวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ ดังต่อไปนี้

ตาราง 4.5 ตารางเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ จากวิธีการพยากรณ์ 5 วิธี ในปี พ.ศ. 2541 ของข้อมูลจำนวนของผู้ป่วย กรณี : โรคอาหารเป็นพิษ

เดือน	จำนวนผู้ป่วย จริง ปี 2541	จำนวนผู้ป่วยที่พยากรณ์จากวิธี									
		คลาสสิก	APE	วินเตอร์	APE	บอกร์และเจนกินส์	APE	EW	APE	LAV	APE
มกราคม	87	85	2.81	120	37.79	103	18.82	98	12.79	100	15.00
กุมภาพันธ์	90	76	15.56	104	15.31	99	10.25	89	1.08	94	4.33
มีนาคม	102	103	1.27	110	1.72	105	2.61	98	4.02	101	.95
เมษายน	108	117	8.65	130	12.66	112	3.37	112	3.74	111	2.88
พฤษภาคม	111	104	5.91	132	11.25	112	0.58	112	0.61	111	0.17
มิถุนายน	115	107	6.60	121	0.36	110	4.24	107	6.81	108	5.93
กรกฎาคม	118	110	6.91	124	0.35	109	7.69	108	8.66	108	8.72
สิงหาคม	120	103	13.86	105	19.08	111	7.33	100	16.86	106	11.93
กันยายน	101	92	8.71	93	17.18	100	1.39	87	13.42	94	7.17
ตุลาคม	97	94	2.87	101	4.48	102	5.31	92	4.98	97	0.16
พฤศจิกายน	90	95	6.04	110	22.55	102	13.85	97	8.06	100	10.57
ธันวาคม	85	77	9.44	94	10.90	97	14.07	86	1.24	92	7.74
MAPE			7.28		12.80		7.46		6.86		6.30



กราฟ 4.3 แสดงร้อยละของค่าความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ ของตัวแบบที่ 2 ข้อมูลจำนวนผู้ป่วย กรณี : โรคอาหารเป็นพิษ



กราฟ 4.2 แสดงการเปรียบเทียบค่า MAPE ของตัวแบบที่ 1 ข้อมูลของจำนวนผู้ป่วยและเสียชีวิต กรณี : โรคอุจจาระร่วง

4.2.3 การพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคอาหารเป็นพิษล่วงหน้า ในปี พ.ศ. 2542 - 2544

หลังจากได้ตัวแบบที่เหมาะสมในการพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคอาหารเป็นพิษแล้ว ดังนั้น จึงทำการพยากรณ์ข้อมูลจำนวนผู้ป่วย และอัตราการป่วย ล่วงหน้าในปี พ.ศ. 2542 - 2544 โดยคำนวณจากจำนวนประชากรทั้งหมดในจังหวัดฉะเชิงเทรา ซึ่งทางสาธารณสุขจังหวัดฉะเชิงเทราได้คาดคะเนไว้ล่วงหน้าแล้ว (แสดงข้อมูลจำนวนประชากรในภาคผนวก) ดังต่อไปนี้

ตัวแบบพยากรณ์ คือ
$$\hat{Y}_t = 0.168\hat{Y}_{1t} + 0.127\hat{Y}_{2t} + 0.705\hat{Y}_{3t}$$

โดยที่

- \hat{Y}_{1t} คือ ค่าพยากรณ์ที่ได้จากวิธีการวิเคราะห์อนุกรมเวลาแบบคลาสสิก
- \hat{Y}_{2t} คือ ค่าพยากรณ์ที่ได้จากวิธีวินเตอร์
- \hat{Y}_{3t} คือ ค่าพยากรณ์ที่ได้จากวิธีของบอกรีและเจนกินส์

ตาราง 4.6 ตารางแสดงค่าจริงในปี 2541 และค่าพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคอาหารเป็นพิษ(คน) และร้อยละของอัตราการป่วย โดยวิธีการพยากรณ์ร่วมด้วยวิธีการค่าสัมบูรณ์ต่ำสุด ในปี พ.ศ. 2542 - 2544

เดือน	ค่าจริง ปี พ.ศ. 2541	ค่าพยากรณ์ ปี พ.ศ. 2542	ค่าพยากรณ์ ปี พ.ศ. 2543	ค่าพยากรณ์ ปี พ.ศ. 2544
มกราคม	87	97	103	109
กุมภาพันธ์	90	92	97	104
มีนาคม	102	99	105	111
เมษายน	108	110	117	123
พฤษภาคม	111	110	116	123
มิถุนายน	115	107	113	120
กรกฎาคม	118	107	113	120
สิงหาคม	120	105	111	118
กันยายน	101	92	99	105
ตุลาคม	97	95	101	107
พฤศจิกายน	90	98	104	110
ธันวาคม	85	91	97	103
รวม	1224	1203	1276	1353
อัตราการป่วย	0.195	0.190	0.201	0.211

จากตารางที่ 4.6 คาดว่าในปี พ.ศ. 2542 จะมีรายงานจำนวนผู้ป่วยโรคอาหารเป็นพิษ เท่ากับ 1203 คน คิดเป็นอัตราการป่วยร้อยละ 0.19 ปี พ.ศ. 2543 เท่ากับ 1276 คน คิดเป็นอัตราการป่วยร้อยละ 0.201 และในปี พ.ศ. 2544 เท่ากับ 1353 คน คิดเป็นอัตราการป่วยร้อยละ 0.211 นอกจากนี้พบว่ามีจำนวนผู้ป่วยมากในช่วงเดือนมีนาคม - กรกฎาคม ของแต่ละปี

ตาราง 4.7 ตารางแสดงการเปรียบเทียบค่าพยากรณ์ค่าพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคอาหารเป็นพิษ (คน) ที่ได้ในปี พ.ศ. 2542 - 2544 กับค่าจริงในปี 2541

ปี	ค่าจริง	ค่าพยากรณ์	ผลต่าง	
			+เพิ่ม / -ลด	เปอร์เซ็นต์
2541	1224	-	-	-
2542	-	1203	-21	-1.716%
2543	-	1276	+52	+4.248%
2544	-	1353	+129	+10.539%

จากตารางที่ 4.7 ได้คาดคะเนแนวโน้มของการเกิดโรคอาหารเป็นพิษในปี พ.ศ. 2542 พบว่ามีแนวโน้มลดลงจากปี พ.ศ. 2541 คิดเป็น 1.716%, ส่วนในปี พ.ศ. 2543 และ 2544 มีแนวโน้มสูงขึ้นคิดเป็น 4.248% และ 10.539% ตามลำดับ

ตาราง 4.8 ตารางแสดงการเปรียบเทียบค่าพยากรณ์ของอัตราการป่วย ที่ได้ในปี พ.ศ. 2542 - 2544 กับอัตราการป่วยจริงในปี 2541

ปี	ค่าจริง	ค่าพยากรณ์	ผลต่าง	
			+เพิ่ม / -ลด	เปอร์เซ็นต์
2541	0.195	-	-	-
2542	-	0.19	-1.716	-2.564%
2543	-	0.201	+1.248	+3.077%
2544	-	0.211	+10.539	+8.205%

จากตารางที่ 4.8 ได้คาดคะเนแนวโน้มของอัตราการป่วยโรคอาหารเป็นพิษในปี พ.ศ. 2542 พบว่ามีแนวโน้มลดลงจากปี พ.ศ. 2541 คิดเป็น 2.564% ส่วนในปี พ.ศ. 2543 และ 2544 มีแนวโน้มสูงขึ้น คิดเป็น 3.077% และ 8.205% ตามลำดับ

4.3 ตัวแบบพยากรณ์สำหรับจำนวนผู้ป่วยโรคตับอักเสบ (Virus B hepatitis)

หลังจากทำการวิเคราะห์หาตัวแบบพยากรณ์โดยใช้วิธีการค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ วิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลัง วิธีการของไฮลท์ วิธีการของวินเตอร์ วิธีการบอชและเจนกินส์ วิธีการพยากรณ์ร่วม โดยการหาค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนักด้วยวิธีการให้น้ำหนักที่เท่ากัน และด้วยวิธีการค่าสัมบูรณ์ต่ำสุดแล้ว ได้ตัวแบบพยากรณ์สำหรับพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยด้วยโรคที่ต้องเฝ้าระวังทางระบาดวิทยา สำหรับแต่ละวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ ดังข้างต้น หลังจากนั้นจึงทำการเปรียบเทียบค่าความเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนของตัวแบบพยากรณ์ที่ได้จากแต่ละวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ ทั้ง 5 วิธีแล้วจึงเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่ให้ค่าเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนต่ำสุด ต่อจากนั้นทำการพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยที่ต้องเฝ้าระวังทางระบาดวิทยา และอัตราการป่วยล่วงหน้า ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542 - 2544 ดังจะนำเสนอผลการวิเคราะห์แบ่งตามขั้นตอน ดังนี้

4.3.1 ตัวแบบพยากรณ์ที่ได้จากวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ 5 วิธี

4.3.1.1 วิธีบอชและเจนกินส์

ข้อมูลของจำนวนผู้ป่วยที่นำมาวิเคราะห์มีลักษณะเป็นรายเดือนตั้งแต่ปี พ.ศ. 2526 - 2541 อนุกรมเวลาชุดนี้มีการเคลื่อนไหว เนื่องจากแนวโน้มและฤดูกาล โดยดำเนินการตามขั้นตอนการสร้างตัวแบบพยากรณ์ของวิธีบอชและเจนกินส์แล้ว ได้ตัวแบบการพยากรณ์แบบ ARIMA $(0, 1, 1)(0, 1, 1)_{12}$ เป็นตัวแบบที่เหมาะสม

ตัวแบบพยากรณ์สำหรับจำนวนผู้ป่วยโรคตับอักเสบ คือ

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

กำหนดให้

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

$$Z_t = \ln Y_t$$

จะได้

$$W_t = \delta - C + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \Theta_{12} a_{t-12} + \theta_1 \Theta_{12} a_{t-13}$$

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ของรูปแบบพยากรณ์ $ARIMA(0,1,1)(0,1,1)_{12}$ ค่าประมาณของ $\theta_1 = 0.7337$ และ $\theta_{12} = 0.7875$ ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์เป็นดังนี้

$$W_t = a_t - 0.7337a_{t-1} - 0.7875a_{t-12} + 0.5781a_{t-13}$$

4.3.1.2 เทคนิคการปรับให้เรียบ

ลักษณะการเคลื่อนไหวของข้อมูลอนุกรมเวลาชุดนี้นั้นมีการเคลื่อนไหวเนื่องจากแนวโน้มและฤดูกาล โดยมีลักษณะการเคลื่อนไหวเนื่องจากแนวโน้มและฤดูกาล ซึ่งเหมาะสำหรับวิธีการพยากรณ์แบบวินเตอร์ โดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูปคำนวณหาค่าคงที่ (α, γ, δ) ที่เหมาะสมเพื่อให้ได้ค่าพยากรณ์ที่มีความคลาดเคลื่อนน้อยที่สุด จากนั้นทำการวินิจฉัยความเพียงพอของตัวแบบโดยแสดงรายละเอียดในภาคผนวก

โดยค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับอนุกรมเวลาชุดนี้มี 3 ค่า คือ ค่าปรับให้เรียบระหว่างข้อมูลกับค่าพยากรณ์ $(\alpha) = 0.501$ ค่าปรับให้เรียบระหว่างแนวโน้มกับค่าประมาณแนวโน้ม $(\gamma) = 0.001$ และค่าปรับให้เรียบระหว่างฤดูกาลจริงกับค่าประมาณ $(\delta) = 0.001$ ดังนั้นตัวแบบการพยากรณ์เป็นดังนี้

$$\hat{Y}_t = (2.04 - 0.10t)I_t \quad ; t = 1, 2, \dots$$

4.3.1.3 การวิเคราะห์อนุกรมเวลาแบบคลาสสิก

ข้อมูลของจำนวนผู้ป่วยที่นำมาวิเคราะห์มีลักษณะเป็นรายเดือนตั้งแต่ปี พ.ศ. 2526 - 2541 ลักษณะข้อมูลชุดนี้มีอิทธิพลเนื่องจากแนวโน้ม และฤดูกาล โดยดำเนินการตามขั้นตอนการสร้างตัวแบบพยากรณ์ของวิธีการวิเคราะห์อนุกรมเวลาแบบคลาสสิก จึงกำหนดตัวแปรอิสระในตัวแบบสมการพยากรณ์ คือ ตัวแปรบ่งชี้เวลา (t) สำหรับอิทธิพลเนื่องจากแนวโน้ม และตัวแปรบ่งชี้ฤดูกาล ($X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{12t}$) สำหรับอิทธิพลเนื่องจากฤดูกาล ซึ่งได้ตัวแบบพยากรณ์ ดังต่อไปนี้

$$\ln \hat{Y}_t = 3.049 - 0.011t + 0.425X_{1t} + 0.12X_{2t} + 0.475X_{3t} + 0.334X_{4t} + 0.337X_{5t} + 0.546X_{6t} + 0.561X_{7t} + 0.597X_{8t} + 0.406X_{9t} + 0.51X_{10t} + 0.108X_{11t}$$

การตรวจสอบความเหมาะสมของรูปแบบพยากรณ์ โดยพิจารณาคอเรลโคแกรมของเศษเหลือตกค้างกับแกนเวลา ($r_k(e_t)$) พบว่าค่าเศษเหลือตกค้างมีรูปแบบเหมาะสมกับรูปแบบ $AR(1)$ ดังนี้ คือ

$$\varepsilon_t = \phi\varepsilon_{t-1} + \eta_t \quad ; t = 1, 2, \dots, n$$

ดังนั้นจึงทำการวิเคราะห์หอนุกรมเวลาใหม่โดยใช้วิธี *Autoregression* ซึ่งมีรูปแบบของเศษเหลือตกค้างเป็น *AR(1)* มีตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมดังนี้

$$\ln \hat{Y}_t = 3.001 - 0.0105t + 0.459X_{1t} + 0.154X_{2t} + 0.509X_{3t} + 0.368X_{4t} + 0.371X_{5t} \\ + 0.579X_{6t} + 0.594X_{7t} + 0.63X_{8t} + 0.437X_{9t} + 0.538X_{10t} + 0.128X_{11t} + \varepsilon_t$$

โดยที่ $\varepsilon_t = 0.39\varepsilon_{t-1}$

หรือ

$$\hat{Y}_t = \exp(3.001 - 0.0105t + 0.459X_{1t} + 0.157X_{2t} + 0.509X_{3t} + 0.368X_{4t} + 0.371X_{5t} \\ + 0.579X_{6t} + 0.594X_{7t} + 0.63X_{8t} + 0.437X_{9t} + 0.538X_{10t} + 0.128X_{11t} + \varepsilon_t)$$

4.3.1.4 วิธีการพยากรณ์ร่วม

จากการพิจารณาวิธีการพยากรณ์ร่วม โดยการหาค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนักกับวิธีการพยากรณ์เดี่ยวด้วยกัน 3 วิธี คือ การวิเคราะห์หอนุกรมเวลาแบบคลาสสิก, วิธีการของวินเตอร์ และวิธีบอกซ์และเจนกินส์ โดยการแบ่งวิธีการหาค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนักเป็น 2 วิธี ดังนี้คือ วิธีการให้น้ำหนักที่เท่ากัน และด้วยวิธีการค่าสัมบูรณ์ต่ำสุด โดยดำเนินการตามขั้นตอนของวิธีการพยากรณ์ร่วม ด้วยวิธีการวิเคราะห์หอนุกรมเดี่ยวกันกับตัวแบบพยากรณ์ที่กล่าวมาแล้วข้างต้น

ตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมสำหรับวิธีการพยากรณ์ร่วมโดยวิธีการให้น้ำหนักที่เท่ากัน คือ

$$\hat{Y}_t = 0.333\hat{Y}_{1t} + 0.333\hat{Y}_{2t} + 0.333\hat{Y}_{3t}$$

ตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมสำหรับวิธีการพยากรณ์ร่วมโดยวิธีการค่าสัมบูรณ์ต่ำสุด คือ

$$\hat{Y}_t = 1.000\hat{Y}_{3t}$$

โดยที่ตัวแบบ

$$\hat{Y}_{1t} = (2.04 - 0.10t)I_t \quad ; t = 1, 2, \dots$$

$$\hat{Y}_{2t} =$$

$$\hat{Y}_t = \exp\{3.001 - 0.0105t + 0.459X_{1t} + 0.157X_{2t} + 0.509X_{3t} + 0.368X_{4t} + 0.371X_{5t} \\ + 0.579X_{6t} + 0.594X_{7t} + 0.63X_{8t} + 0.437X_{9t} + 0.538X_{10t} + 0.128X_{11t} + \varepsilon_t\}$$

โดยที่ $\varepsilon_t = 0.39\varepsilon_{t-1}$

$$\hat{Y}_{3t} = W_t = a_t - 0.7337a_{t-1} - 0.7875a_{t-2} + 0.5781a_{t-3}$$

โดยที่

$$W_t = (1-B)(1-B^2)Z_t$$

$$Z_t = \ln Y_t$$

4.3.2 การเปรียบเทียบค่าความคลาดเคลื่อนของตัวแบบพยากรณ์ที่ได้จากวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ

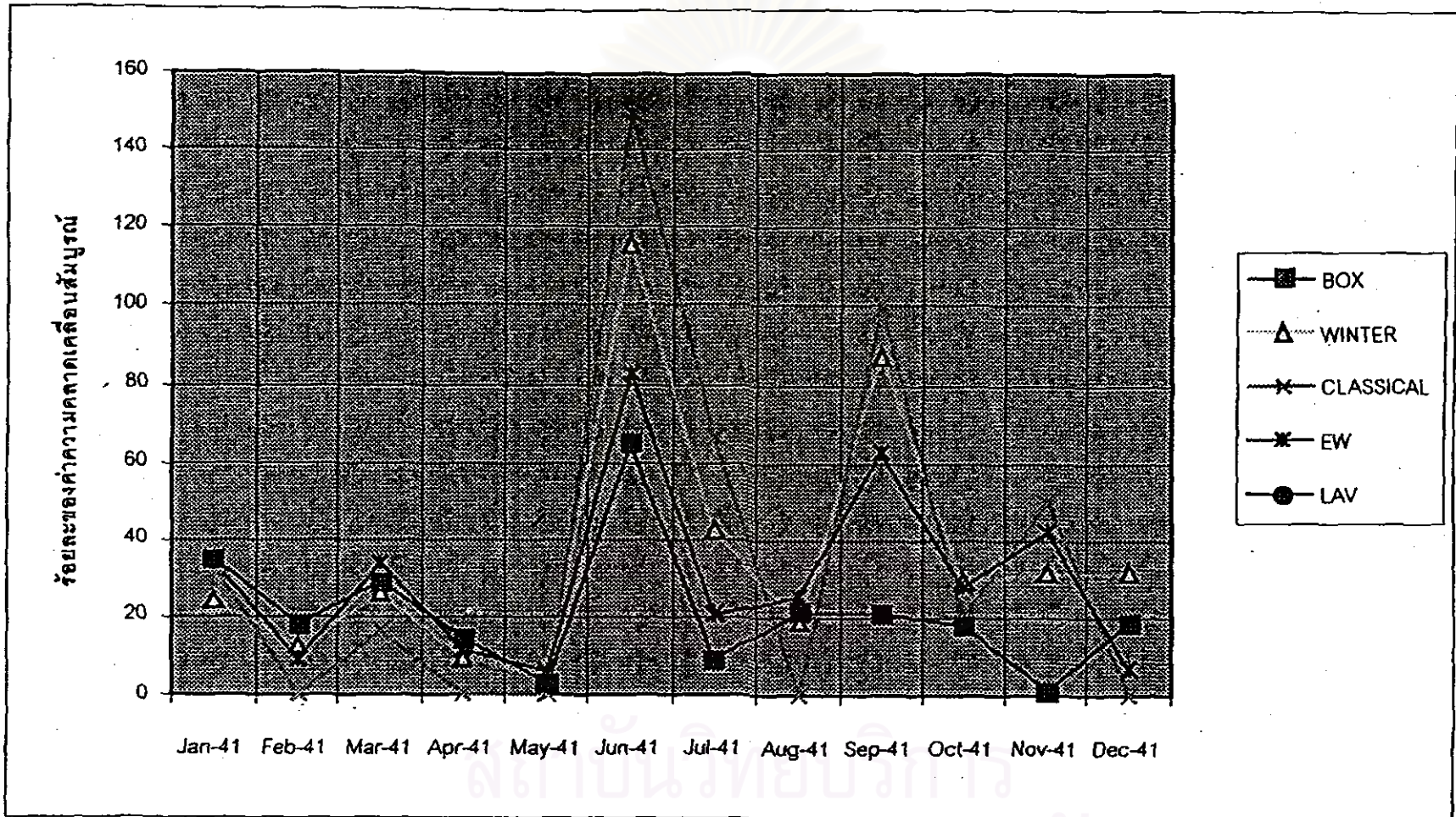
การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์เดี่ยว 3 วิธี วิธีการพยากรณ์ร่วมโดยการให้ค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนัก 2 วิธี และค่าคาดคะเนที่ได้จากทั้ง 5 วิธี โดยพิจารณาจากค่าเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ (Mean Absolute Percent Error) ซึ่งผลการวิเคราะห์เป็นดังนี้

เมื่อพิจารณาค่าเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์จากการพยากรณ์ ของวิธีการพยากรณ์เดี่ยว 4 วิธี กับวิธีการพยากรณ์ร่วมโดยการหาค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนัก 2 วิธี จากการแสดงการเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ ในตารางที่ 4.3 โดยการพิจารณาจากค่า MAPE ดังนี้ ค่าพยากรณ์ที่ได้จากวิธีบอกซ์และเจนกินส์ และค่าพยากรณ์ที่ได้จากวิธีการพยากรณ์ร่วมโดยวิธีค่าสัมบูรณ์ต่ำสุดให้ค่า MAPE เท่ากันโดยเท่ากับ 21.27, ค่าพยากรณ์ที่ได้จากเทคนิคการปรับให้เรียบโดยวิธีของวินเตอร์ให้ค่า MAPE เท่ากับ 36.23, ค่าพยากรณ์ที่ได้จากการวิเคราะห์อนุกรมเวลาแบบคลาสสิกให้ค่า MAPE เท่ากับ 36.39 และค่าพยากรณ์ที่ได้จากวิธีการพยากรณ์ร่วมโดยการให้ค่าเฉลี่ยน้ำหนักที่เท่ากันให้ค่า MAPE เท่ากับ 30.41

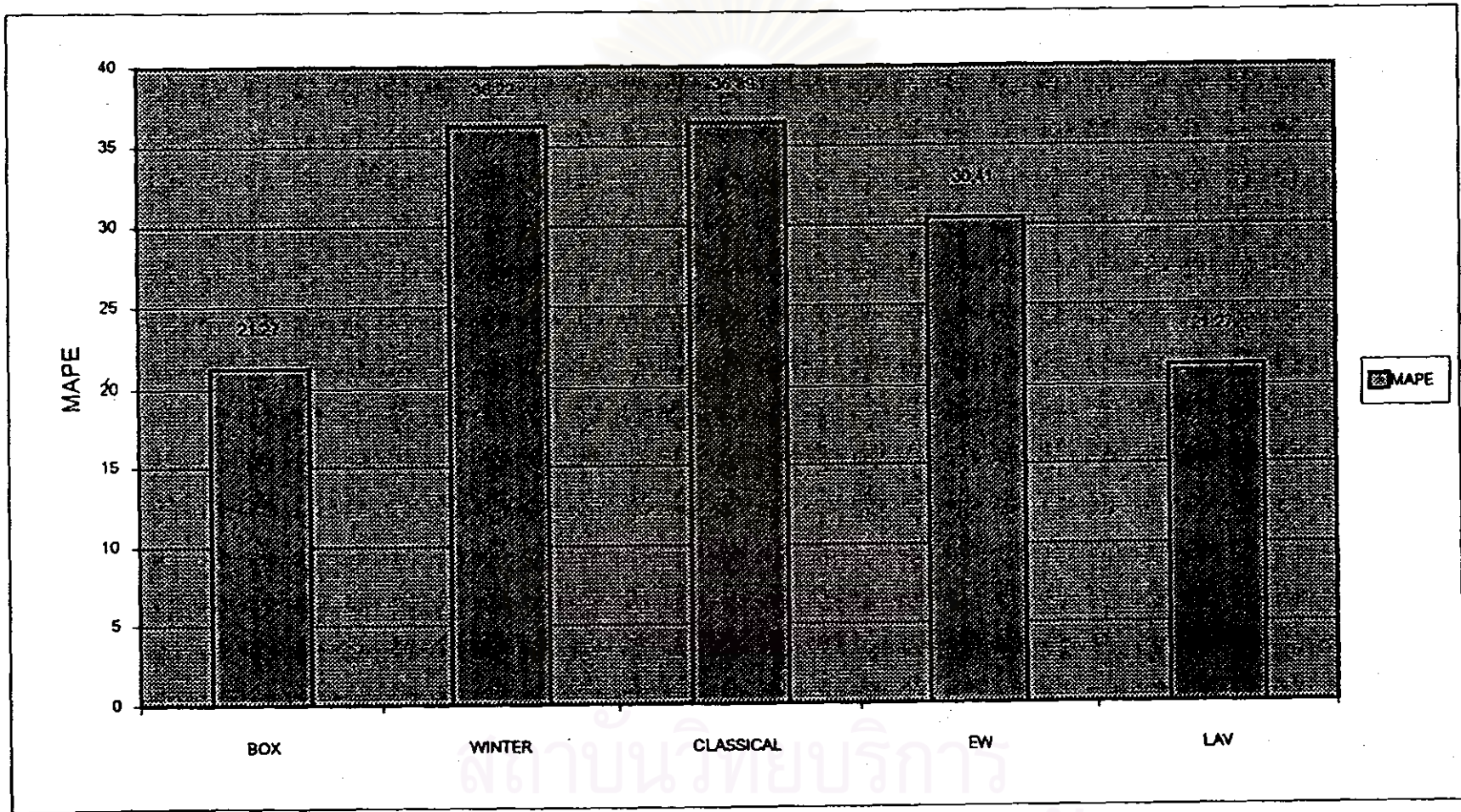
สรุปผลได้ว่า ในการพยากรณ์จำนวนผู้ป่วย ด้วยวิธีการพยากรณ์ของวิธีบอกซ์และเจนกินส์ มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้ ส่วนค่าพยากรณ์จากวิธีการพยากรณ์ร่วมโดยให้ค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนักที่เท่ากัน และค่าพยากรณ์จากวิธีการของวินเตอร์ มีความเหมาะสมรองลงมาตามลำดับ ดังแสดงในรูปกราฟที่ 4.5 แสดงถึงกราฟร้อยละของความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ของแต่ละวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ และรูปกราฟที่ 4.6 แสดงกราฟการเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ของแต่ละวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ ดังต่อไปนี้

ตาราง 4.9 ตารางเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนของกรัพยากรณ์ จากวิธีการพยากรณ์ 5 วิธี ในปี พ.ศ. 2541 ของข้อมูลจำนวนของผู้ป่วย กรณี : โรคตับอักเสบ

