บทที่ 5
การวิเคราะห์ความแปรปรวน

1. แนวคิดเกี่ยวกับการวิเคราะห์ความแปรปรวน

ในบทที่ 4 เราได้อธิบายแนวคิดเกี่ยวกับสถิติอนุมานซึ่งเกี่ยวข้องกับวิธีการวิเคราะห์ทางสถิติที่ใช้ในการประมาณค่าพารามิเตอร์ที่ไม่ทราบค่า เช่น ค่าเฉลี่ยของกลุ่มตัวอย่างมาประมาณค่าเฉลี่ยของประชากร และการทดสอบสมมติฐานเกี่ยวกับค่าเฉลี่ยของประชากรที่มีการแจกแจงแบบปกติซึ่งมี 2 กลุ่ม เป็นการเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยของประชากรเพียง 2 กลุ่มเท่านั้น แต่ในบทนี้จะแสดงวิธีการวิเคราะห์ทางสถิติอีกวิธีหนึ่งที่ใช้ในการทดสอบสมมติฐานเกี่ยวกับค่าเฉลี่ยของประชากรที่มีการแจกแจงแบบปกติซึ่งมีมากกว่า 2 กลุ่ม พร้อม ๆ กัน ซึ่งเป็นวิธีการทางสถิติที่มีอำนาจการทดสอบดีกว่าการใช้การทดสอบ t-test ในการเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยของประชากรทีละคู่แยกกัน ตัวอย่างเช่น ถ้าต้องการเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยของประชากร r กลุ่ม ถ้าใช้การทดสอบ t-test ต้องทำการทดสอบ จำนวน r(r – 1)/2 ครั้ง ถ้าผู้วิจัยกำหนดระดับนัยสำคัญของการทดสอบที่ 5% หรือ .05 เมื่อทำการทดสอบประชากรครั้งละ 2 กลุ่ม และในการทดสอบแต่ละครั้งกำหนดระดับนัยสำคัญที่ .05 แล้ว ระดับนัยสำคัญของการทดสอบทั้งหมดจะมีค่าสูงกว่า .05 เนื่องจากการทดสอบแต่ละครั้งเป็นอิสระต่อกัน จึงทำให้เราสูญเสียความไวของการทดสอบไป ซึ่งเป็นสิ่งที่ผู้วิจัยไม่ต้องการแน่นอน ในบทนี้จึงจะอธิบายวิธีการทางสถิติที่ใช้ในการเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยของประชากรมากกว่า 2 กลุ่ม พร้อม ๆ กัน เรียกว่า การวิเคราะห์ความแปรปรวน (anlysis of variance)

การวิเคราะห์ความแปรปรวนเป็นการทดสอบสมมติฐานเกี่ยวกับตัวแปรหรือปัจจัยที่สนใจศึกษา ซึ่งในการทดลองหนึ่งอาจมีเพียงปัจจัยเดียวหรือหลายปัจจัยก็ได้ ในบทนี้จะอธิบายเฉพาะกรณีการทดลองที่มีปัจจัยเดียว ซึ่งมี a ระดับ หรือ a ทรีทเมนต์ เมื่อทำการทดลองซ้ำหลายครั้งจะเห็นว่าอิทธิพลของทรีทเมนต์ในการทดลองแต่ละครั้งจะได้ผลการทดลองไม่เหมือนกันในการทดลองแต่ละครั้งเราเรียกว่ามีความแปรปรวนของผลการทดลอง ถ้าผลการทดลองมีความแปรปรวนมากก็จะเป็นตัวบ่งชี้ว่าผลการทดลองมีความไม่แน่นอนสูง

ในการวิเคราะห์ความแปรปรวนนี้ เราจะแยกความผันแปรทั้งหมดที่เกิดขึ้นในการทดลอง คือ $\sum (y_i - \bar{y})^2$ ออกตามแหล่งของความผันแปร สำหรับกรณีการทดลองที่มีปัจจัยเดียว เราจะแยกความผันแปรของข้อมูลออกตามแหล่งของความผันแปรได้ **2** แหล่ง คือ ระหว่างกลุ่มประชากรหรือระหว่างทรีทเมนต์ และภายในกลุ่มประชากรเดียวกันหรือภายในทรีทเมนต์ ตัวแบบสถิตินี้เรียกว่า การวิเคราะห์ความแปรปรวนทางเดียว **(one-way analysis of variance)** เพราะเป็นการทดลองที่ศึกษาปัจจัยเดียว และการที่หน่วยทดลองทุกหน่วยมีความคล้ายกันมากที่สุด เราสามารถดำเนินการทดลองโดยใช้ลำดับการทดลองเป็นไปอย่างสุ่ม การออกแบบการทดลองนี้เรียกว่า การออกแบบการทดลองแบบสุ่มสมบูรณ์ **(completely randomize design)**

ตัวแบบสถิตินี้อธิบายอิทธิพลของทรีทเมนต์ได้ **2** แบบ คือ แบบแรกผู้วิจัยเป็นผู้กำหนดทรีทเมนต์ที่ทำการทดลอง ดังนั้นการทดสอบสมมติฐานเกี่ยวกับค่าเฉลี่ยของทรีทเมนต์และผลการวิเคราะห์ไม่สามารถขยายผลสรุปไปสู่ทรีทเมนต์ที่เหมือนกันแต่ไม่ได้นำมาวิเคราะห์ เรียกตัวแบบนี้ว่า ตัวแบบอิทธิพลกำหนด **(fixed effect model)** แบบที่สองทรีทเมนต์ที่ทำการทดลองได้มาจากการสุ่มจากประชากรทรีทเมนต์ทั้งหมด ดังนั้นผลจากการวิเคราะห์สามารถขยายไปสู่ทรีทเมนต์ทั้งหมดในประชากร ถึงแม้ว่าบางทรีทเมนต์จะไม่ได้นำมาวิเคราะห์ด้วยก็ตาม เรียกตัวแบบนี้ว่า ตัวแบบอิทธิพลสุ่ม **(random effects model)** ซึ่งขอบเขตของบทนี้จะอธิบายเฉพาะตัวแบบอิทธิพลกำหนดเท่านั้น (ผู้ที่สนใจอาจหาอ่านได้จาก **Jackson and Brashers, 1994)**

2. การวิเคราะห์ความแปรปรวนของตัวแบบอิทธิพลกำหนด

การวิเคราะห์ความแปรปรวนได้มาจากการแบ่งความผันแปรทั้งหมดของข้อมูลออกตามแหล่งของความผันแปร **2** แหล่ง คือ ความผันแปรระหว่างกลุ่มของประชากร **(between groups variation)** และความผันแปรภายในกลุ่ม **(within groups variation)** สถิติทดสอบคือ

$$F = \frac{MSTr}{MSE}$$

มีการแจกแจงแบบ **F (F – distribution)** และจำนวนชั้นอิสระเท่ากับ **(a – 1)** และ **a(n – 1)** เมื่อ **MS** คือ ความผันแปรเฉลี่ย **(Mean Square)** เป็นค่าที่ใช้วัดความ

ผันแปรเฉลี่ยต่อหนึ่งหน่วย หมายถึง ค่าความแปรปรวนคำนวณได้จากผลบวกกำลังสอง **(Sum of Square)** หารด้วยจำนวนชั้นอิสระนั่นคือ

$$\mathbf{MSTr} = \frac{SSTr}{a-1}$$

$$\mathbf{MSE} = \frac{SSE}{a(n-1)}$$

เมื่อ **MSTr** คือ ความผันแปรเฉลี่ยของทรีทเมนต์

MSE คือ ความผันแปรเฉลี่ยของความคลาดเคลื่อน

a คือ จำนวนทรีทเมนต์

n คือ จำนวนซ้ำของการทดลอง

ข้อตกลงเบื้องต้นของการวิเคราะห์ความแปรปรวนทางเดียวคือ

(1) ความเป็นอิสระของหน่วยตัวอย่างในกลุ่มทดลองเดียวกันและระหว่างกลุ่มทดลอง ข้อตกลงเบื้องต้นข้อนี้เป็นไปได้ถ้าผู้วิจัยสุ่มทรีทเมนต์ให้กับหน่วยทดลอง

(2) ความเป็นปกติคือประชากรแต่ละกลุ่มมีการแจกแจงปกติ

(3) ความเป็นเอกพันธ์ของความแปรปรวน **(homogeneity of variance)** คือ ความแปรปรวนของประชากรแต่ละกลุ่มเท่ากัน

