บทที่ ๔

การวิเคราะห์รายได้จากสินค้าออกที่สำคัญบางประเภท

การวิเคราะห์รายได้จากสินค้าออกที่สำคัญบางประเภทอันได้แก่ ข้าว ยาง ดีบุก และข้าวโพดนี้ จะทำโดยการศึกษาแนวโน้มของข้อมูลปริมาณสินค้าส่งออกและข้อมูลราคาสินค้าส่งออก การศึกษาแนวโน้มดังกล่าวนี้จะทำโดยการเลือกพิจารณาโมเดลของสมการโพลิโนเมียลที่เหมาะสมกับข้อมูลที่สุดแต่เพียงอย่างเดียว แต่จะไม่ทำการทดสอบโมเดลในรูปของสมการเอ็กซโพเนนเชียล เนื่องจากได้พิจารณาข้อมูลดูแล้ว พบว่าข้อมูลไม่อยู่ในลักษณะที่เป็นเส้นตรงในสเกล semi-log

๔.๑ แนวโน้มของข้อมูลปริมาณสินค้าส่งออกที่สำคัญ

ก่อนที่จะทำการศึกษาแนวโน้มของข้อมูลปริมาณสินค้าส่งออกที่สำคัญทั้ง ๔ ประเภท จะทำการทดสอบการมีแนวโน้มของข้อมูลโดยการพิจารณาจำนวนชุดของข้อมูล (u) ที่อยู่สูงกว่าค่ามัธยฐาน (a) และอยู่ต่ำกว่าค่ามัธยฐาน (b) ของข้อมูลปริมาณสินค้าส่งออก อันได้แก่ ข้าว ยาง ดีบุกและข้าวโพด เพื่อนำไปเปรียบเทียบกับค่า u ซึ่งเป็นค่าวิกฤต (critical value) จากตารางที่ ๒.๑

ผลของการพิจารณาข้อมูลปริมาณสินค้าส่งออกระหว่างปี ๒๕๐๐ - ๒๕๑๕ ปรากฏว่าค่า u ของปริมาณข้าวส่งออก =7 (ดูตารางที่ ๔.๑) เมื่อทำไปเปรียบเทียบกับ $u_{.05}$= 5 เมื่อจำนวน a= จำนวน b= 8 ได้ค่า u มากกว่า $u_{.05}$ นั่นก็คือที่ระดับนัยสำคัญ .05 ข้อมูลปริมาณข้าวส่งออกไม่มีแนวโน้ม ส่วนค่า u ของปริมาณยางดีบุกและข้าวโพดส่งออก = 4 (ดูตารางที่ ๔.๑) เมื่อเปรียบเทียบกับ $u_{.05}$= 5 เมื่อจำนวน a =จำนวน b =8 ได้ค่า u ของประมาณสินค้าส่งออกทั้ง ๓ ประเภทน้อยกว่า $u_{.05}$แสดงว่าที่ระดับนัยสำคัญ .05 ข้อมูลปริมาณยางส่งออก ปริมาณดีบุกส่งออก และปริมาณข้าวโพดส่งออกมีแนวโน้ม

ตารางที่ ๔.๑ ค่า u ของข้อมูลปริมาณข้าว ยาง ถั่วบุกและข้าวโพดส่งออก

พ.ศ.	ข้าว		ยาง		ถั่วบุก		ข้าวโพด	
	ปริมาณ (พันตัน)	สัญญลักษณ์	ปริมาณ (พันตัน)	สัญญลักษณ์	ปริมาณ (พันตัน)	สัญญลักษณ์	ปริมาณ (พันตัน)	สัญญลักษณ์
2500	1,570.2	a	134.8	b	18.4	b	64.3	b
2501	1,132.9	b	135.5	b	9.1	b	162.9	b
2502	1,091.7	b	174.4	b	13.7	b	238.4	b
2503	1,202.8	b	169.7	b	17.1	b	514.9	b
2504	1,576.0	a	184.6	b	18.1	b	569.1	b
2505	1,271.0	b	194.2	b	19.8	b	484.1	b
2506	1,417.7	b	186.9	b	22.0	a	767.5	b
2507	1,896.3	a	217.0	a	22.3	a	1,146.9	a
2508	1,995.2	a	210.9	a	20.5	b	831.4	b
2509	1,507.6	a	202.5	b	18.9	b	1,261.6	a
2510	1,482.2	a	211.1	a	27.1	a	1,146.0	a
2511	1,068.2	b	252.2	a	24.0	a	1,558.2	a
2512	1,023.1	b	276.4	a	23.4	a	1,544.8	a
2513	1,063.6	b	275.6	a	22.2	a	1,448.0	a
2514	1,576,1	a	307.9	a	21.9	a	1,873.5	a
2515	2,112.1	a	317.7	a	21.8	a	1,843.6	a
median	1,449.95		206.7		21.15		988.7	
u	7		4		4		4	

หอสมุดกลาง

๔.๑.๑ แนวโน้มของข้อมูลปริมาณข้าวส่งออก

จากข้อมูลปริมาณข้าวส่งออกตารางที่ ๔.๑ นำมาคำนวณและแทนค่าใน Normal Equations (สมการที่ ๒.๑ และ ๒.๒) และหาค่า a_0, a_1 ได้เป็น $a_0 = 1430.438$ และ $a_1 = 7.154$ ดังนั้นสมการโพลิโนเมียลกำลังหนึ่งของข้อมูลปริมาณข้าวส่งออก คือ $\hat{Y} = 1430.438 + 7.154\ X$

ดำเนินการทดสอบสมมติฐาน $H_0: \alpha_1 = 0$ ในโมเดล $Y = \alpha_0 + \alpha_1 X + \varepsilon_1$ โดยการวิเคราะห์ค่าแปรปรวน ดังตารางข้างล่าง

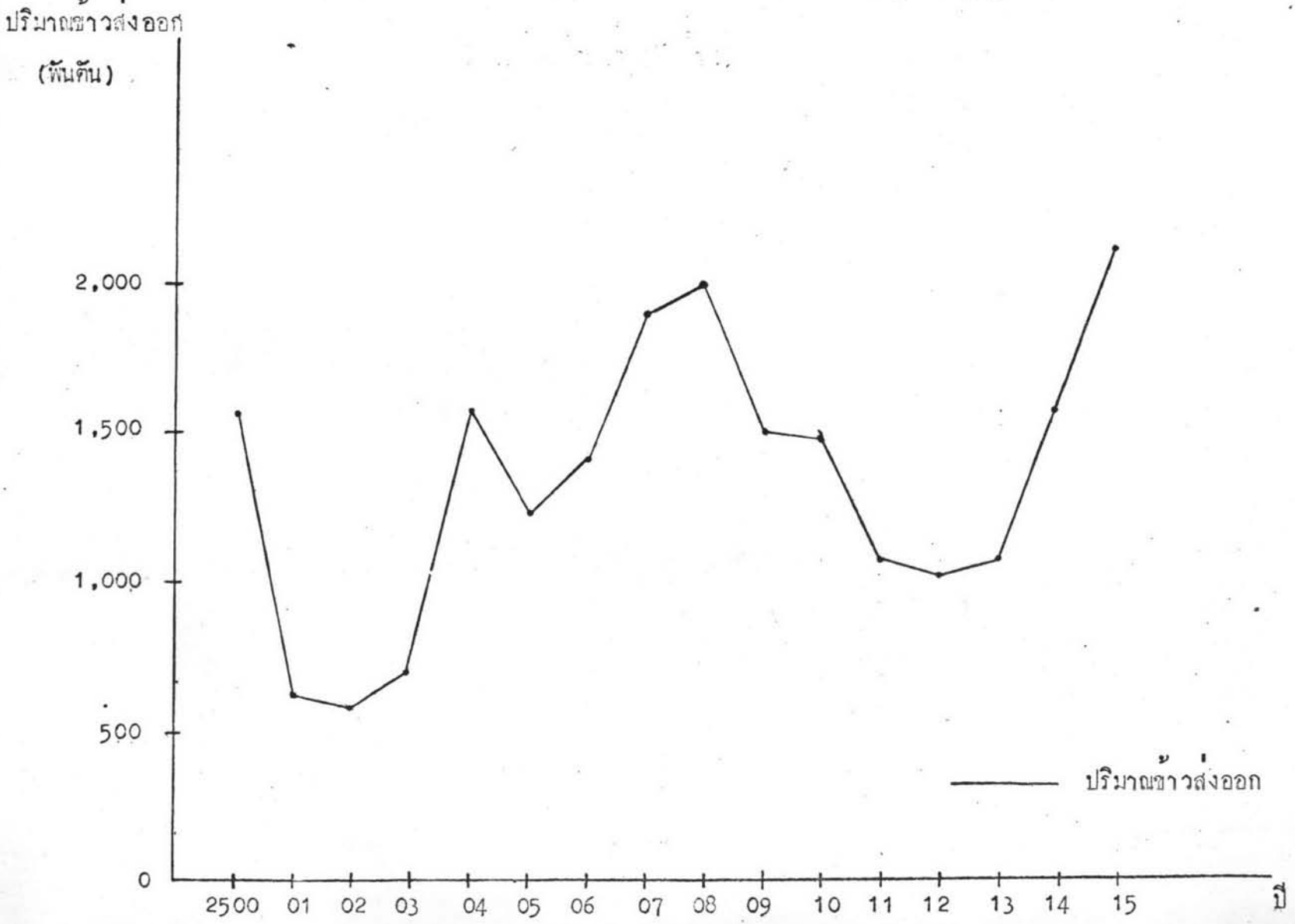
ตารางที่ ๔.๒ การวิเคราะห์ค่าแปรปรวนเพื่อทดสอบสมมติฐาน $H_0: \alpha_1 = 0$ ของข้อมูลปริมาณข้าวส่งออก

S.O.V.	d.f.	S.S.	M.S.	F
α_0, α_1	2	32,808,035.77		
α_0	1	32,738,434.50		
α_1/α_0	1	69,601.27	69,601.27	0.60
Residuals	14	1,626,876.23	116,205.44	
Total(unc.)	16	34,434,912.00		

จากการวิเคราะห์ค่าแปรปรวนได้ค่า $F_{(1,14)} = 0.60$ เมื่อนำมาเปรียบเทียบกับค่า $F_{(1,14)} = 4.60$ จากตารางสถิติ ณ ระดับนัยสำคัญ .05 ได้ว่าค่า F ที่ได้จากการคำนวณน้อยกว่าค่า F จากตารางสถิติ อยู่ในเกณฑ์ยอมรับสมมติฐานว่า $\alpha_1 = 0$ นั่นก็คือ ณ ระดับนัยสำคัญ .05 มีเหตุผลเพียงพอที่จะยอมรับว่าข้อมูลปริมาณข้าวส่งออก (Y) ไม่มีความสัมพันธ์กับเวลา (X) ดังนั้น จึงไม่อาจหาสมการแนวโน้มที่เหมาะสมกับข้อมูลได้ และเมื่อพิจารณาค่าสัมประสิทธิ์แห่งการตัดสินใจ (R^2) ได้ค่า $R^2 = 4.10\%$ ซึ่งมีค่าต่ำมากจึงสรุปได้ว่าข้อมูลปริมาณข้าวส่งออกไม่มีแนวโน้มที่จะเขียนออกมาในรูปของสมการได้ (ดูแผนภาพที่ ๔.๑)