เดือน	จำนวนผู้ป่วย จริงปี 2541	จำนวนผู้ป่วยที่พยากรณ์จากวิธี									
		คลาส สิค	APE	วินเตอร์	APE	บอห์นและเจนกินส์	APE	EW	APE	LAV	APE
มกราคม	6	4	33.33	5	24.36	4	35.38	4	34.49	4	35.38
กุมภาพันธ์	3	3	0.00	3	12.89	2	18.10	3	9.12	2	18.10
มีนาคม	6	5	16.67	4	26.35	4	29.17	5	33.91	4	29.17
เมษายน	4	4	0.00	4	9.55	3	14.71	4	11.47	3	14.71
พฤษภาคม	4	4	0.00	4	4.08	4	2.98	4	6.03	4	2.98
มิถุนายน	2	5	150.0	4	115.7	3	64.89	4	82.88	3	64.89
กรกฎาคม	3	5	66.67	4	42.63	3	8.90	4	20.91	3	8.90
สิงหาคม	5	5	0.00	4	18.89	4	21.58	4	25.59	4	21.58
กันยายน	2	4	100.0	4	87.42	2	21.11	3	62.78	2	21.11
ตุลาคม	5	4	20.00	4	29.49	4	18.28	4	27.99	4	18.28
พฤศจิกายน	2	3	50.00	3	31.55	2	1.21	3	42.42	2	1.21
ธันวาคม	3	3	0.00	2	31.89	2	18.98	2	7.05	2	18.98
MAPE			36.39		36.23		21.27		30.41		21.27



กราฟ 4.5 แสดงร้อยละของค่าความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ ของตัวแบบที่ 3 ข้อมูลจำนวนผู้ป่วย กรณี : โรคคอตีบอักเสบ



กราฟ 4.6 แสดงการเปรียบเทียบค่า MAPE ของตัวแบบที่ 3 ข้อมูลของจำนวนผู้ป่วย กรณี : โรคตับอักเสบ

4.3.3 การพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคตับอักเสบล่วงหน้า ในปี พ.ศ. 2542 - 2544

หลังจากได้ตัวแบบที่เหมาะสมในการพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคตับอักเสบแล้ว ดังนั้นจึงทำการพยากรณ์ข้อมูลจำนวนผู้ป่วย และอัตราการป่วย ล่วงหน้าในปี พ.ศ. 2542 - 2544 โดยคำนวณจากจำนวนประชากรทั้งหมดในจังหวัดฉะเชิงเทรา ซึ่งทางสาธารณสุขจังหวัดฉะเชิงเทราได้คาดคะเนไว้ล่วงหน้าแล้ว (แสดงข้อมูลจำนวนประชากรในภาคผนวก) ดังต่อไปนี้

ตัวแบบพยากรณ์ คือ $W_t = a_t - 0.7337a_{t-1} - 0.7875a_{t-2} + 0.5781a_{t-3}$
 โดยที่ $W_t = (1-B)(1-B^{12})Z_t$
 $Z_t = \ln Y_t$

ตาราง 4.10 ตารางแสดงค่าจริงในปี 2541 และค่าพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคตับอักเสบ(คน) และร้อยละของอัตราการป่วย โดยวิธีการพยากรณ์ร่วมด้วยวิธีการค่าสัมบูรณ์ต่ำสุด ในปี พ.ศ. 2542 - 2544

เดือน	ค่าจริง ปี พ.ศ. 2541	ค่าพยากรณ์ ปี พ.ศ. 2542	ค่าพยากรณ์ ปี พ.ศ. 2543	ค่าพยากรณ์ ปี พ.ศ. 2544
มกราคม	6	4	3	3
กุมภาพันธ์	3	2	2	2
มีนาคม	6	4	4	3
เมษายน	4	3	3	2
พฤษภาคม	4	4	3	3
มิถุนายน	2	3	2	2
กรกฎาคม	3	3	2	2
สิงหาคม	5	4	3	3
กันยายน	2	2	2	2
ตุลาคม	5	4	3	3
พฤศจิกายน	2	2	2	1
ธันวาคม	3	2	2	2
รวม	45	37	31	28
อัตราการป่วย	0.007	0.006	0.005	0.004

จากตารางที่ 4.10 คาดว่าในปี พ.ศ. 2542 จะมีรายงานจำนวนผู้ป่วยโรคตับอักเสบ เท่ากับ 37 คน คิดเป็นอัตราการป่วยร้อยละ 0.006 ปี พ.ศ. 2543 เท่ากับ 31 คน คิดเป็นอัตราการป่วยร้อยละ 0.005 และในปี พ.ศ. 2544 เท่ากับ 28 คน คิดเป็นอัตราการป่วยร้อยละ 0.004 นอกจากนี้พบว่ามีจำนวนผู้ป่วยมากในช่วงเดือน มกราคม - มีนาคม ของแต่ละปี

ตาราง 4.11 ตารางแสดงการเปรียบเทียบค่าพยากรณ์ค่าพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคตับอักเสบ (คน) ที่ได้ในปี พ.ศ. 2542 - 2544 กับค่าจริงในปี 2541

ปี	ค่าจริง	ค่าพยากรณ์	ผลต่าง	
			+เพิ่ม / -ลด	เปอร์เซ็นต์
2541	45	-	-	-
2542	-	37	-8	-17.778%
2543	-	31	-14	-31.111%
2544	-	28	-17	-37.778%

จากตารางที่ 4.11 ได้คาดคะเนแนวโน้มของการเกิดโรคตับอักเสบในปี พ.ศ. 2542 - 2544 พบว่ามีแนวโน้มลดลงจากปี พ.ศ. 2541 คิดเป็น 17.778%, 31.111% และ 37.778% ตามลำดับ

ตาราง 4.12 ตารางแสดงการเปรียบเทียบค่าพยากรณ์ของร้อยละของอัตราการป่วย ที่ได้ในปี พ.ศ. 2542 - 2544 กับค่าร้อยละของอัตราการป่วยจริงในปี 2541

ปี	ค่าจริง	ค่าพยากรณ์	ผลต่าง	
			+เพิ่ม / -ลด	เปอร์เซ็นต์
2541	0.007	-	-	-
2542	-	0.006	-0.001	-14.286%
2543	-	0.005	-0.002	-28.571%
2544	-	0.004	-0.003	-42.857%

จากตารางที่ 4.12 ได้คาดคะเนแนวโน้มของอัตราการป่วยโรคตับอักเสบในปี พ.ศ. 2542 - 2544 พบว่ามีแนวโน้มลดลงจากปี พ.ศ. 2541 คิดเป็น 14.286%, 28.571% และ 42.857% ตามลำดับ

4.4 ตัวแบบพยากรณ์สำหรับจำนวนผู้ป่วยโรคตาแดง (Haemorrhagic conjunctivitis)

หลังจากทำการวิเคราะห์หาตัวแบบพยากรณ์โดยใช้วิธีการค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ วิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลัง วิธีการของโฮลท์ วิธีการของวินเตอร์ วิธีการบอชและเจนกินส์ วิธีการพยากรณ์รวม โดยการหาค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนักด้วยวิธีการให้น้ำหนักที่เท่ากัน และด้วยวิธีการค่าสัมบูรณ์ต่ำสุดแล้ว ได้ตัวแบบพยากรณ์สำหรับพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยด้วยโรคที่ต้องเฝ้าระวังทางระบาดวิทยา สำหรับแต่ละวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ ดังข้างต้น หลังจากนั้นจึงทำการเปรียบเทียบค่าความเฉลี่ยร้อยละของคลาดเคลื่อนของตัวแบบพยากรณ์ที่ได้จากแต่ละวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ ทั้ง 5 วิธีแล้วจึงเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่ให้ค่าเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนต่ำสุด ต่อจากนั้นทำการพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยที่ต้องเฝ้าระวังทางระบาดวิทยา และอัตราการป่วยล่วงหน้า ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542 - 2544 ดังจะนำเสนอผลการวิเคราะห์แบ่งตามขั้นตอน ดังนี้

4.4.1 ตัวแบบพยากรณ์ที่ได้จากวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ 5 วิธี

4.4.1.1 วิธีบอชและเจนกินส์

ข้อมูลของจำนวนผู้ป่วยที่นำมาวิเคราะห์มีลักษณะเป็นรายเดือนตั้งแต่ปี พ.ศ. 2526 - 2541 อนุกรมเวลาชุดนี้มีการเคลื่อนไหว เนื่องจากแนวโน้มและฤดูกาล โดยดำเนินการตามขั้นตอนการสร้างตัวแบบพยากรณ์ของวิธีบอชและเจนกินส์แล้ว ได้ตัวแบบการพยากรณ์แบบ ARIMA $(0,1,2)(0,0,1)_{12}$ เป็นตัวแบบที่เหมาะสม

ตัวแบบพยากรณ์สำหรับจำนวนผู้ป่วยโรคตาแดง คือ

$$(1-B)Z_t = \delta - C + (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2)(1 - \Theta_{12} B^{12})a_t$$

กำหนดให้ $W_t = (1-B)Z_t$

$$Z_t = \ln Y_t$$

จะได้

$$W_t = \delta - C + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \Theta_{12} a_{t-12} + \theta_1 \Theta_{12} a_{t-13} + \theta_2 \Theta_{12} a_{t-14}$$

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ของรูปแบบพยากรณ์ ARIMA $(0,1,2)(0,0,1)_{12}$ ค่าประมาณของ $\theta_1 = 0.2604$, $\theta_2 = 0.2744$ และ $\Theta_{12} = 0.9664$ ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์เป็นดังนี้

$$W_t = a_t - 0.2604a_{t-1} - 0.2744a_{t-2} - 0.9664a_{t-12} + 0.217a_{t-13} + 0.2652a_{t-14}$$

4.4.1.2 เทคนิคการปรับให้เรียบ

ลักษณะการเคลื่อนไหวของข้อมูลอนุกรมเวลาชุดนี้นั้นมีการเคลื่อนไหวเนื่องจากแนวโน้มและฤดูกาล โดยมีลักษณะการเคลื่อนไหวเนื่องจากแนวโน้มและฤดูกาล ซึ่งเหมาะสำหรับวิธีการพยากรณ์แบบวินเตอร์ โดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูปคำนวณหาค่าคงที่ (α, γ, δ) ที่เหมาะสมเพื่อให้ได้ค่าพยากรณ์ที่มีความคลาดเคลื่อนน้อยที่สุด จากนั้นทำการวินิจฉัยความเพียงพอของตัวแบบโดยแสดงรายละเอียดในภาคผนวก

โดยค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับอนุกรมเวลาชุดนี้มี 3 ค่า คือ ค่าปรับให้เรียบระหว่างข้อมูลกับค่าพยากรณ์ $(\alpha) = 0.901$ ค่าปรับให้เรียบระหว่างแนวโน้มกับค่าประมาณแนวโน้ม $(\gamma) = 0.001$ และค่าปรับให้เรียบระหว่างฤดูกาลจริงกับค่าประมาณ $(\delta) = 0.001$ ดังนั้นตัวแบบการพยากรณ์เป็นดังนี้

$$\hat{Y}_t = (43.34 + 0.12t)I_t \quad ; t = 1, 2, \dots$$

4.4.1.3 การวิเคราะห์ห้อนุกรมเวลาแบบคลาสสิก

ข้อมูลของจำนวนผู้ป่วยที่นำมาวิเคราะห์มีลักษณะเป็นรายเดือนตั้งแต่ปี พ.ศ. 2526 - 2541 ลักษณะข้อมูลชุดนี้มีอิทธิพลเนื่องจากแนวโน้ม และฤดูกาล โดยดำเนินการตามขั้นตอนการสร้างตัวแบบพยากรณ์ของวิธีการวิเคราะห์ห้อนุกรมเวลาแบบคลาสสิก จึงกำหนดตัวแปรอิสระในตัวแบบสมการพยากรณ์ คือ ตัวแปรบ่งชี้เวลา(t) สำหรับอิทธิพลเนื่องจากแนวโน้ม และตัวแปรบ่งชี้ฤดูกาล($X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{12t}$) สำหรับอิทธิพลเนื่องจากฤดูกาล ซึ่งได้ตัวแบบพยากรณ์ ดังต่อไปนี้

$$\ln \hat{Y}_t = 3.851 + 0.002t + 0.103X_{1t} + 0.029X_{2t} + 0.089X_{3t} - 0.165X_{4t} - 0.141X_{5t} - 0.039X_{6t} + 0.062X_{7t} + 0.223X_{8t} + 0.672X_{9t} + 1.085X_{10t} + 0.439X_{11t}$$

การตรวจสอบความเหมาะสมของรูปแบบพยากรณ์ โดยพิจารณาคอเรลโลแกรมของเศษเหลือตกค้างกับแกนเวลา ($r_k(e_t)$) พบว่าค่าเศษเหลือตกค้างมีรูปแบบเหมาะสมกับรูปแบบ AR(1) ดังนี้ คือ

$$\varepsilon_t = \phi\varepsilon_{t-1} + \eta_t \quad ; t = 1, 2, \dots, n$$

ดังนั้นจึงทำการวิเคราะห์อนุกรมเวลาใหม่โดยใช้วิธี *Autoregression* ซึ่งมีรูปแบบของเศษเหลือตกค้างเป็น $AR(1)$ มีตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมดังนี้

$$\ln \hat{Y}_t = 3.81 + 0.002t + 0.114X_{1t} + 0.047X_{2t} + 0.111X_{3t} - 0.141X_{4t} - 0.115X_{5t} \\ - 0.013X_{6t} + 0.087X_{7t} + 0.247X_{8t} + 0.693X_{9t} + 1.101X_{10t} + 0.449X_{11t} + \varepsilon_t$$

โดยที่ $\varepsilon_t = 0.68\varepsilon_{t-1}$

หรือ

$$\hat{Y}_t = \exp\{3.81 + 0.002t + 0.114X_{1t} + 0.047X_{2t} + 0.111X_{3t} - 0.141X_{4t} - 0.115X_{5t} \\ - 0.013X_{6t} + 0.087X_{7t} + 0.247X_{8t} + 0.693X_{9t} + 1.101X_{10t} + 0.449X_{11t} + \varepsilon_t\}$$

4.4.1.4 วิธีการพยากรณ์ร่วม

จากการพิจารณาวิธีการพยากรณ์ร่วม โดยการหาค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนักกับวิธีการพยากรณ์เดี่ยวด้วยกัน 3 วิธี คือ การวิเคราะห์อนุกรมเวลาแบบคลาสสิก, วิธีการของวินเตอร์ และวิธีบอกซ์และเจนกินส์ โดยการแบ่งวิธีการให้ค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนักเป็น 2 วิธี ดังนี้คือ วิธีการให้น้ำหนักที่เท่ากัน และด้วยวิธีการค่าสัมบูรณ์ต่ำสุด โดยดำเนินการตามขั้นตอนของวิธีการพยากรณ์ร่วม ด้วยวิธีการวิเคราะห์ทำนองเดียวกันกับตัวแบบพยากรณ์ที่กล่าวมาแล้วข้างต้น

ตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมสำหรับวิธีการพยากรณ์ร่วมโดยวิธีการให้น้ำหนักที่เท่ากัน คือ

$$\hat{Y}_t = 0.333\hat{Y}_{1t} + 0.333\hat{Y}_{2t} + 0.333\hat{Y}_{3t}$$

ตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมสำหรับวิธีการพยากรณ์ร่วมโดยวิธีการค่าสัมบูรณ์ต่ำสุด คือ

$$\hat{Y}_t = 0.2727\hat{Y}_{2t} + 0.7273\hat{Y}_{3t}$$

โดยที่ตัวแบบ

$$\hat{Y}_{1t} = (43.34 + 0.12t)I_t \quad ; t = 1, 2, \dots$$

$$\hat{Y}_{2t} =$$

$$\hat{Y}_t = \exp\{3.81 + 0.002t + 0.114X_{1t} + 0.047X_{2t} + 0.111X_{3t} - 0.141X_{4t} - 0.115X_{5t} \\ - 0.013X_{6t} + 0.087X_{7t} + 0.247X_{8t} + 0.693X_{9t} + 1.101X_{10t} + 0.449X_{11t} + \varepsilon_t\}$$

โดยที่ $\varepsilon_t = 0.68\varepsilon_{t-1}$

$$\hat{Y}_{3t} = W_t = a_t - 0.2604a_{t-1} - 0.2744a_{t-2} - 0.9664a_{t-12} + 0.217a_{t-13} + 0.2652a_{t-14}$$

โดยที่

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

$$Z_t = \ln Y_t$$

4.4.2 การเปรียบเทียบค่าความคลาดเคลื่อนของตัวแบบพยากรณ์ที่ได้จากวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ

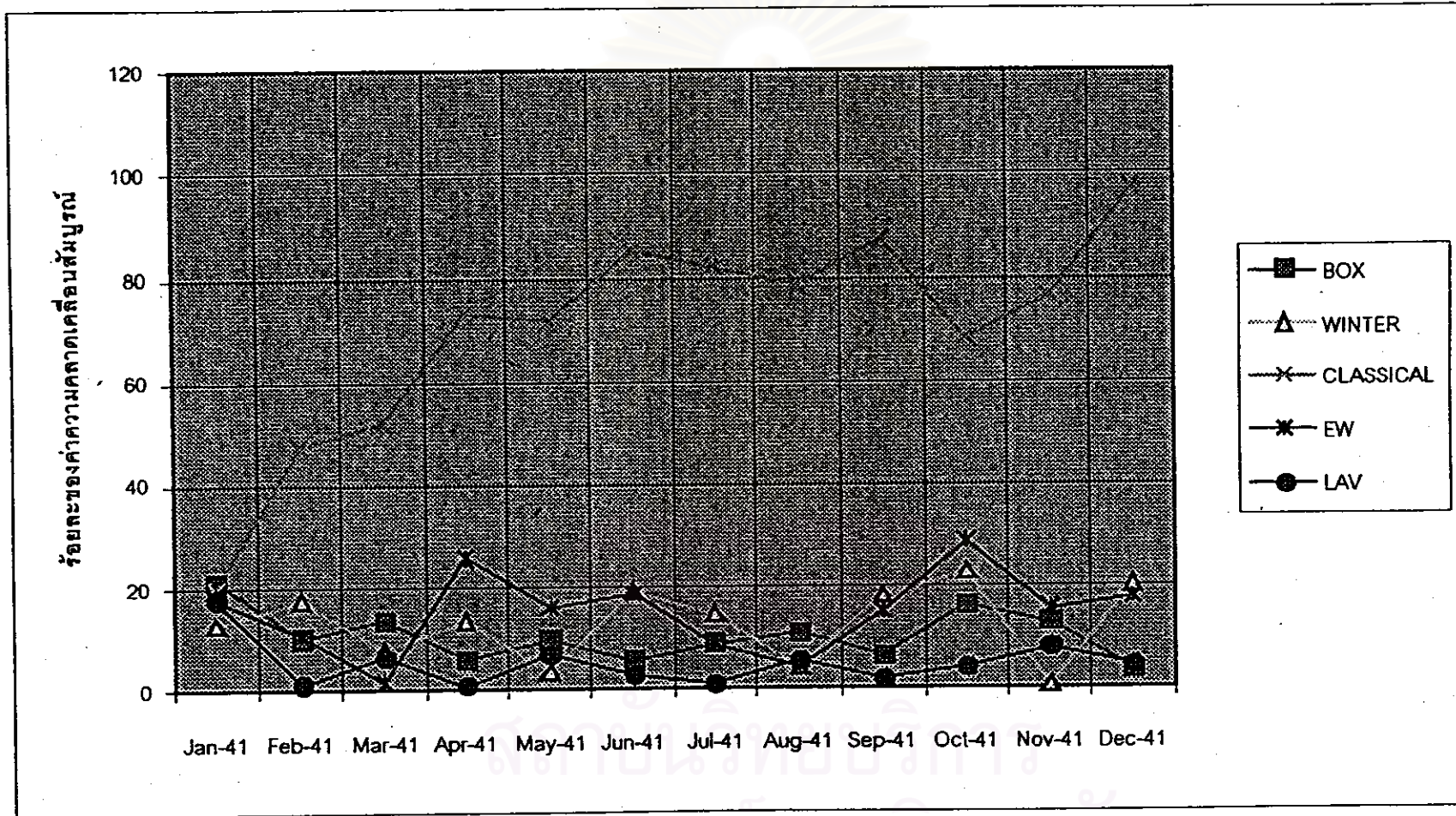
การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์เดี่ยว 3 วิธี วิธีการพยากรณ์รวมโดยการให้ค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนัก 2 วิธี และค่าคาดคะเนที่ได้จากทั้ง 5 วิธี โดยพิจารณาจากค่าเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ (Mean Absolute Percent Error) ซึ่งผลการวิเคราะห์เป็นดังนี้

เมื่อพิจารณาค่าเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์จากการพยากรณ์ ของวิธีการพยากรณ์เดี่ยว 4 วิธี กับวิธีการพยากรณ์รวมโดยการหาค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนัก 2 วิธี จากการแสดงการเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ ในตารางที่ 4.4 โดยการพิจารณาจากค่า MAPE ดังนี้ ค่าพยากรณ์ที่ได้จากวิธีบอกรีและเจนกินส์ให้ค่า MAPE เท่ากับ 10.4784, ค่าพยากรณ์ที่ได้จากเทคนิคการปรับให้เรียบโดยวิธีของวินเตอร์ให้ค่า MAPE เท่ากับ 16.8330, ค่าพยากรณ์ที่ได้จากการวิเคราะห์อนุกรมเวลาแบบคลาสสิกให้ค่า MAPE เท่ากับ 70.0411, ค่าพยากรณ์ที่ได้จากวิธีการพยากรณ์รวมโดยการให้ค่าเฉลี่ยน้ำหนักที่เท่ากันให้ค่า MAPE เท่ากับ 26.6538 และค่าพยากรณ์ที่ได้จากวิธีการพยากรณ์รวมโดยวิธีค่าสัมบูรณ์ต่ำสุดให้ค่า MAPE เท่ากับ 5.0496

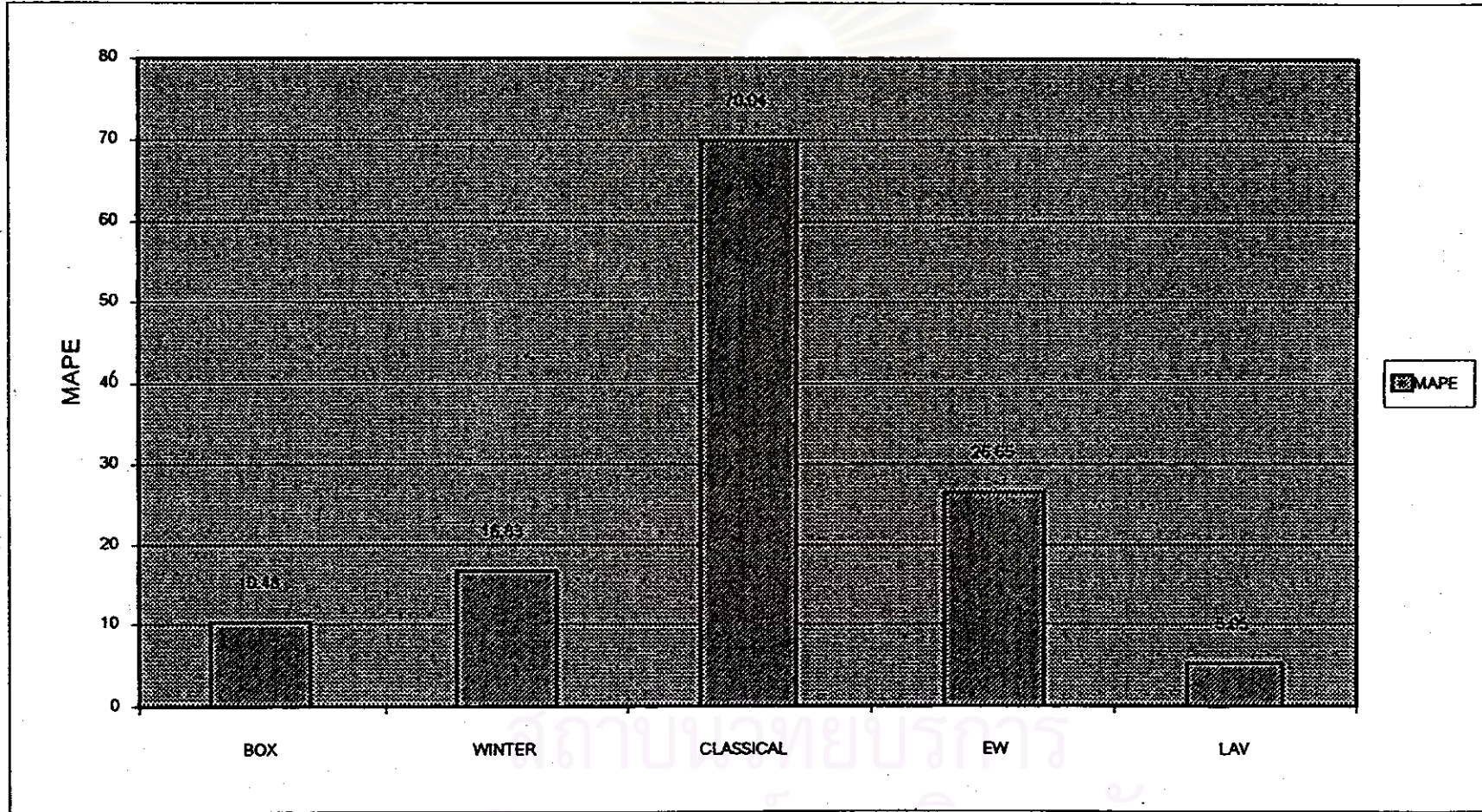
สรุปผลได้ว่า ดังนั้นในการพยากรณ์จำนวนผู้ป่วย ด้วยวิธีการพยากรณ์รวมโดยวิธีค่าสัมบูรณ์ต่ำสุด มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้ ส่วนค่าพยากรณ์จากค่าพยากรณ์จากวิธีการบอกรีและเจนกินส์ และวิธีการของวินเตอร์ มีความเหมาะสมรองลงมา ตามลำดับ ดังนี้แสดงในรูปกราฟที่ 4.7 แสดงถึงกราฟร้อยละของความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ของแต่ละวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ และรูปกราฟที่ 4.8 แสดงกราฟการเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ของแต่ละวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ ดังต่อไปนี้

ตาราง 4.13 ตารางเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ จากวิธีการพยากรณ์ 5 วิธี ในปี พ.ศ. 2541 ของข้อมูลจำนวนของผู้ป่วย กรณี : โรคตาแดง

เดือน	จำนวนผู้ป่วย จริงปี 2541	จำนวนผู้ป่วยที่พยากรณ์จากวิธี									
		คลาสสิก	APE	วินเตอร์	APE	บอห์นและเจนกินส์	APE	EW	APE	LAV	APE
มกราคม	55	44	20.00	48	12.77	43	21.39	46	17.94	45	17.90
กุมภาพันธ์	38	56	47.37	45	17.42	34	10.15	46	10.47	38	1.11
มีนาคม	42	64	52.38	45	7.65	36	13.51	49	1.61	39	6.35
เมษายน	30	52	73.33	34	13.32	28	6.00	39	25.69	30	0.73
พฤษภาคม	32	55	71.88	31	3.39	29	9.78	39	15.84	30	6.79
มิถุนายน	34	63	85.29	41	19.25	32	5.72	46	18.79	35	2.64
กรกฎาคม	39	71	82.05	45	14.70	36	8.84	51	8.61	39	0.93
สิงหาคม	47	84	78.72	49	4.05	42	10.95	59	4.21	44	5.52
กันยายน	71	133	87.32	84	18.27	66	6.46	96	15.00	72	1.82
ตุลาคม	120	202	68.33	147	22.64	100	16.49	152	28.87	115	4.22
พฤศจิกายน	60	106	76.67	60	0.63	52	13.01	74	15.65	55	8.00
ธันวาคม	35	69	97.14	42	20.26	34	3.45	49	17.79	37	4.57
MAPE			70.04		16.83		10.48		26.65		5.05