ตัวแบบสถิติของการทดลองที่ออกแบบการทดลองแบบสุ่มสมบูรณ์คือ

$$y_{ij} = \mu + \tau_i + \varepsilon_{ij} \quad ; \quad i = 1, 2, \ldots, a \quad ; \quad j = 1, 2, \ldots, n$$

เมื่อ y_{ij} คือ ค่าสังเกตตัวที่ **ij**

μ คือ ค่าเฉลี่ยทั้งหมด **(overall mean)**

τ_i คือ อิทธิพลของทรีทเมนต์

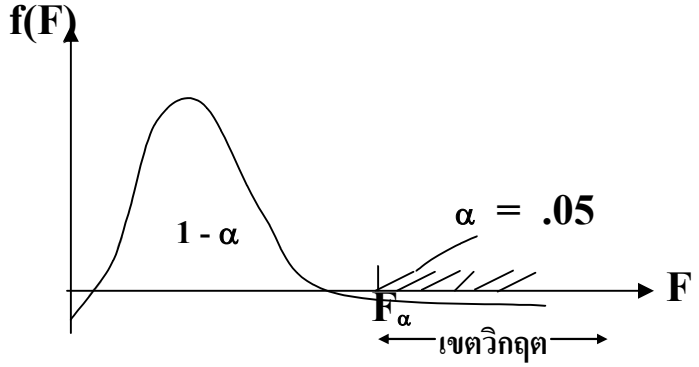
ε_{ij} คือ ความคลาดเคลื่อนสุ่ม

อิทธิพลของทรีทเมนต์ τ_i ในตัวแบบอิทธิพลกำหนด กำหนดให้ $\sum_{i=1}^{a} \tau_i = 0$ และค่าเฉลี่ยของทรีทเมนต์ที่ **i** คือ $\mu_i = \mu + \tau_i \; ; \; i = 1, 2, \ldots, a$

เราต้องการทดสอบความเท่ากันของค่าเฉลี่ยของทรีทเมนต์ **a** ทรีทเมนต์ สมมติฐานทางสถิติที่ต้องการทดสอบคือ

$H_0 : \mu_1 = \mu_2 = ... = \mu_a$ คู่กับ $H_1 : \mu_i \neq \mu_j$ อย่างน้อย 1 คู่ $(i \neq j)$

ในการทดสอบสมมติฐาน ระดับนัยสำคัญที่กำหนดคือ α ซึ่งบอกขอบเขตของการปฏิเสธสมมติฐานสูญ หรือเขตวิกฤต **(critical region)** ดังภาพ



ภาพที่ 5.1 ขอบเขตของการปฏิเสธสมมติฐานสูญในการทดสอบความเท่ากันของค่าเฉลี่ยของทรีทเมนต์ a ทรีทเมนต์

ดังนั้นเราจะตัดสินใจปฏิเสธ H_0 เมื่อค่าสถิติ F ที่คำนวณได้มากกว่าค่าวิกฤติ $F_{\alpha,(a-1),a(n-1)}$ ที่ระดับนัยสำคัญ α

3. การวิเคราะห์ความแปรปรวนทางเดียว (One – Way ANOVA)

ในการทดลองที่มีปัจจัย **(factor)** หรือตัวแปร 1 ตัว มีระดับของปัจจัยหรือระดับของตัวแปรมากกว่าหรือเท่ากับ 2 ระดับ เรียกว่าทรีทเมนต์ ดำเนินการทดลองโดยสุ่มทรีทเมนต์ให้กับหน่วยทดลอง หรือสุ่มหน่วยทดลองให้กับทรีทเมนต์ก็ได้ เรียกว่า การทดลองนี้มีการออกแบบการทดลองแบบสุ่มสมบูรณ์

สมมติฐานทางสถิติที่ต้องการทดสอบคือ ค่าเฉลี่ยของทรีทเมนต์ a ทรีทเมนต์เท่ากันหมด และสมมติฐานแย้งคือ มีค่าเฉลี่ยของทรีทเมนต์อย่างน้อย 1 ทรีทเมนต์ แตกต่างจากทรีทเมนต์อื่น ๆ วิธีทางสถิติที่ใช้ทดสอบความเท่ากันของค่าเฉลี่ยของ a ทรีทเมนต์ที่เหมาะสมก็คือการวิเคราะห์ความแปรปรวนทางเดียว นั่นคือ เราใช้การวิเคราะห์ความแปรปรวนทางเดียวสำหรับทดสอบความแตกต่างของค่าเฉลี่ยของประชากรมากกว่า 2 กลุ่ม

ขั้นตอนการวิเคราะห์ความแปรปรวนทางเดียว

(1) ตรวจสอบข้อมูลว่าเป็นไปตามข้อตกลงเบื้องต้นของการวิเคราะห์ความแปรปรวนหรือไม่

(2) ทดสอบสมมติฐานเกี่ยวกับความเท่ากันของค่าเฉลี่ยของประชากรทุกกลุ่ม

4. การตรวจสอบข้อตกลงเบื้องต้น

ตัวอย่างเช่น การศึกษาอิทธิพลของอัตราปุ๋ยไนโตรเจนที่มีต่อมวลชีวภาพแห้งของแพงพวยฝรั่งพันธ์ดอกสีชมพูต้นสูง ผู้วิจัยคาดหมายว่าแพงพวยฝรั่งที่ได้รับอัตราปุ๋ยแตกต่างกันจะมีมวลชีวภาพแห้งของส่วนเหนือดินแตกต่างกัน ผู้วิจัยศึกษาอัตราปุ๋ยไนโตรเจน 6 ระดับ คือ 0 , 37.5 , 75 , 150 , 300 , และ 600 มก. N ต่อกิโลกรัม

ผู้วิจัยตัดสินใจทดสอบอัตราปุ๋ยไนโตรเจนแต่ละระดับกับกระถางต้นแพงพวย 4 กระถาง เป็นตัวอย่างการทดลองที่มีปัจจัยเดียวซึ่งมี 6 ระดับ หรือทรีทเมนต์ และทำการทดลอง 4 ซ้ำ หน่วยทดลองคือ กระถางมีทั้งหมด 24 กระถาง ค่าสังเกตที่วัดคือ ผลผลิตมวลชีวภาพแห้งของส่วนเหนือดินวัดเป็นกรัมต่อกระถาง การทดลองทั้ง 24 กระถางเป็นไปอย่างสุ่มเป็นการออกแบบการทดลองแบบสุ่มสมบูรณ์ ทำการบันทึกข้อมูลลงในแฟ้มข้อมูล Anova1.sav มีรูปแบบของข้อมูลในแฟ้มดังนี้

ตารางที่ 5.1 **ข้อมูลน้ำหนักแห้งของมวลชีวภาพแห้งของส่วนเหนือดินของแพงพวยฝรั่งพันธ์ดอก สีชมพู (มก.N ต่อกิโลกรัม) ที่ได้รับอัตราปุ๋ยไนโตรเจนแตกต่างกัน**

Nrate	rep	weight	Nrate	rep	weight	Nrate	rep	Weight
1	1	2.301	3	1	19.697	5	1	51.770
1	2	4.065	3	2	18.585	5	2	54.607
1	3	4.046	3	3	19.200	5	3	56.97

								8
1	4	4.254	3	4	15.625	5	4	54.452
2	1	9.657	4	1	33.094	6	1	85.652
2	2	9.507	4	2	30.142	6	2	78.025
2	3	12.399	4	3	36.975	6	3	81.460
2	4	10.233	4	4	31.367	6	4	81.512

เราใช้การวิเคราะห์ความแปรปรวนในการทดสอบสมมติฐานทางสถิติคือ

$H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \mu_4 = \mu_5 = \mu_6$ คู่กับ $H_1 : \mu_i \neq \mu_j$ อย่างน้อยที่สุด 1 คู่ที่ $i \neq j$

4.1 การตรวจสอบความเป็นปกติ

การทดลองในตัวอย่างข้างต้นมีปัจจัย **(factor)** หรือตัวแปรต้น หรือตัวแปรอิสระ **(independent variable)** คือ อัตราปุ๋ยไนโตรเจน **(Nrate)** และตัวแปรตาม **(dependent variable)** คือน้ำหนักของผลผลิตมวลชีวภาพแห้ง **(weight)** ส่วนตัวแปร **rep** บอกเลขที่ของหน่วยทดลอง คือ กระถาง