แผนภาพที่ 4.1

ปริมาณข้าวส่งออกตั้งแต่ปี พ.ศ. 2500–2515



๔.๑.๒ แนวโน้มของข้อมูลปริมาณยางส่งออก

จากข้อมูลปริมาณยางส่งออกตารางที่ ๔.๑ นำมาคำนวณและแทนค่าใน Normal Equations (สมการที่ ๒.๑ และ ๒.๒) และหาค่า a_0, a_1 ได้เป็น $a_0 = 215.712$ และ $a_1 = 5.630$ ดังนั้น สมการโพลิโนเมียลกำลังหนึ่งของข้อมูลปริมาณยางส่งออก คือ $\hat{Y} = 215.712 + 5.630\ X$

ดำเนินการทดสอบสมมติฐาน $H_0 : \alpha_1 = 0$ ในโมเดล $Y = \alpha_0 + \alpha_1 X + \varepsilon_1$ โดยการวิเคราะห์ค่าแปรปรวน ดังตารางข้างล่าง

ตารางที่ ๔.๓ การวิเคราะห์ค่าแปรปรวนเพื่อทดสอบสมมติฐาน $H_0: \alpha_1 = 0$ ของข้อมูลปริมาณยางส่งออก

S.O.V.	d.f.	S.S.	M.S.	F
α_0, α_1	2	787,615.06		
α_0	1	744,508.40		
α_1 / α_0	1	43,106.66	43,106.66	163.89
Residuals	14	3,682.22	263.02	
Total (unc.)	16	791,297.2800		

จากการวิเคราะห์ค่าแปรปรวนได้ค่า $F_{(1,14)} = 163.89$ เมื่อนำมาเปรียบเทียบกับค่า $F_{(1,14)} = 4.60$ จากตารางสถิติ ณ ระดับนัยสำคัญ .05 ได้ว่าค่า F ที่ได้จากการคำนวณมากกว่าค่า F จากตารางสถิติ อยู่ในเกณฑ์ปฏิเสธสมมติฐาน แสดงว่า $\alpha_1 \neq 0$ นั่นก็คือ ณ ระดับนัยสำคัญ .05 มีเหตุผลเพียงพอที่จะยอมรับว่า α_1 มีความสำคัญจะอยู่ในโมเดลได้ ให้พิจารณาสมการโพลิโนเมียลกำลังสองต่อไป

โดยวิธีที่กล่าวมาในบทที่ ๒ สมการโพลิโนเมียลกำลังสองของข้อมูลปริมาณยางส่งออก คือ

$$\hat{Y} = 206.958 + 5.630\ X + 0.103\ X^2$$

ดำเนินการทดสอบสมมติฐาน $H_0: \beta_2 = 0$ ในโมเดล $Y = \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 X^2 + \varepsilon_2$ โดยการวิเคราะห์ค่าแปรปรวน ดังตารางข้างล่าง

ตารางที่ ๔.๔ การวิเคราะห์ค่าแปรปรวนเพื่อทดสอบสมมติฐาน $H_0: \beta_2 = 0$ ของข้อมูลปริมาณยางส่งออก

S.O.V.	d.f.	S.S.	M.S.	F
$\beta_0, \beta_1, \beta_2$	3	788,589.84		
β_0, β_1	2	787,615.06		
$\beta_2/\beta_0, \beta_1$	1	974.78	974.78	4.68
Residuals	13	2,707.44	208.26	
Total(unc.)	16	791,297.28		

จากการวิเคราะห์ค่าแปรปรวนได้ค่า $F_{(1,13)} = 4.68$ เมื่อนำมาเปรียบเทียบกับค่า $F_{(1,13)} = 4.67$ จากตารางสถิติ ณ ระดับนัยสำคัญ .05 ได้ว่าค่า F ที่ได้จากการคำนวณมากกว่าค่า F จากตารางสถิติ อยู่ในเกณฑ์ปฏิเสธสมมติฐานแสดงว่า $\beta_2 \neq 0$ นั่นก็คือ ณ ระดับนัยสำคัญ .05 มีเหตุผลเพียงพอที่จะยอมรับว่า β_2 มีความสำคัญพอที่จะอยู่ในโมเดลได้ ให้พิจารณาสมการโพลิโนเมียลกำลังสามต่อไป

โดยวิธีที่กล่าวมาในข้อที่ ๒ สมการโพลิโนเมียลกำลังสามของข้อมูลปริมาณยางส่งออก คือ

$$\hat{Y} = 206.958 + 3.803\ X + 0.103\ X^2 + 0.012\ X^3$$

ดำเนินการทดสอบสมมติฐาน $H_0: \gamma_3 = 0$ ในโมเดล $Y = \gamma_0 + \gamma_1 X + \gamma_2 X^2 + \gamma_3 X^3 + \varepsilon_3$ โดยการวิเคราะห์ค่าแปรปรวน ดังตารางข้างล่าง

ตารางที่ ๔.๕ การวิเคราะห์ค่าแปรปรวนเพื่อทดสอบสมมติฐาน $H_0: \gamma_3 = 0$ ของข้อมูลปริมาณยางส่งออก

S.O.V.	d.f.	S.S.	M.S.	F
$\gamma_0, \gamma_1, \gamma_2, \gamma_3$	4	789.442.18		
$\gamma_0, \gamma_1, \gamma_2$	3	788,589.84		
$\gamma_3 / \gamma_0, \gamma_1, \gamma_2$	1	822.64	822.64	5.23
Residuals	12	1,885.70	157.14	
Total (unc.)	16	791,297.88		

จากการวิเคราะห์ค่าแปรปรวนได้ค่า $F_{(1,12)} = 5.23$ เมื่อนำมาเปรียบเทียบกับค่า $F_{(1,12)} = 4.75$ จากตารางสถิติ ณ ระดับนัยสำคัญ .05 ปรากฏว่าค่า F ที่ได้จากการคำนวณมากกว่าค่า F จากตารางสถิติ อยู่ในเขตปฏิเสธสมมติฐาน แสดงว่า $\gamma_3 \neq 0$ นั่นก็คือ ณ ระดับนัยสำคัญ .05 มีเหตุผลเพียงพอที่จะยอมรับว่า γ_3 มีความสำคัญพอที่จะอยู่ในโมเดลได้ ให้คำนวณสมการโพลิโนเมียลกำลังสี่ต่อไป แต่เนื่องจากการคำนวณสมการโพลิโนเมียลกำลังสี่ไม่สะดวกและไม่เหมาะสมในการพยากรณ์ จึงใช้การพิจารณาค่าสัมประสิทธิ์แห่งการตัดสินใจ (R^2) และค่าความคลาดเคลื่อนมาตรฐาน (s.e.) เข้าช่วยในการตัดสินใจเลือกสมการที่เหมาะสม

ค่า R^2 ที่ได้จากสมการโพลิโนเมียลกำลังหนึ่ง กำลังสองและกำลังสามเป็น 92.13%, 94.12% และ 95.97% ตามลำดับ จะเห็นว่าสมการโพลิโนเมียลกำลังสามให้ค่า R^2 ที่สูงกว่าอีก ๒ สมการ และยังให้ค่า s.e. ที่ต่ำกว่าสมการ

อื่นด้วย กล่าวคือว่า s.e. ของสมการโพลิโนเมียลกำลังหนึ่ง กำลังสองและกำลังสามเป็น 16.22, 14.43 และ 12.54 ตามลำดับ ฉะนั้น สมการแนวโน้มที่เหมาะสมกับข้อมูลปริมาณยางส่งออก คือสมการโพลิโนเมียลกำลังสามซึ่งมีรูปของสมการเป็น

$$\hat{Y} = 206.958 + 3.803\ X + 0.103\ X^2 + 0.012\ X^3$$

(จุดเริ่มต้นอยู่ที่ ๒๔๐๗ - ๒๕๐๔ ; หน่วยของ X เป็นครึ่งปี ; Y เป็นปริมาณยางส่งออก (พันตัน) ใน ๑ ปี)

ค่าที่ได้จากการประมาณแสดงไว้ในตารางที่ ๔.๖ และสมการแนวโน้มแสดงไว้ในแผนภาพที่ ๔.๒

ตารางที่ ๔.๖ การเปรียบเทียบปริมาณยางส่งออกที่ได้จากสมการแนวโน้ม

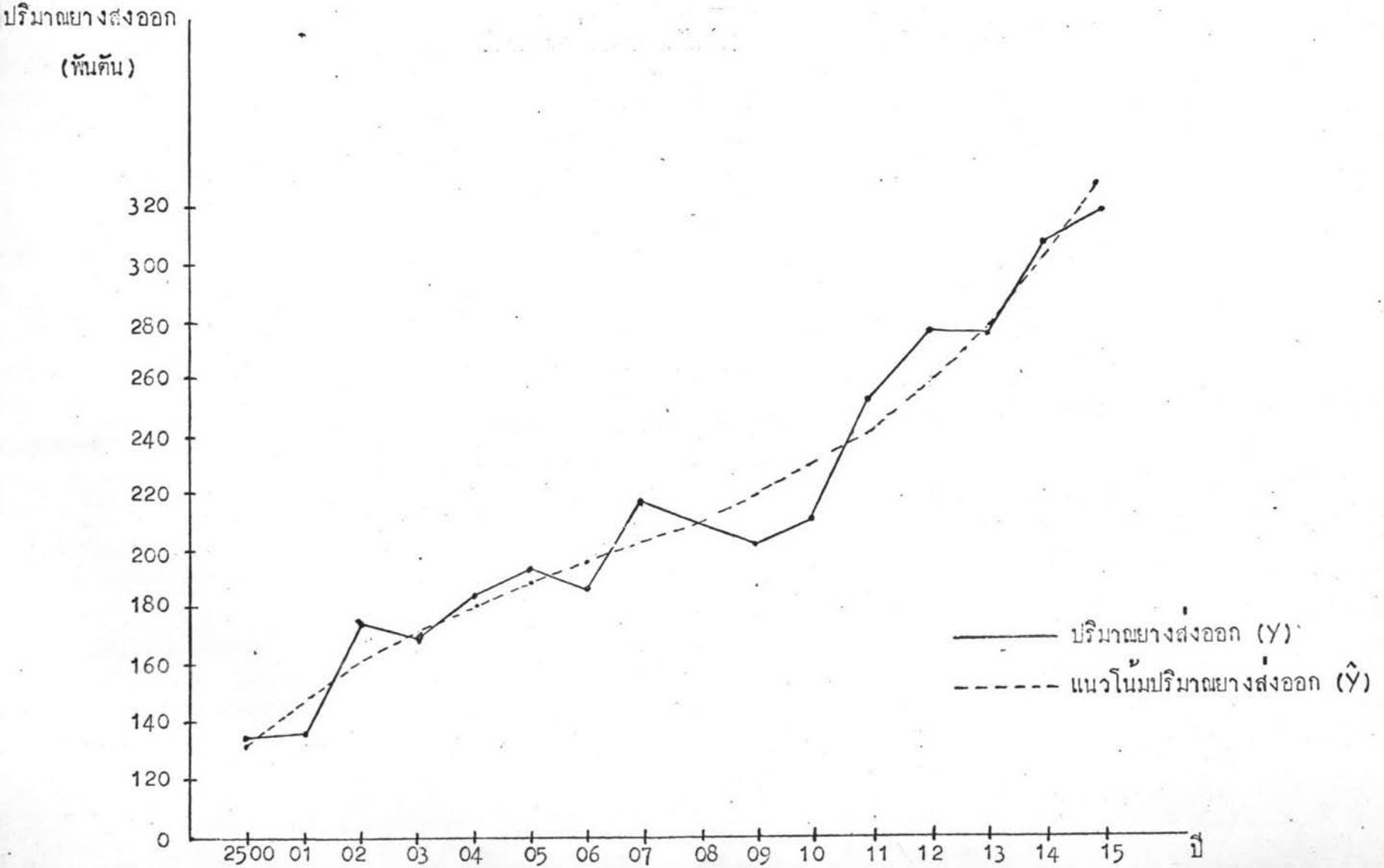
$\hat{Y} = 206.958 + 3.803\ X + 0.103\ X^2 + 0.012\ X^3$