กราฟ 4.7 แสดงร้อยละของค่าความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ ของตัวแบบที่ 4 ข้อมูลจำนวนผู้ป่วย กรณี : โรคตาแดง



ภาพ 4.8 แสดงการเปรียบเทียบค่า MAPE ของตัวแบบที่ 4 ข้อมูลของจำนวนผู้ป่วย กรณี : โรคตาแดง

4.4.3 การพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคตาแดงล่วงหน้า ในปี พ.ศ. 2542 - 2544

หลังจากได้ตัวแบบที่เหมาะสมในการพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคตาแดงแล้ว ดังนั้นจึงทำการพยากรณ์ข้อมูลจำนวนผู้ป่วย และอัตราการป่วย ล่วงหน้าในปี พ.ศ. 2542 - 2544 โดยคำนวณจากจำนวนประชากรทั้งหมดในจังหวัดฉะเชิงเทรา ซึ่งทางสาธารณสุขจังหวัดฉะเชิงเทราได้คาดคะเนไว้ล่วงหน้าแล้ว (แสดงข้อมูลจำนวนประชากรในภาคผนวก) ดังต่อไปนี้

$$\text{ตัวแบบพยากรณ์ คือ } \hat{Y}_t = 0.2727\hat{Y}_{2t} + 0.7273\hat{Y}_{3t}$$

โดยที่

\hat{Y}_{2t} คือ ค่าพยากรณ์ที่ได้จากวิธีวินเทอร์

\hat{Y}_{3t} คือ ค่าพยากรณ์ที่ได้จากวิธีของบอกรีและเจนกินส์

ตาราง 4.14 ตารางแสดงค่าจริงในปี 2541 และค่าพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคตาแดง(คน) และค่าร้อยละของอัตราการป่วย โดยวิธีการพยากรณ์ร่วมด้วยวิธีการค่าสัมบูรณ์ต่ำสุด ในปี พ.ศ. 2542 - 2544

เดือน	ค่าจริง ปี พ.ศ. 2541	ค่าพยากรณ์ ปี พ.ศ. 2542	ค่าพยากรณ์ ปี พ.ศ. 2543	ค่าพยากรณ์ ปี พ.ศ. 2544
มกราคม	55	44	49	51
กุมภาพันธ์	38	47	49	49
มีนาคม	42	47	49	50
เมษายน	30	42	46	47
พฤษภาคม	32	42	46	46
มิถุนายน	34	45	48	48
กรกฎาคม	39	47	49	49
สิงหาคม	47	49	50	51
กันยายน	71	61	58	58
ตุลาคม	120	79	72	73
พฤศจิกายน	60	54	52	53
ธันวาคม	35	45	49	49
รวม	603	602	617	624
อัตราการป่วย	0.096	0.0953	0.097	0.097

จากตารางที่ 4.14 คาดว่าในปี พ.ศ. 2542 จะมีรายงานจำนวนผู้ป่วยโรคตาแดง เท่ากับ 602 คน คิดเป็นอัตราการป่วยร้อยละ 0.095 ปี พ.ศ. 2543 เท่ากับ 617 คน คิดเป็นอัตราการป่วยร้อยละ 0.097 และในปี พ.ศ. 2544 เท่ากับ 624 คน คิดเป็นอัตราการป่วยร้อยละ 0.097 นอกจากนี้พบว่ามีจำนวนผู้ป่วยมากในช่วงเดือนสิงหาคม - พฤศจิกายน

ตาราง 4.15 ตารางแสดงการเปรียบเทียบค่าพยากรณ์ค่าพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคตาแดง(คน) ที่ได้ในปี พ.ศ. 2542 - 2544 กับค่าจริงในปี 2541

ปี	ค่าจริง	ค่าพยากรณ์	ผลต่าง	
			+เพิ่ม / -ลด	เปอร์เซ็นต์
2541	603	-	-	-
2542	-	602	-1	-0.166%
2543	-	617	+14	+2.322%
2544	-	624	+21	+3.483%

จากตารางที่ 4.15 ได้คาดคะเนแนวโน้มของการเกิดโรคตาแดงในปี พ.ศ. 2542 พบว่ามีแนวโน้มลดลงจากปี พ.ศ. 2541 คิดเป็น 0.166% ส่วนในปี พ.ศ. 2543 และ 2544 มีแนวโน้มสูงขึ้น คิดเป็น 2.322% และ 3.483% ตามลำดับ

ตาราง 4.16 ตารางแสดงการเปรียบเทียบค่าพยากรณ์ของค่าร้อยละของอัตราการป่วย ที่ได้ในปี พ.ศ. 2542 - 2544 กับค่าร้อยละของอัตราการป่วยจริงในปี 2541

ปี	ค่าจริง	ค่าพยากรณ์	ผลต่าง	
			+เพิ่ม / -ลด	เปอร์เซ็นต์
2541	0.096	-	-	-
2542	-	0.095	-0.001	-1.042%
2543	-	0.097	+0.001	+1.042%
2544	-	0.097	+0.001	+1.042%

จากตารางที่ 4.16 ได้คาดคะเนแนวโน้มของอัตราการป่วยโรคตาแดงในปี พ.ศ. 2542 พบว่ามีแนวโน้มลดลงจากปี พ.ศ. 2541 คิดเป็น 1.042% ส่วนในปี พ.ศ. 2543 และ 2544 พบว่ามีแนวโน้มสูงขึ้นในอัตราที่เท่า ๆ กัน คิดเป็น 1.042%

4.5 ตัวแบบพยากรณ์สำหรับจำนวนผู้ป่วยโรคไข้หวัดใหญ่ (Influenza)

หลังจากทำการวิเคราะห์หาตัวแบบพยากรณ์โดยใช้วิธีการค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ วิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลัง วิธีการของโฮลท์ วิธีการของวินเตอร์ วิธีการบอชซ์และเจนกินส์ วิธีการพยากรณ์รวม โดยการหาค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนักด้วยวิธีการให้น้ำหนักที่เท่ากัน และด้วยวิธีการค่าสัมบูรณ์ต่ำสุดแล้ว ได้ตัวแบบพยากรณ์สำหรับพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยด้วยโรคที่ต้องเฝ้าระวังทางระบาดวิทยา สำหรับแต่ละวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ ดังข้างต้น หลังจากนั้นจึงทำการเปรียบเทียบค่าความเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนของตัวแบบพยากรณ์ที่ได้จากแต่ละวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ ทั้ง 5 วิธีแล้วจึงเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่ให้ค่าเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนต่ำสุด ต่อจากนั้นทำการพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยที่ต้องเฝ้าระวังทางระบาดวิทยา และอัตราการป่วยล่วงหน้า ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542 - 2544 ดังจะนำเสนอผลการวิเคราะห์แบ่งตามขั้นตอน ดังนี้

4.5.1 ตัวแบบพยากรณ์ที่ได้จากวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ 5 วิธี

4.5.1.1 วิธีบอชซ์และเจนกินส์

ข้อมูลของจำนวนผู้ป่วยที่นำมาวิเคราะห์มีลักษณะเป็นรายเดือนตั้งแต่ปี พ.ศ. 2526 - 2541 อนุกรมเวลาชุดนี้มีการเคลื่อนไหว เนื่องจากแนวโน้มและฤดูกาล โดยดำเนินการตามขั้นตอนการสร้างตัวแบบพยากรณ์ของวิธีบอชซ์และเจนกินส์แล้ว ได้ตัวแบบการพยากรณ์แบบ ARIMA $(1,1,1)(0,1,1)_{12}$ เป็นตัวแบบที่เหมาะสม

ตัวแบบพยากรณ์สำหรับจำนวนผู้ป่วยโรคไข้หวัดใหญ่ คือ

$$(1 - \phi_1 B)(1 - B)(1 - B^{12})Z_t = \delta - C + (1 - \theta_1 B)(1 - \Theta_{12} B^{12})a_t$$

กำหนดให้

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

$$Z_t = \ln Y_t$$

จะได้

$$W_t = \delta - C + \phi_1 W_{t-1} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \Theta_{12} a_{t-12} + \theta_1 \Theta_{12} a_{t-13}$$

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ของรูปแบบพยากรณ์ ARIMA $(1,1,1)(0,1,1)_{12}$ ค่าประมาณที่ของ $\phi_1 = 0.3319$, $\theta_1 = 0.8504$ และ $\Theta_{12} = 0.8046$ ดังนั้นตัวแบบการพยากรณ์เป็นดังนี้

$$W_t = a_t + 0.3319W_{t-1} - 0.8504a_{t-1} - 0.8046a_{t-2} + 0.6842a_{t-3}$$

4.5.1.2 เทคนิคการปรับให้เรียบ

ลักษณะการเคลื่อนไหวของข้อมูลอนุกรมเวลาชุดนี้นั้นมีการเคลื่อนไหวเนื่องจากแนวโน้มและฤดูกาล โดยมีลักษณะการเคลื่อนไหวเนื่องจากแนวโน้มและฤดูกาล ซึ่งเหมาะสำหรับวิธีการพยากรณ์แบบวินเตอร์ โดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูปคำนวณหาค่าคงที่ (α, γ, δ) ที่เหมาะสมเพื่อให้ได้ค่าพยากรณ์ที่มีความคลาดเคลื่อนน้อยที่สุด จากนั้นทำการวินิจฉัยความเพียงพอของตัวแบบ โดยแสดงรายละเอียดในภาคผนวก

โดยค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับอนุกรมเวลาชุดนี้มี 3 ค่า คือ ค่าปรับให้เรียบระหว่างข้อมูลกับค่าพยากรณ์ $(\alpha) = 0.501$ ค่าปรับให้เรียบระหว่างแนวโน้มกับค่าประมาณแนวโน้ม $(\gamma) = 0.001$ และค่าปรับให้เรียบระหว่างฤดูกาลจริงกับค่าประมาณ $(\delta) = 0.601$ ดังนั้นตัวแบบการพยากรณ์เป็นดังนี้

$$\hat{Y}_t = (5.58 - 0.51t)I_t \quad ; t = 1, 2, \dots$$

4.5.1.3 การวิเคราะห์ห้อนุกรมเวลาแบบคลาสสิก

ข้อมูลของจำนวนผู้ป่วยที่นำมาวิเคราะห์มีลักษณะเป็นรายเดือนตั้งแต่ปี พ.ศ. 2526 - 2541 ลักษณะข้อมูลชุดนี้มีอิทธิพลเนื่องจากแนวโน้ม และฤดูกาล โดยดำเนินการตามขั้นตอนการสร้างตัวแบบพยากรณ์ของวิธีการวิเคราะห์ห้อนุกรมเวลาแบบคลาสสิก จึงกำหนดตัวแปรอิสระในตัวแบบสมการพยากรณ์ คือ ตัวแปรบ่งชี้เวลา(t) สำหรับอิทธิพลเนื่องจากแนวโน้ม และตัวแปรบ่งชี้ฤดูกาล($X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{12t}$) สำหรับอิทธิพลเนื่องจากฤดูกาล ซึ่งได้ตัวแบบพยากรณ์ ดังต่อไปนี้

$$\ln \hat{Y}_t = 4.507 - 0.009t + 0.302X_{1t} + 0.13X_{2t} + 0.09X_{3t} - 0.063X_{4t} + 0.398X_{5t} + 0.693X_{6t} + 0.659X_{7t} + 0.728X_{8t} + 0.633X_{9t} + 0.634X_{10t} + 0.635X_{11t}$$

การตรวจสอบความเหมาะสมของรูปแบบพยากรณ์ โดยพิจารณาคอเรลโลแกรมของเศษเหลือตกค้างกับแกนเวลา ($r_k(e)$) พบว่าค่าเศษเหลือตกค้างมีรูปแบบเหมาะสมกับรูปแบบ AR(1) ดังนี้ คือ

$$\varepsilon_t = \phi \varepsilon_{t-1} + \eta_t \quad ; t = 1, 2, \dots, n$$

ดังนั้นจึงทำการวิเคราะห์อนุกรมเวลาใหม่โดยใช้วิธี *Autoregression* ซึ่งมีรูปแบบของ เศษเหลือตกค้างเป็น $AR(1)$ มีตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมดังนี้

$$\ln \hat{Y}_t = 4.476 - 0.01t + 0.309X_{1t} + 0.147X_{2t} + 0.113X_{3t} - 0.037X_{4t} + 0.424X_{5t} \\ + 0.72X_{6t} + 0.686X_{7t} + 0.755X_{8t} + 0.656X_{9t} + 0.655X_{10t} + 0.378X_{11t} + \varepsilon_t$$

หรือ

$$\hat{Y}_t = \exp\{4.476 - 0.01t + 0.309X_{1t} + 0.147X_{2t} + 0.113X_{3t} - 0.037X_{4t} + 0.424X_{5t} \\ + 0.72X_{6t} + 0.686X_{7t} + 0.755X_{8t} + 0.656X_{9t} + 0.655X_{10t} + 0.378X_{11t} + \varepsilon_t\}$$

โดยที่ $\varepsilon_t = 0.514\varepsilon_{t-1}$

4.5.1.4 วิธีการพยากรณ์ร่วม

จากการพิจารณาวิธีการพยากรณ์ร่วม โดยการหาค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนักกับวิธีการพยากรณ์ เดี่ยวด้วยกัน 3 วิธี คือ การวิเคราะห์อนุกรมเวลาแบบคลาสสิก, วิธีการของวินเตอร์ และวิธีบ็อกซ์ และเจนกินส์ โดยการแบ่งวิธีการให้ค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนักเป็น 2 วิธี ดังนี้คือ วิธีการให้น้ำหนักที่เท่า กัน และด้วยวิธีการค่าสัมบูรณ์ต่ำสุด โดยดำเนินการตามขั้นตอนของวิธีการพยากรณ์ร่วม ด้วยวิธี การวิเคราะห์ที่นั่นเองเดียวกันกับตัวแบบพยากรณ์ที่กล่าวมาแล้วข้างต้น

ตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมสำหรับวิธีการพยากรณ์ร่วมโดยวิธีการให้น้ำหนักที่เท่ากัน คือ

$$\hat{Y}_t = 0.333\hat{Y}_{1t} + 0.333\hat{Y}_{2t} + 0.333\hat{Y}_{3t}$$

ตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมสำหรับวิธีการพยากรณ์ร่วมโดยวิธีการค่าสัมบูรณ์ต่ำสุด คือ

$$\hat{Y}_t = 1.000\hat{Y}_{3t}$$

โดยที่ตัวแบบ

$$\hat{Y}_{1t} = (5.58 - 0.51t)I_t \quad ; t = 1, 2, \dots$$

$$\hat{Y}_{2t} =$$

$$\hat{Y}_t = \exp\{4.476 - 0.01t + 0.309X_{1t} + 0.147X_{2t} + 0.113X_{3t} - 0.037X_{4t} + 0.424X_{5t} \\ + 0.72X_{6t} + 0.686X_{7t} + 0.755X_{8t} + 0.656X_{9t} + 0.655X_{10t} + 0.378X_{11t} + \varepsilon_t\}$$

โดยที่ $\varepsilon_t = 0.514\varepsilon_{t-1}$

$$\hat{Y}_t =$$

$$W_t = a_t + 0.3319W_{t-1} - 0.8504a_{t-1} - 0.8046a_{t-12} + 0.6842a_{t-13}$$

โดยที่

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

$$Z_t = \ln Y_t$$

4.5.2 การเปรียบเทียบค่าความคลาดเคลื่อนของตัวแบบพยากรณ์ที่ได้จากวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ

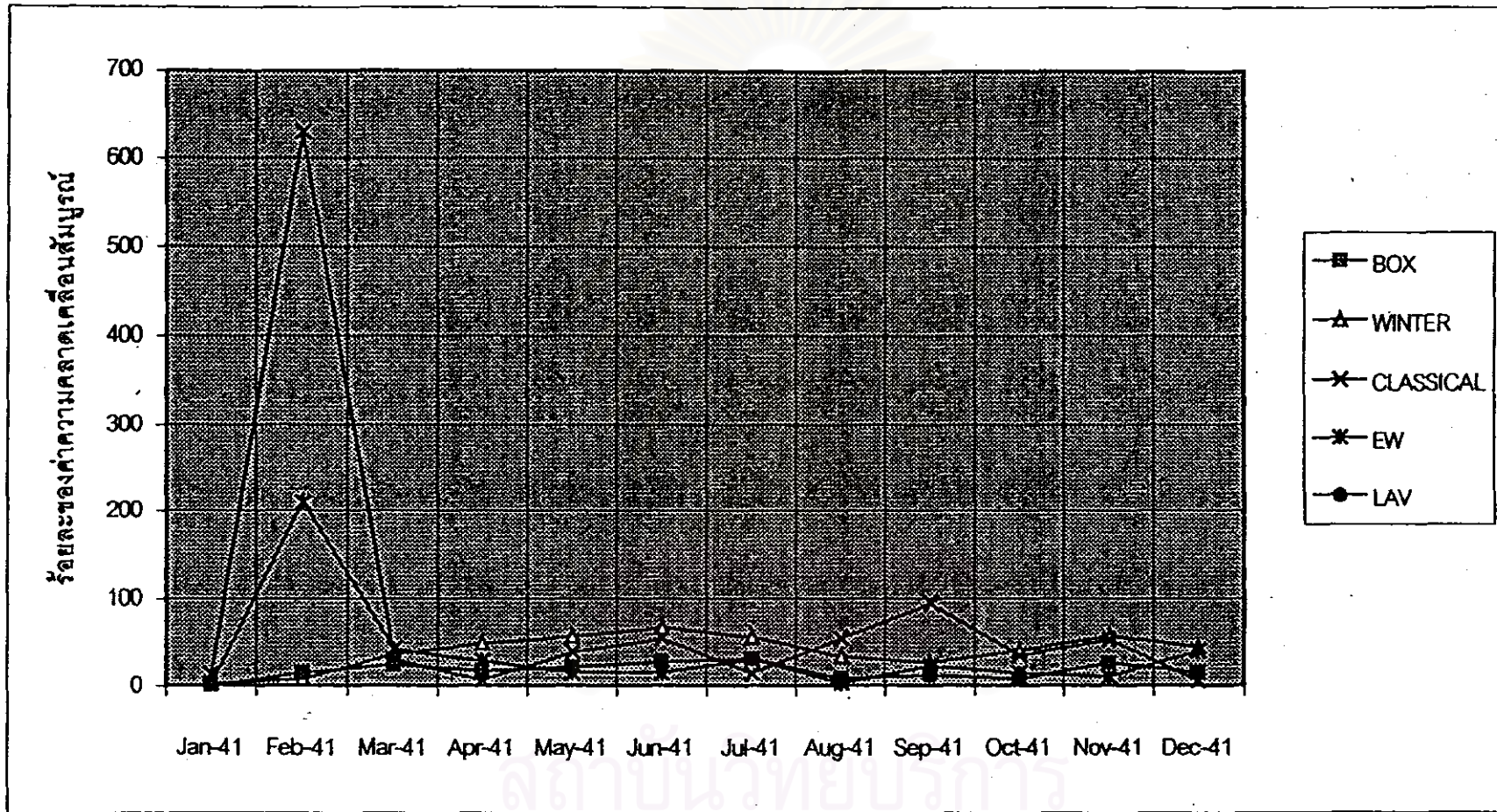
การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์เดี่ยว 3 วิธี วิธีการพยากรณ์รวมโดยการให้ค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนัก 2 วิธี และค่าคาดคะเนที่ได้จากทั้ง 5 วิธี โดยพิจารณาจากค่าเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ (Mean Absolute Percent Error) ซึ่งผลการวิเคราะห์เป็นดังนี้

เมื่อพิจารณาค่าเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์จากการพยากรณ์ ของวิธีการพยากรณ์เดี่ยว 4 วิธี กับวิธีการพยากรณ์รวมโดยการหาค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนัก 2 วิธี จากการแสดงผลการเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ ในตารางที่ 4.5 โดยการพิจารณาจากค่า MAPE ดังนี้ ค่าพยากรณ์ที่ได้จากวิธีบอซซ์และเจนกินส์ และค่าพยากรณ์ที่ได้จากวิธีการพยากรณ์รวมโดยวิธีค่าสัมบูรณ์ต่ำสุดให้ค่า MAPE เท่ากันโดยเท่ากับ 17.2726, ค่าพยากรณ์ที่ได้จากเทคนิคการปรับให้เรียบโดยวิธีของวินเตอร์ให้ค่า MAPE เท่ากับ 39.6557, ค่าพยากรณ์ที่ได้จากการวิเคราะห์อนุกรมเวลาแบบคลาสสิกให้ค่า MAPE เท่ากับ 85.8707 และค่าพยากรณ์ที่ได้จากวิธีการพยากรณ์รวมโดยการให้ค่าเฉลี่ยน้ำหนักที่เท่ากันให้ค่า MAPE เท่ากับ 36.2354

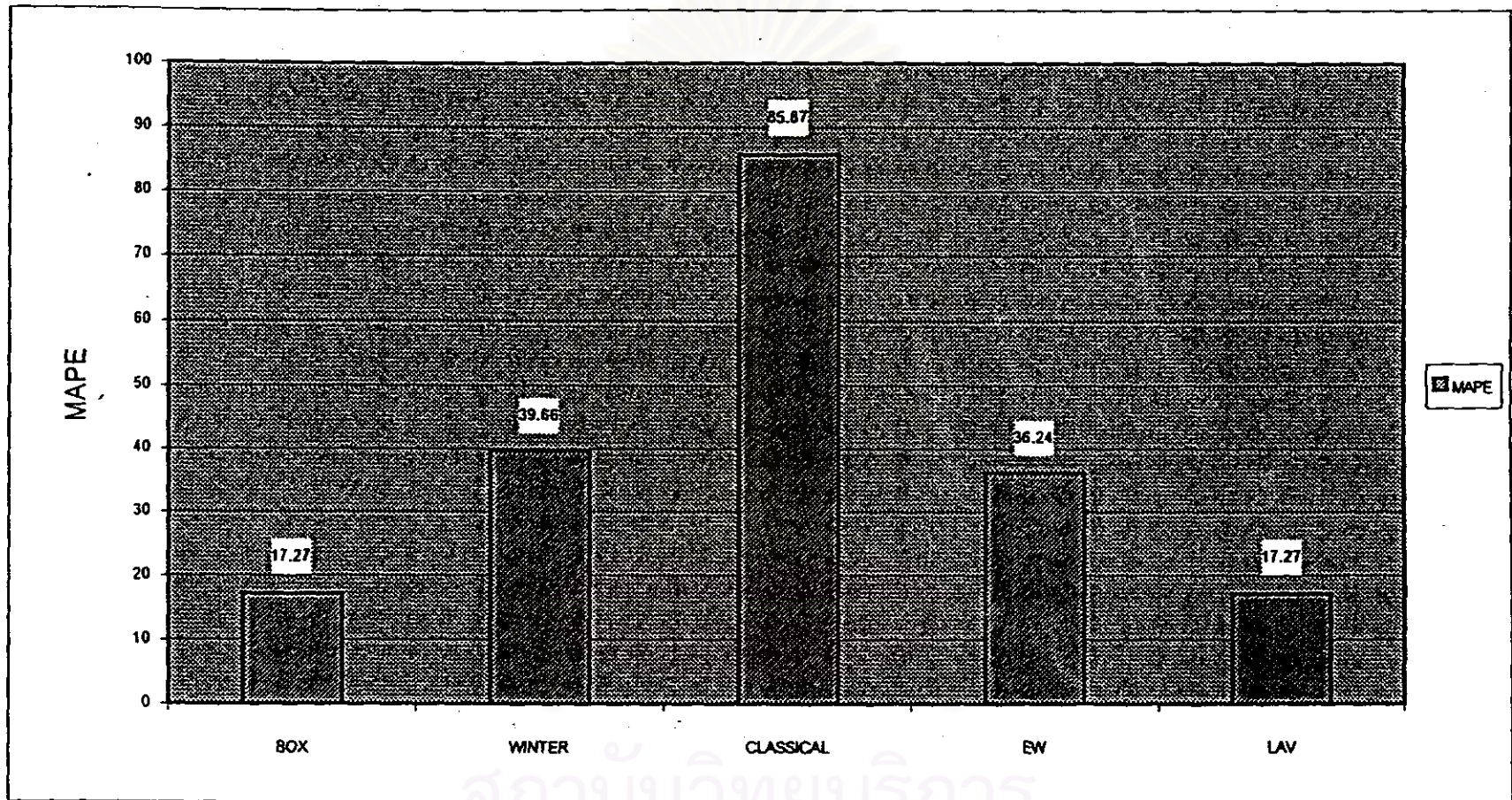
สรุปได้ว่า ในการคาดคะเนจำนวนผู้ป่วย ด้วยวิธีบอซซ์และเจนกินส์ มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้ ส่วนค่าพยากรณ์จากวิธีการพยากรณ์รวมโดยให้ค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนักที่เท่ากัน และค่าพยากรณ์จากวิธีการของวินเตอร์ มีความเหมาะสมรองลงมา ตามลำดับ ดังนี้แสดงในรูปกราฟที่ 4.9 แสดงถึงกราฟร้อยละของความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ของแต่ละวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ และรูปกราฟที่ 4.10 แสดงกราฟการเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ของแต่ละวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ ดังต่อไปนี้

ตาราง 4.17 ตารางเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ จากวิธีการพยากรณ์ 5 วิธี ในปี พ.ศ. 2541 ของข้อมูลจำนวนของผู้ป่วย กรณี : โรคไข้หวัดใหญ่

เดือน	จำนวนผู้ป่วย จริงปี 2541	จำนวนผู้ป่วยที่พยากรณ์จากวิธี									
		คลาสสิก	APE	วินเตอร์	APE	บอว์และเจนกินส์	APE	EW	APE	LAV	APE
มกราคม	15	17.	13.33	15	2.97	15	0.08	15	2.22	15	0.08
กุมภาพันธ์	10	73	630.0	9	7.96	11	14.87	31	210.0	11	14.87
มีนาคม	23	16	30.43	11	36.33	13	24.63	13	42.03	13	24.63
เมษายน	15	16	6.67	7	48.67	10	17.07	11	28.89	10	17.07
พฤษภาคม	18	25	38.89	8	56.94	14	21.59	15	14.81	14	21.59
มิถุนายน	22	34	54.55	7	66.78	15	27.99	19	15.15	15	27.99
กรกฎาคม	28	32	14.29	11	56.15	16	30.77	19	30.95	16	30.77
สิงหาคม	22	34	54.55	15	33.84	20	8.32	23	3.03	20	8.32
กันยายน	16	31	93.75	12	26.71	17	12.15	20	22.92	17	12.15
ตุลาคม	23	31	34.78	11	39.91	17	7.96	20	14.49	17	7.96
พฤศจิกายน	15	23	53.33	6	57.17	11	26.60	13	11.11	11	26.60
ธันวาคม	17	18	5.88	6	44.16	8	15.26	10	39.22	8	15.26
MAPE			85.87		39.66		17.27		36.24		17.27



กราฟ 4.9 แสดงร้อยละของค่าความคลาดเคลื่อนสมบูรณ์ ของตัวแบบที่ 5 ข้อมูลจำนวนผู้ป่วย กรณี : โรคไข้หวัดใหญ่