การทดสอบว่าตัวแปรตามในแต่ละทรีทเมนต์หรือกลุ่มมีการแจกแจงแบบปกติหรือไม่ นั้นทำได้โดยการทดสอบ **Kolmogorov – Smirnov Test** ซึ่งอยู่ในคำสั่ง **Explore** โดยมีสมมติฐานของการทดสอบคือ

H_0 : ประชากรผลผลิตมวลชีวภาพแห้งของแพงพวยฝรั่งพันธ์ดอกสีชมพูแต่ละกลุ่ม
มีการแจกแจงแบบปกติ

H_1 : ประชากรผลผลิตมวลชีวภาพแห้งของแพงพวยฝรั่งพันธ์ดอกสีชมพูแต่ละกลุ่ม

มีการแจกแจงแบบไม่ปกติ

4.2 การตรวจสอบความเท่ากันของความแปรปรวน

การทดสอบความแปรปรวนหรือความเป็นเอกพันธ์ของความแปรปรวน (test of homogeneity of variance) ของประชากรหลายกลุ่มด้วยวิธีการทางสถิติสามารถทำได้หลายวิธี เช่น Barllett's Test , Levene Test , และ Cochran's Test เป็นต้น โดยมีสมมติฐานในการทดสอบ คือ

H_0 : $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = ... = \sigma_a^2$ หรือประชากรทุกกลุ่มมีความแปรปรวนเท่ากัน

H_1 : $\sigma_i^2 \neq \sigma_j^2$ อย่างน้อย 1 คู่ เมื่อ $i \neq j$

a คือ จำนวนกลุ่มประชากร

เนื่องจากโปรแกรม SPSS จะให้ผลการทดสอบความเป็นเอกพันธ์ของความแปรปรวนตามวิธีการของ Levene Test ดังนั้นจะอธิบายวิธีการทดสอบนี้โดยอาศัยข้อมูลจากการทดลองในตัวอย่างข้างต้น

levene test of homogeneity มีวิธีการคือ

(1) หาค่าเฉลี่ยของข้อมูลน้ำหนักแห้งของมวลชีวภาพแห้งของแพงพวยฝรั่ง ($\bar{y}_i$) ในแต่ละทรีทเมนต์หรือกลุ่ม ได้แก่ อัตราปุ๋ยไนโตรเจน 6 ระดับ ได้ค่าเฉลี่ยเท่ากับ 3.666 , 10.449 , 18.277 , 32.894 , 54.451 และ 81.662 ตามลำดับ

(2) ลบค่าเฉลี่ยของข้อมูลน้ำหนักแห้งของแต่ละทรีทเมนต์ ($\bar{y}_i$) ออกจากข้อมูลน้ำหนักแห้งแต่ละตัว (y_{ij}) และทำให้เป็นค่าสัมบูรณ์ (absolute values) ได้เป็นข้อมูลใหม่ (data) ดังตารางที่ 6.3

ตารางที่ 6.3 **ค่าสัมบูรณ์ของความเบี่ยงเบนของข้อมูลน้ำหนักแห้งจากค่าเฉลี่ย**

(data) = $|y_{ij} - \bar{y}_{i.}|$ ในแต่ละทรีทเมนต์

Nrate	data = $\|y_{ij} - \bar{y}_{i.}\|$	Nrate	data = $\|y_{ij} - \bar{y}_{i.}\|$	Nrate	data = $\|y_{ij} - \bar{y}_{i.}\|$
1	1.365	3	1.420	5	2.682
1	0.399	3	0.308	5	0.155
1	0.380	3	0.923	5	2.526

1	**0.588**	**3**	**2.652**	**5**	**0.000**
2	**0.792**	**4**	**.200**	**6**	**3.990**
2	**0.942**	**4**	**2.752**	**6**	**3.637**
2	**1.950**	**4**	**4.081**	**6**	**0.202**
2	**0.216**	**4**	**1.527**	**6**	**0.150**

(3) วิเคราะห์ความแปรปรวนแบบทางเดียว **(one-way ANOVA)** โดยใช้ข้อมูลใหม่ในตารางที่ **6.3** คำนวณค่าสถิติ **levene** คือ

$$\text{สถิติ levene} = \frac{\text{MSTr}}{\text{MSE}}$$

ซึ่งมีการแจกแจงแบบ **F** ที่มีจำนวนชั้นอิสระ **df = 5 , 18**

เราสามารถใช้โปรแกรม **SPSS** ช่วยในการคำนวณได้ โดยใช้คำสั่ง **One-Way ANOVA** ขั้นตอนการใช้คำสั่งคือ

1. ไปที่เมนูบาร์ คลิกที่ Analyze, Compare Means, One-Way ANOVA

2. ในหน้าต่าง One-Way ANOVA คลิกที่ตัวแปรซึ่งเป็นข้อมูลใหม่ (data)

ให้ย้ายเข้าไปอยู่ในช่อง Dependent List : และคลิกที่ตัวแปร Nrate ให้ย้ายเข้าไป

อยู่ในช่อง Factor :

แล้วคลิกที่ปุ่ม OK จะได้ผลลัพธ์เป็นตาราง ANOVA

ผลลัพธ์ที่ได้ในตาราง ANOVA ดูที่ค่าสถิติ F เท่ากับ .697 ที่มี df

เท่ากับ 5, 18 คือค่าของสถิติ levene ที่มีค่า Sig. เท่ากับ .633

4.3 การใช้คำสั่ง Explore เพื่อทำการตรวจสอบข้อตกลงเบื้องต้น มีขั้นตอนดังนี้

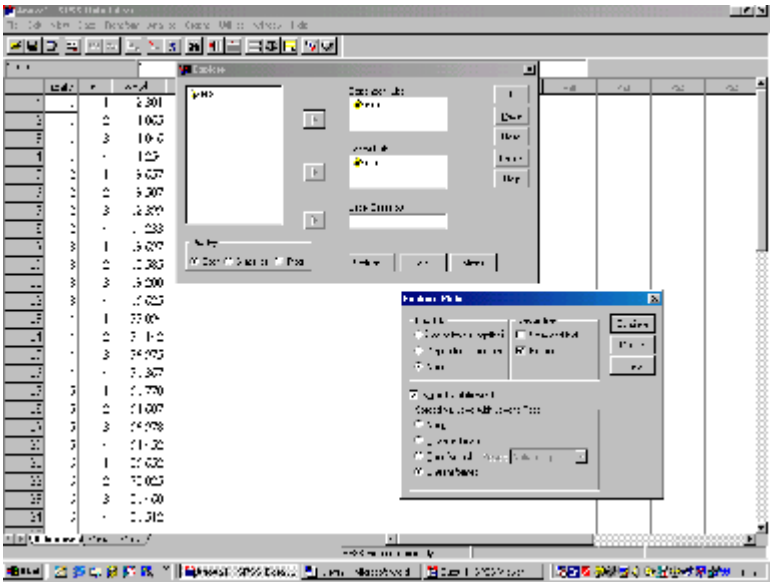
1. ไปที่เมนูบาร์ คลิกที่ **Analyze , Descriptive Statistics , Explore** ... จะได้หน้าต่าง **Explore**

2. ในหน้าต่าง **Explore** ในช่องซ้ายมือ คลิกที่ตัวแปรตาม **weight** แล้วคลิกที่หัวลูกศร ➢ หน้าช่อง **Dependent List :** ตัวแปร **weight** จะย้ายเข้าไปอยู่ในช่อง **Dependent List :** กลับมาคลิกที่ตัวแปร **Nrate** แล้วคลิกที่หัวลูกศร ➢ หน้าช่อง **Factor List :** ตัวแปร **Nrate** จะย้ายเข้าไปอยู่ในช่อง **Factor List :**

ในกรอบ **Display** คลิกที่ **O Both** เพื่อให้ผลลัพธ์แสดง **1)** การพล็อตกราฟ **Normal Q-Q Plot** หรือ **Detrended Normal Q-Q Plot** เพื่อเปรียบเทียบค่าจริงกับค่าความน่าจะเป็น **2)** ค่าสถิติที่ใช้ทดสอบว่าข้อมูล **weight** มีการแจกแจงแบบปกติหรือไม่ และ **3)** ค่าสถิติที่ใช้ทดสอบว่าความแปรปรวนของประชากรเท่ากันทุกกลุ่มหรือไม่

ถ้าคลิกที่ปุ่ม **Plots**... จะได้หน้าต่าง **Explore : Plots** ดังภาพที่ **5.2**

ถ้าคลิกที่ปุ่ม **Statistics** ... จะได้หน้าต่าง **Explore : Statistics**



ภาพที่ 5.2

3. ในหน้าต่าง **Explore : Plots** ถ้าคลิกที่ **O Factor levels together** จะได้ผลลัพธ์ที่แสดงค่าสถิติและกราฟต่าง ๆ จำแนกตามกลุ่มของตัวแปรอิสระ โดยปกติโปรแกรมจะเลือกให้อยู่แล้ว