กับข้อมูลจริง(Y)

พ.ศ.	X	Y	$\hat{Y}$
2500	-15	134.8	132.6
2501	-13	135.5	148.6
2502	-11	174.4	161.6
2503	-9	169.7	172.3
2504	-7	184.6	181.3
2505	-5	194.2	189.0
2506	-3	186.9	196.2
2507	-1	217.0	203.2
2508	1	210.9	210.9
2509	3	202.5	219.6
2510	5	211.1	230.0
2511	7	252.2	242.7
2512	9	276.4	258.3
2513	11	275.6	277.2
2514	13	307.9	300.2
2515	15	317.7	327.7

แผนภาพที่ 4.2

ปริมาณยางส่งออกและแนวโน้มตั้งแต่ปี พ.ศ. 2500–2515



๔.๑.๓ แนวโน้มของข้อมูลปริมาณเงินฝากส่งออก

จากข้อมูลปริมาณเงินฝากส่งออกตารางที่ ๔.๑ นำมากำหนดและแทนค่าใน Normal Equations (สมการที่ ๒.๑ และ ๒.๒) และหาค่า a_0, a_1 ได้เป็น $a_0 = 20.019$, $a_1 = 0.319$ ดังนั้น สมการไซสิโนเมียลกำลังหนึ่งของข้อมูลปริมาณเงินฝากส่งออกคือ $\hat{Y} = 20.019 + 0.319\ X$

ทดสอบการยอมรับสมมติฐาน $H_0: \alpha_1 = 0$ ในโมเดล $Y = \alpha_0 + \alpha_1 X + \varepsilon_1$ โดยการวิเคราะห์ค่าแปรปรวน ดังตารางข้างล่าง

ตารางที่ ๔.๓ การวิเคราะห์ค่าแปรปรวนเพื่อทดสอบสมมติฐาน $H_0: \alpha_1 = 0$ ของข้อมูลปริมาณเงินฝากส่งออก

S.O.V	d.f.	S.S.	M.S.	F
α_0, α_1	2	6,550.63		
α_0	1	6,412.09		
α_1 / α_0	1	138.54	138.54	14.38
Residuals	14	134.85	9.63	
Total (unc.)	16	6,685.48		

จากการวิเคราะห์ค่าแปรปรวนได้ค่า $F_{(1,14)} = 14.38$ เมื่อนำมาเปรียบเทียบกับค่า $F_{(1,14)} = 4.60$ จากตารางสถิติ ณ ระดับนัยสำคัญ .05 ได้ว่าค่า F ที่ได้จากการคำนวณมากกว่าค่า F จากตารางสถิติ อยู่ในเขตปฏิเสธสมมติฐาน แสดงว่า $\alpha_1 \neq 0$ นั่นก็คือ ณ ระดับนัยสำคัญ .05 มีเหตุผลเพียงพอที่จะยอมรับว่า α_1 มีความสำคัญจะอยู่ในโมเดลได้ ให้พิจารณาสมการไซสิโนเมียลกำลังสองต่อไป

โดยวิธีที่กล่าวมาในบทที่ ๒ สมการโพลิโนเมียลกำลังสองของข้อมูลปริมาณแก๊สขาออก คือ

$$\hat{Y} = 21.549 + 0.319\ X - 0.018\ X^2$$

ดำเนินการทดสอบสมมติฐาน $H_0 : \beta_2 = 0$ ในโมเดล $Y = \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 X^2 + \varepsilon_2$ โดยการวิเคราะห์ค่าแปรปรวน ดังตารางข้างล่าง

ตารางที่ ๔.๔ การวิเคราะห์ค่าแปรปรวนเพื่อทดสอบสมมติฐาน $H_0: \beta_2 = 0$ ของข้อมูลปริมาณแก๊สขาออก

S.O.V.	d.f.	S.S.	M.S.	F
$\beta_0, \beta_1, \beta_2$	3	6,580.70		
β_0, β_1	2	6,550.63		
$\beta_2 / \beta_0, \beta_1$	1	30.07	30.07	3.73
Residuals	13	104.78	8.06	
Total (unc.)	16	6,685.48		

จากการวิเคราะห์ค่าแปรปรวนได้ค่า $F_{(1,13)} = 3.73$ เมื่อนำมาเปรียบเทียบกับค่า $F_{(1,13)} = 4.67$ จากตารางสถิติ α ระดับนัยสำคัญ .05 ปรากฏว่าค่า F ที่ได้จากการคำนวณน้อยกว่าค่า F จากตารางสถิติ อยู่ในเกณฑ์ยอมรับสมมติฐานว่า $\beta_2 = 0$ นั่นก็คือ α ระดับนัยสำคัญ .05 นี้แสดงผลที่จะยอมรับว่า β_2 ไม่มีความสำคัญพอที่จะอยู่ในโมเดล ดังนั้น ให้ยุติการพิจารณาสมการโพลิโนเมียลกำลังสองไปและพิจารณาค่าสัมประสิทธิ์แห่งการตัดสินใจและค่าความคลาดเคลื่อนมาตรฐาน (s.e.)

ค่า R^2 ของสมการโพลิโนเมียลกำลังหนึ่งเท่ากับ 50.67% และค่า R^2 ของสมการโพลิโนเมียลกำลังสองเท่ากับ 61.67% และค่า s.e. ของสมการโพลิโนเมียลกำลังหนึ่งและกำลังสองเท่ากับ 3.10 และ 2.84 ตามลำดับ จะเห็นว่าค่า R^2 สูงขึ้นถึง 11% ซึ่งมากกว่าเกณฑ์ที่ผู้วิจัยตั้งไว้ ดังนั้น ถึงแม้ว่าการวิเคราะห์ค่าแปรปรวนจะได้ว่าค่า β_2 ไม่มีความสำคัญ แต่ที่จะอยู่ในโมเดลแต่การเพิ่มกำลังของสมการโพลิโนเมียลจากกำลังหนึ่งมาเป็นกำลังสองมีผลทำให้สมการดีขึ้นถึง 10% จึงสมควรยอมรับว่า สมการแนวโน้มที่เหมาะสมกับข้อมูลปริมาณดีบุกส่งออกคือ สมการโพลิโนเมียลกำลังสองที่มีรูปของสมการเป็น

$$\hat{Y} = 21.549 + 0.319\ X - 0.018\ X^2$$

(จุดเริ่มต้นอยู่ที่ ๒๕๐๗ - ๒๕๐๘ ; หน่วยของ X เป็นครึ่งปี ; Y คือจำนวนดีบุกส่งออก (พันตัน) ในหนึ่งปี)

ค่าที่ได้จากการประมาณแสดงไว้ในตารางที่ ๔.๔ และสมการแนวโน้มแสดงไว้ในแผนภาพที่ ๔.๓

ตารางที่ ๔.๔ การเปรียบเทียบปริมาณเงินฝากส่งออกที่ได้จากสมการแนวโน้ม

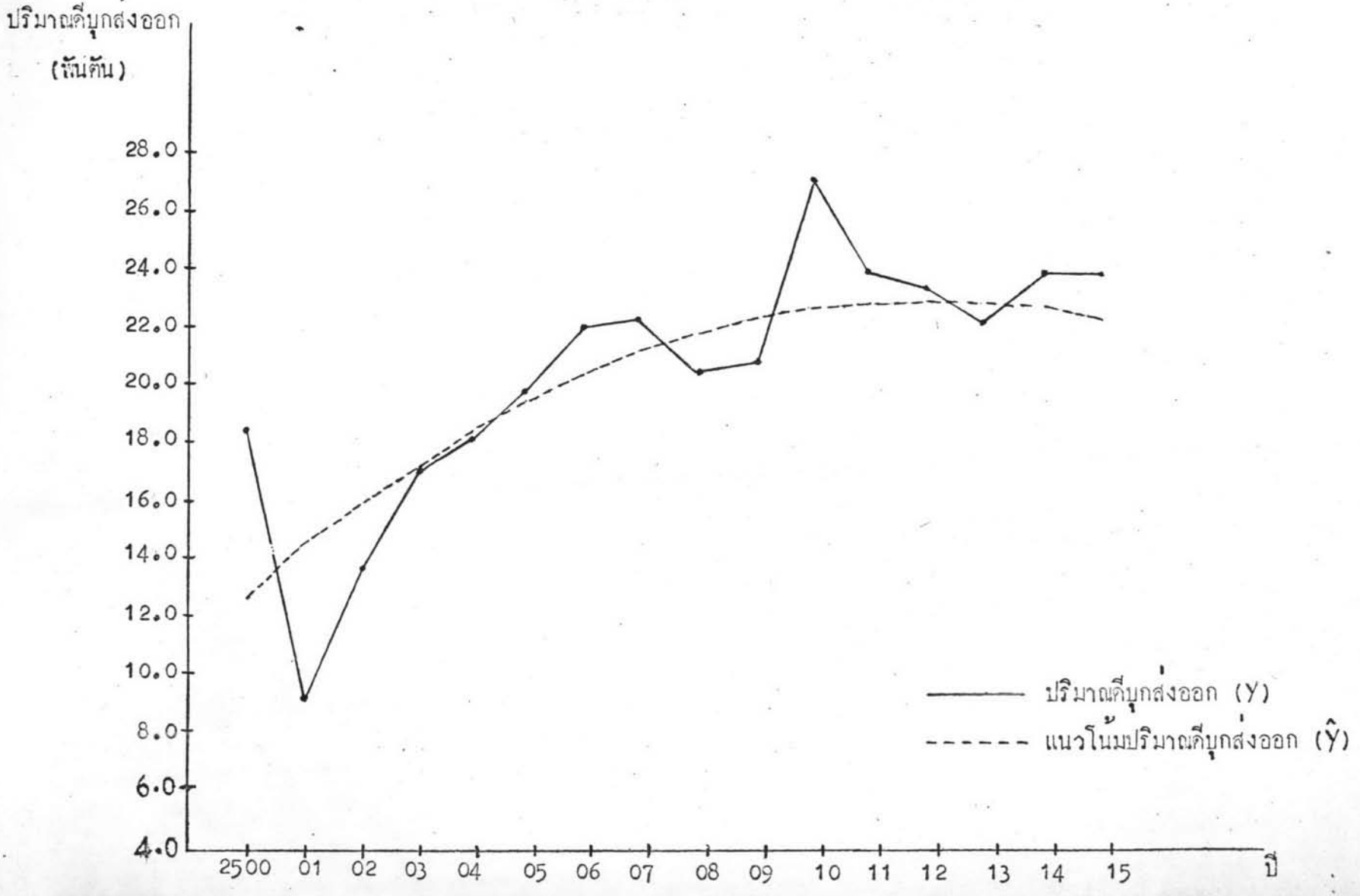
$$\hat{Y} = 21.549 + 0.319\ X - 0.018\ X^2$$

กับข้อมูลจริง (Y)

พ.ศ.	X	Y	$\hat{Y}$
2500	-15	18.4	12.7
2501	-13	9.1	14.4
2502	-11	13.7	15.9
2503	-9	17.1	17.2
2504	-7	18.1	18.4
2505	-5	19.8	19.5
2506	-3	22.0	20.4
2507	-1	22.3	21.2
2508	1	20.5	21.8
2509	3	18.9	22.3
2510	5	27.1	22.7
2511	7	24.0	22.9
2512	9	23.4	23.0
2513	11	22.2	22.9
2514	13	21.9	22.7
2515	15	21.8	22.3