กราฟ 4.10 แสดงการเปรียบเทียบค่า MAPE ของตัวแบบที่ 5 ข้อมูลของจำนวนผู้ป่วย กรณี : โรคไข้หวัดใหญ่

4.5.3 การพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคไข้หวัดใหญ่ล่วงหน้า ในปี พ.ศ. 2542 - 2544

หลังจากได้ตัวแบบที่เหมาะสมในการพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคไข้หวัดใหญ่แล้ว ดังนั้นจึงทำการพยากรณ์ข้อมูลจำนวนผู้ป่วย และอัตราการป่วย ล่วงหน้าในปี พ.ศ. 2542 - 2544 โดยคำนวณจากจำนวนประชากรทั้งหมดในจังหวัดฉะเชิงเทรา ซึ่งทางสาธารณสุขจังหวัดฉะเชิงเทราได้คาดคะเนไว้ล่วงหน้าแล้ว (แสดงข้อมูลจำนวนประชากรในภาคผนวก) ดังต่อไปนี้

ตัวแบบพยากรณ์ คือ

$$W_t = a_t + 0.3319W_{t-1} - 0.8504a_{t-1} - 0.8046a_{t-12} + 0.6842a_{t-13}$$

โดยที่

$$W_t = (I - B)(1 - B^{12})Z_t$$

$$Z_t = \ln Y_t$$

ตาราง 4.18 ตารางแสดงค่าจริงในปี 2541 และค่าพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคไข้หวัดใหญ่(คน) และร้อยละของอัตราการป่วย โดยวิธีการพยากรณ์ร่วมด้วยวิธีการค่าสัมบูรณ์ต่ำสุด ในปี พ.ศ. 2542 - 2544

เดือน	ค่าจริง ปี พ.ศ. 2541	ค่าพยากรณ์ ปี พ.ศ. 2542	ค่าพยากรณ์ ปี พ.ศ. 2543	ค่าพยากรณ์ ปี พ.ศ. 2544
มกราคม	15	15	12	10
กุมภาพันธ์	10	10	9	7
มีนาคม	23	13	11	39
เมษายน	15	10	9	7
พฤษภาคม	18	14	12	10
มิถุนายน	22	15	13	11
กรกฎาคม	28	17	14	12
สิงหาคม	22	19	16	14
กันยายน	16	16	14	12
ตุลาคม	23	17	14	12
พฤศจิกายน	15	11	9	8
ธันวาคม	17	8	7	6
รวม	224	165	140	148
อัตราการป่วย	0.036	0.0261	0.022	0.023

จากตารางที่ 4.18 คาดว่าในปี พ.ศ. 2542 จะมีรายงานจำนวนผู้ป่วยโรคไข้หวัดใหญ่ เท่ากับ 165 คน คิดเป็นอัตราการป่วยร้อยละ 0.026 ปี พ.ศ. 2543 เท่ากับ 140 คน คิดเป็นอัตราการป่วยร้อยละ 0.022 และในปี พ.ศ. 2544 เท่ากับ 148 คน คิดเป็นอัตราการป่วยร้อยละ 0.023 นอกจากนี้พบว่ามียาจำนวนผู้ป่วยมากในช่วงเดือน พฤษภาคม - สิงหาคม ของแต่ละปี

ตาราง 4.19 ตารางแสดงการเปรียบเทียบค่าพยากรณ์ค่าพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคไข้หวัดใหญ่ (คน) ที่ได้ในปี พ.ศ. 2542 - 2544 กับค่าจริงในปี 2541

ปี	ค่าจริง	ค่าพยากรณ์	ผลต่าง	
			+เพิ่ม / -ลด	เปอร์เซ็นต์
2541	224	-	-	-
2542	-	165	-59	-26.34%
2543	-	140	-84	-37.5%
2544	-	148	-76	-33.93%

จากตารางที่ 4.19 ได้คาดคะเนแนวโน้มของการเกิดโรคไข้หวัดใหญ่ในปี พ.ศ. 2542 - 2544 พบว่ามีแนวโน้มลดลงจากปี พ.ศ. 2541 คิดเป็น 26.34%, 37.5% และ 33.93% ตามลำดับ

ตาราง 4.20 ตารางแสดงการเปรียบเทียบค่าพยากรณ์ของค่าร้อยละของอัตราการป่วย ที่ได้ในปี พ.ศ. 2542 - 2544 กับค่าร้อยละของอัตราการป่วยจริงในปี 2541

ปี	ค่าจริง	ค่าพยากรณ์	ผลต่าง	
			+เพิ่ม / -ลด	เปอร์เซ็นต์
2541	0.036	-	-	-
2542	-	0.026	-0.01	-27.778%
2543	-	0.022	-0.014	-38.889%
2544	-	0.023	-0.013	-36.111%

จากตารางที่ 4.20 ได้คาดคะเนแนวโน้มของอัตราการป่วยโรคไข้หวัดใหญ่ในปี พ.ศ. 2542 - 2544 พบว่ามีแนวโน้มลดลงจากปี พ.ศ. 2541 คิดเป็น 27.778%, 38.887% และ 36.111 ตามลำดับ

4.6 ตัวแบบพยากรณ์สำหรับจำนวนผู้ป่วยโรคสุกใส (Chickenpox)

หลังจากทำการวิเคราะห์หาตัวแบบพยากรณ์โดยใช้วิธีการค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ วิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลัง วิธีการของโฮลท์ วิธีการของวินเตอร์ วิธีการบอชและเจนกินส์ วิธีการพยากรณ์รวม โดยการหาค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนักด้วยวิธีการให้น้ำหนักที่เท่ากัน และด้วยวิธีการค่าสัมบูรณ์ต่ำสุดแล้ว ได้ตัวแบบพยากรณ์สำหรับพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยด้วยโรคที่ต้องเฝ้าระวังทางระบาดวิทยา สำหรับแต่ละวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ ดังข้างต้น หลังจากนั้นจึงทำการเปรียบเทียบค่าความเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนของตัวแบบพยากรณ์ที่ได้จากแต่ละวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ ทั้ง 5 วิธีแล้วจึงเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่ให้ค่าเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนต่ำสุด ต่อจากนั้นทำการพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยที่ต้องเฝ้าระวังทางระบาดวิทยา และอัตราการป่วยล่วงหน้า ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542 - 2544 ดังจะนำเสนอผลการวิเคราะห์แบ่งตามขั้นตอน ดังนี้

4.6.1 ตัวแบบพยากรณ์ที่ได้จากวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ 5 วิธี

4.6.1.1 วิธีบอชและเจนกินส์

ข้อมูลของจำนวนผู้ป่วยที่นำมาวิเคราะห์มีลักษณะเป็นรายเดือนตั้งแต่ปี พ.ศ. 2526 - 2541 อนุกรมเวลาชุดนี้มีการเคลื่อนไหว เนื่องจากแนวโน้มและฤดูกาล โดยดำเนินการตามขั้นตอนการสร้างตัวแบบพยากรณ์ของวิธีบอชและเจนกินส์แล้ว ได้ตัวแบบการพยากรณ์แบบ ARIMA $(0,1,1)(0,1,1)_{12}$ เป็นตัวแบบที่เหมาะสม

ตัวแบบพยากรณ์สำหรับจำนวนผู้ป่วยโรคสุกใส คือ

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

กำหนดให้

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

$$Z_t = \ln Y_t$$

จะได้

$$W_t = \delta - C + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \Theta_{12} a_{t-12} - \theta_1 \Theta_{12} a_{t-13}$$

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ของรูปแบบพยากรณ์ $ARIMA(0,1,1)(0,1,1)_{12}$ ค่าประมาณของ $\theta_1 = 0.7730$ และ $\theta_{12} = 0.8781$ ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์เป็นดังนี้

$$W_t = a_t - 0.7330a_{t-1} - 0.8781a_{t-12} - 0.6788a_{t-13}$$

4.6.1.2 เทคนิคการปรับให้เรียบ

ลักษณะการเคลื่อนไหวของข้อมูลอนุกรมเวลาชุดนี้นั้นมีการเคลื่อนไหวเนื่องจากแนวโน้มและฤดูกาล โดยมีลักษณะการเคลื่อนไหวเนื่องจากแนวโน้มและฤดูกาล ซึ่งเหมาะสำหรับวิธีการพยากรณ์แบบวินเตอร์ โดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูปคำนวณหาค่าคงที่ (α, γ, δ) ที่เหมาะสมเพื่อให้ได้ค่าพยากรณ์ที่มีความคลาดเคลื่อนน้อยที่สุด จากนั้นทำการวินิจฉัยความเพียงพอของตัวแบบ โดยแสดงรายละเอียดในภาคผนวก

โดยค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับอนุกรมเวลาชุดนี้มี 3 ค่า คือ ค่าปรับให้เรียบระหว่างข้อมูลกับค่าพยากรณ์ $(\alpha) = 0.401$ ค่าปรับให้เรียบระหว่างแนวโน้มกับค่าประมาณแนวโน้ม $(\gamma) = 0.101$ และค่าปรับให้เรียบระหว่างฤดูกาลจริงกับค่าประมาณ $(\delta) = 0.001$ ดังนั้นตัวแบบการพยากรณ์เป็นดังนี้

$$\hat{Y}_t = (18.57 + 0.33t)I_t \quad ; t = 1, 2, \dots$$

4.6.1.3 การวิเคราะห์อนุกรมเวลาแบบคลาสสิก

ข้อมูลของจำนวนผู้ป่วยที่นำมาวิเคราะห์นี้มีลักษณะเป็นรายเดือนตั้งแต่ปี พ.ศ. 2526 - 2541 ลักษณะข้อมูลชุดนี้มีอิทธิพลเนื่องจากแนวโน้ม และฤดูกาล โดยดำเนินการตามขั้นตอนการสร้างตัวแบบพยากรณ์ของวิธีการวิเคราะห์อนุกรมเวลาแบบคลาสสิก จึงกำหนดตัวแปรอิสระในตัวแบบสมการพยากรณ์ คือ ตัวแปรบ่งชี้เวลา(t) สำหรับอิทธิพลเนื่องจากแนวโน้ม และตัวแปรบ่งชี้ฤดูกาล($X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{12t}$) สำหรับอิทธิพลเนื่องจากฤดูกาล ซึ่งได้ตัวแบบพยากรณ์ ดังต่อไปนี้

$$\ln \hat{Y}_t = 0.793 + 0.015t + 1.238X_{1t} + 1.477X_{2t} + 1.265X_{3t} + 0.616X_{4t} + 0.182X_{5t} - 0.46X_{6t} - 0.295X_{7t} - 0.393X_{8t} - 0.442X_{9t} - 0.461X_{10t} - 0.137X_{11t}$$

การตรวจสอบความเหมาะสมของรูปแบบพยากรณ์ โดยพิจารณาคอเรลโลแกรมของเศษเหลือตกค้างกับแกนเวลา ($r_k(e_t)$) พบว่าค่าเศษเหลือตกค้างมีรูปแบบเหมาะสมกับรูปแบบ AR(1) ดังนี้ คือ

$$\varepsilon_t = \phi\varepsilon_{t-1} + \eta_t \quad ; t = 1, 2, \dots, n$$

ดังนั้นจึงทำการวิเคราะห์หอนุกรมเวลาใหม่โดยใช้วิธี Autoregression ซึ่งมีรูปแบบของเศษเหลือตกค้างเป็น AR(1) มีตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมดังนี้

$$\ln \hat{Y}_t = 0.743 + 0.015t + 1.26X_{1t} + 1.513X_{2t} + 1.305X_{3t} + 0.656X_{4t} + 0.223X_{5t} - 0.419X_{6t} - 0.254X_{7t} - 0.352X_{8t} - 0.402X_{9t} - 0.424X_{10t} - 0.109X_{11t} + \varepsilon_t$$

หรือ

$$\hat{Y}_t = \exp\{0.743 + 0.015t + 1.26X_{1t} + 1.513X_{2t} + 1.305X_{3t} + 0.626X_{4t} + 0.223X_{5t} - 0.419X_{6t} - 0.254X_{7t} - 0.352X_{8t} - 0.402X_{9t} - 0.424X_{10t} - 0.109X_{11t} + \varepsilon_t\}$$

โดยที่ $\varepsilon_t = 0.303\varepsilon_{t-1}$

4.6.1.4 วิธีการพยากรณ์ร่วม

จากการพิจารณาวิธีการพยากรณ์ร่วม โดยการหาค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนักกับวิธีการพยากรณ์เดี่ยวด้วยกัน 3 วิธี คือ การวิเคราะห์หอนุกรมเวลาแบบคลาสสิก, วิธีการของวินเตอร์ และวิธีบอกรี และเจนนินส์ โดยการแบ่งวิธีการให้ค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนักเป็น 2 วิธี ดังนี้คือ วิธีการให้น้ำหนักที่เท่ากัน และด้วยวิธีการค่าสัมบูรณ์ต่ำสุด โดยดำเนินการตามขั้นตอนของวิธีการพยากรณ์ร่วม ด้วยวิธีการวิเคราะห์ที่ตนเองเดียวกันกับตัวแบบพยากรณ์ที่กล่าวมาแล้วข้างต้น

ตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมสำหรับวิธีการพยากรณ์ร่วมโดยวิธีการให้น้ำหนักที่เท่ากัน คือ

$$\hat{Y}_t = 0.333\hat{Y}_{1t} + 0.333\hat{Y}_{2t} + 0.333\hat{Y}_{3t}$$

ตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมสำหรับวิธีการพยากรณ์ร่วมโดยวิธีการค่าสัมบูรณ์ต่ำสุด คือ

$$\hat{Y}_t = 0.500\hat{Y}_{2t} + 0.500\hat{Y}_{3t}$$

โดยที่ตัวแบบ

$$\hat{Y}_{1t} = (18.57 + 0.33t)I_t \quad ; t = 1, 2, \dots$$

$$\hat{Y}_{2t} = \exp\{0.743 + 0.015t + 1.26X_{1t} + 1.513X_{2t} + 1.305X_{3t} + 0.626X_{4t} + 0.223X_{5t} - 0.419X_{6t} - 0.254X_{7t} - 0.352X_{8t} - 0.402X_{9t} - 0.424X_{10t} - 0.109X_{11t} + \varepsilon_t\}$$

โดยที่ $\varepsilon_t = 0.303\varepsilon_{t-1}$

$$\hat{Y}_{3t} = W_t = a_t - 0.7330a_{t-1} - 0.8781a_{t-12} - 0.6788a_{t-13}$$

โดยที่

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

$$Z_t = \ln Y_t$$

4.6.2 การเปรียบเทียบค่าความคลาดเคลื่อนของตัวแบบพยากรณ์ที่ได้จากวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ

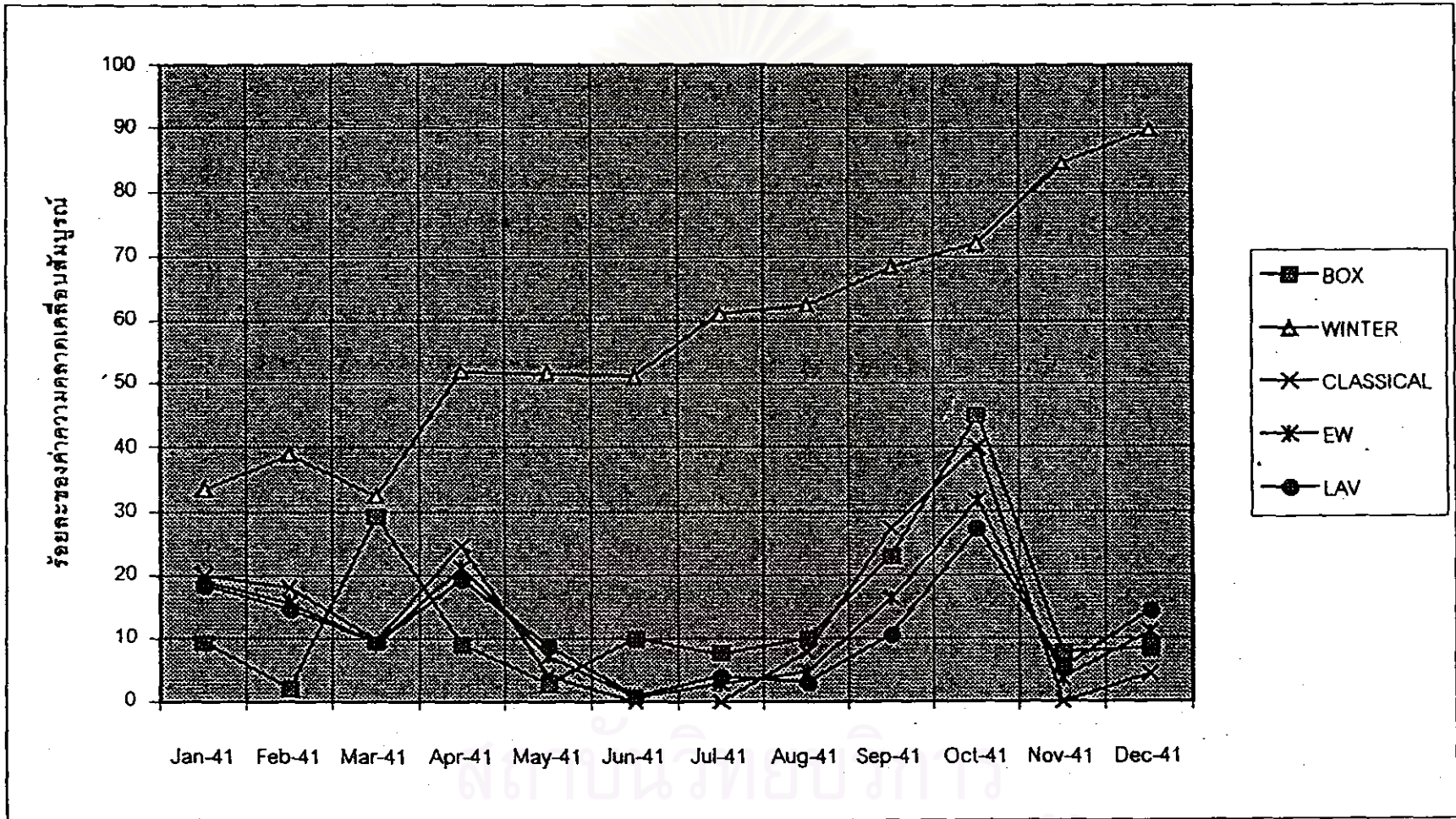
การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์เดี่ยว 3 วิธี วิธีการพยากรณ์รวมโดยการให้ค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนัก 2 วิธี และค่าคาดคะเนที่ได้จากทั้ง 5 วิธี โดยพิจารณาจากค่าเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ (Mean Absolute Percent Error) ซึ่งผลการวิเคราะห์เป็นดังนี้

เมื่อพิจารณาค่าเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์จากการพยากรณ์ ของวิธีการพยากรณ์เดี่ยว 4 วิธี กับวิธีการพยากรณ์รวมโดยการหาค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนัก 2 วิธี จากการแสดงการเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ ในตารางที่ 4.6 โดยพิจารณาจากค่า MAPE ดังนี้ ค่าพยากรณ์ที่ได้จากวิธีบอกซ์และเจนกินส์ให้ค่า MAPE เท่ากับ 13.6861, ค่าพยากรณ์ที่ได้จากเทคนิคการปรับให้เรียบโดยวิธีของวินเตอร์ให้ค่า MAPE เท่ากับ 15.9899, ค่าพยากรณ์ที่ได้จากการวิเคราะห์อนุกรมเวลาแบบคลาสสิกให้ค่า MAPE เท่ากับ 12.9479, ค่าพยากรณ์ที่ได้จากวิธีการพยากรณ์รวมโดยการให้ค่าเฉลี่ยน้ำหนักที่เท่ากันให้ค่า MAPE เท่ากับ 11.8375 และค่าพยากรณ์ที่ได้จากวิธีการพยากรณ์รวมโดยวิธีค่าสัมบูรณ์ต่ำสุดให้ค่า MAPE เท่ากับ 11.2823

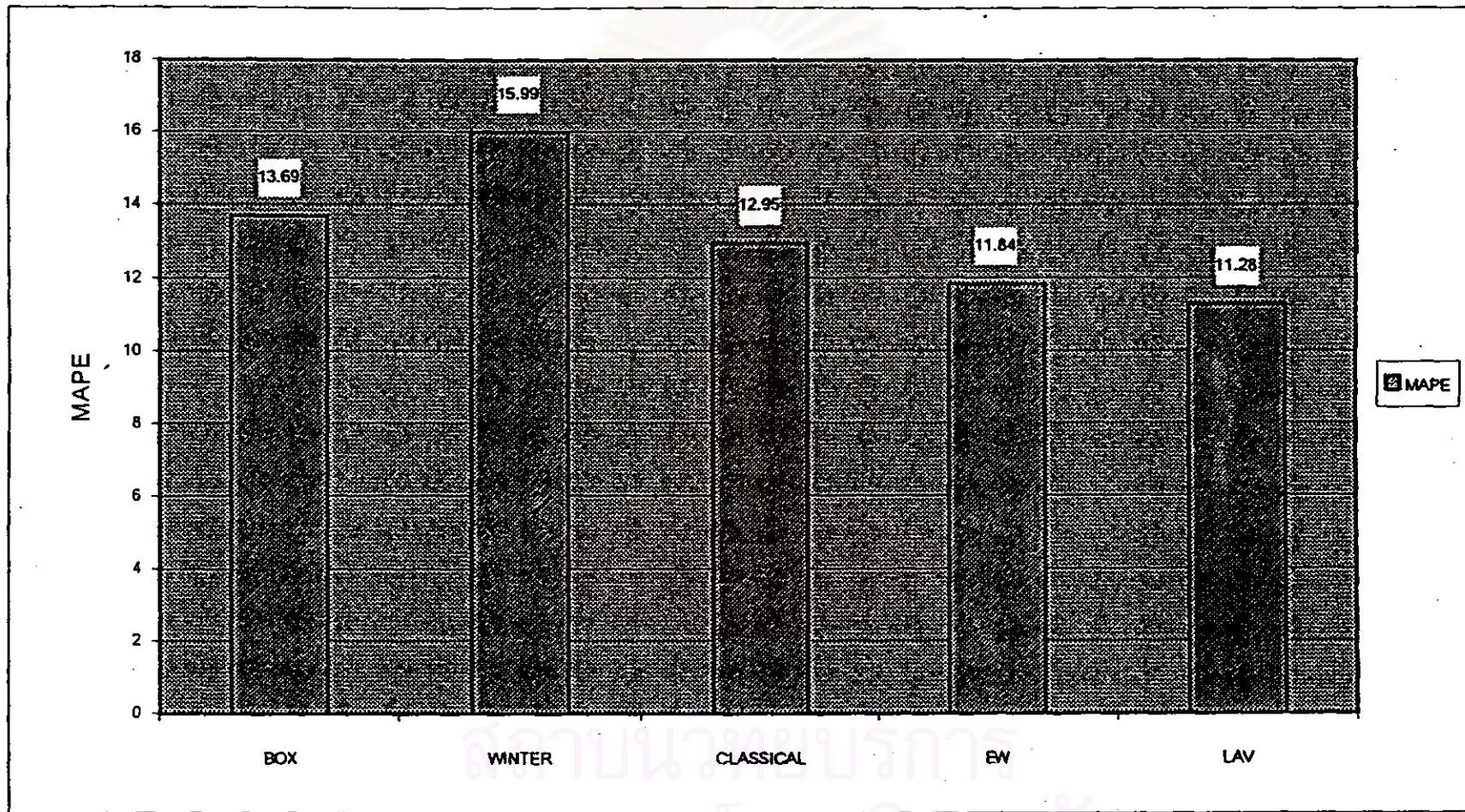
สรุปได้ว่า ในการพยากรณ์จำนวนผู้ป่วย ด้วยวิธีการพยากรณ์รวมโดยวิธีค่าสัมบูรณ์ต่ำสุด มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้ ส่วนค่าพยากรณ์จากวิธีการพยากรณ์รวมโดยการให้ค่าเฉลี่ยน้ำหนักที่เท่ากัน และการวิเคราะห์อนุกรมเวลาแบบคลาสสิก มีความเหมาะสมรองลงมา ตาม ดังแสดงในรูปกราฟที่ 4.11 แสดงถึงกราฟร้อยละของความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ของแต่ละวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ และรูปกราฟที่ 4.12 แสดงกราฟการเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ของแต่ละวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ ดังต่อไปนี้

ตาราง 4.21 ตารางเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ จากวิธีการพยากรณ์ 5 วิธี ในปี พ.ศ. 2541 ของข้อมูลจำนวนของผู้ป่วย กรณี : โรคสุกใส

เดือน	จำนวนผู้ป่วย จริงปี 2541	จำนวนผู้ป่วยที่พยากรณ์จากวิธี									
		คลาสสิก	APE	วินเตอร์	APE	บอห์นและเจนกินส์	APE	EW	APE	LAV	APE
มกราคม	80	64	20.00	53	33.50	72	9.40	65	18.94	65	18.41
กุมภาพันธ์	95	78	17.89	58	38.95	93	2.06	80	15.64	80	14.52
มีนาคม	62	68	9.68	42	32.28	80	29.06	68	9.38	68	9.23
เมษายน	49	37	24.49	24	51.96	45	9.14	39	20.98	39	19.23
พฤษภาคม	25	24	4.00	12	51.79	26	2.92	23	7.14	23	8.70
มิถุนายน	13	13	0.00	6	51.10	14	9.97	13	0.66	13	0.98
กรกฎาคม	16	16	0.00	6	61.14	17	7.61	16	2.65	16	3.97
สิงหาคม	13	14	7.69	5	62.52	14	9.86	14	4.53	14	2.95
กันยายน	11	14	27.27	3	68.39	14	22.92	13	16.10	13	10.51
ตุลาคม	10	14	40.00	3	72.02	15	45.09	13	31.56	13	27.34
พฤศจิกายน	19	19	0.00	3	84.49	20	7.68	18	3.56	18	5.34
ธันวาคม	23	22	4.35	2	89.90	21	8.52	20	10.91	20	14.19
MAPE			12.95		15.99		13.69		11.84		11.28



กราฟ 4.11 แสดงร้อยละของค่าความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ ของตัวแบบที่ 6 ข้อมูลจำนวนผู้ป่วย กรณี : โรคสกุไส



กราฟ 4.12 แสดงการเปรียบเทียบค่า MAPE ของตัวแบบที่ 6 ข้อมูลของจำนวนผู้ป่วย กรณี : โรคสุกใส

4.6.3 การพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคสุกใสล่วงหน้า ในปี พ.ศ. 2542 - 2544

หลังจากได้ตัวแบบที่เหมาะสมในการพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคสุกใสแล้ว ดังนั้นจึงทำการพยากรณ์ข้อมูลจำนวนผู้ป่วย และอัตราการป่วย ล่วงหน้าในปี พ.ศ. 2542 - 2544 โดยคำนวณจากจำนวนประชากรทั้งหมดในจังหวัดฉะเชิงเทรา ซึ่งทางสาธารณสุขจังหวัดฉะเชิงเทราได้คาดการณ์ไว้ล่วงหน้าแล้ว (แสดงข้อมูลจำนวนประชากรในภาคผนวก) ดังต่อไปนี้

ตัวแบบพยากรณ์ คือ

$$\hat{Y}_t = 0.500\hat{Y}_{2t} + 0.500\hat{Y}_{3t}$$

โดยที่

\hat{Y}_{2t} คือ ค่าพยากรณ์ที่ได้จากวิธีวินเตอร์

\hat{Y}_{3t} คือ ค่าพยากรณ์ที่ได้จากวิธีของบอกร์และเจนกินส์

ตาราง 4.22 ตารางแสดงค่าจริงในปี 2541 และค่าพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคสุกใส(คน) และร้อยละของอัตราการป่วย โดยวิธีการพยากรณ์ร่วมด้วยวิธีการค่าสัมบูรณ์ต่ำสุด ในปี พ.ศ. 2542 - 2544