ในกรอบ **Descriptive** คลิกที่ ☐ **Stem-and-leaf** และ ☐ **Histogram** เพื่อให้ผลลัพธ์แสดงกราฟทั้ง 2 ชนิดนี้ ในที่นี้เลือกเฉพาะ **Histogram**

คลิกที่ ☐ **Normality plots with tests** เพื่อให้ผลลัพธ์แสดงกราฟ **Normal Q-Q Plot** หรือ **Detrended Normal Q-Q Plot** และทำการทดสอบด้วยว่าข้อมูล **weight** มีการแจกแจงแบบปกติหรือไม่

ในกรอบ **Spread vs. Level with Levene Test** คลิกที่ **O Untransformed** เพื่อให้ผลลัพธ์แสดงการทดสอบความแปรปรวนของตัวแปร **weight** ที่ไม่มีการแปลงค่าด้วยว่ามีความแปร ปรวนเท่ากันทุกกลุ่มประชากรหรือไม่

แล้วคลิกปุ่ม **Continue** หน้าต่างนี้จะถูกปิดไป

4. ในหน้าต่าง **Explore : Statistics** คลิกที่ ☐ **Descriptives** เพื่อให้ผลลัพธ์แสดงค่าต่าง ๆ ของสถิติพรรณนา โดยปกติโปรแกรมจะเลือกให้อยู่แล้ว

ที่ **Confidence Interval for Mean :** คือ ช่วงความเชื่อมั่น **(1 - α)** โดยปกติโปรแกรมจะใส่ให้อยู่แล้วคือ **95%** แต่เราสามารถเปลี่ยนได้ เช่น **99%** โดยการพิมพ์เลข **99** ทับตัวเลข **95**

แล้วคลิกปุ่ม **Continue** หน้าต่างนี้จะถูกปิดไป

5. ในหน้าต่าง **Explore** คลิกปุ่ม **OK** จะได้ผลลัพธ์ดังภาพที่ **5.3**

6. ในข้อ **2** ถ้าไม่ย้ายตัวแปรอิสระ **Nrate** เข้าไปอยู่ในช่อง **Factor List :** จะได้ผลลัพธ์อีกรูปแบบหนึ่งดังภาพที่ **5.4** คือ ผลลัพธ์ที่ได้จะแสดงค่าสถิติและกราฟต่าง ๆ ของข้อมูล **weight** ทั้งหมดทุกตัว โดยไม่จำแนกตามกลุ่มของตัวแปรอิสระ **Nrate**

Case Processing Summary

		Cases					
		Valid		Missing		Total	
	nrate	N	Percent	N	Percent	N	Percent
weight	0	4	100.0%	0	.0%	4	100.0%
	37.5	4	100.0%	0	.0%	4	100.0%
	75	4	100.0%	0	.0%	4	100.0%
	150	4	100.0%	0	.0%	4	100.0%
	300	4	100.0%	0	.0%	4	100.0%
	600	4	100.0%	0	.0%	4	100.0%

Descriptives

	nrate			Statistic	Std. Error
weight	0	Mean		3.66650	.457581
		95% Confidence Interval for Mean	Lower Bound	2.21027	
			Upper Bound	5.12273	
		5% Trimmed Mean		3.70972	
		Median		4.05550	
		Variance		.838	
		Std. Deviation		.915163	
		Minimum		2.301	
		Maximum		4.254	
		Range		1.953	
		Interquartile Range		1.469	
		Skewness		-1.936	1.014
		Kurtosis		3.806	2.619
	37.5	Mean		10.44900	.668567
		95% Confidence Interval for Mean	Lower Bound	8.32132	
			Upper Bound	12.57668	
		5% Trimmed Mean		10.39300	
		Median		9.94500	
		Variance		1.788	
		Std. Deviation		1.337134	
		Minimum		9.507	
		Maximum		12.399	
		Range		2.892	
		Interquartile Range		2.313	
		Skewness		1.693	1.014
		Kurtosis		2.811	2.619
	75	Mean		18.27675	.912702
		95% Confidence Interval for Mean	Lower Bound	15.37213	
			Upper Bound	21.18137	
		5% Trimmed Mean		18.34517	
		Median		18.89250	
		Variance		3.332	
		Std. Deviation		1.825404	
		Minimum		15.625	
		Maximum		19.697	
		Range		4.072	
		Interquartile Range		3.208	
		Skewness		-1.640	1.014
		Kurtosis		2.787	2.619
	150	Mean		32.89450	1.488842
		95% Confidence Interval for Mean	Lower Bound	28.15634	
			Upper Bound	37.63266	
		5% Trimmed Mean		32.82072	
		Median		32.23050	
		Variance		8.867	
		Std. Deviation		2.977683	
		Minimum		30.142	
		Maximum		36.975	
		Range		6.833	
		Interquartile Range		5.557	
		Skewness		1.099	1.014
		Kurtosis		.920	2.619
	300	Mean		54.45175	1.064496
		95% Confidence Interval for Mean	Lower Bound	51.06405	
			Upper Bound	57.83945	
		5% Trimmed Mean		54.46039	
		Median		54.52950	
		Variance		4.533	
		Std. Deviation		2.128992	
		Minimum		51.770	
		Maximum		56.978	
		Range		5.208	
		Interquartile Range		3.945	
		Skewness		-.218	1.014
		Kurtosis		1.500	2.619
	600	Mean		81.66225	1.560213
		95% Confidence Interval for Mean	Lower Bound	76.69696	
			Upper Bound	86.62754	
		5% Trimmed Mean		81.64267	
		Median		81.48600	
		Variance		9.737	
		Std. Deviation		3.120426	
		Minimum		78.025	
		Maximum		85.652	
		Range		7.627	
		Interquartile Range		5.733	
		Skewness		.337	1.014
		Kurtosis		1.562	2.619

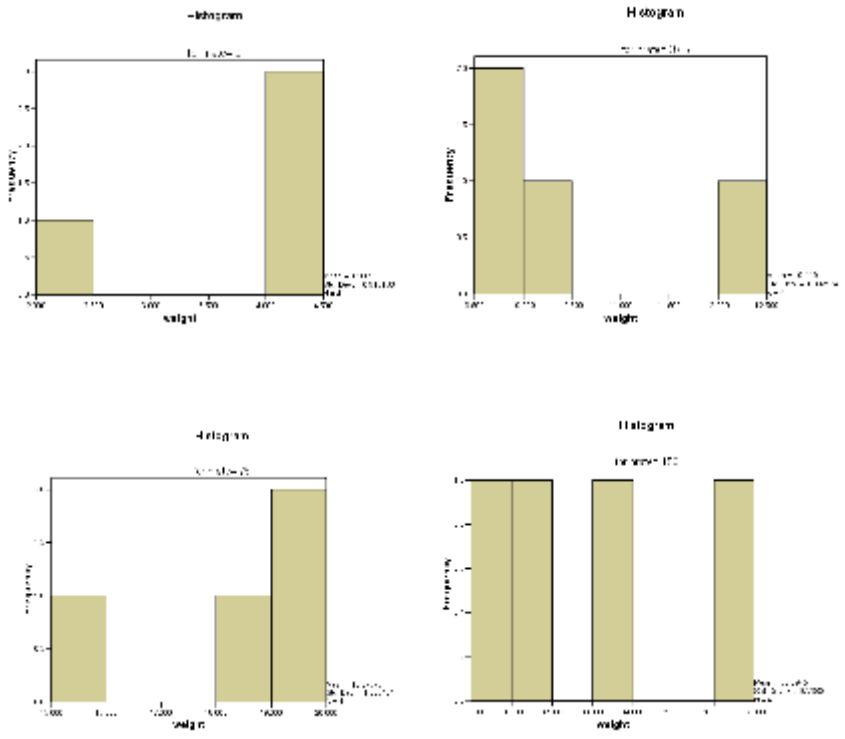
Tests of Normality

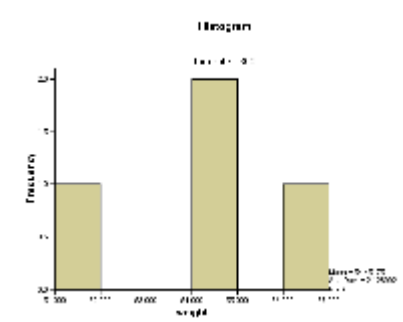
		Kolmogorov-Smirnov[a]			Shapiro-Wilk		
	nrate	Statistic	df	Sig.	Statistic	df	Sig.
weight	0	.411	4	.	.720	4	.020
	37.5	.314	4	.	.809	4	.120
	75	.317	4	.	.842	4	.201
	150	.223	4	.	.934	4	.616
	300	.250	4	.	.956	4	.752
	600	.269	4	.	.944	4	.677