แผนภาพที่ 4.3

ปริมาณดีบุกส่งออกและแนวโน้มตั้งแต่ปี พ.ศ. 2500–2515



๔.๑.๔ แนวโน้มของข้อมูลปริมาณข้าวโพดส่งออก

จากข้อมูลปริมาณข้าวโพดส่งออกตารางที่ ๔.๑ นำมาคำนวณและแทนค่าใน Normal Equations (สมการที่ ๒.๑ และ ๒.๒) และหาค่า a_0, a_1 ได้เป็น $a_0 = 965.950$ และ $a_1 = 60.957$ ดังนั้น สมการโลจิโนเมียลกำลังหนึ่งของข้อมูลปริมาณข้าวโพดส่งออกคือ

$$\hat{Y} = 965.950 + 60.957\ X$$

ดำเนินการทดสอบสมมติฐาน $H_0: \alpha_1 = 0$ ในโมเดล $Y = \alpha_0 + \alpha_1 X + \varepsilon_1$ โดยการวิเคราะห์ค่าแปรปรวน

ตารางที่ ๔.๑๐ การวิเคราะห์ค่าแปรปรวนเพื่อทดสอบสมมติฐาน $H_0: \alpha_1 = 0$ ของข้อมูลปริมาณข้าวโพดส่งออก

S.O.V.	d.f.	S.S.	M.S.	F
α_0, α_1	2	19,982,407.65		
α_0	1	14,928,950.44		
α_1/α_0	1	5,053,457.21	5,053,457.21	283.9
Residuals	14	249,201.31	17,800.09	
Total (unc.)	16	20,231,428.96		

จากการวิเคราะห์ค่าแปรปรวนได้ค่า $F_{(1,14)} = 283.900$ เมื่อนำมาเปรียบเทียบกับค่า $F_{(1,14)} = 4.60$ จากตารางสถิติ ณ ระดับนัยสำคัญ .05 ได้ว่าค่า F ที่ได้จากการคำนวณมากกว่าค่า F จากตารางสถิติ อยู่ในเกณฑ์ปฏิเสธสมมติฐาน แสดงว่า $\alpha_1 \neq 0$ นั่นก็คือ ณ ระดับนัยสำคัญ .05 มีเหตุผลเพียงพอที่จะยอมรับว่า α_1 มีความสำคัญมากพอที่จะอยู่ในโมเดล ให้พิจารณาสมการโลจิโนเมียลกำลังสองต่อไป

โดยวิธีที่กล่าวมาในบทที่ ๖ สมการโพลิโนเมียลกำลังสองของข้อมูลปริมาณข้าวโพดส่งออก คือ $\hat{Y} = 965.775 + 60.957\ X - 0.045\ X^2$

ลำเนินการทดสอบสมมติฐาน $H_0: \beta_2 = 0$ ในโมเดล $Y = \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 X^2 + \varepsilon_2$ โดยการวิเคราะห์ค่าแปรปรวน ดังตารางข้างล่าง ตารางที่ ๔.๑๑ การวิเคราะห์ค่าแปรปรวน เพื่อทดสอบสมมติฐาน $H_0 : \beta_2 = 0$ ของข้อมูลปริมาณข้าวโพดส่งออก

S.O.V.	d.f.	S.S.	M.S.	F
$\beta_0, \beta_1, \beta_2$	3	19,982,994.07		
β_0, β_1	2	19,982,407.65		
$\beta_2 / \beta_0, \beta_1$	1	586.42	586.42	0.03
Residuals	13	248,434.89	19,110.38	
Total(unc.)	16	20,231,428.96		

จากการวิเคราะห์ค่าแปรปรวนได้ค่า $F_{(1,13)} = 0.03$ เมื่อนำมาเปรียบเทียบกับค่า $F_{(1,13)} = 4.67$ จากตารางสถิติ ณ ระดับนัยสำคัญ .05 ได้ว่าค่า F ที่ได้จากการคำนวณน้อยกว่าค่า F จากตารางสถิติ อยู่ในเขตยอมรับสมมติฐานว่า $\beta_2 = 0$ นั่นก็คือ ณ ระดับนัยสำคัญ .05 มีเหตุผลเพียงพอที่จะยอมรับว่า β_2 ไม่มีความสำคัญพอที่จะอยู่ในโมเดลได้ ให้ยุติการพิจารณาสมการโพลิโนเมียลกำลังสูงต่อไป และพิจารณาค่าสัมประสิทธิ์แห่งการตัดสินใจ (R^2) และค่าความคลาดเคลื่อนมาตรฐาน (s.e.)

ค่า R^2 ของสมการโพลิโนเมียลกำลังหนึ่งและกำลังสองเป็น 95.30% และ 95.31% ตามลำดับ และค่า s.e. ของสมการโพลิโนเมียลกำลังหนึ่งและกำลังสองเป็น 133.37 และ 138.24 ตามลำดับ จะเห็นว่าการเพิ่มกำลังของสมการโพลิโนเมียลจากกำลังหนึ่งมาเป็นกำลังสองไม่สามารถให้ค่า R^2 ดีขึ้นเกิน .01% เท่านั้น ทั้งยังมีผลทำให้ค่า s.e. เพิ่มสูงขึ้นด้วย ฉะนั้น สมการแนวโน้มที่เหมาะสมกับข้อมูลปริมาณข้าวโพดส่งออกได้แก่ สมการโพลิโนเมียลกำลังหนึ่ง ซึ่งมีรูปของสมการเป็น

$$\hat{Y} = 965.950 + 60.957\ X$$

(จุดเริ่มต้นอยู่ที่ปี ๒๕๐๗ - ๒๕๐๘ ; หน่วยของ X เป็นครึ่งปี ; Y เป็นปริมาณข้าวโพดส่งออก (พันตัน) ในหนึ่งปี)

คำนวณจากการประมาณแสดงไว้ในตารางที่ ๔.๑๒ และสมการแนวโน้มแสดงไว้ในแผนภาพที่ ๔.๔

ตารางที่ ๔.๑๒ การเปรียบเทียบปริมาณข้าวโพดส่งออกที่ได้จากสมการแนวโน้ม

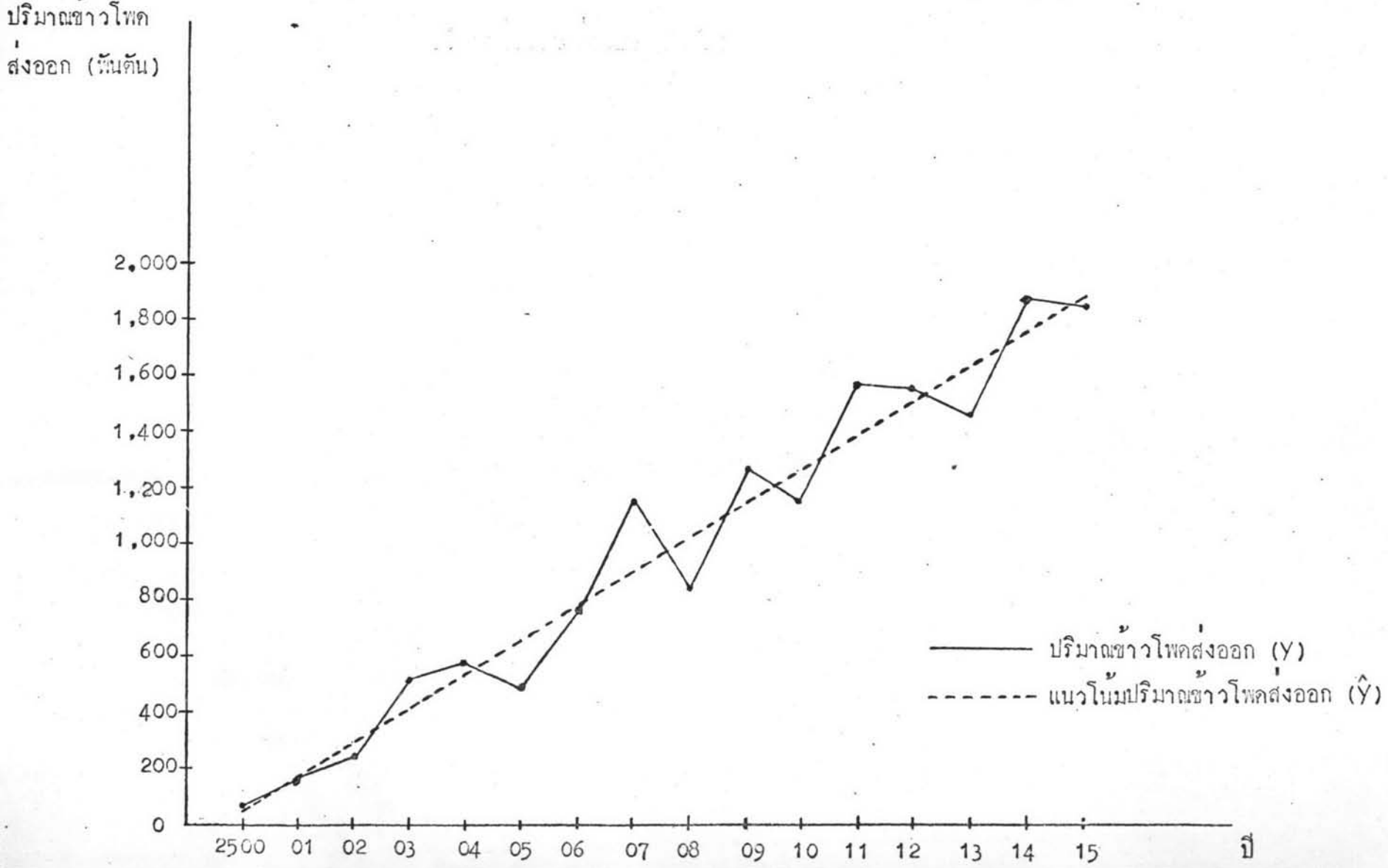
$\hat{Y} = 965.95 + 60.957\ X$

กับข้อมูลจริง (Y)

พ.ศ.	X	Y	$\hat{Y}$
2500	-15	64.3	51.6
2501	-13	162.9	173.5
2502	-11	238.4	295.4
2503	-9	514.9	417.3
2504	-7	569.1	539.3
2505	-5	484.1	661.2
2506	-3	767.5	783.1
2507	-1	1,146.9	905.0
2508	1	831.4	1,026.9
2509	3	1,261.6	1,148.8
2510	5	1,146.0	1,270.7
2511	7	1,558.2	1,392.6
2512	9	1,544.8	1,514.6
2513	11	1,448.0	1,636.5
2514	13	1,873.5	1,758.4
2515	15	1,843.6	1,880.3

แผนภาพที่ 4.4

ปริมาณข้าวโพดส่งออกและแนวโน้มตั้งแต่ปี พ.ศ. 2500–2515



๔.๒ แนวโน้มของข้อมูลราคาสินค้าส่งออกที่สำคัญ

ก่อนที่จะทำการศึกษาแนวโน้มของข้อมูลราคาสินค้าส่งออกที่สำคัญทั้ง ๔ ประเภท ได้ทำการศึกษาข้อมูลเพื่อตรวจสอบดูว่าข้อมูลดังกล่าวมีแนวโน้มหรือไม่