เดือน	ค่าจริง ปี พ.ศ. 2541	ค่าพยากรณ์ ปี พ.ศ. 2542	ค่าพยากรณ์ ปี พ.ศ. 2543	ค่าพยากรณ์ ปี พ.ศ. 2544
มกราคม	80	76	82	88
กุมภาพันธ์	95	94	101	109
มีนาคม	62	75	81	88
เมษายน	49	45	48	52
พฤษภาคม	25	26	27	30
มิถุนายน	13	14	16	17
กรกฎาคม	16	17	18	20
สิงหาคม	13	15	15	17
กันยายน	11	13	14	15
ตุลาคม	10	13	15	16
พฤศจิกายน	19	19	21	23
ธันวาคม	23	21	23	25
รวม	416	428	461	500
อัตราการป่วย	0.066	0.068	0.072	0.078

จากตารางที่ 4.22 คาดว่าในปี พ.ศ. 2542 จะมีรายงานจำนวนผู้ป่วยโรคสุกใส เท่ากับ 428 คน คิดเป็นอัตราการป่วยร้อยละ 0.068 ปี พ.ศ. 2543 เท่ากับ 461 คน คิดเป็นอัตราการป่วยร้อยละ 0.072 และในปี พ.ศ. 2544 เท่ากับ 500 คน คิดเป็นอัตราการป่วยร้อยละ 0.078 นอกจากนี้พบว่า มีจำนวนผู้ป่วยมากในช่วงเดือน มกราคม - เมษายน ของแต่ละปี

ตาราง 4.23 ตารางแสดงการเปรียบเทียบค่าพยากรณ์ค่าพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคสุกใส (คน) ที่ได้ในปี พ.ศ. 2542 - 2544 กับค่าจริงในปี 2541

ปี	ค่าจริง	ค่าพยากรณ์	ผลต่าง	
			+เพิ่ม / -ลด	เปอร์เซ็นต์
2541	416	-	-	-
2542	-	428	+12	+2.88%
2543	-	461	+45	+10.82%
2544	-	500	+84	+20.19%

จากตารางที่ 4.23 ได้คาดคะเนแนวโน้มของการเกิดโรคสุกใสในปี พ.ศ. 2542 - 2544 พบว่ามีแนวโน้มสูงขึ้นจากปี พ.ศ. 2541 คิดเป็น 2.88%, 10.82% และ 20.19% ตามลำดับ

ตาราง 4.24 ตารางแสดงการเปรียบเทียบค่าพยากรณ์ของค่าร้อยละของอัตราการป่วย ที่ได้ในปี พ.ศ. 2542 - 2544 กับค่าร้อยละของอัตราการป่วยจริงในปี 2541

ปี	ค่าจริง	ค่าพยากรณ์	ผลต่าง	
			+เพิ่ม / -ลด	เปอร์เซ็นต์
2541	0.066	-	-	-
2542	-	0.068	+0.002	+3.03%
2543	-	0.072	+0.006	+9.10%
2544	-	0.078	+0.012	+18.18%

จากตารางที่ 4.24 ได้คาดคะเนแนวโน้มของอัตราการป่วยโรคสุกใสในปี พ.ศ. 2542 - 2544 พบว่ามีแนวโน้มสูงขึ้นจากปี พ.ศ. 2541 คิดเป็น 3.03%, 9.10% และ 18.18 ตามลำดับ

4.7 ตัวแบบพยากรณ์สำหรับจำนวนผู้ป่วยโรคหัด (Measles)

หลังจากทำการวิเคราะห์หาตัวแบบพยากรณ์โดยใช้วิธีการค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ วิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลัง วิธีการของโฮลท์ วิธีการของวินเทอร์ วิธีการบอซซ์และเจนกินส์ วิธีการพยากรณ์รวม โดยการหาค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนักด้วยวิธีการให้น้ำหนักที่เท่ากัน และด้วยวิธีการค่าสัมบูรณ์ต่ำสุดแล้ว ได้ตัวแบบพยากรณ์สำหรับพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยด้วยโรคที่ต้องเฝ้าระวังทางระบาดวิทยา สำหรับแต่ละวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ ดังข้างต้น หลังจากนั้นจึงทำการเปรียบเทียบค่าความเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนของตัวแบบพยากรณ์ที่ได้จากแต่ละวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ ทั้ง 5 วิธีแล้วจึงเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่ให้ค่าเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนต่ำสุด ต่อจากนั้นทำการพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยที่ต้องเฝ้าระวังทางระบาดวิทยา และอัตราการป่วยล่วงหน้า ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542 - 2544 ดังจะนำเสนอผลการวิเคราะห์แบ่งตามขั้นตอน ดังนี้

4.7.1 ตัวแบบพยากรณ์ที่ได้จากวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ 5 วิธี

4.7.1.1 วิธีบอซซ์และเจนกินส์

ข้อมูลของจำนวนผู้ป่วยที่นำมาวิเคราะห์มีลักษณะเป็นรายเดือนตั้งแต่ปี พ.ศ. 2526 - 2541 อนุกรมเวลาชุดนี้มีการเคลื่อนไหว เนื่องจากแนวโน้มและฤดูกาล โดยดำเนินการตามขั้นตอนการสร้างตัวแบบพยากรณ์ของวิธีบอซซ์และเจนกินส์แล้ว ได้ตัวแบบการพยากรณ์แบบ $ARIMA(0,1,1)(0,1,1)_{12}$ เป็นตัวแบบที่เหมาะสม

ตัวแบบพยากรณ์สำหรับจำนวนผู้ป่วยโรคหัด คือ

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

กำหนดให้

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

$$Z_t = \ln Y_t$$

จะได้

$$W_t = \delta - C + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \Theta_{12} a_{t-12} + \theta_1 \Theta_{12} a_{t-13}$$

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ของรูปแบบพยากรณ์ $ARIMA(0,1,1)(0,1,1)_2$ ค่าประมาณของ $\theta_1 = 0.3724$ และ $\theta_{12} = 0.8311$ ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์เป็นดังนี้

$$W_t = a_t - 0.7330a_{t-1} - 0.8781a_{t-2} - 0.6788a_{t-3}$$

4.7.1.2 เทคนิคการปรับให้เรียบ

ลักษณะการเคลื่อนไหวของข้อมูลอนุกรมเวลาชุดนี้นั้นมีการเคลื่อนไหวเนื่องจากแนวโน้มและฤดูกาล โดยมีลักษณะการเคลื่อนไหวเนื่องจากแนวโน้มและฤดูกาล ซึ่งเหมาะสำหรับวิธีการพยากรณ์แบบวินเตอร์ โดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูปคำนวณหาค่าคงที่ (α, γ, δ) ที่เหมาะสมเพื่อให้ได้ค่าพยากรณ์ที่มีความคลาดเคลื่อนน้อยที่สุด จากนั้นทำการวินิจฉัยความเพียงพอของตัวแบบโดยแสดงรายละเอียดในภาคผนวก

โดยค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับอนุกรมเวลาชุดนี้มี 3 ค่า คือ ค่าปรับให้เรียบระหว่างข้อมูลกับค่าพยากรณ์ $(\alpha) = 0.901$ ค่าปรับให้เรียบระหว่างแนวโน้มกับค่าประมาณแนวโน้ม $(\gamma) = 0.001$ และค่าปรับให้เรียบระหว่างฤดูกาลจริงกับค่าประมาณ $(\delta) = 0.001$ ดังนั้นตัวแบบการพยากรณ์เป็นดังนี้

$$\hat{Y}_t = (10.51 - 0.01t)I_t \quad ; t = 1, 2, \dots$$

4.7.1.3 การวิเคราะห์อนุกรมเวลาแบบคลาสสิก

ข้อมูลของจำนวนผู้ป่วยที่นำมาวิเคราะห์มีลักษณะเป็นรายเดือนตั้งแต่ปี พ.ศ. 2526 - 2541 ลักษณะข้อมูลชุดนี้มีอิทธิพลเนื่องจากแนวโน้ม และฤดูกาล โดยดำเนินการตามขั้นตอนการสร้างตัวแบบพยากรณ์ของวิธีการวิเคราะห์อนุกรมเวลาแบบคลาสสิก จึงกำหนดตัวแปรอิสระในตัวแบบสมการพยากรณ์ คือ ตัวแปรบ่งชี้เวลา(t) สำหรับอิทธิพลเนื่องจากแนวโน้ม และตัวแปรบ่งชี้ฤดูกาล($X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{12t}$) สำหรับอิทธิพลเนื่องจากฤดูกาล ซึ่งได้ตัวแบบพยากรณ์ ดังต่อไปนี้

$$\ln \hat{Y}_t = 3.157 - 0.006t + 0.568X_{1t} + 0.719X_{2t} + 0.904X_{3t} + 0.525X_{4t} - 0.075X_{5t} - 0.132X_{6t} + 0.132X_{7t} + 0.097X_{8t} - 0.173X_{9t} + 0.014X_{10t} - 0.141X_{11t}$$

การตรวจสอบความเหมาะสมของรูปแบบพยากรณ์ โดยพิจารณาคอเรลโลแกรมของเศษเหลือติดค้างกับแกนเวลา ($r_k(e)$) พบว่าค่าเศษเหลือติดค้างมีรูปแบบเหมาะสมกับรูปแบบ $AR(1)$ ดังนี้ คือ

$$\varepsilon_t = \phi\varepsilon_{t-1} + \eta_t \quad ; t = 1, 2, \dots, n$$

ดังนั้นจึงทำการวิเคราะห์อนุกรมเวลาใหม่โดยใช้วิธี *Autoregression* ซึ่งมีรูปแบบของเศษเหลือตกค้างเป็น *AR(1)* มีตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมดังนี้

$$\ln \hat{Y}_t = 3.05 - 0.006t + 0.631X_{1t} + 0.778X_{2t} + 0.959X_{3t} + 0.576X_{4t} - 0.027X_{5t} - 0.088X_{6t} + 0.173X_{7t} + 0.133X_{8t} - 0.143X_{9t} + 0.036X_{10t} - 0.128X_{11t} + \varepsilon_t$$

หรือ

$$\hat{Y}_t = \exp\{3.05 - 0.006t + 0.631X_{1t} + 0.778X_{2t} + 0.959X_{3t} + 0.576X_{4t} - 0.027X_{5t} - 0.088X_{6t} + 0.173X_{7t} + 0.133X_{8t} - 0.143X_{9t} + 0.036X_{10t} - 0.128X_{11t} + \varepsilon_t\}$$

โดยที่ $\varepsilon_t = 0.73\varepsilon_{t-1}$

4.7.1.4 วิธีการพยากรณ์ร่วม

จากการพิจารณาวิธีการพยากรณ์ร่วม โดยการหาค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนักกับวิธีการพยากรณ์เดี่ยวด้วยกัน 3 วิธี คือ การวิเคราะห์อนุกรมเวลาแบบคลาสสิก, วิธีการของจินเตอร์ และวิธีบอกซ์และเจนกินส์ โดยการแบ่งวิธีการให้ค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนักเป็น 2 วิธี ดังนี้คือ วิธีการให้น้ำหนักที่เท่ากัน และด้วยวิธีการค่าสัมบูรณ์ต่ำสุด โดยดำเนินการตามขั้นตอนของวิธีการพยากรณ์ร่วม ด้วยวิธีการวิเคราะห์ทำนองเดียวกันกับตัวแบบพยากรณ์ที่กล่าวมาแล้วข้างต้น

ตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมสำหรับวิธีการพยากรณ์ร่วมโดยวิธีการให้น้ำหนักที่เท่ากัน คือ

$$\hat{Y}_t = 0.333\hat{Y}_{1t} + 0.333\hat{Y}_{2t} + 0.333\hat{Y}_{3t}$$

ตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมสำหรับวิธีการพยากรณ์ร่วมโดยวิธีการค่าสัมบูรณ์ต่ำสุด คือ

$$\hat{Y}_t = 0.1818\hat{Y}_{1t} + 0.8182\hat{Y}_{3t}$$

โดยที่ตัวแบบ

$$\hat{Y}_{1t} = (10.51 - 0.01t)I_t \quad ; t = 1, 2, \dots$$

$$\hat{Y}_{2t} =$$

$$\hat{Y}_t = \exp\{3.05 - 0.006t + 0.631X_{1t} + 0.778X_{2t} + 0.959X_{3t} + 0.576X_{4t} - 0.027X_{5t} - 0.088X_{6t} + 0.173X_{7t} + 0.133X_{8t} - 0.143X_{9t} + 0.036X_{10t} - 0.128X_{11t} + \varepsilon_t\}$$

โดยที่ $\varepsilon_t = 0.73\varepsilon_{t-1}$

$$\hat{Y}_{3t} = W_t = a_t - 0.7330a_{t-1} - 0.8781a_{t-12} - 0.6788a_{t-13}$$

โดยที่

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

$$Z_t = \ln Y_t$$

4.7.2 การเปรียบเทียบค่าความคลาดเคลื่อนของตัวแบบพยากรณ์ที่ได้จากวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ

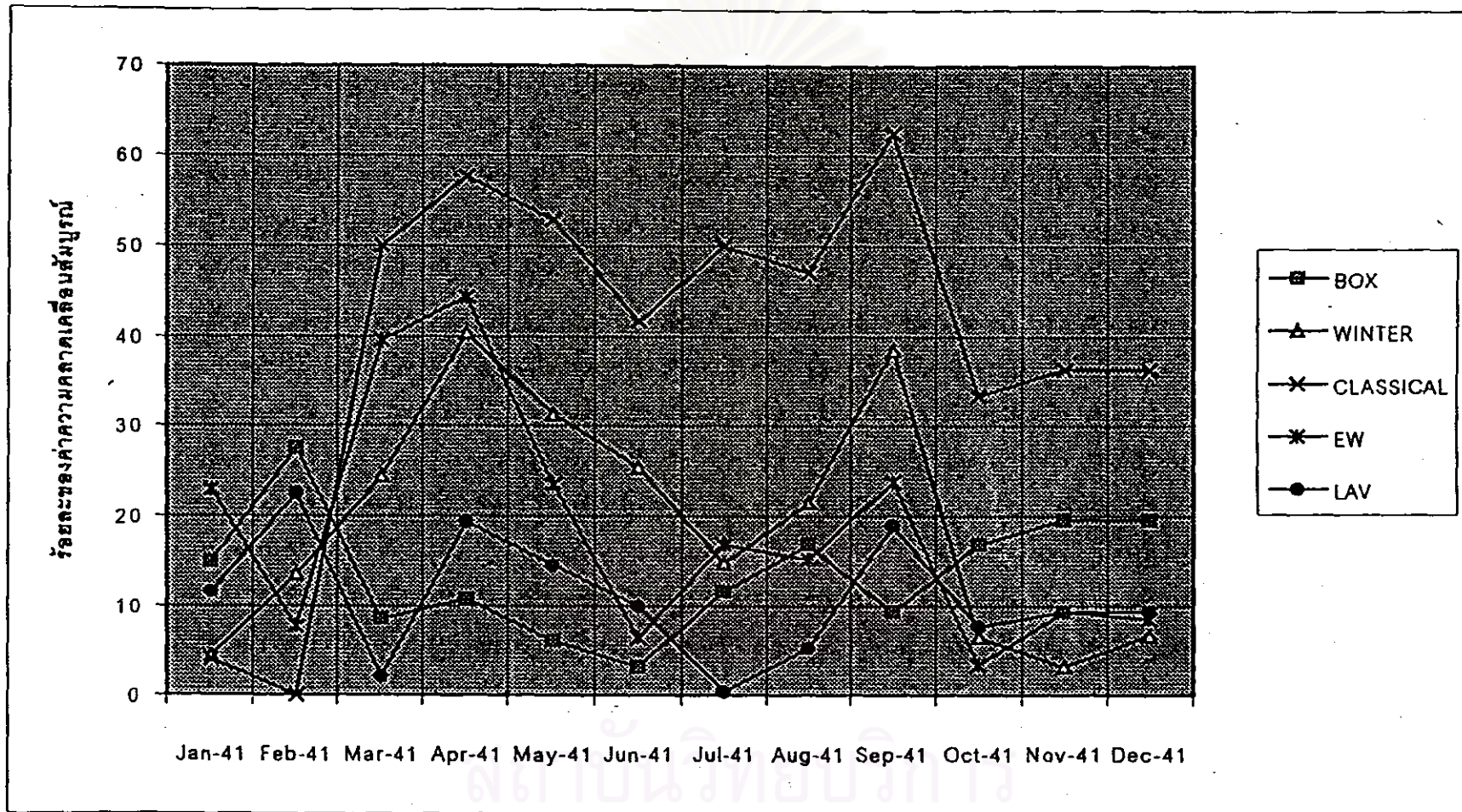
การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์เดี่ยว 3 วิธี วิธีการพยากรณ์ร่วมโดยการให้ค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนัก 2 วิธี และค่าคาดคะเนที่ได้จากทั้ง 5 วิธี โดยพิจารณาจากค่าเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ (Mean Absolute Percent Error) ซึ่งผลการวิเคราะห์เป็นดังนี้ ,

เมื่อพิจารณาค่าเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์จากการพยากรณ์ ของวิธีการพยากรณ์เดี่ยว 4 วิธี กับวิธีการพยากรณ์ร่วมโดยการหาค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนัก 2 วิธี จากการแสดงการเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ ในตารางที่ 4.7 โดยการพิจารณาจากค่า MAPE ดังนี้ ค่าพยากรณ์ที่ได้จากวิธีบอกซ์และเจนกินส์ให้ค่า MAPE เท่ากับ 13.7828, ค่าพยากรณ์ที่ได้จากเทคนิคการปรับให้เรียบโดยวิธีของวินเตอร์ให้ค่า MAPE เท่ากับ 19.0721, ค่าพยากรณ์ที่ได้จากการวิเคราะห์อนุกรมเวลาแบบคลาสสิกให้ค่า MAPE เท่ากับ 39.3169, ค่าพยากรณ์ที่ได้จากวิธีการพยากรณ์ร่วมโดยการให้ค่าเฉลี่ยน้ำหนักที่เท่ากันให้ค่า MAPE เท่ากับ 18.4089 และค่าพยากรณ์ที่ได้จากวิธีการพยากรณ์ร่วมโดยวิธีค่าสัมบูรณ์ต่ำสุดให้ค่า MAPE เท่ากับ 10.9678

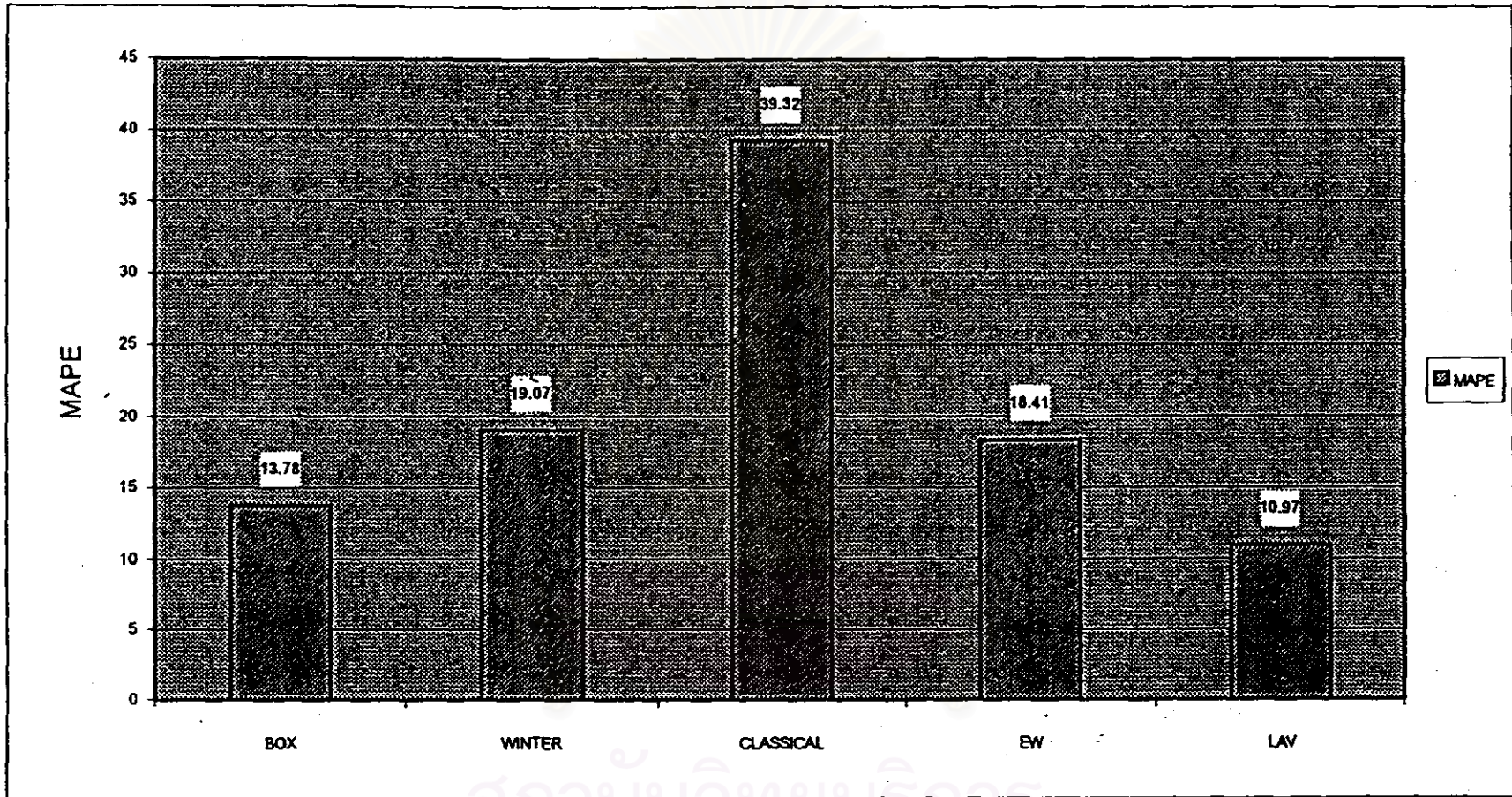
สรุปผลได้ว่า ในการคาดคะเนจำนวนผู้ป่วย ด้วยวิธีการพยากรณ์ร่วมโดยวิธีค่าสัมบูรณ์ต่ำสุด มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้ ส่วนค่าพยากรณ์จากวิธีบอกซ์และเจนกินส์ และค่าพยากรณ์ที่ได้จากวิธีการพยากรณ์ร่วมโดยการให้ค่าเฉลี่ยน้ำหนักที่เท่ากัน มีความเหมาะสมรองลงมา ตามลำดับ ดังแสดงในรูปกราฟที่ 4.13 แสดงถึงกราฟร้อยละของความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ของแต่ละวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ และรูปกราฟที่ 4.14 แสดงกราฟการเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ของแต่ละวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ ดังต่อไปนี้

ตาราง 4.25 ตารางเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ จากวิธีการพยากรณ์ 5 วิธี ในปี พ.ศ. 2541 ของข้อมูลจำนวนของผู้ป่วย กรณี : โรคหัด

เดือน	จำนวนผู้ป่วย จริงปี 2541	จำนวนผู้ป่วยที่พยากรณ์จากวิธี									
		คลาสสิก	APE	วินเตอร์	APE	บอกรีและเจนกินส์	APE	EW	APE	LAV	APE
มกราคม	25	24	4.00	24	4.46	29	15.08	26	22.97	28	11.61
กุมภาพันธ์	19	19	0.00	22	13.51	24	27.57	22	7.70	23	22.56
มีนาคม	42	21	50.00	32	24.43	46	8.66	33	39.40	41	2.00
เมษายน	33	14	57.58	20	40.42	29	10.85	21	44.35	27	19.35
พฤษภาคม	17	8	52.94	12	31.26	16	6.14	12	23.53	15	14.65
มิถุนายน	12	7	41.67	9	25.56	12	3.06	9	6.45	11	10.08
กรกฎาคม	18	9	50.00	15	14.87	20	11.61	15	16.95	18	.41
สิงหาคม	17	9	47.06	13	21.45	20	16.92	14	15.28	18	5.29
กันยายน	16	6	62.50	10	38.45	15	9.30	10	23.87	13	18.97
ตุลาคม	12	8	33.33	11	6.50	14	16.87	11	3.32	13	7.75
พฤศจิกายน	11	7	36.36	11	3.23	13	19.69	10	9.49	12	9.50
ธันวาคม	11	7	36.36	10	6.76	13	19.64	10	8.58	12	9.46
MAPE			39.32		19.07		13.78		18.41		10.97



กราฟ 4.13 แสดงร้อยละของค่าความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ ของตัวแบบที่ 7 ข้อมูลจำนวนผู้ป่วย กรณี : โรคหัด



กราฟ 4.14 แสดงการเปรียบเทียบค่า MAPE ของตัวแบบที่ 7 ข้อมูลของจำนวนผู้ป่วย กรณี : โรคหัด

4.7.3 การพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคหัดสว่างหน้า ในปี พ.ศ. 2542 - 2544

หลังจากได้ตัวแบบที่เหมาะสมในการพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคหัดแล้ว ดังนั้นจึงทำการพยากรณ์ข้อมูลจำนวนผู้ป่วย และอัตราการป่วย สว่างหน้าในปี พ.ศ. 2542 - 2544 โดยคำนวณจากจำนวนประชากรทั้งหมดในจังหวัดฉะเชิงเทรา ซึ่งทางสาธารณสุขจังหวัดฉะเชิงเทราได้คาดคะเนไว้ล่วงหน้าแล้ว (แสดงข้อมูลจำนวนประชากรในภาคผนวก) ดังต่อไปนี้

$$\text{ตัวแบบพยากรณ์ คือ } \hat{Y}_t = 0.1818\hat{Y}_{1t} + 0.8182\hat{Y}_{3t}$$

โดยที่

\hat{Y}_{1t} คือ ค่าพยากรณ์ที่ได้จากวิธีการวิเคราะห์อนุกรมเวลาแบบคลาสสิก

\hat{Y}_{3t} คือ ค่าพยากรณ์ที่ได้จากวิธีของบ็อกซ์และเจนกินส์

ตาราง 4.26 ตารางแสดงค่าจริงในปี 2541 และค่าพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคหัด(คน) และร้อยละของอัตราการป่วย โดยวิธีการพยากรณ์ร่วมด้วยวิธีการค่าสัมบูรณ์ต่ำสุด ในปี พ.ศ. 2542 - 2544

เดือน	ค่าจริง ปี พ.ศ. 2541	ค่าพยากรณ์ ปี พ.ศ. 2542	ค่าพยากรณ์ ปี พ.ศ. 2543	ค่าพยากรณ์ ปี พ.ศ. 2544
มกราคม	25	23	24	24
กุมภาพันธ์	19	20	21	21
มีนาคม	42	36	38	38
เมษายน	33	24	25	26
พฤษภาคม	17	13	14	13
มิถุนายน	12	9	10	10
กรกฎาคม	18	16	16	17
สิงหาคม	17	15	16	16
กันยายน	16	12	12	13
ตุลาคม	12	11	11	12
พฤศจิกายน	11	10	2	11
ธันวาคม	11	10	11	11
รวม	233	199	200	212
อัตราการป่วย	0.037	0.031	0.031	0.033