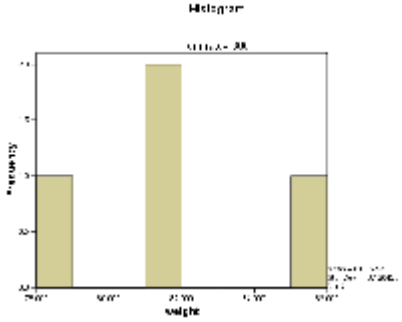
a. Lilliefors Significance Correction

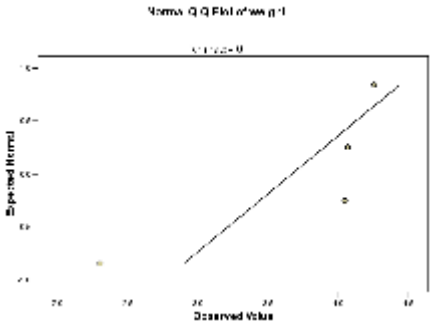
Test of Homogeneity of Variance

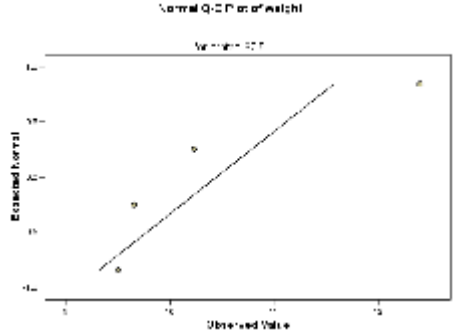
		Levene Statistic	df1	df2	Sig.
weight	Based on Mean	.697	5	18	.633
	Based on Median	.657	5	18	.660
	Based on Median and with adjusted df	.657	5	13.367	.662
	Based on trimmed mean	.700	5	18	.630

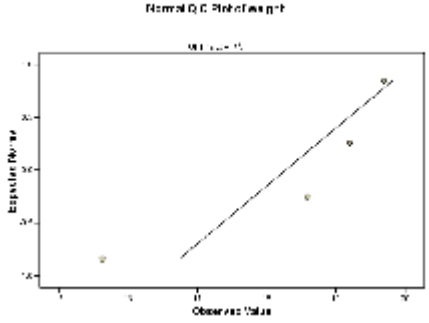


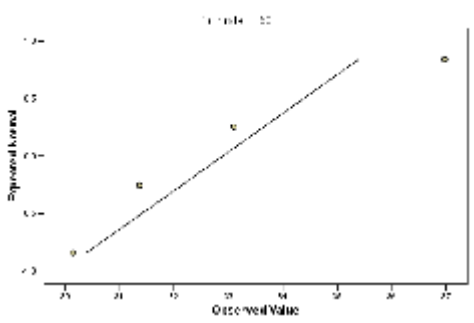


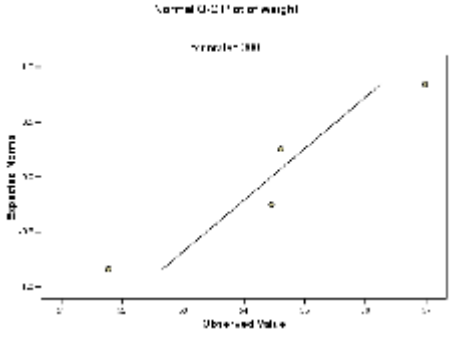


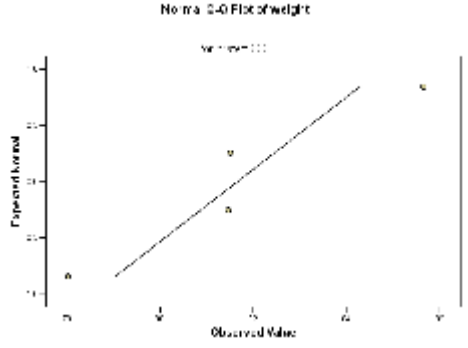


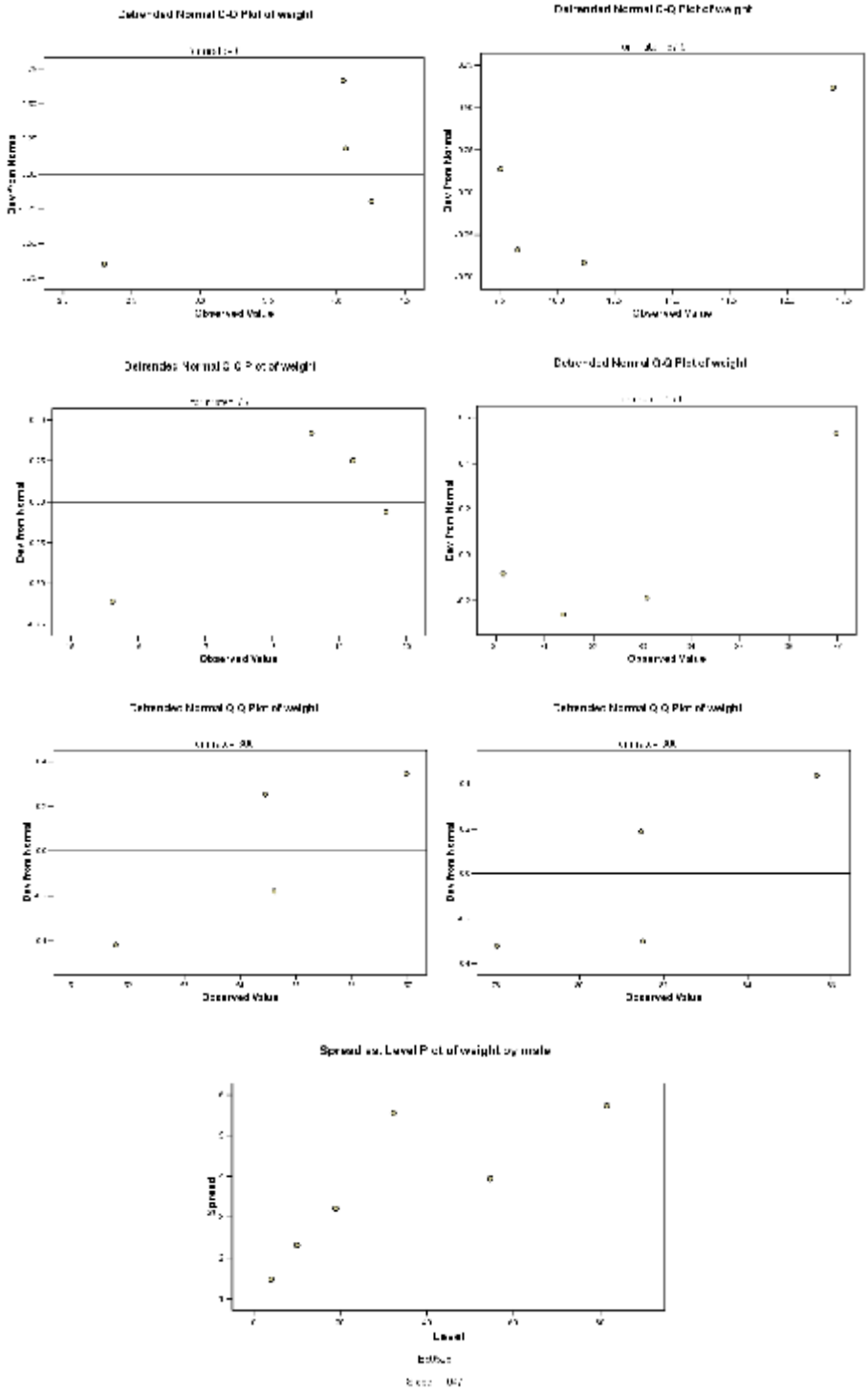












ภาพที่ 5.3

Explore

Case Processing Summary

	Cases					
	Valid		Missing		Total	
	N	Percent	N	Percent	N	Percent
weight	24	100.0%	0	.0%	24	100.0%