ผลของการพิจารณาข้อมูลราคาสินค้าส่งออกทั้ง ๔ ประเภทนั้นได้แก่ ข้าว ยาง ดีบุกและข้าวโพด ระหว่างปี ๒๕๐๐ - ๒๕๑๕ ปรากฏว่าค่า n หรือจำนวนชุดของข้อมูลที่อยู่สูงกว่าและต่ำกว่ามัธยฐานของราคาข้าว ยาง ดีบุก และข้าวโพดส่งออกเท่ากับ ๗,๙,๒ และ ๖ ตามลำดับ (ดูตารางที่ ๔.๑๓) เมื่อนำไปเปรียบเทียบกับค่า $n_{.05} = 5$ เมื่อจำนวน a = จำนวน b = ๘ (ตารางที่ ๒.๑) ค่า n จากข้อมูลราคาข้าวส่งออกและข้อมูลราคาข้าวโพดส่งออกมากกว่าค่า $n_{.05}$ นั่นก็คือ ณ ระดับนัยสำคัญ .05 ข้อมูลราคาข้าวส่งออกและราคาข้าวโพดส่งออกไม่มีแนวโน้ม สำหรับค่า n ของข้อมูลราคายางส่งออกและราคาดีบุกส่งออกน้อยกว่าค่า $n_{.05}$ แสดงว่า ณ ระดับนัยสำคัญ .05 ข้อมูลราคายางส่งออกและราคาดีบุกส่งออกมีแนวโน้ม

ตารางที่ ๘.๑๓ ค่า u ของข้อมูลราคาข้าว ยาง ดีบุก และข้าวโพดส่งออก

พ.ศ.	ข้าว		ยาง		ดีบุก		ข้าวโพด	
	ราคาต่อตัน (บาท)	สัญญลักษณ์	ราคาต่อตัน (บาท)	สัญญลักษณ์	ราคาต่อตัน (บาท)	สัญญลักษณ์	ราคาต่อตัน (บาท)	สัญญลักษณ์
2500	2,307	b	10,428	a	28,865	b	1,150	a
2501	2,602	a	9,785	a	28,034	b	1,123	b
2502	2,360	b	13,394	a	31,594	b	1,057	b
2503	2,137	b	15,201	a	31,378	b	1,070	b
2504	2,283	b	11,539	a	34,081	b	1,052	b
2505	2,549	a	10,871	a	34,524	b	1,066	b
2506	2,415	a	10,183	a	33,677	b	1,117	b
2507	2,315	b	9,493	b	43,019	b	1,210	b
2508	2,287	b	9,480	b	56,870	a	1,208	a
2509	2,654	a	9,189	b	69,637	a	1,250	a
2510	3,139	a	7,456	b	67,215	a	1,249	a
2511	3,534	a	7,200	b	62,872	a	1,057	b
2512	2,879	a	9,639	a	69,609	a	1,144	a
2513	2,366	a	8,098	b	72,732	a	1,360	a
2514	1,846	b	6,188	b	71,732	a	1,220	a
2515	2,101	b	5,861	b	76,190	a	1,131	b
median	2,363		9,566		49,944.5		1,137.5	
u	7		4		2		6	

๔.๒.๑ แนวโน้มของข้อมูลราคาข้าวส่งออก

จากข้อมูลราคาข้าวส่งออกตารางที่ ๔.๑๓ นำมาคำนวณและแทนค่าใน Normal Equations (สมการที่ ๒.๑ และ ๒.๒) และหาค่า a_0, a_1 ได้เป็น $a_0 = 2487$ และค่า $a_1 = 4.403$ ดังนั้นสมการโลสิโนเมียลกำลังหนึ่งของข้อมูลราคาข้าวส่งออก คือ $\hat{Y} = 2487 + 4.403\ X$

ดำเนินการทดสอบสมมติฐาน $H_0: \alpha_1 = 0$ ในโมเดล $Y = \alpha_0 + \alpha_1 X + \varepsilon_1$ โดยการวิเคราะห์ค่าแปรปรวน ดังตารางข้างล่าง

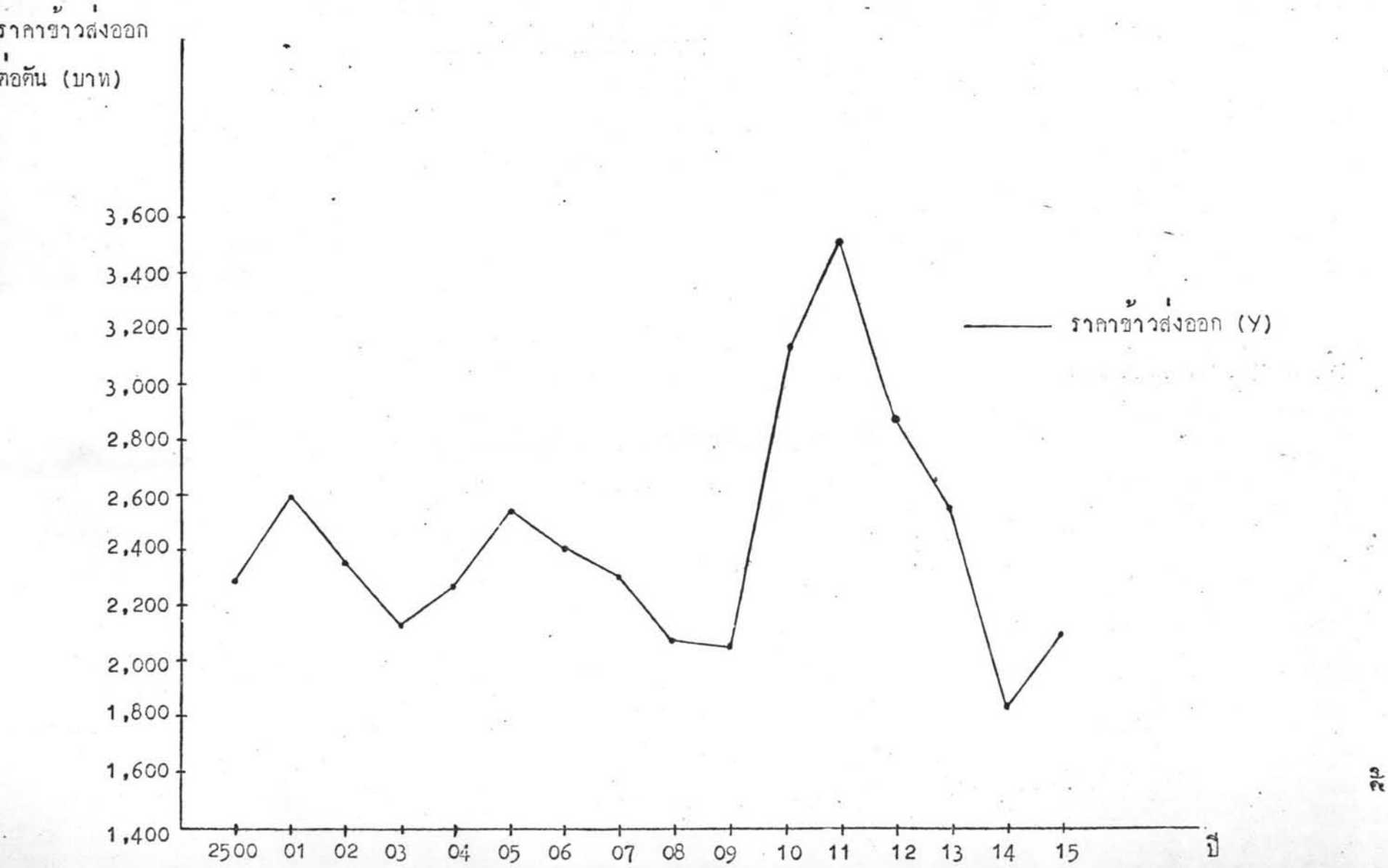
ตารางที่ ๔.๑๔ การวิเคราะห์ค่าแปรปรวนเพื่อทดสอบสมมติฐาน $H_0: \alpha_1 = 0$ ของข้อมูลราคาข้าวส่งออก

S.O.V.	d.f.	S.S.	M.S.	F
α_0, α_1	2	98,089,069.16		
α_0	1	98,962,704.00		
α_1 / α_0	1	26,365.16	26,365.16	0.11
Residuals	14	3,329,964.84	237,854.63	
Total (unc.)	16	102,319,034.00		

จากการวิเคราะห์ค่าแปรปรวนได้ค่า $F_{(1,14)} = 0.11$ เมื่อนำมาเปรียบเทียบกับค่า $F_{(1,14)} = 4.60$ จากตารางสถิติ ณ ระดับนัยสำคัญ .05 ได้ว่าค่า F ที่ได้จากการคำนวณน้อยกว่าค่า F จากตารางสถิติ ฉะนั้นจึงยอมรับสมมติฐานว่า $\alpha_1 = 0$ นั่นก็คือ ณ ระดับนัยสำคัญ .05 มีเหตุผลเพียงพอที่จะยอมรับว่าข้อมูลราคาข้าวส่งออก (Y) ไม่มีความสัมพันธ์กับเวลา (X) ดังนั้น จึงไม่อาจหาสมการแนวโน้มเหมาะสมกับข้อมูลได้ และเมื่อพิจารณาค่าสัมประสิทธิ์แห่งการตัดสินใจ (R^2) ได้ค่า $R^2 = 0.78\%$ ซึ่งมีค่าต่ำมาก จึงสรุปได้ว่าข้อมูลราคาข้าวส่งออกไม่มีแนวโน้มที่จะเขียนในรูปของสมการได้ (ดูแผนภาพที่ ๔.๕)

แผนภาพที่ 4.5

ราคาข้าวส่งออกตั้งแต่ปี พ.ศ. 2500–2515



๔.๒.๒ แนวโน้มของข้อมูลราคายางส่งออก

จากข้อมูลราคายางส่งออกตารางที่ ๔.๑๓ นำมาคำนวณและแทนค่าใน Normal Equations (สมการที่ ๒.๑ และ ๒.๒) และหาค่า a_0, a_1 ได้เป็น $a_0 = 9625.312$, $a_1 = -201.488$ ดังนั้นสมการโพลีโนเมียลกำลังหนึ่งของข้อมูลราคายางส่งออก คือ

$$\hat{Y} = 9625.312 - 201.488\ X$$

ดำเนินการทดสอบสมมติฐาน $H_0: \alpha_1 = 0$ ในโมเดล $Y = \alpha_0 + \alpha_1 X + \varepsilon_1$ โดยการวิเคราะห์ค่าแปรปรวน ดังตารางข้างล่าง

ตารางที่ ๔.๑๕ การวิเคราะห์ค่าแปรปรวนเพื่อทดสอบสมมติฐาน $H_0: \alpha_1 = 0$ ของข้อมูลราคายางส่งออก

S.O.V.	d.f.	S.S.	M.S.	F
α_0, α_1	2	1,537,558,520.78		
α_0	1	1,482,346,174.56		
α_1 / α_0	1	55,212,346.22	55,212,346.22	21.82
Residuals	14	35,408,872.22	2,529,205.16	
Total(unc.)	16	1,572,967,393.00		

จากการวิเคราะห์ค่าแปรปรวนได้ค่า $F_{(1,14)} = 21.83$ เมื่อนำมาเปรียบเทียบกับค่า $F_{(1,14)} = 4.60$ จากตารางสถิติ α ระดับนัยสำคัญ .05 ได้ว่าค่า F ที่ได้จากการคำนวณมากกว่าค่า F จากตารางสถิติ อยู่ในเขตปฏิเสธสมมติฐาน แสดงว่า $\alpha_1 \neq 0$ นั่นคือ α ระดับนัยสำคัญ .05 มีเหตุผลเพียงพอที่จะยอมรับว่า α_1 มีความสำคัญพอที่จะอยู่ในโมเดลได้ ให้พิจารณาสมการโพลีโนเมียลกำลังสองต่อไป