จากตารางที่ 4.26 คาดว่าในปี พ.ศ. 2542 จะมีรายงานจำนวนผู้ป่วยโรคหัด เท่ากับ 199 คน คิดเป็นอัตราการป่วยร้อยละ 0.031 ปี พ.ศ. 2543 เท่ากับ 200 คน คิดเป็นอัตราการป่วยร้อยละ 0.031 และในปี พ.ศ. 2544 เท่ากับ 212 คน คิดเป็นอัตราการป่วยร้อยละ 0.033 นอกจากนี้พบว่า มีจำนวนผู้ป่วยมากในช่วงเดือนมกราคม - เมษายน ของแต่ละปี

ตาราง 4.27 ตารางแสดงการเปรียบเทียบค่าพยากรณ์ค่าพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคหัด (คน) ที่ได้ในปี พ.ศ. 2542 - 2544 กับค่าจริงในปี 2541

ปี	ค่าจริง	ค่าพยากรณ์	ผลต่าง	
			+เพิ่ม / -ลด	เปอร์เซ็นต์
2541	233	-	-	-
2542	-	199	-34	-14.59%
2543	-	200	-33	-14.16%
2544	-	212	-21	-9.01%

จากตารางที่ 4.27 ได้คาดคะเนแนวโน้มของการเกิดโรคหัดในปี พ.ศ. 2542 - 2544 พบว่ามีแนวโน้มลดลงจากปี พ.ศ. 2541 คิดเป็น 14.59%, 14.16% และ 9.01% ตามลำดับ

ตาราง 4.28 ตารางแสดงการเปรียบเทียบค่าพยากรณ์ของค่าร้อยละของอัตราการป่วย ที่ได้ในปี พ.ศ. 2542 - 2544 กับค่าร้อยละของอัตราการป่วยจริงในปี 2541

ปี	ค่าจริง	ค่าพยากรณ์	ผลต่าง	
			+เพิ่ม / -ลด	เปอร์เซ็นต์
2541	0.037	-	-	-
2542	-	0.031	-0.006	-16.22%
2543	-	0.031	-0.006	-16.22%
2544	-	0.033	-0.004	-10.81%

จากตารางที่ 4.28 ได้คาดคะเนแนวโน้มของอัตราการป่วยโรคหัดในปี พ.ศ. 2542 - 2544 พบว่ามีแนวโน้มลดลงจากปี พ.ศ. 2541 คิดเป็น 16.22%, 16.22% และ 10.81 ตามลำดับ

4.8 ตัวแบบพยากรณ์สำหรับจำนวนผู้ป่วยโรคไข้เลือดออก (Dengue Haemorrhagic Fever)

หลังจากทำการวิเคราะห์หาตัวแบบพยากรณ์โดยใช้วิธีการค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ วิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลัง วิธีการของไฮลท์ วิธีการของวินเตอร์ วิธีการบอกซ์และเจนกินส์ วิธีการพยากรณ์รวม โดยการหาค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนักด้วยวิธีการให้น้ำหนักที่เท่ากัน และด้วยวิธีการค่าสัมบูรณ์ต่ำสุดแล้ว ได้ตัวแบบพยากรณ์สำหรับพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยด้วยโรคที่ต้องเฝ้าระวังทางระบาดวิทยา สำหรับแต่ละวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ ดังข้างต้น หลังจากนั้นจึงทำการเปรียบเทียบค่าความเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนของตัวแบบพยากรณ์ที่ได้จากแต่ละวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ ทั้ง 5 วิธีแล้วจึงเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่ให้ค่าเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนต่ำสุด ต่อจากนั้นทำการพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยที่ต้องเฝ้าระวังทางระบาดวิทยา และอัตราการป่วยล่วงหน้า ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542 - 2544 ดังจะนำเสนอผลการวิเคราะห์แบ่งตามขั้นตอน ดังนี้

4.8.1 ตัวแบบพยากรณ์ที่ได้จากวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ 5 วิธี

4.8.1.1 วิธีบอกซ์และเจนกินส์

ข้อมูลของจำนวนผู้ป่วยที่นำมาวิเคราะห์มีลักษณะเป็นรายเดือนตั้งแต่ปี พ.ศ. 2526 - 2541 อนุกรมเวลาชุดนี้มีการเคลื่อนไหว เนื่องจากแนวโน้มและฤดูกาล โดยดำเนินการตามขั้นตอนการสร้างตัวแบบพยากรณ์ของวิธีบอกซ์และเจนกินส์แล้ว ได้ตัวแบบการพยากรณ์แบบ $ARIMA(0,1,0)(2,1,0)_{12}$ เป็นตัวแบบที่เหมาะสม

ตัวแบบพยากรณ์สำหรับจำนวนผู้ป่วยโรคไข้เลือดออก คือ

$$(1 - \Phi_{12}B^{12} - \Phi_{24}B^{24})(1 - B)(1 - B^{12})Z_t = \delta - C$$

กำหนดให้

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

$$Z_t = \ln Y_t$$

จะได้

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

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ของรูปแบบพยากรณ์ $ARIMA(0,1,0)(2,1,0)_{12}$ ค่าประมาณของ $\Phi_{12} = -0.7334$ และ $\Phi_{24} = -0.3492$ ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์เป็นดังนี้

$$W_t = -0.7334W_{t-12} - 0.3492W_{t-24}$$

4.8.1.2 เทคนิคการปรับให้เรียบ

ลักษณะการเคลื่อนไหวของข้อมูลอนุกรมเวลาชุดนี้นั้นมีการเคลื่อนไหวเนื่องจากแนวโน้มและฤดูกาล โดยมีลักษณะการเคลื่อนไหวเนื่องจากแนวโน้มและฤดูกาล ซึ่งเหมาะสำหรับวิธีการพยากรณ์แบบวินเตอร์ โดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูปคำนวณหาค่าคงที่ (α, γ, δ) ที่เหมาะสมเพื่อให้ได้ค่าพยากรณ์ที่มีความคลาดเคลื่อนน้อยที่สุด จากนั้นทำการวินิจฉัยความเพียงพอของตัวแบบโดยแสดงรายละเอียดในภาคผนวก

โดยค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับอนุกรมเวลาชุดนี้มี 3 ค่า คือ ค่าปรับให้เรียบระหว่างข้อมูลกับค่าพยากรณ์ $(\alpha) = 0.801$ ค่าปรับให้เรียบระหว่างแนวโน้มกับค่าประมาณแนวโน้ม $(\gamma) = 0.001$ และค่าปรับให้เรียบระหว่างฤดูกาลจริงกับค่าประมาณ $(\delta) = 0.001$ ดังนั้นตัวแบบการพยากรณ์เป็นดังนี้

$$\hat{Y}_t = (3.63 + 2.13t)I_t \quad ; t = 1, 2, \dots$$

4.8.1.3 การวิเคราะห์อนุกรมเวลาแบบคลาสสิก

ข้อมูลของจำนวนผู้ป่วยที่นำมาวิเคราะห์มีลักษณะเป็นรายเดือนตั้งแต่ปี พ.ศ. 2526 - 2541 ลักษณะข้อมูลชุดนี้มีอิทธิพลเนื่องจากแนวโน้ม และฤดูกาล โดยดำเนินการตามขั้นตอนการสร้างตัวแบบพยากรณ์ของวิธีการวิเคราะห์อนุกรมเวลาแบบคลาสสิก จึงกำหนดตัวแปรอิสระในตัวแบบสมการพยากรณ์ คือ ตัวแปรบ่งชี้เวลา(t) สำหรับอิทธิพลเนื่องจากแนวโน้ม และตัวแปรบ่งชี้ฤดูกาล($X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{7t}$) สำหรับอิทธิพลเนื่องจากฤดูกาล ซึ่งได้ตัวแบบพยากรณ์ ดังต่อไปนี้

$$\ln \hat{Y}_t = 1.645 + 0.005t - 0.289X_{1t} + 0.208X_{2t} + 0.527X_{3t} + 0.858X_{4t} + 1.402X_{5t} + 1.84X_{6t} + 2.16X_{7t} + 2.103X_{8t} + 1.896X_{9t} + 1.375X_{10t} + 0.639X_{11t}$$

การตรวจสอบความเหมาะสมของรูปแบบพยากรณ์ โดยพิจารณาคอเรลโลแกรมของเศษเหลือตกค้างกับแกนเวลา ($r_k(e_t)$) พบว่าค่าเศษเหลือตกค้างมีรูปแบบเหมาะสมกับรูปแบบ $AR(1)$ ดังนี้ คือ

$$\varepsilon_t = \phi\varepsilon_{t-1} + \eta_t \quad ; t = 1, 2, \dots, n$$

ดังนั้นจึงทำการวิเคราะห์อนุกรมเวลาใหม่โดยใช้วิธี *Autoregression* ซึ่งมีรูปแบบของเศษเหลือตกค้างเป็น *AR(1)* มีตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมดังนี้

$$\ln \hat{Y}_t = 1.5 + 0.006t - 0.194X_{1t} + 0.29X_{2t} + 0.6X_{3t} + 0.92X_{4t} + 1.456X_{5t} \\ + 1.87X_{6t} + 2.2X_{7t} + 2.135X_{8t} + 1.922X_{9t} + 1.393X_{10t} + 0.649X_{11t} + \varepsilon_t$$

หรือ

$$\hat{Y}_t = \exp\{1.5 + 0.006t - 0.194X_{1t} + 0.29X_{2t} + 0.6X_{3t} + 0.92X_{4t} + 1.456X_{5t} \\ + 1.87X_{6t} + 2.2X_{7t} + 2.135X_{8t} + 1.922X_{9t} + 1.393X_{10t} + 0.649X_{11t} + \varepsilon_t\}$$

โดยที่ $\varepsilon_t = 0.798\varepsilon_{t-1}$

4.8.1.4 วิธีการพยากรณ์ร่วม

จากการพิจารณาวิธีการพยากรณ์ร่วม โดยการหาค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนักกับวิธีการพยากรณ์เดี่ยวด้วยกัน 3 วิธี คือ การวิเคราะห์อนุกรมเวลาแบบคลาสสิก, วิธีการของวินเตอร์ และวิธีบอกรี และเจนกินส์ โดยการแบ่งวิธีการให้ค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนักเป็น 2 วิธี ดังนี้คือ วิธีการให้น้ำหนักที่เท่ากัน และด้วยวิธีการค่าสัมบูรณ์ต่ำสุด โดยดำเนินการตามขั้นตอนของวิธีการพยากรณ์ร่วม ด้วยวิธีการวิเคราะห์ห่านองเดียวกันกับตัวแบบพยากรณ์ที่กล่าวมาแล้วข้างต้น

ตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมสำหรับวิธีการพยากรณ์ร่วมโดยวิธีการให้น้ำหนักที่เท่ากัน คือ

$$\hat{Y}_t = 0.333\hat{Y}_{1t} + 0.333\hat{Y}_{2t} + 0.333\hat{Y}_{3t}$$

ตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมสำหรับวิธีการพยากรณ์ร่วมโดยวิธีการค่าสัมบูรณ์ต่ำสุด คือ

$$\hat{Y}_t = 0.04\hat{Y}_{1t} + 0.96\hat{Y}_{3t}$$

โดยที่ตัวแบบ

$$\hat{Y}_{1t} = (3.63 + 2.13t)I_t \quad ; t = 1, 2, \dots$$

$$\hat{Y}_{2t} =$$

$$\hat{Y}_t = \exp\{1.5 + 0.006t - 0.194X_{1t} + 0.29X_{2t} + 0.6X_{3t} + 0.92X_{4t} + 1.456X_{5t} \\ + 1.87X_{6t} + 2.2X_{7t} + 2.135X_{8t} + 1.922X_{9t} + 1.393X_{10t} + 0.649X_{11t} + \varepsilon_t\}$$

โดยที่ $\varepsilon_t = 0.798\varepsilon_{t-1}$

$$\hat{Y}_{3t} = W_t = -0.7334W_{t-12} - 0.3492W_{t-24}$$

โดยที่

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

$$Z_t = \ln Y_t$$

4.8.2 การเปรียบเทียบค่าความคลาดเคลื่อนของตัวแบบพยากรณ์ที่ได้จากวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ

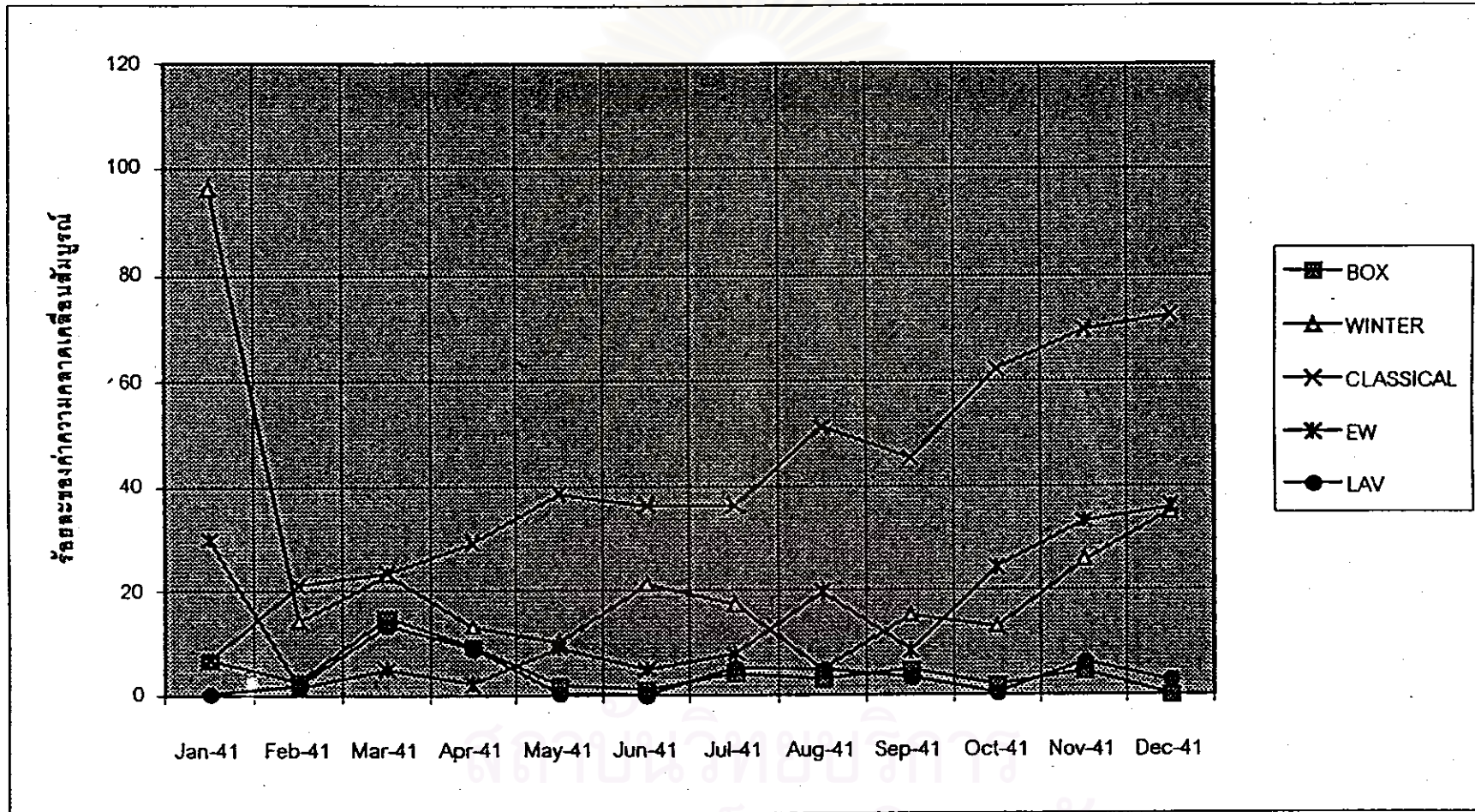
การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์เดี่ยว 3 วิธี วิธีการพยากรณ์รวมโดยการให้ค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนัก 2 วิธี และค่าคาดคะเนที่ได้จากทั้ง 5 วิธี โดยพิจารณาจากค่าเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ (Mean Absolute Percent Error) ซึ่งผลการวิเคราะห์เป็นดังนี้

เมื่อพิจารณาค่าเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์จากการพยากรณ์ ของวิธีการพยากรณ์เดี่ยว 4 วิธี กับวิธีการพยากรณ์รวมโดยการหาค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนัก 2 วิธี จากการแสดงการเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ ในตารางที่ 4.8 โดยการพิจารณาจากค่า MAPE ดังนี้ ค่าพยากรณ์ที่ได้จากวิธีบอกซ์และเจนกินส์ให้ค่า MAPE เท่ากับ 4.5602 ค่าพยากรณ์ที่ได้จากเทคนิคการปรับให้เรียบโดยวิธีของวินเตอร์ให้ค่า MAPE เท่ากับ 24.0072, ค่าพยากรณ์ที่ได้จากการวิเคราะห์อนุกรมเวลาแบบคลาสสิกให้ค่า MAPE เท่ากับ 41.0961, ค่าพยากรณ์ที่ได้จากวิธีการพยากรณ์รวมโดยการให้ค่าเฉลี่ยน้ำหนักที่เท่ากันให้ค่า MAPE เท่ากับ 15.1287 และค่าพยากรณ์ที่ได้จากวิธีการพยากรณ์รวมโดยวิธีค่าสัมบูรณ์ต่ำสุดให้ค่า MAPE เท่ากับ 3.9349

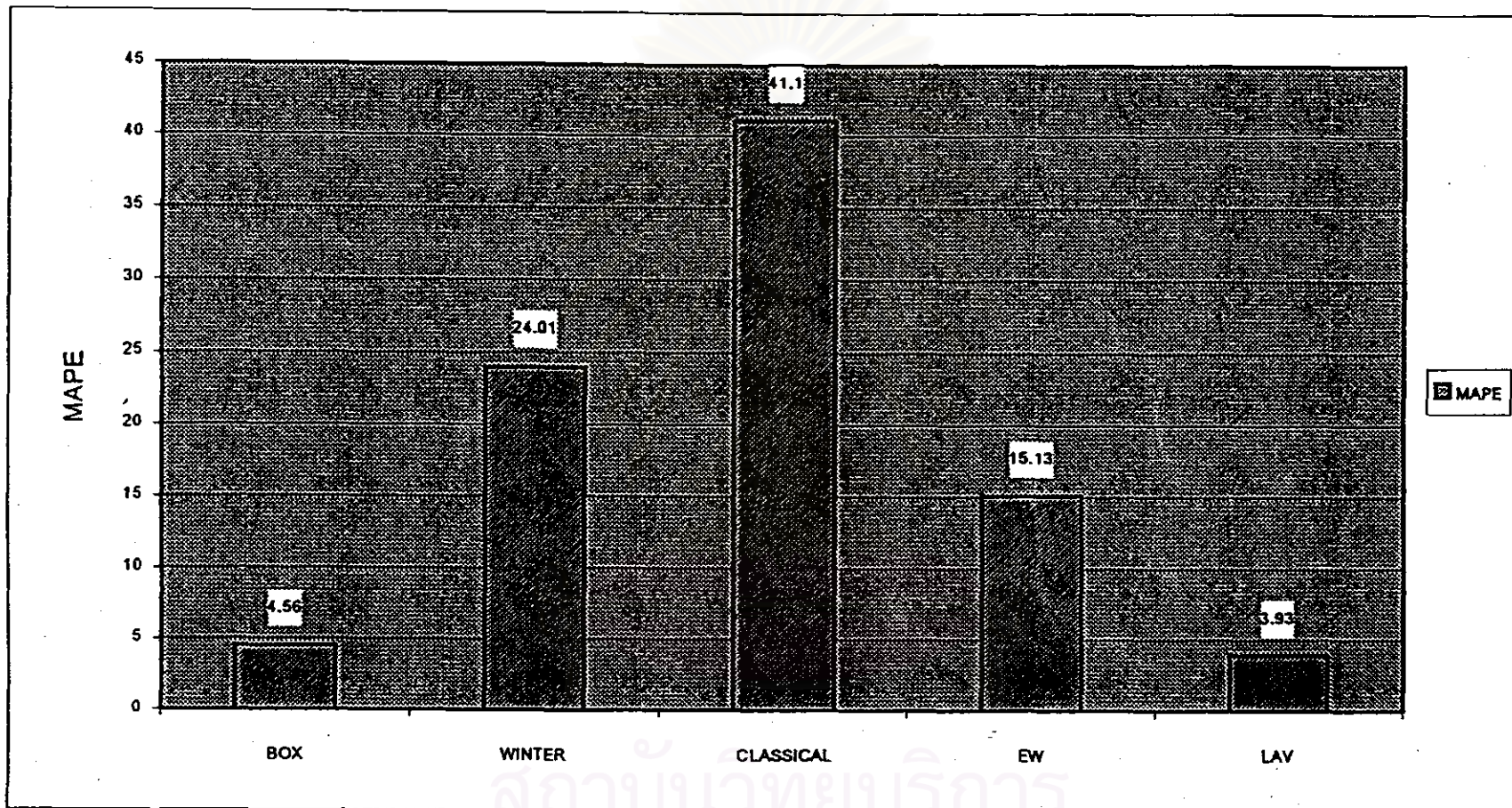
สรุปผลได้ว่า ดังนั้นในการคาดคะเนจำนวนผู้ป่วย ด้วยวิธีการพยากรณ์รวมโดยวิธีค่าสัมบูรณ์ต่ำสุด มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้ ส่วนค่าพยากรณ์จากวิธีบอกซ์และเจนกินส์ และค่าพยากรณ์ที่ได้จากวิธีการพยากรณ์รวมโดยการให้ค่าเฉลี่ยน้ำหนักที่เท่ากัน มีความเหมาะสมรองลงมา ตามลำดับ ดังแสดงในรูปกราฟที่ 4.15 แสดงถึงกราฟร้อยละของความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ของแต่ละวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ และรูปกราฟที่ 4.16 แสดงกราฟการเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ของแต่ละวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ ดังต่อไปนี้

ตาราง 4.29 ตารางเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ จากวิธีการพยากรณ์ 5 วิธี ในปี พ.ศ. 2541 ของข้อมูลจำนวนของผู้ป่วย กรณี : โรคไข้เลือดออก

เดือน	จำนวนผู้ป่วย จริงปี 2541	จำนวนผู้ป่วยที่พยากรณ์จากวิธี									
		คลาสสิก	APE	วินเตอร์	APE	บอกร์และเจนกินส์	APE	EW	APE	LAV	APE
มกราคม	15	14	6.67	29	96.17	14	6.67	19	29.78	15	0.28
กุมภาพันธ์	38	30	21.05	43	14.26	39	2.63	37	1.38	39	1.92
มีนาคม	47	36	23.40	58	23.01	54	14.89	49	4.75	53	13.44
เมษายน	65	46	29.23	73	12.95	71	9.23	64	2.06	71	8.90
พฤษภาคม	119	73	38.66	131	10.17	121	1.68	108	9.02	119	0.18
มิถุนายน	168	107	36.31	204	21.17	170	1.19	160	4.75	168	0.12
กรกฎาคม	220	140	36.36	258	17.36	211	4.09	203	7.83	209	5.19
สิงหาคม	264	128	51.52	251	4.91	256	3.03	212	19.87	252	4.64
กันยายน	185	101	45.41	213	15.38	194	4.86	169	8.44	191	3.32
ตุลาคม	154	58	62.34	134	13.03	157	1.95	116	24.50	154	0.18
พฤศจิกายน	89	27	69.66	66	25.92	85	4.49	59	33.23	83	6.27
ธันวาคม	51	14	72.55	33	34.92	51	0.00	33	35.94	50	2.79
MAPE			41.10		24.01		4.56		15.13		3.93



กราฟ 4.15 แสดงร้อยละของค่าความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ ของตัวแบบที่ 8 ข้อมูลจำนวนผู้ป่วย กรณี : โรคไข้เลือดออก



กราฟ 4.16 แสดงการเปรียบเทียบค่า MAPE ของตัวแบบที่ 8 ข้อมูลของจำนวนผู้ป่วย กรณี : โรคไข้เลือดออก

4.8.3 การพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคไข้เลือดออกล่วงหน้า ในปี พ.ศ. 2542 - 2544

หลังจากได้ตัวแบบที่เหมาะสมในการพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคไข้เลือดออกแล้ว ดังนั้นจึงทำการพยากรณ์ข้อมูลจำนวนผู้ป่วย และอัตราการป่วย ล่วงหน้าในปี พ.ศ. 2542 - 2544 โดยคำนวณจากจำนวนประชากรทั้งหมดในจังหวัดฉะเชิงเทรา ซึ่งทางสาธารณสุขจังหวัดฉะเชิงเทราได้คาดคะเนไว้ล่วงหน้าแล้ว (แสดงข้อมูลจำนวนประชากรในภาคผนวก) ดังต่อไปนี้

ตัวแบบพยากรณ์ คือ

$$\hat{Y}_t = 0.04\hat{Y}_{1t} + 0.96\hat{Y}_{3t}$$

โดยที่

\hat{Y}_{1t} คือ ค่าพยากรณ์ที่ได้จากวิธีการวิเคราะห์อนุกรมเวลาแบบคลาสสิก

\hat{Y}_{3t} คือ ค่าพยากรณ์ที่ได้จากวิธีของบอชซ์และเจนกินส์

ตาราง 4.30 ตารางแสดงค่าจริงในปี 2541 และค่าพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคไข้เลือดออก(คน) และร้อยละของอัตราการป่วย โดยวิธีการพยากรณ์ร่วมด้วยวิธีการค่าสัมบูรณ์ต่ำสุด ในปี พ.ศ. 2542 - 2544

เดือน	ค่าจริง ปี พ.ศ. 2541	ค่าพยากรณ์ ปี พ.ศ. 2542	ค่าพยากรณ์ ปี พ.ศ. 2543	ค่าพยากรณ์ ปี พ.ศ. 2544
มกราคม	15	15	35	48
กุมภาพันธ์	38	36	71	111
มีนาคม	47	48	88	142
เมษายน	65	67	118	196
พฤษภาคม	119	130	205	364
มิถุนายน	168	193	307	232
กรกฎาคม	220	231	372	653
สิงหาคม	264	252	411	742
กันยายน	185	191	315	249
ตุลาคม	154	162	256	463
พฤศจิกายน	89	90	160	270
ธันวาคม	51	63	106	175
รวม	1415	1478	2444	3645
อัตราการป่วย	0.226	0.233	0.384	0.569

จากตารางที่ 4.30 คาดว่าในปี พ.ศ. 2542 จะมีรายงานจำนวนผู้ป่วยโรคไข้เลือดออก เท่ากับ 1478 คน คิดเป็นอัตราการป่วยร้อยละ 0.233 ปี พ.ศ. 2543 เท่ากับ 2444 คน คิดเป็นอัตราการป่วยร้อยละ 0.384 และในปี พ.ศ. 2544 เท่ากับ 3645 คน คิดเป็นอัตราการป่วยร้อยละ 0.569 นอกจากนี้พบว่ามีจำนวนผู้ป่วยมากในช่วงเดือนพฤษภาคม - ตุลาคม ของแต่ละปี

ตาราง 4.31 ตารางแสดงการเปรียบเทียบค่าพยากรณ์ค่าพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคไข้เลือดออก (คน) ที่ได้ในปี พ.ศ. 2542 - 2544 กับค่าจริงในปี 2541