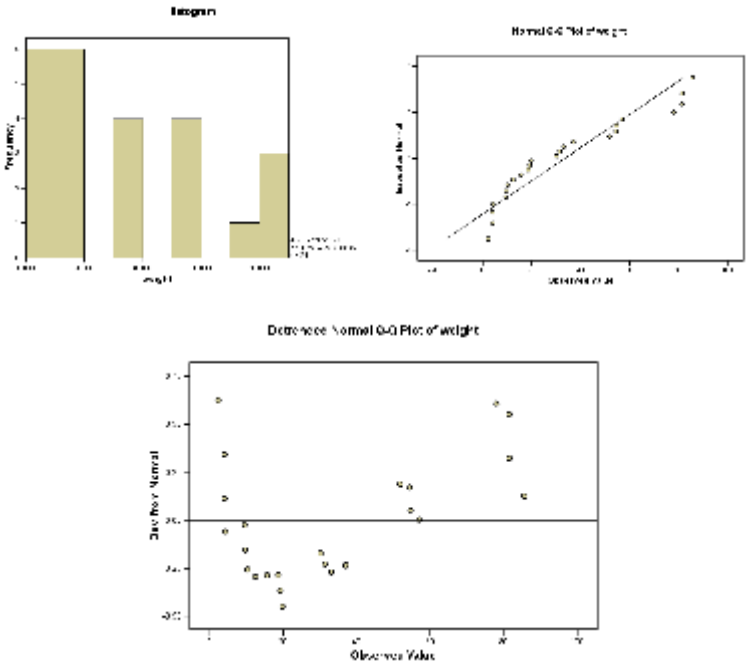
Descriptives

			Statistic	Std. Error
weight	Mean		33.56679	5.668290
	95% Confidence Interval for Mean	Lower Bound	21.84104	
		Upper Bound	45.29254	
	5% Trimmed Mean		32.43233	
	Median		24.91950	
	Variance		771.108	
	Std. Deviation		27.768835	
	Minimum		2.301	
	Maximum		85.652	
	Range		83.351	
	Interquartile Range		44.767	
	Skewness		.697	.472
	Kurtosis		-.851	.918

Tests of Normality

	Kolmogorov-Smirnov[a]			Shapiro-Wilk		
	Statistic	df	Sig.	Statistic	df	Sig.
weight	.191	24	.023	.878	24	.008

a. Lilliefors Significance Correction



ภาพที่ 5.4

จากภาพผลลัพธ์ที่ 5.4 ที่ได้แสดงค่าสถิติพรรณนาในตาราง **Descriptives** ของตัวแปร **weight**

ในตารางผลลัพธ์ **Tests of Normality** เป็นการทดสอบความเป็นปกติของตัวแปร **weight** ที่ได้จากการทดสอบ โดยวิธีของ **Kolmogorov – smirnov** และ **Shapiro – Wilk** ได้ค่า **Statistic** เท่ากับ **.191** และ **.878** ตามลำดับ ดูที่ค่า **Sig.** เท่ากับ **.023** และ **.008** ตามลำดับ ซึ่งน้อยกว่าระดับนัยสำคัญที่กำหนด **(α = .05)** ดังนั้นจึงปฏิเสธ **H_0** ที่ว่าข้อมูล **weight** รวมกันทุกกลุ่มมีการแจกแจงแบบปกติ

แต่ในการทดลองนี้ต้องการทดสอบความเป็นปกติของประชากรแต่ละกลุ่ม คือ ทดสอบความเป็นปกติของข้อมูล **weight** แยกตามระดับของตัวแปร **Nrate** ซึ่งอยู่ตาราง **Tests of Normality** ของภาพผลลัพธ์ที่ **5.3** ซึ่งหาค่าไม่ได้ เนื่องจากกลุ่มตัวอย่างมีขนาดเล็กเกินไป คือ แต่ละกลุ่มมีขนาด **4** เท่านั้น ดูจากค่า **Sig.** ไม่สามารถแสดงค่าได้

ในภาพผลลัพธ์ที่ **5.3** การทดสอบความเป็นเอกพันธ์ของความแปรปรวน คือ ความแปรปรวนของประชากรแต่ละกลุ่มเท่ากัน เป็นการทดสอบความแปรปรวนของข้อมูล **weight** เปรียบเทียบระหว่างระดับของตัวแปร **Nrate** อยู่ในตาราง **Test of Homogeneity of Variance** โดยใช้สถิติทดสอบ **Levene Statistic** ดูที่บรรทัด **Based on Mean** มีค่าเท่ากับ **.697** ดูที่ **Sig.** เท่ากับ **.633** ซึ่งมากกว่าระดับนัยสำคัญที่กำหนด **(α = .05)**ดังนั้นจึงยอมรับ H_0 : $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_3^2 = \sigma_4^2 = \sigma_5^2 = \sigma_6^2$ นั่นคือ น้ำหนักของผลผลิตมวลชีวภาพแห้งของแพงพวยฝรั่งที่ได้รับอัตราปุ๋ยไนโตรเจนแตกต่างกัน **6** ระดับ มีความแปรปรวนเท่ากัน

โปรแกรม **SPSS** จะให้ **normal Q-Q plot** ของตัวแปรอิสระแต่ละตัว ใช้ในการตรวจสอบการแจกแจงของข้อมูลว่ามีการแจกแจงแบบปกติหหรือไม่ โดยการพล็อตกราฟค่าที่สังเกตได้จริงจากการทดลองในแกนนอนคู่กับค่าคาดหวังภายใต้การแจกแจงแบบปกติในแกนตั้ง ถ้าข้อมูลมีการแจกแจงแบบปกติแล้ว การพล็อตจุดต่าง ๆ บนกราฟจะอยู่บนเส้นตรง ซึ่งหมายความว่า ค่าที่สังเกตได้คล้ายกันกับค่าที่จะได้จากค่าคาดหวังภายใต้การแจกแจงแบบปกติ ถ้ามีความผันแปรของจุดใด ๆ จากเส้นตรงจะแสดงว่ามีความผันแปรจากความเป็นปกติ ดังนั้น ถ้า **Q-Q plot** เป็นกราฟของจุดต่าง ๆ เหมือนงูเลื้อยไหลห่างจากเส้นตรงจะแสดงว่าข้อมูลมีความผันแปรจากความเป็นปกติ

พิจารณาความเป็นปกติของข้อมูล **weight** แยกตามระดับของตัวแปร **Nrate** ในภาพผลลัพธ์ที่ **5.3** จากกราฟ **Histogram** ก็จะเห็นว่าการแจกแจงของข้อมูล **weight** ไม่เป็นแบบปกติอาจเนื่องจากกลุ่มตัวอย่างเล็กมาก คือ มีขนาด **4** เท่านั้น ในแต่ละกลุ่มของอัตราปุ๋ย **(Nrate)** และในกราฟ **Normal Q-Q Plot of Weight** ก็ห่างจากเส้นตรงมากแสดงว่ามีการแจกแจงแบบไม่ปกติทุกกลุ่มของอัตราปุ๋ย **(Nrate)** เช่นเดียวกับกราฟ **Histogram**

5. การทดสอบสมมติฐานเกี่ยวกับความเท่ากันของค่าเฉลี่ยของประชากร

จากตัวอย่างการศึกษาอิทธิพลของอัตราปุ๋ยไนโตรเจนที่มีต่อมวลชีวาพแห้งของแพงพวยฝรั่งพันธ์ดอกสีชมพูต้นสูง ผู้วิจัยต้องการทดสอบสมมติฐานเกี่ยวกับค่าเฉลี่ยของน้ำหนักมวลชีวภาพแห้ง เขียนเป็นสมมติฐานทางสถิติคือ

H_0 : $\mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \mu_4 = \mu_5 = \mu_6$ คู่กับ H_1 : $\mu_i \neq \mu_j$ อย่างน้อย 1 คู่ เมื่อ $i \neq j$

ขั้นตอนการทดสอบสมมติฐานโดยใช้คำสั่ง One-Way ANOVA

1. ไปที่เมนูบาร์ คลิกที่ **Analyze , Compare Means , One-Way ANOVA** ... จะได้หน้าต่าง **One-Way ANOVA**

2. ในหน้าต่าง **One-Way ANOVA** คลิกที่ตัวแปรตาม **weight** ย้ายเข้าไปอยู่ในช่อง **Dependent List :** และคลิกที่ตัวแปร **Nrate** ย้ายเข้าไปอยู่ในช่อง **Factor :**