โดยวิธีที่กล่าวมาในบทที่ ๒ สมการโพลีโนเมียลกำลังสองของข้อมูลราคายางส่งออก คือ

$$\hat{Y} = 10130.977 - 201.488\ X - 5.949\ X^2$$

ดำเนินการทดสอบสมมติฐาน $H_0 : \beta_2 = 0$ ในโมเดล $Y = \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 X^2$ โดยการวิเคราะห์ค่าแปรปรวน ดังตารางข้างล่าง

ตารางที่ ๔.๑๖ การวิเคราะห์ค่าแปรปรวนเพื่อทดสอบสมมติฐาน $H_0: \beta_2 = 0$ ของข้อมูลราคายางส่งออก

S.O.V.	d.f.	S.S.	M.S.	F
$\beta_0, \beta_1, \beta_2$	3	1,540,792,896.90		
β_0, β_1	2	1,537,558,520.78		
$\beta_2 / \beta_0, \beta_1$	1	3,234,376.12	3,234,376.12	1.31
Residuals	13	32,174,496.10	2,474,961.24	
Total (unc.)	16	1,572,967,393.00		

จากการวิเคราะห์ค่าแปรปรวนได้ค่า $F_{(1,13)} = 1.31$ เมื่อนำมาเปรียบเทียบกับค่า $F_{(1,13)} = 4.67$ จากตารางสถิติ ณ ระดับนัยสำคัญ .05 ได้ว่าค่า F ที่ได้จากการคำนวณน้อยกว่าค่า F จากตารางสถิติ อยู่ในเกณฑ์ยอมรับสมมติฐานว่า $\beta_2 = 0$ นั่นก็คือ ณ ระดับนัยสำคัญ .05 มีเหตุผลเพียงพอที่จะยอมรับว่า β_2 ไม่มีความสำคัญจะที่จะอยู่ในโมเดล ดังนั้น ให้หยุดการพิจารณาสมการโพลีโนเมียลกำลังสูงต่อไป และพิจารณาจากค่าสัมประสิทธิ์แห่งการตัดสินใจ (R^2) และค่าความคลาดเคลื่อนมาตรฐาน (s.e.)

ค่า R^2 ของสมการโพลีโนเมียลกำลังหนึ่งและกำลังสองเท่ากับ 60.92% และ 64.49% ตามลำดับ และค่า s.e. ของสมการโพลีโนเมียลกำลังหนึ่งและกำลังสองเท่ากับ 1590.347 และ 1573.2 ตามลำดับจะเห็นว่าเมื่อเพิ่มกำลัง

ของสมการโพลิโนเมียลจะได้ค่า R^2 ที่สูงขึ้นและค่า s.e. ที่ต่ำลง แต่เนื่องจากค่า R^2 สูงขึ้นน้อยกว่าเกณฑ์ที่ได้กำหนดไว้คือ 10% ผู้วิจัยจึงไม่เลือกใช้สมการโพลิโนเมียลกำลังสอง เพราะการเพิ่มกำลังทำให้สมการมีขึ้นเพียงเล็กน้อย ดังนั้นสมการแนวโน้มที่เหมาะสมกับข้อมูลราคายางส่งออก คือ สมการโพลิโนเมียลกำลังหนึ่งซึ่งมีรูปของสมการเป็น

$$\hat{Y} = 9625.312 - 201.488\ X$$

(จุดเริ่มต้นอยู่ที่ปี ๒๕๐๗ - ๒๕๐๘ ; หน่วยของX รายครึ่งปี ; Y คือราคายางส่งออก (บาท) ในหนึ่งปี)

ตารางที่ ๔.๑๗ การเปรียบเทียบรากกายางส่งออกที่ได้จากสมการแนวโน้ม

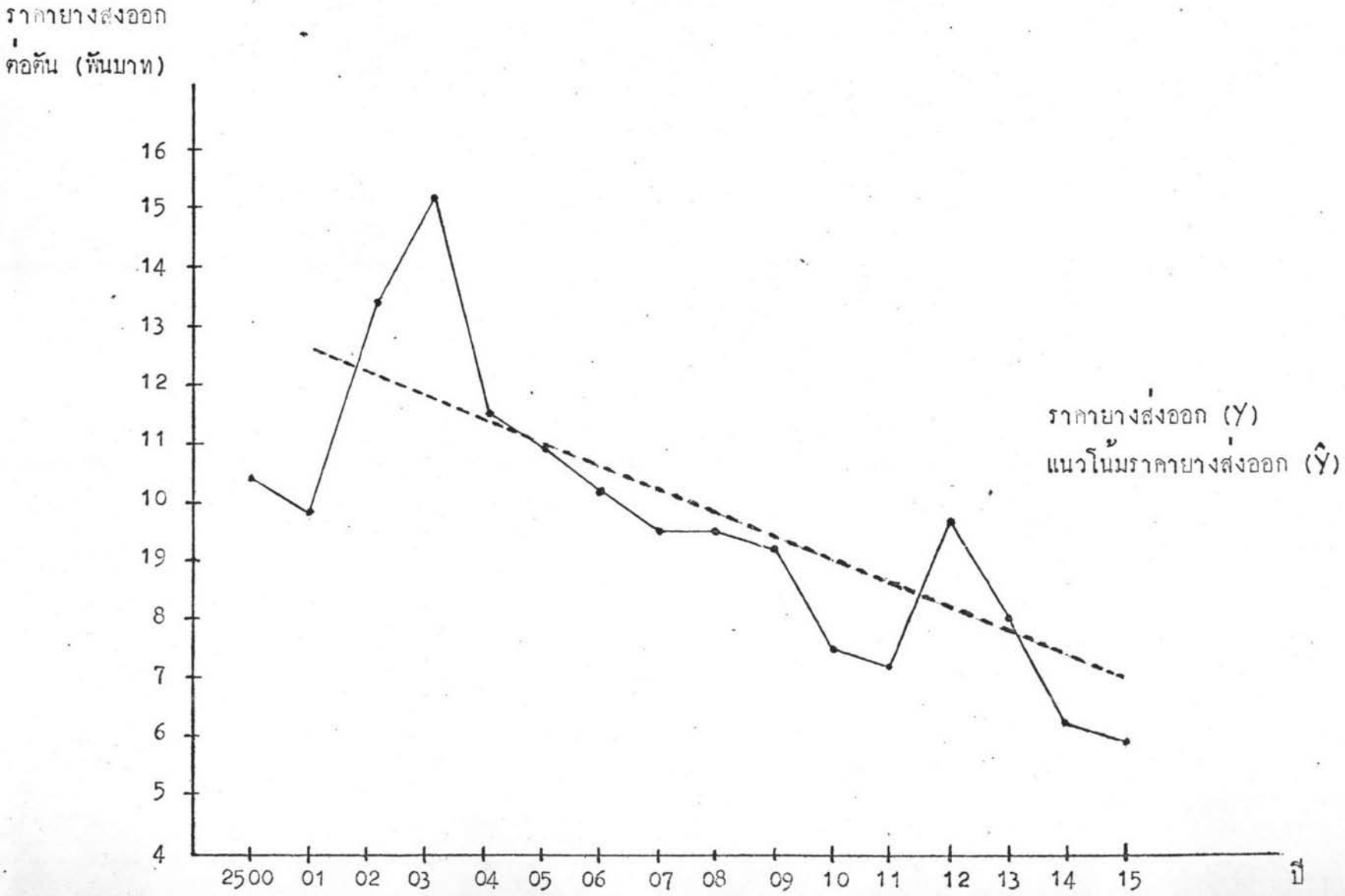
$\hat{Y} = 9625.312 - 201.488\ X$

กับข้อมูลจริง (Y)

พ.ศ.	X	Y	$\hat{Y}$
2500	-15	10,428	13,051
2501	-13	9,785	12,647
2502	-11	13,394	12,245
2503	-9	15,201	11,842
2504	-7	11,539	11,439
2505	-5	10,871	11,040
2506	-3	10,183	10,633
2507	-1	9,493	10,230
2508	1	9,480	9,827
2509	3	9,189	9,424
2510	5	7,456	9,021
2511	7	7,200	8,618
2512	9	9,689	8,215
2513	11	8,038	7,812
2514	13	6,188	7,409
2515	15	5,861	7,006

แผนภาพที่ 4.6

ราคายางส่งออกและแนวโน้มตั้งแต่ปี พ.ศ. 2500–2515



๔.๒.๓ แบบโมเดลของข้อมูลราคาคีบุกส่งออก

จากข้อมูลราคาคีบุกส่งออกตารางที่ ๔.๑๓ สามารถหาค่าและแทนค่าใน Normal Equations(สมการที่ ๒.๑ และ ๒.๒) และหาค่า a_0, a_1 ได้เป็น $a_0 = 50751.8125$ และ $a_1 = 1883.286$ ดังนั้นสมการโพลีโนเมียลกำลังหนึ่งของข้อมูลราคาคีบุกส่งออกคือ $\hat{Y} = 50751.8125 + 1883.286\ X$

ดำเนินการทดสอบสมมติฐาน $H_0: \alpha_1 = 0$ ในโมเดล $Y = \alpha_0 + \alpha_1 X + \varepsilon_1$ โดยการวิเคราะห์ค่าแปรปรวน ดังตารางข้างล่าง

ตารางที่ ๔.๑๔ การวิเคราะห์ค่าแปรปรวนเพื่อทดสอบสมมติฐาน $H_0: \alpha_1 = 0$ ของข้อมูลราคาคีบุกส่งออก

S.O.V.	d.f.	S.S.	M.S.	F
α_0, α_1	2	46,035,545,602.50		
α_0	1	41,211,943,552.56		
α_1/α_0	1	4,823,602,049.94	4,823,602,049.94	124.0
Residuals	14	544,509,232.50	38,893,516.61	
Total(unc.)	16	46,580,054,835.00		

จากการวิเคราะห์ค่าแปรปรวนได้ค่า $F_{(1,14)} = 124.02$ เมื่อนำมาเปรียบเทียบกับค่า $F_{(1,14)} = 4.60$ จากตารางสถิติ ณ ระดับนัยสำคัญ .05 ได้ว่าค่า F ที่ได้จากการคำนวณมากกว่าค่า F จากตารางสถิติ อยู่ในเกณฑ์ปฏิเสธสมมติฐาน แสดงว่า $\alpha_1 \neq 0$ นั่นก็คือ ณ ระดับนัยสำคัญ .05 มีเหตุผลเพียงพอที่จะยอมรับว่า α_1 มีความสำคัญพอที่จะอยู่ในโมเดลได้ ให้พิจารณาสมการโพลีโนเมียลกำลังสองต่อไป

โดยวิธีการที่กล่าวมาในบทที่ ๖ สมการโพลิโนเมียลกำลังสองของข้อมูลราคาดีบุกส่งออก คือ

$$\hat{Y} = 50191.322 + 1883.286\ X + 6.594\ X^2$$

ต่อไปในการทดสอบสมมติฐาน $H_0: \beta_2 = 0$ ในโมเดล $Y = \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 X^2 + \varepsilon_2$ โดยการวิเคราะห์ค่าแปรปรวน

ตารางที่ ๘.๑๘ การวิเคราะห์ค่าแปรปรวนเพื่อทดสอบสมมติฐาน $H_0: \beta_2 = 0$ ของข้อมูลราคาดีบุกส่งออก

S.O.V.	d.f.	S.S.	M.S.	F
$\beta_0, \beta_1, \beta_2$	3	46,039,519,031.02		
β_0, β_1	2	46,035,545,602.50		
$\beta_2/\beta_0, \beta_1$	1	3,973,428.52	3,973,428.52	0.10
Residuals	13	540,535,803.98	41,579,677.23	
Total (unc.)	16	46,580,054,835.00		

จากการวิเคราะห์ค่าแปรปรวนได้ค่า $F_{(1,13)} = 0.10$ เมื่อนำมาเปรียบเทียบกับค่า $F_{(1,13)} = 4.67$ จากตารางสถิติ ณ ระดับนัยสำคัญ .05 ได้ว่าค่า F ที่ได้จากการคำนวณน้อยกว่าค่า F จากตารางสถิติ อยู่ในเกณฑ์ยอมรับสมมติฐานว่า $\beta_2 = 0$ นั่นก็คือ ณ ระดับนัยสำคัญ .05 มีเหตุผลเพียงพอที่จะยอมรับว่า β_2 ไม่มีความสำคัญจะที่จะอยู่ในโมเดล ดังนั้น ให้หยุดการพิจารณาสมการโพลิโนเมียลกำลังถัดไป และพิจารณาค่าสัมประสิทธิ์แห่งการตัดสินใจ (R^2) และค่าความคลาดเคลื่อนมาตรฐาน (s.e.)