ปี	ค่าจริง	ค่าพยากรณ์	ผลต่าง	
			+เพิ่ม / -ลด	เปอร์เซ็นต์
2541	1415	-	-	-
2542	-	1478	+63	+4.45%
2543	-	2444	+1029	+72.72%
2544	-	3645	+2230	+157.60%

จากตารางที่ 4.31 ได้คาดคะเนแนวโน้มของการเกิดโรคไข้เลือดออกในปี พ.ศ. 2542 - 2544 พบว่ามีแนวโน้มเพิ่มขึ้นอย่างรวดเร็วจากปี พ.ศ. 2541 คิดเป็น 4.45%, 72.72% และ 157.6% ตามลำดับ

ตาราง 4.32 ตารางแสดงการเปรียบเทียบค่าพยากรณ์ของค่าร้อยละของอัตราการป่วย ที่ได้ในปี พ.ศ. 2542 - 2544 กับค่าร้อยละของอัตราการป่วยจริงในปี 2541

ปี	ค่าจริง	ค่าพยากรณ์	ผลต่าง	
			+เพิ่ม / -ลด	เปอร์เซ็นต์
2541	0.226	-	-	-
2542	-	0.233	+0.007	+3.10%
2543	-	0.384	+0.158	+69.91%
2544	-	0.569	+0.343	+151.77%

จากตารางที่ 4.32 ได้คาดคะเนแนวโน้มของอัตราการป่วยโรคไข้เลือดออกในปี พ.ศ. 2542 - 2544 พบว่ามีแนวโน้มสูงขึ้นอย่างรวดเร็วจากปี พ.ศ. 2541 คิดเป็น 3.1%, 69.91% และ 151.77% ตามลำดับ

4.9 ตัวแบบพยากรณ์สำหรับจำนวนผู้ป่วยโรคปอดบวม (Pneumonia)

หลังจากทำการวิเคราะห์หาตัวแบบพยากรณ์โดยใช้วิธีการค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ วิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลัง วิธีการของโฮลท์ วิธีการของวินเตอร์ วิธีการบอชและเจนกินส์ วิธีการพยากรณ์รวม โดยการหาค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนักด้วยวิธีการให้น้ำหนักที่เท่ากัน และด้วยวิธีการค่าสัมบูรณ์ต่ำสุดแล้ว ได้ตัวแบบพยากรณ์สำหรับพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยด้วยโรคที่ต้องเฝ้าระวังทางระบาดวิทยา สำหรับแต่ละวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ ดังข้างต้น หลังจากนั้นจึงทำการเปรียบเทียบค่าความเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนของตัวแบบพยากรณ์ที่ได้จากแต่ละวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ ทั้ง 5 วิธีแล้วจึงเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่ให้ค่าเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนต่ำสุด ต่อจากนั้นทำการพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยที่ต้องเฝ้าระวังทางระบาดวิทยา และอัตราการป่วยล่วงหน้า ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542 - 2544 ดังจะนำเสนอผลการวิเคราะห์แบ่งตามขั้นตอน ดังนี้

4.9.1 ตัวแบบพยากรณ์ที่ได้จากวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ 5 วิธี

4.9.1.1 วิธีบอชและเจนกินส์

ข้อมูลของจำนวนผู้ป่วยที่นำมาวิเคราะห์มีลักษณะเป็นรายเดือนตั้งแต่ปี พ.ศ. 2526 - 2541 อนุกรมเวลาชุดนี้มีการเคลื่อนไหว เนื่องจากแนวโน้มและฤดูกาล โดยดำเนินการตามขั้นตอนการสร้างตัวแบบพยากรณ์ของวิธีบอชและเจนกินส์แล้ว ได้ตัวแบบการพยากรณ์แบบ $ARIMA(0,1,1)(0,1,1)_{12}$ เป็นตัวแบบที่เหมาะสม

ตัวแบบพยากรณ์สำหรับจำนวนผู้ป่วยโรคปอดบวม คือ

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

กำหนดให้

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

จะได้

$$W_t = \delta - C + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_{12} a_{t-12} - \theta_1 \theta_{12} a_{t-13}$$

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ของรูปแบบพยากรณ์ $ARIMA(0,1,1)(0,1,1)_{12}$ ค่าประมาณของ $\theta_1 = 0.2420$ และ $\theta_{12} = 0.8416$ ดังนั้นรูปแบบการพยากรณ์เป็นดังนี้

$$W_t = a_t - 0.2420a_{t-1} - 0.8416a_{t-2} - 0.2037a_{t-3}$$

4.9.1.2 เทคนิคการปรับให้เรียบ

ลักษณะการเคลื่อนไหวของข้อมูลอนุกรมเวลาชุดนี้นั้นมีการเคลื่อนไหวเนื่องจากแนวโน้มและฤดูกาล โดยมีลักษณะการเคลื่อนไหวเนื่องจากแนวโน้มและฤดูกาล ซึ่งเหมาะสำหรับวิธีการพยากรณ์แบบวินเตอร์ โดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูปคำนวณหาค่าคงที่ (α, γ, δ) ที่เหมาะสมเพื่อให้ได้ค่าพยากรณ์ที่มีความคลาดเคลื่อนน้อยที่สุด จากนั้นทำการวินิจฉัยความเพียงพอของตัวแบบ โดยแสดงรายละเอียดในภาคผนวก

โดยค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับอนุกรมเวลาชุดนี้มี 3 ค่า คือ ค่าปรับให้เรียบระหว่างข้อมูลกับค่าพยากรณ์ $(\alpha) = 0.701$ ค่าปรับให้เรียบระหว่างแนวโน้มกับค่าประมาณแนวโน้ม $(\gamma) = 0.001$ และค่าปรับให้เรียบระหว่างฤดูกาลจริงกับค่าประมาณ $(\delta) = 0.001$ ดังนั้นตัวแบบการพยากรณ์เป็นดังนี้

$$\hat{Y}_t = (104.7 + 0.43t)I_t \quad ; t = 1, 2, \dots$$

4.9.1.3 การวิเคราะห์ห้อนุกรมเวลาแบบคลาสสิก

ข้อมูลของจำนวนผู้ป่วยที่นำมาวิเคราะห์มีลักษณะเป็นรายเดือนตั้งแต่ปี พ.ศ. 2526 - 2541 ลักษณะข้อมูลชุดนี้มีอิทธิพลเนื่องจากแนวโน้ม และฤดูกาล โดยดำเนินการตามขั้นตอนการสร้างตัวแบบพยากรณ์ของวิธีการวิเคราะห์ห้อนุกรมเวลาแบบคลาสสิก จึงกำหนดตัวแปรอิสระในตัวแบบสมการพยากรณ์ คือ ตัวแปรบ่งชี้เวลา(t) สำหรับอิทธิพลเนื่องจากแนวโน้ม และตัวแปรบ่งชี้ฤดูกาล($X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{11t}$) สำหรับอิทธิพลเนื่องจากฤดูกาล ซึ่งได้ตัวแบบพยากรณ์ ดังต่อไปนี้

$$\ln \hat{Y}_t = 2.98 + 0.007t + 0.269X_{1t} + 0.124X_{2t} + 0.26X_{3t} - 0.012X_{4t} - 0.064X_{5t} + 0.137X_{6t} + 0.242X_{7t} + 0.453X_{8t} + 0.519X_{9t} + 0.444X_{10t} + 0.169X_{11t}$$

การตรวจสอบความเหมาะสมของรูปแบบพยากรณ์ โดยพิจารณาคอเรลโลแกรมของเศษเหลือตกค้างกับแกนเวลา ($r_k(e_t)$) พบว่าค่าเศษเหลือตกค้างมีรูปแบบเหมาะสมกับรูปแบบ AR(1) ดังนี้ คือ

$$\varepsilon_t = \phi\varepsilon_{t-1} + \eta_t \quad ; t = 1, 2, \dots, n$$

ดังนั้นจึงทำการวิเคราะห์อนุกรมเวลาใหม่โดยใช้วิธี *Autoregression* ซึ่งมีรูปแบบของเศษเหลือตกค้างเป็น $AR(1)$ มีตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมดังนี้

$$\ln \hat{Y}_t = 2.94 + 0.007t + 0.306X_{1t} + 0.152X_{2t} + 0.282X_{3t} + 0.006X_{4t} - 0.048X_{5t} \\ + 0.151X_{6t} + 0.255X_{7t} + 0.464X_{8t} + 0.529X_{9t} + 0.451X_{10t} + 0.173X_{11t} + \varepsilon_t$$

หรือ

$$\hat{Y}_t = \exp\{2.94 + 0.007t + 0.306X_{1t} + 0.152X_{2t} + 0.282X_{3t} + 0.006X_{4t} - 0.048X_{5t} \\ + 0.151X_{6t} + 0.255X_{7t} + 0.464X_{8t} + 0.529X_{9t} + 0.451X_{10t} + 0.173X_{11t} + \varepsilon_t\}$$

โดยที่ $\varepsilon_t = 0.635\varepsilon_{t-1}$

4.9.1.4 วิธีการพยากรณ์ร่วม

จากการพิจารณาวิธีการพยากรณ์ร่วม โดยการหาค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนักกับวิธีการพยากรณ์เดี่ยวด้วยกัน 3 วิธี คือ การวิเคราะห์อนุกรมเวลาแบบคลาสสิก, วิธีการของวินเตอร์ และวิธีบอช และเจนกินส์ โดยการแบ่งวิธีการให้ค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนักเป็น 2 วิธี ดังนี้คือ วิธีการให้น้ำหนักที่เท่ากัน และด้วยวิธีการค่าสัมบูรณ์ต่ำสุด โดยดำเนินการตามขั้นตอนของวิธีการพยากรณ์ร่วม ด้วยวิธีการวิเคราะห์ทำนองเดียวกันกับตัวแบบพยากรณ์ที่กล่าวมาแล้วข้างต้น

ตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมสำหรับวิธีการพยากรณ์ร่วมโดยวิธีการให้น้ำหนักที่เท่ากัน คือ

$$\hat{Y}_t = 0.333\hat{Y}_{1t} + 0.333\hat{Y}_{2t} + 0.333\hat{Y}_{3t}$$

ตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมสำหรับวิธีการพยากรณ์ร่วมโดยวิธีการค่าสัมบูรณ์ต่ำสุด คือ

$$\hat{Y}_t = 0.2857\hat{Y}_{2t} + 0.7143\hat{Y}_{3t}$$

โดยที่ตัวแบบ

$$\hat{Y}_{1t} = (104.7 + 0.43t)I_t \quad ; t = 1, 2, \dots$$

$$\hat{Y}_{2t} =$$

$$\hat{Y}_t = \exp\{2.94 + 0.007t + 0.306X_{1t} + 0.152X_{2t} + 0.282X_{3t} + 0.006X_{4t} - 0.048X_{5t} \\ + 0.151X_{6t} + 0.255X_{7t} + 0.464X_{8t} + 0.529X_{9t} + 0.451X_{10t} + 0.173X_{11t} + \varepsilon_t\}$$

โดยที่ $\varepsilon_t = 0.635\varepsilon_{t-1}$

$$\hat{Y}_{3t} = W_t = a_t - 0.2420a_{t-1} - 0.8416a_{t-2} - 0.2037a_{t-3}$$

โดยที่

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

4.9.2 การเปรียบเทียบค่าความคลาดเคลื่อนของตัวแบบพยากรณ์ที่ได้จากวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ

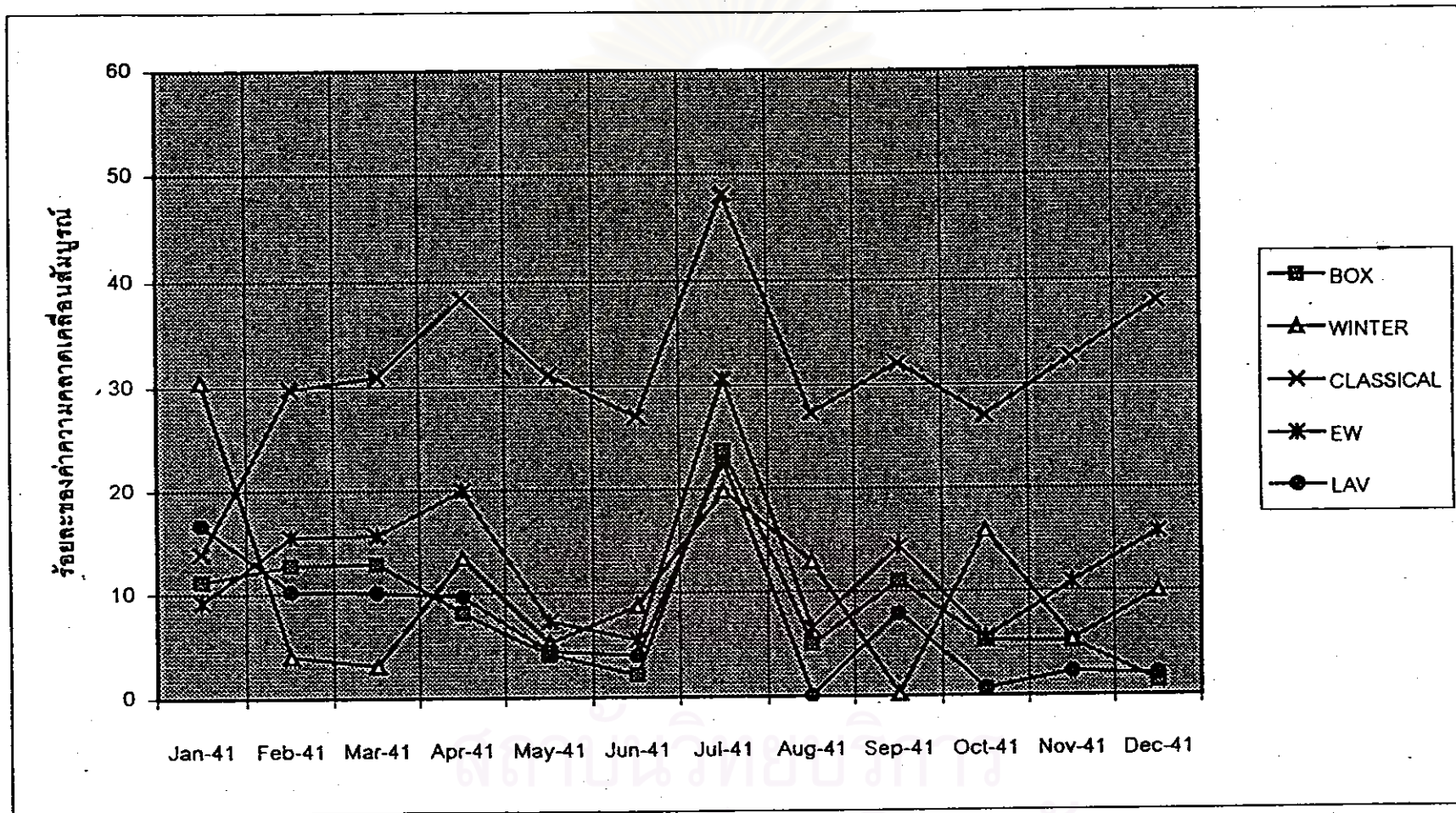
การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์เดี่ยว 3 วิธี วิธีการพยากรณ์รวมโดยการให้ค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนัก 2 วิธี และค่าคาดคะเนที่ได้จากทั้ง 5 วิธี โดยพิจารณาจากค่าเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ (Mean Absolute Percent Error) ซึ่งผลการวิเคราะห์เป็นดังนี้

เมื่อพิจารณาค่าเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์จากการพยากรณ์ ของวิธีการพยากรณ์เดี่ยว 4 วิธี กับวิธีการพยากรณ์รวมโดยการหาค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนัก 2 วิธี จากการแสดงการเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ ในตารางที่ 4.9 โดยการพิจารณาจากค่า MAPE ดังนี้ ค่าพยากรณ์ที่ได้จากวิธีบอซซ์และเจนกินส์ให้ค่า MAPE เท่ากับ 8.5581, ค่าพยากรณ์ที่ได้จากเทคนิคการปรับให้เรียบโดยวิธีของวินเตอร์ให้ค่า MAPE เท่ากับ 10.7035, ค่าพยากรณ์ที่ได้จากการวิเคราะห์อนุกรมเวลาแบบคลาสสิกให้ค่า MAPE เท่ากับ 31.3600, ค่าพยากรณ์ที่ได้จากวิธีการพยากรณ์รวมโดยการให้ค่าเฉลี่ยน้ำหนักที่เท่ากันให้ค่า MAPE เท่ากับ 13.0803 และค่าพยากรณ์ที่ได้จากวิธีการพยากรณ์รวมโดยวิธีค่าสัมบูรณ์ต่ำสุดให้ค่า MAPE เท่ากับ 7.5557

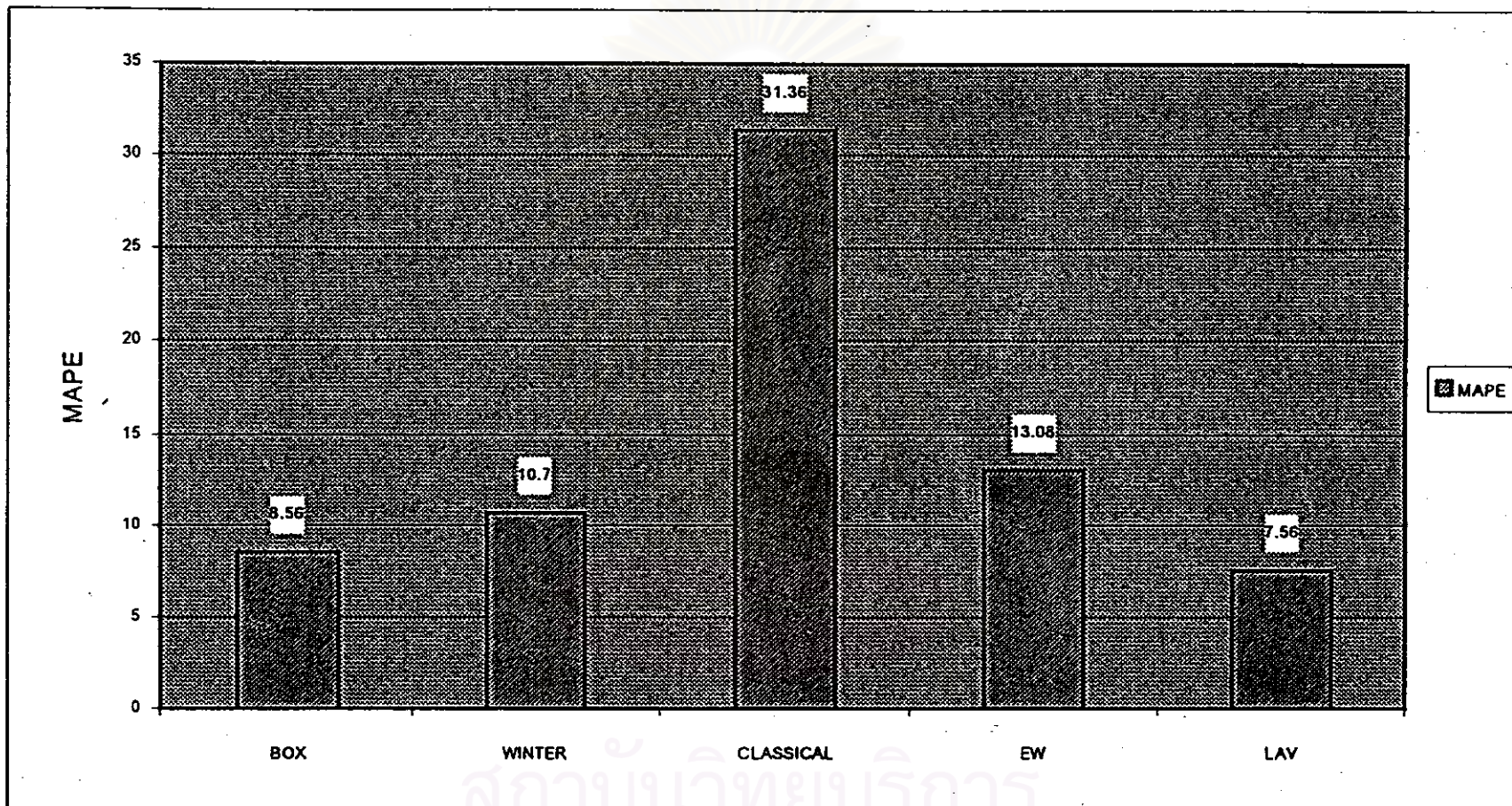
สรุปผลได้ว่า ในการคาดคะเนจำนวนผู้ป่วย ด้วยวิธีการพยากรณ์รวมโดยวิธีค่าสัมบูรณ์ต่ำสุด มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้ ส่วนค่าพยากรณ์จากวิธีบอซซ์และเจนกินส์ และค่าพยากรณ์ที่ได้จากวิธีการพยากรณ์ของวินเตอร์ มีความเหมาะสมรองลงมา ตามลำดับ ดังแสดงในรูปกราฟที่ 4.17 แสดงถึงกราฟร้อยละของความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ของแต่ละวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ และรูปกราฟที่ 4.18 แสดงกราฟการเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ของแต่ละวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ ดังต่อไปนี้

ตาราง 4.33 ตารางเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ จากวิธีการพยากรณ์ 5 วิธี ในปี พ.ศ. 2541 ของข้อมูลจำนวนของผู้ป่วย กรณี : โรคปอดบวม

เดือน	จำนวนผู้ป่วย จริงปี 2541	จำนวนผู้ป่วยที่พยากรณ์จากวิธี									
		คลาสสิก	APE	วินเตอร์	APE	บอว์และเจนกินส์	APE	EW	APE	LAV	APE
มกราคม	115	99	13.91	150	30.42	128	11.19	126	9.22	134	16.67
กุมภาพันธ์	141	99	29.79	135	3.97	12	12.75	119	15.52	127	10.26
มีนาคม	152	105	30.92	147	3.05	132	12.89	128	15.66	137	10.12
เมษายน	125	77	38.40	108	13.40	115	8.17	100	20.03	113	9.70
พฤษภาคม	103	71	31.07	108	5.21	107	4.10	95	7.31	108	4.37
มิถุนายน	118	86	27.12	128	8.75	120	2.10	112	5.45	123	3.94
กรกฎาคม	181	94	48.07	145	19.84	138	23.78	126	30.62	140	22.70
สิงหาคม	161	117	27.33	182	12.96	153	4.96	150	6.54	161	0.08
กันยายน	184	125	32.07	184	0.16	164	11.02	157	14.41	169	7.91
ตุลาคม	159	116	27.04	184	15.87	151	5.26	150	5.59	160	0.68
พฤศจิกายน	132	89	32.58	139	5.36	125	5.13	118	10.90	129	2.23
ธันวาคม	121	75	38.02	109	10.00	123	1.34	102	15.68	119	2.00
MAPE			31.36		10.70		8.56		13.08		7.56



กราฟ 4.17 แสดงร้อยละของค่าความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ ของตัวแบบที่ 9 ข้อมูลจำนวนผู้ป่วย กรณี : โรคปอดบวม



กราฟ 4.18 แสดงการเปรียบเทียบค่า MAPE ของตัวแบบที่ 9 ข้อมูลของจำนวนผู้ป่วย กรณี : โรคปอดบวม

4.9.3 การพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคปอดบวมล่วงหน้า ในปี พ.ศ. 2542 - 2544

หลังจากได้ตัวแบบที่เหมาะสมในการพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคปอดบวมแล้ว ดังนั้นจึงทำการพยากรณ์ข้อมูลจำนวนผู้ป่วย และอัตราการป่วย ล่วงหน้าในปี พ.ศ. 2542 - 2544 โดยคำนวณจากจำนวนประชากรทั้งหมดในจังหวัดฉะเชิงเทรา ซึ่งทางสาธารณสุขจังหวัดฉะเชิงเทราได้คาดคะเนไว้ล่วงหน้าแล้ว (แสดงข้อมูลจำนวนประชากรในภาคผนวก) ดังต่อไปนี้

ตัวแบบพยากรณ์ คือ

$$\hat{Y}_t = 0.2857\hat{Y}_{2t} + 0.7143\hat{Y}_{3t}$$

โดยที่

\hat{Y}_{2t} คือ ค่าพยากรณ์ที่ได้จากวิธีวินเตอร์

\hat{Y}_{3t} คือ ค่าพยากรณ์ที่ได้จากวิธีของบอกรีและเจนกินส์

ตาราง 4.34 ตารางแสดงค่าจริงในปี 2541 และค่าพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคปอดบวม(คน) และร้อยละของอัตราการป่วย โดยวิธีการพยากรณ์ร่วมด้วยวิธีการค่าสัมบูรณ์ต่ำสุด ในปี พ.ศ. 2542 - 2544

เดือน	ค่าจริง ปี พ.ศ. 2541	ค่าพยากรณ์ ปี พ.ศ. 2542	ค่าพยากรณ์ ปี พ.ศ. 2543	ค่าพยากรณ์ ปี พ.ศ. 2544
มกราคม	115	145	155	166
กุมภาพันธ์	141	142	152	163
มีนาคม	152	152	163	174
เมษายน	125	126	136	484
พฤษภาคม	103	117	128	138
มิถุนายน	118	134	145	155
กรกฎาคม	181	160	170	182
สิงหาคม	161	176	188	200
กันยายน	184	190	201	214
ตุลาคม	159	176	188	200
พฤศจิกายน	132	142	153	164
ธันวาคม	121	131	142	153
รวม	1692	1791	1921	2393
อัตราการป่วย	0.27	0.283	0.302	0.373

จากตารางที่ 4.34 คาดว่าในปี พ.ศ. 2542 จะมีรายงานจำนวนผู้ป่วยโรคปอดบวม เท่ากับ 1791 คน คิดเป็นอัตราการป่วยร้อยละ 0.283 ปี พ.ศ. 2543 เท่ากับ 1921 คน คิดเป็นอัตราการป่วยร้อยละ 0.302 และในปี พ.ศ. 2544 เท่ากับ 2393 คน คิดเป็นอัตราการป่วยร้อยละ 0.373 นอกจากนี้พบว่าจำนวนผู้ป่วยใกล้เคียงกัน ในแต่ละเดือน

ตาราง 4.35 ตารางแสดงการเปรียบเทียบค่าพยากรณ์ค่าพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคปอดบวม (คน) ที่ได้ในปี พ.ศ. 2542 - 2544 กับค่าจริงในปี 2541

ปี	ค่าจริง	ค่าพยากรณ์	ผลต่าง	
			+เพิ่ม / -ลด	เปอร์เซ็นต์
2541	1692	-	-	-
2542	-	1791	+99	+5.85%
2543	-	1921	+229	+13.53%
2544	-	2393	+701	+41.43%

จากตารางที่ 4.35 ได้คาดคะเนแนวโน้มของการเกิดโรคปอดบวมในปี พ.ศ. 2542 - 2544 พบว่ามีแนวโน้มเพิ่มขึ้นจากปี พ.ศ. 2541 คิดเป็น 5.85%, 13.53% และ 41.43% ตามลำดับ

ตาราง 4.36 ตารางแสดงการเปรียบเทียบค่าพยากรณ์ของค่าร้อยละของอัตราการป่วย ที่ได้ในปี พ.ศ. 2542 - 2544 กับค่าร้อยละของอัตราการป่วยจริงในปี 2541

ปี	ค่าจริง	ค่าพยากรณ์	ผลต่าง	
			+เพิ่ม / -ลด	เปอร์เซ็นต์
2541	0.27	-	-	-
2542	-	0.283	+0.013	+4.81%
2543	-	0.302	+0.032	+11.85%
2544	-	0.373	+0.103	+38.15%

จากตารางที่ 4.36 ได้คาดคะเนแนวโน้มของอัตราการป่วยโรคปอดบวมในปี พ.ศ. 2542 - 2544 พบว่ามีแนวโน้มสูงขึ้นจากปี พ.ศ. 2541 คิดเป็น 4.81%, 11.85% และ 38.15 ตามลำดับ

4.10 ตัวแบบพยากรณ์สำหรับจำนวนผู้ป่วยโรควัณโรค (Tuberculosis, Pulmonary T.B.)