คลิกที่ปุ่ม **Options**... จะได้หน้าต่าง **One-Way ANOVA : Options**

คลิกที่ปุ่ม **Post Hoc**... จะได้หน้าต่าง **One-Way ANOVA : Post Hoc. Multiple Comparise**

คลิกที่ปุ่ม **Contrasts**... จะได้หน้าต่าง **One-Way ANOVA : Contrasts**

3. ในหน้าต่าง **One-Way ANOVA : Options**

คลิกที่ ☐ **Descriptive** เพื่อให้ผลลัพธ์แสดงค่าสถิติพรรณนาของตัวแปร **weight** จำแนกตามตัวแปร **Nrate**

คลิกที่ ☐ **Homogeneity-of-variance** เพื่อทดสอบข้อตกลงเบื้องต้นของการวิเคราะห์ความแปรปรวนที่ว่าความแปรปรวนของประชากรทุกกลุ่มต้องเท่ากัน

คลิกที่ ☐ **Means plot** เพื่อให้ผลลัพธ์แสดงการพล๊อตกราฟของค่าเฉลี่ยของตัวแปร **weight** จำแนกตามระดับของตัวแปร **Nrate**

คลิกที่ปุ่ม **Continue** หน้าต่างนี้จะถูกปิดไป

4. ในหน้าต่าง **One-Way ANOVA : Post Hoc. Multiple Comparisons**

คำสั่ง **Post Hoc.** นี้เป็นการทดสอบความแตกต่างของค่าเฉลี่ยของประชากรเป็นรายคู่ เช่น วิธีของฟิชเชอร์ **(Fisher's Least Significant Difference : LSD)** หรือเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยของทรีทเมนต์กับคอนโทรล เช่น วิธีของดันเนท **(Dunnett)** หรือเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยของทรีทเมนต์ต่าง ๆ ทั้งหมดแบบช่วง เช่น วิธีของดันแคน **(Duncan)** เป็นต้น

เราจะใช้คำสั่งนี้ใน **2** กรณีคือ

(1) ภายหลังการตรวจสอบข้อตกลงเบื้องต้นของการวิเคราะห์ความแปรปรวน พบว่ามีประชากรอย่างน้อย **1** กลุ่ม มีความแปรปรวนแตกต่างจากประชากรกลุ่มอื่น ๆ นั่นคือ ไม่เป็นไปตามข้อตกลงเบื้องต้น ดังนั้นจึงไม่สามารถใช้ผลการวิเคราะห์ความแปรปรวนในตาราง **ANOVA** มาสรุปผลการทดลอง เนื่องจากผลการวิเคราะห์ที่ได้ไม่น่าเชื่อถือ

(2) ภายหลังจากการสรุปผลการวิเคราะห์ความแปรปรวนในตาราง **ANOVA** พบว่าปฏิเสธ H_0 แล้ว ยอมรับ $H_1 : \mu_i \neq \mu_j$ อย่างน้อย **1** คู่ เมื่อ $I \neq j$ นั่นคือมีค่าเฉลี่ยของประชากรอย่างน้อย **1** กลุ่ม แตกต่างจากกลุ่มอื่น ๆ จึงต้องทำการทดสอบต่อว่าค่าเฉลี่ยของประชากรกลุ่มใดที่แตกต่างจากกลุ่มอื่น ๆ

สำหรับตัวอย่างนี้ คลิกที่ ☐ **LSD** แล้วคลิกปุ่ม **continue** หน้าต่างนี้จะถูกปิดไป

5. ในหน้าต่าง **One-Way ANOVA** คลิกที่ปุ่ม **OK** จะได้ผลลัพธ์ดังภาพที่ **5.5**

Descriptives

weight

	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error	95% Confidence Interval for Mean		Minimum	Maximum
					Lower Bound	Upper Bound		
0	4	3.66650	.915163	.457581	2.21027	5.12273	2.301	4.254
37.5	4	10.44900	1.337134	.668567	8.32132	12.57668	9.507	12.399
75	4	18.27675	1.825404	.912702	15.37213	21.18137	15.625	19.697
150	4	32.89450	2.977683	1.488842	28.15634	37.63266	30.142	36.975
300	4	54.45175	2.128992	1.064496	51.06405	57.83945	51.770	56.978
600	4	81.66225	3.120426	1.560213	76.69696	86.62754	78.025	85.652
Total	24	33.56679	27.768835	5.668290	21.84104	45.29254	2.301	85.652

Test of Homogeneity of Variances

weight

Levene Statistic	df1	df2	Sig.
.697	5	18	.633

ANOVA

weight

	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Between Groups	17648.207	5	3529.641	727.916	.000
Within Groups	87.281	18	4.849		
Total	17735.488	23			

Post Hoc Tests

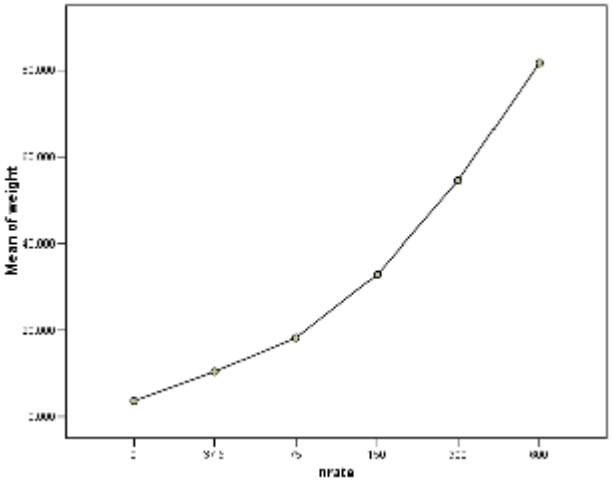
Multiple Comparisons

Dependent Variable: weight

LSD

(I) nrate	(J) nrate	Mean Difference (I-J)	Std. Error	Sig.	95% Confidence Interval	
					Lower Bound	Upper Bound
0	37.5	-6.782500*	1.557076	.000	-10.0538	-3.51121
	75	-14.6103*	1.557076	.000	-17.8815	-11.339
	150	-29.2280*	1.557076	.000	-32.4993	-25.957
	300	-50.7853*	1.557076	.000	-54.0565	-47.514
	600	-77.9958*	1.557076	.000	-81.2670	-74.724
37.5	0	6.782500*	1.557076	.000	3.51121	10.054
	75	-7.827750*	1.557076	.000	-11.0990	-4.55646
	150	-22.4455*	1.557076	.000	-25.7168	-19.174
	300	-44.0028*	1.557076	.000	-47.2740	-40.731
	600	-71.2133*	1.557076	.000	-74.4845	-67.942
75	0	14.61025*	1.557076	.000	11.33896	17.882
	37.5	7.827750*	1.557076	.000	4.55646	11.099
	150	-14.6178*	1.557076	.000	-17.8890	-11.346
	300	-36.1750*	1.557076	.000	-39.4463	-32.904
	600	-63.3855*	1.557076	.000	-66.6568	-60.114
150	0	29.22800*	1.557076	.000	25.95671	32.499
	37.5	22.44550*	1.557076	.000	19.17421	25.717
	75	14.61775*	1.557076	.000	11.34646	17.889
	300	-21.5573*	1.557076	.000	-24.8285	-18.286
	600	-48.7678*	1.557076	.000	-52.0390	-45.496
300	0	50.78525*	1.557076	.000	47.51396	54.057
	37.5	44.00275*	1.557076	.000	40.73146	47.274
	75	36.17500*	1.557076	.000	32.90371	39.446
	150	21.55725*	1.557076	.000	18.28596	24.829
	600	-27.2105*	1.557076	.000	-30.4818	-23.939
600	0	77.99575*	1.557076	.000	74.72446	81.267
	37.5	71.21325*	1.557076	.000	67.94196	74.485
	75	63.38550*	1.557076	.000	60.11421	66.657
	150	48.76775*	1.557076	.000	45.49646	52.039
	300	27.21050*	1.557076	.000	23.93921	30.482

*. The mean difference is significant at the .05 level.