ค่า R^2 ของสมการโพลิโนเมียลกำลังหนึ่ง =89.85% และค่า R^2 ของสมการโพลิโนเมียลกำลังสองเท่ากับ 89.93% ค่า s.e. ของสมการโพลิโนเมียลกำลังหนึ่งเท่ากับ 6236.466 และค่า s.e. ของสมการโพลิโนเมียลกำลังสอง

เท่ากับ 6448.230 จะเห็นว่าค่า R^2 ของสมการโลจิสโนเมียลกำลังหนึ่งมีค่าสูงใกล้เคียงกับค่า R^2 ของสมการโลจิสโนเมียลกำลังสองและให้ค่า s.e. ที่ต่ำกว่า ดังนั้น สมการแนวโน้มที่เหมาะสมกับข้อมูลราคาที่บุคส่งออกไอ.แก่ สมการโลจิสโนเมียลกำลังหนึ่งซึ่งมีรูปของสมการเป็น

$$\hat{Y} = 50751.8125 + 1883.286\ X$$

(จุดเริ่มต้นอยู่ที่ปี ๒๕๐๗ - ๒๕๐๘ ; หน่วยของ X รายครึ่งปี ; Y คือราคาที่บุคส่งออก (บาท) ในหนึ่งปี)

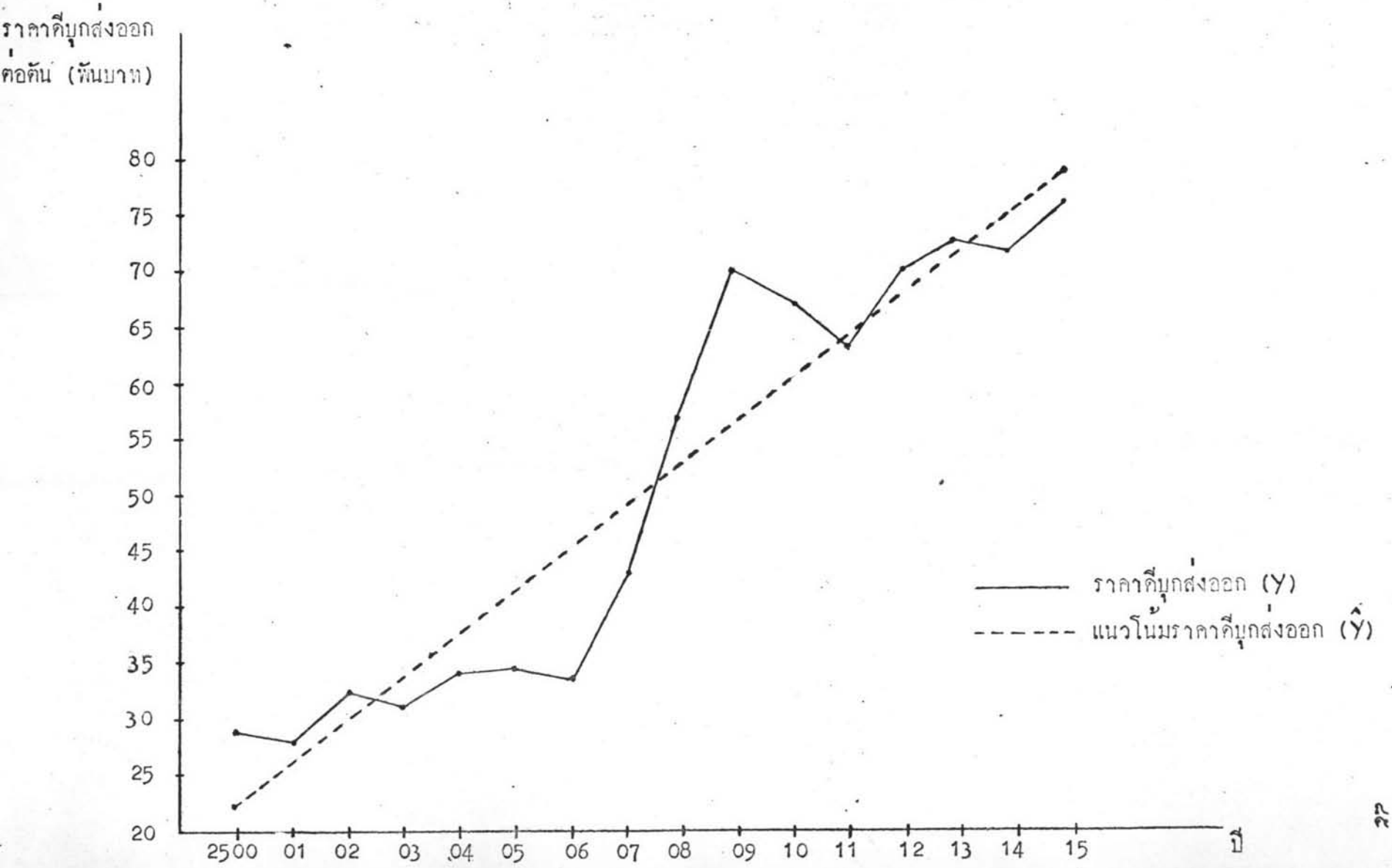
ค่าที่ได้จากการประมาณแสดงไว้ในตารางที่ ๔.๒๐ และสมการแนวโน้มแสดงไว้ในแผนภาพที่ ๔.๗

ตารางที่ ๔.๖๐ การเปรียบเทียบราคาดัชนีส่งออกที่ได้จากสมการแนวโน้ม $\hat{Y} = 50751.8125 + 1883.286\ X$ กับข้อมูลจริง (Y)

พ.ศ.	X	Y	$\hat{Y}$
2500	-15	28,861	22,503
2501	-13	28,034	26,269
2502	-11	31,594	30,036
2503	-9	31,378	33,802
2504	-7	34,081	37,569
2505	-5	34,524	41,335
2506	-3	33,677	45,101
2507	-1	43,019	48,869
2508	1	56,870	52,635
2509	3	69,637	56,401
2510	5	67,215	60,168
2511	7	62,872	63,934
2512	9	69,609	67,701
2513	11	72,732	71,468
2514	13	71,732	75,235
2515	15	76,190	79,001

แผนภาพที่ 4.7

ราคาดีบุกส่งออกและแนวโน้มตั้งแต่ปี พ.ศ. 2500 – 2515



๔.๒.๔ แนวโน้มของข้อมูลราคาข้าวโพดส่งออก

จากข้อมูลราคาข้าวโพดส่งออกตารางที่ ๔.๑๓ นำมาคำนวณและแทนค่าใน Normal Equations (สมการที่ ๒.๑ และ ๒.๒) และหาค่า a_0, a_1 ได้เป็น $a_0 = 1154$, $a_1 = 4.648$ ดังนั้น สมการโพลิโนเมียลกำลังหนึ่งของข้อมูลราคาข้าวโพดส่งออก คือ $\hat{Y} = 1154 + 4.648\ X$

ดำเนินการทดสอบสมมติฐาน $H_0: \alpha_1 = 0$ ในโมเดล $Y = \alpha_0 + \alpha_1 X + \varepsilon_1$ โดยการวิเคราะห์ค่าแปรปรวน

ตารางที่ ๔.๒๑ การวิเคราะห์ค่าแปรปรวนเพื่อทดสอบสมมติฐาน $H_0: \alpha_1 = 0$ ของข้อมูลราคาข้าวโพดส่งออก

S.O.V.	d.f.	S.S.	M.S.	F
α_0, α_1	2	21,336,840.66		
α_0	1	21,307,456.00		
α_1 / α_0	1	29,384.66	29,384.66	4.64
Residuals	14	88,697.34	6,335.52	
Total (unc.)	16	21,425,538.00		

จากการวิเคราะห์ค่าแปรปรวนได้ค่า $F_{(1,14)} = 4.64$ เมื่อนำมาเปรียบเทียบกับค่า $F_{(1,14)} = 4.60$ จากตารางสถิติ ณ ระดับนัยสำคัญ .05 ได้ว่าค่า F ที่ได้จากการคำนวณมากกว่าค่า F จากตารางสถิติ อยู่ในเกณฑ์ปฏิเสธสมมติฐาน แสดงว่า $\alpha_1 \neq 0$ นั่นก็คือ ณ ระดับนัยสำคัญ .05 มีเหตุผลเพียงพอที่จะยอมรับว่า α_1 มีความสำคัญสมควรที่จะอยู่ในโมเดลได้ ให้พิจารณาสมการโพลิโนเมียลกำลังสองต่อไป

สมการโพลิโนเมียลกำลังสองของข้อมูลราคาข้าวโพดส่งออก คือ

$$\hat{Y} = 1157.230 + 4.648\ X - 0.038\ X^2$$

ดำเนินการทดสอบสมมติฐาน $H_0: \beta_2 = 0$ ในโมเดล

$Y = \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 X^2 + \varepsilon_2$ โดยการวิเคราะห์ค่าแปรปรวน

ตารางที่ ๔.๒๑ การวิเคราะห์ค่าแปรปรวนเพื่อทดสอบสมมติฐาน $H_0: \beta_2 = 0$ ของข้อมูลราคาข้าวโพดฝักอ่อน

S.O.V.	d.f.	S.S.	M.S.	F
$\beta_0, \beta_1, \beta_2$	3	21,336,974.416		
β_0, β_1	2	21,336,840.656		
$\beta_2/\beta_0, \beta_1$	1	133.760	133.760	0.0196
Residuals	13	88,563.344	6,812.583	
Total(unc.)	16	21,425,538.00		

จากการวิเคราะห์ค่าแปรปรวนได้ค่า $F_{(1,13)}=0.0196$ เมื่อนำมาเปรียบเทียบกับค่า $F_{(1,13)}= 4.67$ จากตารางสถิติ ณ ระดับนัยสำคัญ .05 ได้ว่าค่า F ที่ได้จากการคำนวณน้อยกว่าค่า F จากตารางสถิติอยู่ในเกณฑ์ยอมรับสมมติฐานว่า $\beta_2= 0$ นั่นก็คือ ณ ระดับนัยสำคัญ .05 มีเหตุผลเพียงพอที่จะยอมรับว่า β_2 ไม่มีความสำคัญอยู่ในโมเดล ดังนั้น ให้ตัดการพิจารณาสมการโพลิโนเมียลกำลังสองออกไป และพิจารณาค่าสัมประสิทธิ์แห่งการตัดสินใจ (R^2) และค่าความผลาดเคลื่อนมาตรฐาน (s.e.)