หลังจากทำการวิเคราะห์หาตัวแบบพยากรณ์โดยใช้วิธีการค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ วิธีการปรับให้เรียบแบบเลขชี้กำลัง วิธีการของโฮลท์ วิธีการของวินเตอร์ วิธีการบอชและเจนกินส์ วิธีการพยากรณ์รวม โดยการหาค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนักด้วยวิธีการให้น้ำหนักที่เท่ากัน และด้วยวิธีการค่าสัมบูรณ์ต่ำสุดแล้ว ได้ตัวแบบพยากรณ์สำหรับพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยด้วยโรคที่ต้องเฝ้าระวังทางระบาดวิทยา สำหรับแต่ละวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ ดังข้างต้น หลังจากนั้นจึงทำการเปรียบเทียบค่าความเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนของตัวแบบพยากรณ์ที่ได้จากแต่ละวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ ทั้ง 5 วิธีแล้วจึงเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่ให้ค่าเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนต่ำสุด ต่อจากนั้นทำการพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยที่ต้องเฝ้าระวังทางระบาดวิทยา และอัตราการป่วยล่วงหน้า ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542 - 2544 ดังจะนำเสนอผลการวิเคราะห์แบ่งตามขั้นตอน ดังนี้

4.10.1 ตัวแบบพยากรณ์ที่ได้จากวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ 5 วิธี

4.10.1.1 วิธีบอชและเจนกินส์

ข้อมูลของจำนวนผู้ป่วยที่นำมาวิเคราะห์มีลักษณะเป็นรายเดือนตั้งแต่ปี พ.ศ. 2526 - 2541 อนุกรมเวลาชุดนี้มีการเคลื่อนไหว เนื่องจากแนวโน้มและฤดูกาล โดยดำเนินการตามขั้นตอนการสร้างตัวแบบพยากรณ์ของวิธีบอชและเจนกินส์แล้ว ได้ตัวแบบการพยากรณ์แบบ ARIMA $(0,1,1)(1,1,1)_{12}$ เป็นตัวแบบที่เหมาะสม

ตัวแบบพยากรณ์สำหรับจำนวนผู้ป่วยโรควัณโรค คือ

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

กำหนดให้

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

จะได้

$$W_t = \delta - C + \Phi_{12}W_{t-12} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \Theta_{12}a_{t-12} + \theta_1 \Theta_{12}a_{t-13}$$

เมื่อประมาณค่าพารามิเตอร์ของรูปแบบพยากรณ์ ARIMA $(0,1,1)(1,1,1)_{12}$ ค่าประมาณของ $\Phi_{12} = 0.2714$, $\theta_1 = 0.7505$ และ $\Theta_{12} = 0.9179$ ดังนั้นตัวแบบการพยากรณ์เป็นดังนี้

$$W_t = a_t + 0.2714W_{t-12} - 0.7505a_{t-1} - 0.9179a_{t-12} + 0.6889a_{t-13}$$

4.10.1.2 เทคนิคการปรับให้เรียบ

ลักษณะการเคลื่อนไหวของข้อมูลอนุกรมเวลาชุดนี้นั้นมีการเคลื่อนไหวเนื่องจากแนวโน้มและฤดูกาล โดยมีลักษณะการเคลื่อนไหวเนื่องจากแนวโน้มและฤดูกาล ซึ่งเหมาะสำหรับวิธีการพยากรณ์แบบวินเตอร์ โดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูปคำนวณหาค่าคงที่ (α, γ, δ) ที่เหมาะสมเพื่อให้ได้ค่าพยากรณ์ที่มีความคลาดเคลื่อนน้อยที่สุด จากนั้นทำการวินิจฉัยความเพียงพอของตัวแบบ โดยแสดงรายละเอียดในภาคผนวก

โดยค่าคงที่ปรับให้เรียบสำหรับอนุกรมเวลาชุดนี้มี 3 ค่า คือ ค่าปรับให้เรียบระหว่างข้อมูลกับค่าพยากรณ์ $(\alpha) = 0.201$ ค่าปรับให้เรียบระหว่างแนวโน้มกับค่าประมาณแนวโน้ม $(\gamma) = 0.001$ และค่าปรับให้เรียบระหว่างฤดูกาลจริงกับค่าประมาณ $(\delta) = 0.001$ ดังนั้นตัวแบบการพยากรณ์เป็นดังนี้

$$\hat{Y}_t = (16.00 + 0.07t)I_t \quad ; t = 1, 2, \dots$$

4.10.1.3 การวิเคราะห์อนุกรมเวลาแบบคลาสสิก

ข้อมูลของจำนวนผู้ป่วยที่นำมาวิเคราะห์มีลักษณะเป็นรายเดือนตั้งแต่ปี พ.ศ. 2526 - 2541 ลักษณะข้อมูลชุดนี้มีอิทธิพลเนื่องจากแนวโน้ม และฤดูกาล โดยดำเนินการตามขั้นตอนการสร้างตัวแบบพยากรณ์ของวิธีการวิเคราะห์อนุกรมเวลาแบบคลาสสิก จึงกำหนดตัวแปรอิสระในตัวแบบสมการพยากรณ์ คือ ตัวแปรบ่งชี้เวลา(t) สำหรับอิทธิพลเนื่องจากแนวโน้ม และตัวแปรบ่งชี้ฤดูกาล($X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{12t}$) สำหรับอิทธิพลเนื่องจากฤดูกาล ซึ่งได้ตัวแบบพยากรณ์ ดังต่อไปนี้

$$\ln \hat{Y}_t = 1.376 + 0.004t + 1.157X_{1t} + 0.625X_{2t} + 0.7X_{3t} + 0.477X_{4t} + 0.725X_{5t} + 0.742X_{6t} + 0.836X_{7t} + 0.8X_{8t} + 0.47X_{9t} + 0.533X_{10t} + 0.331X_{11t}$$

การตรวจสอบความเหมาะสมของรูปแบบพยากรณ์ โดยพิจารณาคอเรลโคแกรมของเศษเหลือตกค้างกับแกนเวลา ($r_k(e_t)$) พบว่าค่าเศษเหลือตกค้างมีรูปแบบเหมาะสมกับรูปแบบ AR(1) ดังนี้ คือ

$$\varepsilon_t = \phi\varepsilon_{t-1} + \eta_t \quad ; t = 1, 2, \dots, n$$

ดังนั้นจึงทำการวิเคราะห์อนุกรมเวลาใหม่โดยใช้วิธี *Autoregression* ซึ่งมีรูปแบบของเศษเหลือตกค้างเป็น $AR(1)$ มีตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมดังนี้

$$\ln \hat{Y}_t = 1.357 + 0.005t + 1.18X_{1t} + 0.64X_{2t} + 0.712X_{3t} + 0.486X_{4t} + 0.734X_{5t} \\ + 0.75X_{6t} + 0.844X_{7t} + 0.807X_{8t} + 0.477X_{9t} + 0.54X_{10t} + 0.335X_{11t} + \varepsilon_t$$

หรือ

$$\hat{Y}_t = \exp\{1.357 + 0.005t + 1.18X_{1t} + 0.64X_{2t} + 0.712X_{3t} + 0.486X_{4t} + 0.734X_{5t} \\ + 0.75X_{6t} + 0.844X_{7t} + 0.807X_{8t} + 0.477X_{9t} + 0.54X_{10t} + 0.335X_{11t} + \varepsilon_t$$

โดยที่ $\varepsilon_t = 0.464\varepsilon_{t-1}$

4.10.1.4 วิธีการพยากรณ์ร่วม

จากการพิจารณาวิธีการพยากรณ์ร่วม โดยการหาค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนักกับวิธีการพยากรณ์เดี่ยวด้วยกัน 3 วิธี คือ การวิเคราะห์อนุกรมเวลาแบบคลาสสิก, วิธีการของวินเตอร์ และวิธีบอกซ์และเจนกินส์ โดยการแบ่งวิธีการหาค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนักเป็น 2 วิธี ดังนี้คือ วิธีการให้น้ำหนักที่เท่ากัน และด้วยวิธีการค่าสัมบูรณ์ต่ำสุด โดยดำเนินการตามขั้นตอนของวิธีการพยากรณ์ร่วม ด้วยวิธีการวิเคราะห์หาค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนักกับตัวแบบพยากรณ์ที่กล่าวมาแล้วข้างต้น

ตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมสำหรับวิธีการพยากรณ์ร่วมโดยวิธีการให้น้ำหนักที่เท่ากัน คือ

$$\hat{Y}_t = 0.333\hat{Y}_{1t} + 0.333\hat{Y}_{2t} + 0.333\hat{Y}_{3t}$$

ตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมสำหรับวิธีการพยากรณ์ร่วมโดยวิธีการค่าสัมบูรณ์ต่ำสุด คือ

$$\hat{Y}_t = 0.0102\hat{Y}_{1t} + 0.2653\hat{Y}_{2t} + 0.7245\hat{Y}_{3t}$$

โดยที่ตัวแบบ

$$\hat{Y}_{1t} = (16.00 + 0.07t)I_t \quad ; t = 1, 2, \dots$$

$$\hat{Y}_{2t} =$$

$$\hat{Y}_t = \exp\{1.357 + 0.005t + 1.18X_{1t} + 0.64X_{2t} + 0.712X_{3t} + 0.486X_{4t} + 0.734X_{5t} \\ + 0.75X_{6t} + 0.844X_{7t} + 0.807X_{8t} + 0.477X_{9t} + 0.54X_{10t} + 0.335X_{11t} + \varepsilon_t$$

โดยที่ $\varepsilon_t = 0.464\varepsilon_{t-1}$

$$\hat{Y}_{3t} =$$

$$W_t = a_t + 0.2714W_{t-12} - 0.7505a_{t-1} - 0.9179a_{t-12} + 0.6889a_{t-13}$$

โดยที่

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

4.10.2 การเปรียบเทียบค่าความคลาดเคลื่อนของตัวแบบพยากรณ์ที่ได้จากวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ

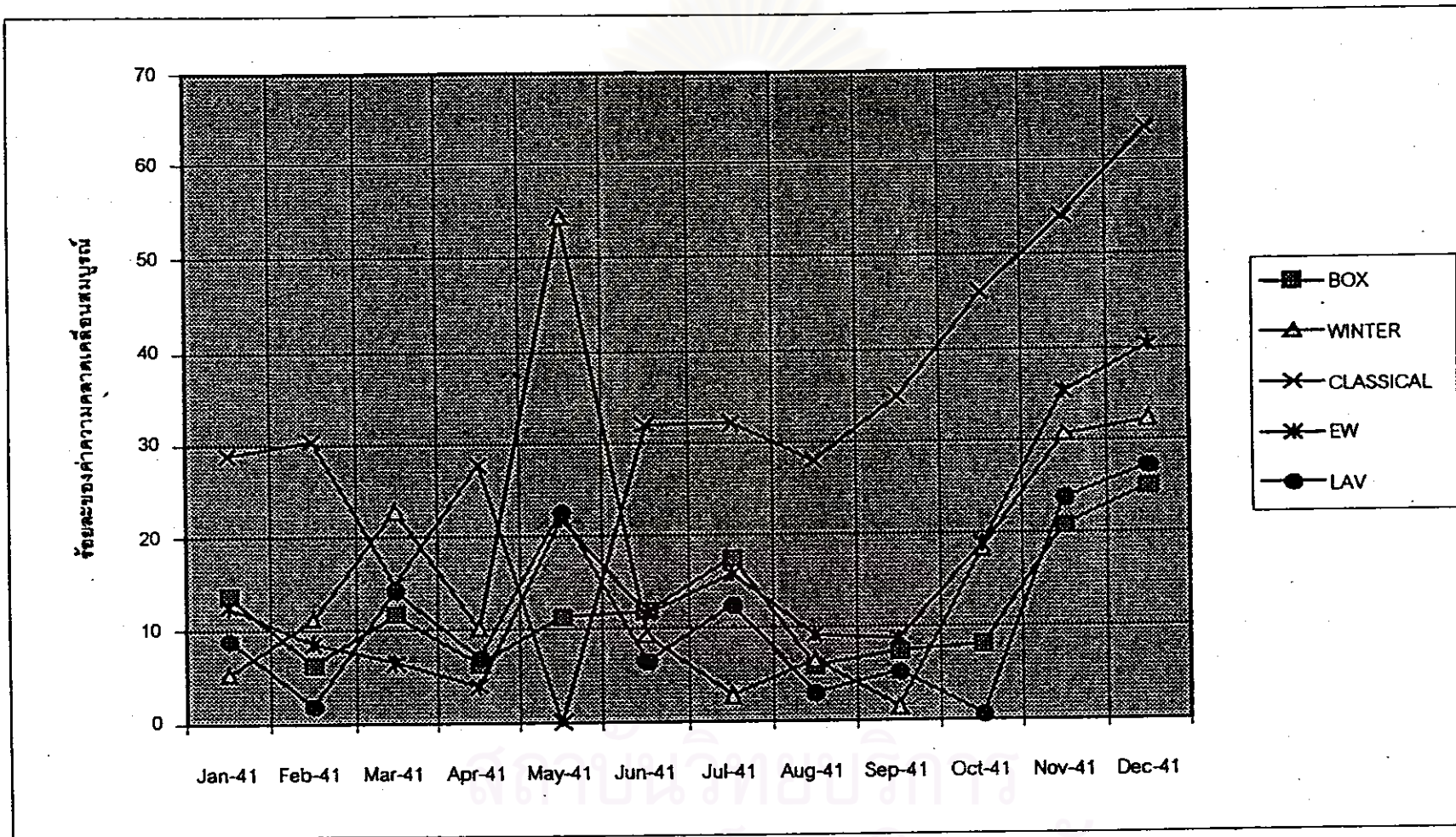
การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์เดี่ยว 3 วิธี วิธีการพยากรณ์รวมโดยการให้ค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนัก 2 วิธี และค่าคาดคะเนที่ได้จากทั้ง 5 วิธี โดยพิจารณาจากค่าเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ (Mean Absolute Percent Error) ซึ่งผลการวิเคราะห์เป็นดังนี้

เมื่อพิจารณาค่าเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์จากการพยากรณ์ ของวิธีการพยากรณ์เดี่ยว 4 วิธี กับวิธีการพยากรณ์รวมโดยการหาค่าเฉลี่ยถ่วงน้ำหนัก 2 วิธี จากการแสดงการเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ ในตารางที่ 4.10 โดยการพิจารณาจากค่า MAPE ดังนี้ ค่าพยากรณ์ที่ได้จากวิธีบอซซ์และเจนกินส์ให้ค่า MAPE เท่ากับ 12.1829, ค่าพยากรณ์ที่ได้จากเทคนิคการปรับให้เรียบโดยวิธีของวินเตอร์ให้ค่า MAPE เท่ากับ 16.9868, ค่าพยากรณ์ที่ได้จากการวิเคราะห์อนุกรมเวลาแบบคลาสสิกให้ค่า MAPE เท่ากับ 32.7716, ค่าพยากรณ์ที่ได้จากวิธีการพยากรณ์รวมโดยการให้ค่าเฉลี่ยน้ำหนักที่เท่ากันให้ค่า MAPE เท่ากับ 16.0995 และค่าพยากรณ์ที่ได้จากวิธีการพยากรณ์รวมโดยวิธีค่าสัมบูรณ์ต่ำสุดให้ค่า MAPE เท่ากับ 11.1348

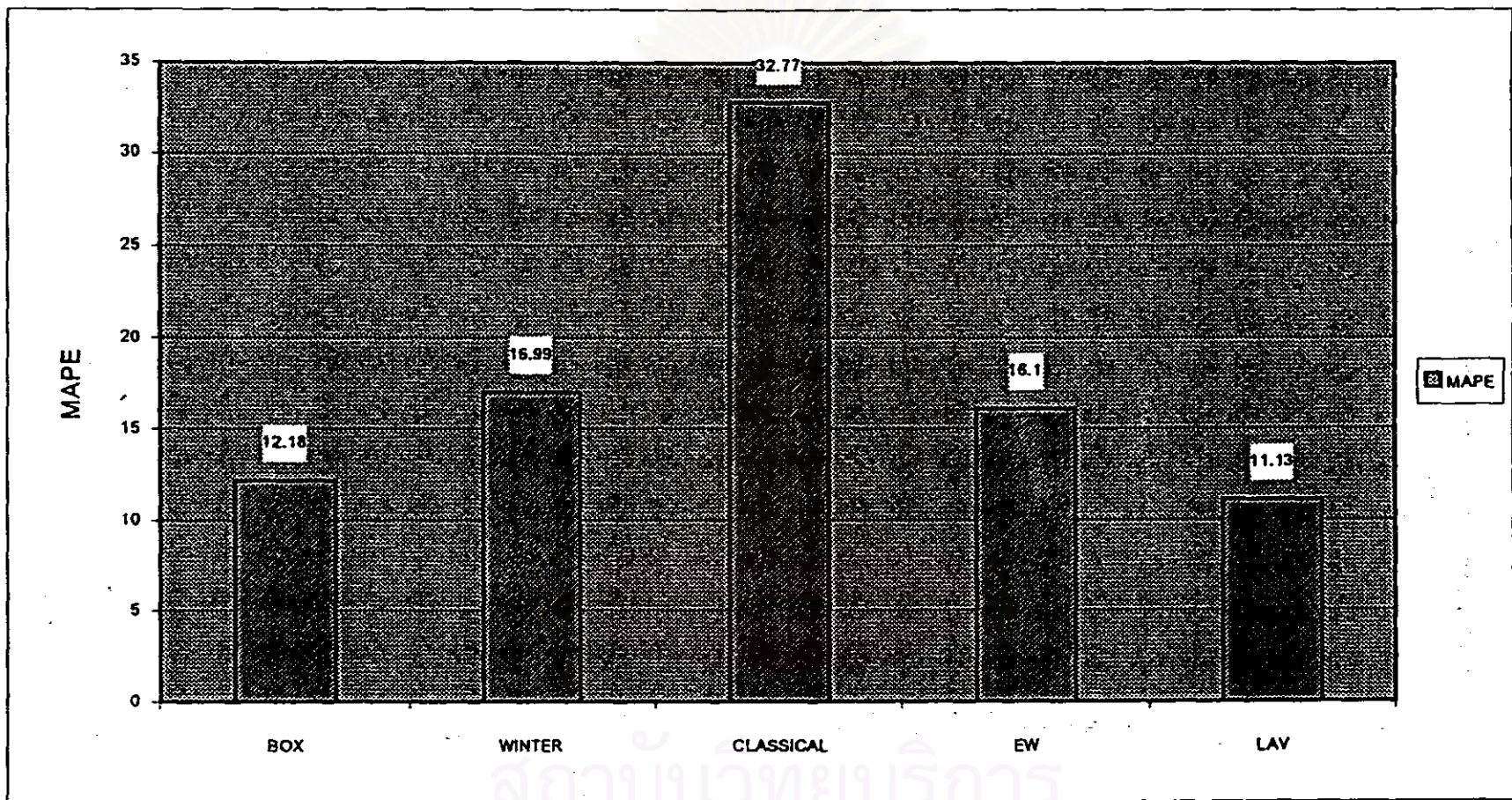
สรุปผลได้ว่า ในการคาดคะเนจำนวนผู้ป่วย ด้วยวิธีการพยากรณ์รวมโดยวิธีค่าสัมบูรณ์ต่ำสุด มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้ ส่วนค่าพยากรณ์จากวิธีบอซซ์และเจนกินส์ และค่าพยากรณ์ที่ได้จากวิธีการพยากรณ์รวมโดยการให้ค่าเฉลี่ยน้ำหนักที่เท่ากัน มีความเหมาะสมรองลงมา ตามลำดับ ดังแสดงในรูปกราฟที่ 4.19 แสดงถึงกราฟร้อยละของความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ของแต่ละวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ และรูปกราฟที่ 4.20 แสดงกราฟการเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ของแต่ละวิธีการพยากรณ์ต่าง ๆ ดังต่อไปนี้

ตาราง 4.37 ตารางเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยร้อยละของความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ จากวิธีการพยากรณ์ 5 วิธี ในปี พ.ศ. 2541 ของข้อมูลจำนวนของผู้ป่วย กรณี : โรคหัวใจ

เดือน	จำนวนผู้ป่วย จริงปี 2541	จำนวนผู้ป่วยที่พยากรณ์จากวิธี									
		คลาสสิก	APE	วินเตอร์	APE	บอห์นและเจนกินส์	APE	EW	APE	LAV	APE
มกราคม	38	27	28.95	40	5.21	33	13.69	33	12.50	35	8.85
กุมภาพันธ์	23	16	30.43	26	11.15	22	6.25	21	8.53	23	1.89
มีนาคม	20	17	15.00	25	22.79	22	11.75	21	6.47	23	14.37
เมษายน	18	13	27.78	20	10.17	19	6.28	17	3.83	19	6.92
พฤษภาคม	17	17	0.00	26	54.43	19	11.37	21	21.85	21	22.61
มิถุนายน	25	17	32.00	27	9.15	22	11.92	22	11.64	23	6.57
กรกฎาคม	28	19	32.14	29	2.71	23	17.63	24	15.76	25	12.44
สิงหาคม	25	18	28.00	27	6.44	24	5.85	23	9.23	24	2.89
กันยายน	20	13	35.00	20	1.38	21	7.33	18	8.83	21	5.27
ตุลาคม	26	14	46.15	21	18.39	28	8.19	21	18.86	26	0.52
พฤศจิกายน	24	11	54.17	17	30.71	19	20.93	16	35.33	18	23.91
ธันวาคม	22	8	63.64	15	32.27	16	25.02	13	40.36	16	27.38
MAPE			32.77		16.99		12.18		16.10		11.13



กราฟ 4.19 แสดงร้อยละของค่าความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ ของตัวแบบที่ 10 ข้อมูลจำนวนผู้ป่วย กรณี : โรควันโรค



กราฟ 4.20 แสดงการเปรียบเทียบค่า MAPE ของตัวแบบที่ 10 ข้อมูลของจำนวนผู้ป่วย กรณี : โรควัณโรค

4.10.3 การพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคฉี่หนูใน ปี พ.ศ. 2542 - 2544

หลังจากได้ตัวแบบที่เหมาะสมในการพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคฉี่หนูแล้ว ดังนั้นจึงทำการพยากรณ์ข้อมูลจำนวนผู้ป่วย และอัตราการป่วย ฉี่หนูในปี พ.ศ. 2542 - 2544 โดยคำนวณจากจำนวนประชากรทั้งหมดในจังหวัดฉะเชิงเทรา ซึ่งทางสาธารณสุขจังหวัดฉะเชิงเทราได้คาดคะเนไว้ล่วงหน้าแล้ว (แสดงข้อมูลจำนวนประชากรในภาคผนวก) ดังต่อไปนี้

$$\text{ตัวแบบพยากรณ์ คือ } \hat{Y}_t = 0.0102\hat{Y}_{1t} + 0.2653\hat{Y}_{2t} + 0.7245\hat{Y}_{3t}$$

โดยที่

\hat{Y}_{1t} คือ ค่าพยากรณ์ที่ได้จากวิธีการวิเคราะห์อนุกรมเวลาแบบคลาสสิก

\hat{Y}_{2t} คือ ค่าพยากรณ์ที่ได้จากวิธีวินเตอร์

\hat{Y}_{3t} คือ ค่าพยากรณ์ที่ได้จากวิธีของบอกรีและเจนกินส์

ตาราง 4.38 ตารางแสดงค่าจริงในปี 2541 และค่าพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคฉี่หนู(คน) และร้อยละของอัตราการป่วย โดยวิธีการพยากรณ์ร่วมด้วยวิธีการค่าสัมบูรณ์ต่ำสุด ในปี พ.ศ. 2542 - 2544

เดือน	ค่าจริง ปี พ.ศ. 2541	ค่าพยากรณ์ ปี พ.ศ. 2542	ค่าพยากรณ์ ปี พ.ศ. 2543	ค่าพยากรณ์ ปี พ.ศ. 2544
มกราคม	38	40	42	44
กุมภาพันธ์	23	27	28	30
มีนาคม	20	26	28	30
เมษายน	18	23	24	26
พฤษภาคม	17	26	28	30
มิถุนายน	25	29	30	32
กรกฎาคม	28	30	31	33
สิงหาคม	25	29	30	32
กันยายน	20	25	27	28
ตุลาคม	26	29	30	32
พฤศจิกายน	24	23	24	26
ธันวาคม	22	20	21	23
รวม	286	327	343	366
อัตราการป่วย	0.046	0.052	0.054	0.057

จากตารางที่ 4.38 คาดว่าในปี พ.ศ. 2542 จะมีรายงานจำนวนผู้ป่วยโรคฉี่หนู เท่ากับ 327 คน คิดเป็นอัตราการป่วยร้อยละ 0.052 ปี พ.ศ. 2543 เท่ากับ 343 คน คิดเป็นอัตราการป่วยร้อยละ 0.054 และในปี พ.ศ. 2544 เท่ากับ 366 คน คิดเป็นอัตราการป่วยร้อยละ 0.057 นอกจากนี้พบว่าจำนวนผู้ป่วยมากในเดือนมกราคม ในแต่ละปี

ตาราง 4.39 ตารางแสดงการเปรียบเทียบค่าพยากรณ์ค่าพยากรณ์จำนวนผู้ป่วยโรคฉี่หนู (คน) ที่ได้ในปี พ.ศ. 2542 - 2544 กับค่าจริงในปี 2541

ปี	ค่าจริง	ค่าพยากรณ์	ผลต่าง	
			+เพิ่ม / -ลด	เปอร์เซ็นต์
2541	286	-	-	-
2542	-	327	+41	+14.33%
2543	-	343	+57	+19.93%
2544	-	366	+80	+27.97%

จากตารางที่ 4.39 ได้คาดคะเนแนวโน้มของการเกิดโรคฉี่หนูในปี พ.ศ. 2542 - 2544 พบว่ามีแนวโน้มเพิ่มขึ้นจากปี พ.ศ. 2541 คิดเป็น 14.33%, 19.93% และ 27.97% ตามลำดับ

ตาราง 4.40 ตารางแสดงการเปรียบเทียบค่าพยากรณ์ของค่าร้อยละของอัตราการป่วย ที่ได้ในปี พ.ศ. 2542 - 2544 กับค่าร้อยละของอัตราการป่วยจริงในปี 2541

ปี	ค่าจริง	ค่าพยากรณ์	ผลต่าง	
			+เพิ่ม / -ลด	เปอร์เซ็นต์
2541	0.046	-	-	-
2542	-	0.052	+0.006	+13.04%
2543	-	0.054	+0.008	+17.39%
2544	-	0.057	+0.011	+23.91%

จากตารางที่ 4.40 ได้คาดคะเนแนวโน้มของอัตราการป่วยโรคฉี่หนูในปี พ.ศ. 2542 - 2544 พบว่ามีแนวโน้มสูงขึ้นจากปี พ.ศ. 2541 คิดเป็น 13.04%, 17.39% และ 23.91 ตามลำดับ