ค่า R^2ของสมการโพลิโนเมียลกำลังหนึ่งและกำลังสองเป็น 24.88% และ 24.99% ตามลำดับ ค่า s.e. ของสมการโพลิโนเมียลกำลังหนึ่งและกำลังสองเป็น 79.596 และ 82.528 ตามลำดับ จะเห็นว่าการเพิ่มกำลังของสมการโพลิโนเมียลจากกำลังหนึ่งมาเป็นกำลังสองมีผลทำให้ค่า R^2 สูงขึ้นเพียงเล็กน้อยและยังทำให้ค่า s.e. สูงขึ้นด้วย ดังนั้นสมการแนวโน้มที่เหมาะสมกับข้อมูลราคาข้าวโพดฝักอ่อน คือ สมการโพลิโนเมียลกำลังหนึ่งซึ่งมีรูปของสมการเป็น

$$\hat{Y} = 1154 + 4.648\ X$$

(จุดเริ่มต้นอยู่ที่ปี ๒๕๐๙ - ๒๕๐๘ ; หน่วยของ X รายกรึ่งปี ; Y คือราคาข้าวโพดส่งออก(บาท) ในหนึ่งปี)

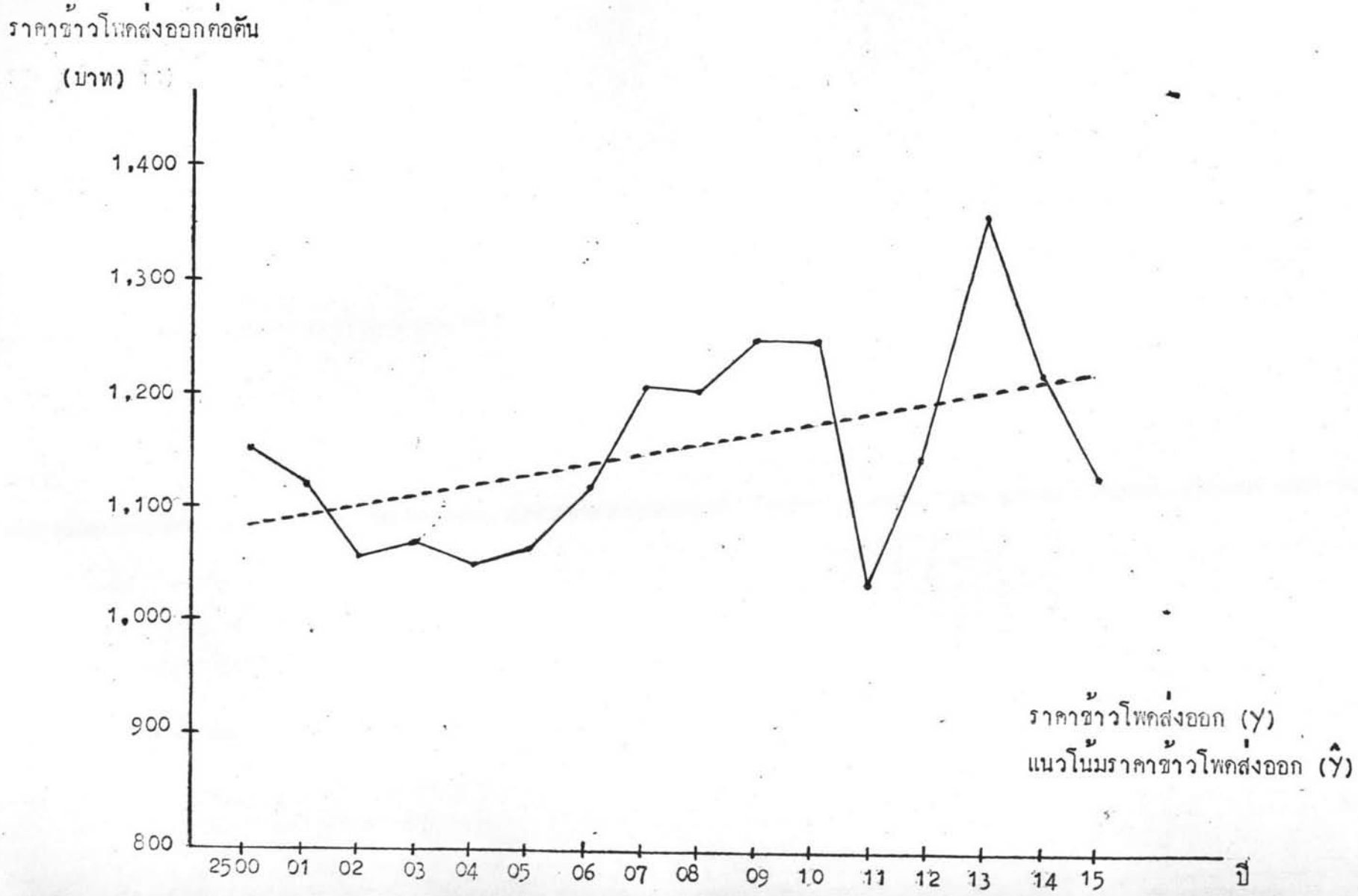
ค่าที่ได้จากการประมาณแสดงไว้ในตารางที่ 4.23 และกราฟแสดงไว้ในแผนภาพที่ ๔.๘

ตารางที่ ๔.๑๑ การเปรียบเทียบราคาข้าวโพดส่งออกจากสมการแนวโน้ม $\hat{Y} = 1154 + 4.648\ X$ กับข้อมูลจริง (Y)

พ.ศ.	X	Y	$\hat{Y}$
2500	-15	1,150	1,084
2501	-13	1,123	1,094
2502	-11	1,057	1,103
2503	-9	1,070	1,112
2504	-7	1,052	1,121
2505	-5	1,066	1,131
2506	-3	1,117	1,140
2507	-1	1,210	1,149
2508	1	1,208	1,159
2509	3	1,250	1,168
2510	5	1,249	1,177
2511	7	1,057	1,187
2512	9	1,144	1,196
2513	11	1,360	1,205
2514	13	1,220	1,214
2515	15	1,121	1,224

แผนภาพที่ 4.8

ราคาข้าวโพดส่งออกและแนวโน้มตั้งแต่ปี พ.ศ. 2500–2515



๔.๓ การคาดคะเนรายได้จากสินค้าออกที่สำคัญบางประเภท

การคาดคะเนรายได้จากสินค้าออกที่สำคัญบางประเภท อันได้แก่ ข้าว ยางดิบ และข้าวโพดนั้น จะทำโดยการนำค่าประมาณที่ได้จากสมการแนวโน้มของข้อมูลปริมาณส่งออกคูณกับค่าประมาณที่ได้จากสมการแนวโน้มของข้อมูลราคาส่งออก เนื่องจากข้อมูลข้าวส่งออกไม่สามารถคาดแนวโน้มของข้อมูลได้ทั้งปริมาณส่งออกและราคาส่งออก จึงไม่อาจจะคำนวณค่าประมาณของรายได้เพื่อมูลค่าของสินค้าข้าวส่งออกได้ สำหรับค่าประมาณของมูลค่ายาง ดิบ และข้าวโพดส่งออก ซึ่งรายได้จากสินค้าส่งออกทั้ง ๓ ประเภทดังกล่าวแสดงไว้ในตารางที่ ๔.๒๔, ๔.๒๕ และ ๔.๒๖ ตามลำดับ

หอสมุดกลาง

ตารางที่ ๔.๒๔ การเปรียบเทียบมูลค่าของส่งออกที่ได้จากการประมาณ ($\hat{Y}$) กับมูลค่าจริง (Y) ระหว่างปี พ.ศ. ๒๕๐๐ - ๒๕๑๕

พ.ศ.	ปริมาณ (พันตัน)	ราคา (บาท)	มูลค่า (ล้านบาท)	
			ประมาณ ($\hat{Y}$)[1]	จริง (Y)
1	2	3	4	5
2500	132.6	13,051	1,731	1,406
2501	148.6	12,647	1,879	1,326
2502	161.6	12,245	1,979	2,336
2503	172.3	11,842	2,040	2,579
2504	181.3	11,439	2,074	2,130
2505	189.0	11,040	2,087	2,111
2506	196.2	10,633	2,086	1,903
2507	203.2	10,230	2,079	2,060
2508	210.9	9,827	2,073	1,999
2509	219.6	9,424	2,070	1,861
2510	230.0	9,021	2,075	1,574
2511	242.7	8,618	2,092	1,816
2512	258.3	8,215	2,122	2,664
2513	277.2	7,812	2,165	2,232
2514	300.2	7,409	2,224	1,905
2515	327.7	7,006	2,296	1,862

[1] ได้มาโดยการคูณปริมาณกับราคา (สดมภ์ที่ 4 = สดมภ์ที่ 2 x สดมภ์ที่ 3)

ตารางที่ ๔.๒๕ การเปรียบเทียบมูลค่าถั่วลิสงออกที่ได้จากการประมาณ ($\hat{Y}$) กับมูลค่าจริง (Y) ระหว่างปี พ.ศ. ๒๕๐๐ - ๒๕๑๕

พ.ศ.	ปริมาณ (พันตัน)	ราคา (บาท)	มูลค่า (ล้านบาท)	
			ประมาณ ($\hat{Y}$)[1]	จริง (Y)
1	2	3	4	5
2500	12.7	22,503	286	531
2501	14.4	26,269	378	255
2502	15.9	30,036	478	433
2503	17.2	33,802	581	537
2504	18.4	37,569	691	617
2505	19.5	41,335	806	684
2506	20.4	45,101	920	741
2507	21.2	48,869	1,036	959
2508	21.8	52,635	1,147	1,166
2509	22.3	56,401	1,258	1,316
2510	22.7	60,168	1,366	1,822
2511	22.9	63,934	1,464	1,509
2512	23.0	67,701	1,557	1,629
2513	22.9	71,468	1,637	1,615
2514	22.7	75,235	1,708	1,571
2515	22.3	79,001	1,762	1,661

[1] ได้มาโดยการคูณปริมาณกับราคา (สดมภ์ที่ 4 = สดมภ์ที่ 2 x สดมภ์ที่ 3)

ตารางที่ ๔.๖๖ การเปรียบเทียบมูลค่าข้าวโพดส่งออกที่ได้จากการประมาณ ($\hat{Y}$) กับมูลค่าจริง (Y) ระหว่างปี พ.ศ. ๒๕๐๐ - ๒๕๑๕

พ.ศ.	ปริมาณ (พันตัน)	ราคา (บาท)	มูลค่า(ล้านบาท)	
			ประมาณ($\hat{Y}$)[1]	จริง(Y)
1	2	3	4	5
2500	51.6	1,084	56	74
2501	173.5	1,094	190	183
2502	295.4	1,103	326	252
2503	417.3	1,112	462	551
2504	539.3	1,121	605	599
2505	661.2	1,131	748	516
2506	783.1	1,140	893	857
2507	905.0	1,149	1,040	1,388
2508	1,026.9	1,159	1,190	1,004
2509	1,148.8	1,168	1,342	1,577
2510	1,270,7	1,177	1,496	1,431
2511	1,392.6	1,187	1,653	1,647
2512	1,514.6	1,196	1,811	1,767
2513	1,636.5	1,205	1,972	1,969
2514	1,758.4	1,214	2,135	2,286
2515	1,880.3	1,224	2,301	2,085

[1] ได้มาโดยการคูณปริมาณกับราคา(สดมภ์ที่ 4 = สดมภ์ที่ 2 x สดมภ์ที่ 3)