ภาพที่ 5.5

จากภาพผลลัพธ์สามารถอธิบายผลการวิเคราะห์ของตัวอย่างการศึกษาอิทธิพลของอัตราปุ๋ยไนโตรเจนที่มีต่อมวลชีวภาพแห้งของแพงพวยฝรั่ง ผลลัพธ์ที่ได้จากการทดสอบสมมติฐานเกี่ยวกับความเท่ากันของค่าเฉลี่ยของน้ำหนักผลผลิตมวลชีวภาพแห้งของแพงพวยฝรั่ง ดูจากตาราง ANOVA ที่ค่า Sig. = .000 สรุปผลการทดลองได้ว่า ปฏิเสธ H_0 : $\mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \mu_4 = \mu_5 = \mu_6$ นั่นคือ มีค่าเฉลี่ยอย่างน้อย 1 ค่าที่แตกต่างจากค่าอื่น ๆ หมายถึง มีอิทธิพลของอัตราปุ๋ยไนโตรเจนต่อน้ำหนักผลผลิต ดังนั้นจึงต้องทำการทดสอบต่อเพื่อหาว่าค่าเฉลี่ยของทรีทเมนต์ใดที่แตกต่างจากทรีทเมนต์อื่น ๆ นี้โดยใช้คำสั่ง Post Hoc. ในที่นี้เลือกวิธีการทดสอบโดยเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยของแต่ละทรีทเมนต์เป็นรายคู่ตามวิธีของฟิชเชอร์ (LSD) และเนื่องจากผลของการตรวจสอบข้อตกลงเบื้องต้นเกี่ยวกับความเท่ากันของความแปรปรวน พบว่ายอมรับ H_0: $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = ... = \sigma_6^2$ นั่นคือ เป็นไปตามข้อตกลงเบื้องต้นของการวิเคราะห์ความแปรปรวน จึงทดสอบต่อตามวิธีของฟิชเชอร์ (LSD) ได้

ผลการเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยของน้ำหนักผลผลิตมวลชีวภาพแห้งเป็นรายคู่ของประชากรแต่ละกลุ่ม พบว่าค่าเฉลี่ยแตกต่างกันทุกคู่ ดูจากตาราง Multiple Comparisons LSD ที่ค่า Sig. เท่ากับ .000 ทุกคู่ หมายความว่าอัตราปุ๋ยไนโตรเจนระดับหนึ่งให้น้ำหนักผลผลิตมวลชีวภาพแห้งแตกต่างจากระดับอื่น ๆ ทุกระดับ

6. คอนทรัส (contrasts)

6.1 คำอธิบายของคำสั่ง Contrasts

คำสั่ง Contrasts ใช้เมื่อผู้วิจัยมีข้อสงสัยมาก่อนทำการวิจัยบางอย่างซึ่งผู้วิจัยต้องกำหนดขึ้นก่อนการดำเนินการทดลอง โดยปกติบางสิ่งบางอย่างในการทดลองจะเป็นตัวบ่งชี้ว่าควรเปรียบเทียบระหว่างทรีทเมนต์ใดบ้าง ตัวอย่างเช่น ผู้วิจัยอาจมีข้อสงสัยมาก่อนแล้วว่าอัตราปุ๋ยไนโตรเจนระดับ 4 และ 5 น่าจะให้ผลผลิตมวลชีวภาพแห้งไม่แตกต่างกัน หมายความว่าเราต้องการทดสอบสมมติฐานทางสถิติ $H_0 : \mu_4 = \mu_5$ คู่กับ $H_1 : \mu_4 \neq \mu_5$ ถ้าผู้วิจัยมีข้อสงสัยว่าค่าเฉลี่ยของทรีทเมนต์ที่ 2 และ 3 ไม่แตกต่างจากค่าเฉลี่ยของทรีทเมนต์ที่ 4 และ 5 หมายความว่า เราต้องการทดสอบสมมติฐานทางสถิติ $H_0 : \mu_2 + \mu_3 = \mu_4 + \mu_5$ คู่กับ $H_1 : \mu_2 + \mu_3 \neq \mu_4 + \mu_5$ โดยทั่วไปการเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยของทรีทเมนต์ที่เราสนใจสามารถเขียนเป็นสมการ เรียกว่า คอนทรัส คือ

$$C = \sum_{i=1}^{a} c_i y_{i.}$$

หรือ

$$C = \sum_{i=1}^{a} c_i \bar{y}_{i.}$$

เมื่อ c_i คือ สัมประสิทธิ์ของการเปรียบเทียบ

โดยที่ C จะมีคุณสมบัติเรียกว่าคอนทรัสได้เมื่อเป็นไปตามเงื่อนไขต่อไปนี้คือ

$$\sum_{i=1}^{a} c_i = 0$$

จากตัวอย่างข้างต้นได้คอนทรัสและสัมประสิทธิ์ของการเปรียบเทียบดังนี้

คอนทรัส	สัมประสิทธิ์ของการเปรียบเทียบ
$C_1 = \bar{y}_{4.} - \bar{y}_{5.}$	(0 , 0 , 0 , 1 , -1 , 0)
$C_2 = \bar{y}_{2.} + \bar{y}_{3.} - \bar{y}_{4.} - \bar{y}_{5.}$	(0 , 1 , 1 , -1 , -1 , 0)

และถ้าคอนทรัส 2 สมการที่มีสัมประสิทธิ์ของสมการหนึ่งคือ c_i และอีกสมการหนึ่งคือ d_i จะเรียกว่า ออธอกอนอลคอนทรัส เมื่อเป็นไปตามเงื่อนไขต่อไปนี้คือ

$$\sum_{i=1}^{a} c_i d_i = 0$$

หรือถ้าจำนวนซ้ำในแต่ละทรีทเมนต์ไม่เท่ากัน

$$\sum_{i=1}^{a} n_i c_i d_i = 0$$

เมื่อ n_i คือ ขนาดกลุ่มตัวอย่างที่ i ซึ่งเท่ากันทุกกลุ่ม

การเลือกสัมประสิทธิ์ของการเปรียบเทียบที่ออธอกอนอล ต้องกำหนดขึ้นก่อนการดำเนินการทดลอง ในการทดลองที่มี a ทรีทเมนต์ จะมีออธอกอนอลคอนทรัสที่เป็นไปได้จำนวน $(a-1)$ คอนทรัส ตัวอย่างเช่น ในการทดลองนี้มี 6 ทรีทเมนต์ จะมีออธอกอนอลคอนทรัสที่เป็นไปได้จำนวน 5 คอนทรัส ผู้วิจัยกำหนดคอนทรัสตามที่ต้องการ ดังนี้

คอนทรัส	สัมประสิทธิ์ของการเปรียบเทียบ
$C_1 = 2\bar{y}_{1.} - \bar{y}_{2.} - \bar{y}_{3.}$	(2 , -1 , -1 , 0 , 0 , 0)
$C_2 = \bar{y}_{2.} - \bar{y}_{3.}$	(0 , 1 , -1 , 0 , 0 , 0)
$C_3 = 2\bar{y}_{4.} - \bar{y}_{5.} - \bar{y}_{6.}$	(0 , 0 , 0 , 2 , -1 , -1)
$C_4 = \bar{y}_{5.} - \bar{y}_{6.}$	(0 , 0 , 0 , 0 , 1 , -1)
$C_5 =$ $\bar{y}_{1.} + \bar{y}_{2.} + \bar{y}_{3.} - \bar{y}_{4.} - \bar{y}_{5.} - \bar{y}_{6.}$	(1 , 1 , 1 , -1 , -1 , -1)

สมมติฐานการทดสอบคอนทรัสในการวิเคราะห์ความแปรปรวนคือ

$H_0 : C_1 = 2\mu_1 - \mu_2 - \mu_3 = 0$ คู่กับ $H_1 : C_1 \neq 0$

$H_0 : C_2 = \mu_2 - \mu_3 = 0$ คู่กับ $H_1 : C_2 \neq 0$

$H_0 : C_3 = 2\mu_4 - \mu_5 - \mu_6 = 0$ คู่กับ $H_1 : C_3 \neq 0$

$H_0 : C_4 = \mu_5 - \mu_6 = 0$ คู่กับ $H_1 : C_4 \neq 0$

$H_0 : C_5 = \mu_1 + \mu_2 + \mu_3 - \mu_4 - \mu_5 - \mu_6 = 0$ คู่กับ $H_1 : C_5 \neq 0$

สถิติทดสอบคือ $F = \dfrac{\text{MS contrast}}{\text{MSE}}$

ที่มีจำนวนชั้นอิสระ $\mathbf{df = 1, 18}$ เราจะปฏิเสธ $\mathbf{H_0}$ ถ้า $\mathbf{F > F_{.05, 1, 18}}$

หรือ $$t = \frac{C_i}{S_{C_i}}$$

เมื่อ S_C คือ ความคลาดเคลื่อนมาตรฐานของคอนทรัส มีสูตรคือ

$$S_{C_i} = \sqrt{\frac{MSE}{n_i}\left(\sum_i c_i^2\right)}$$

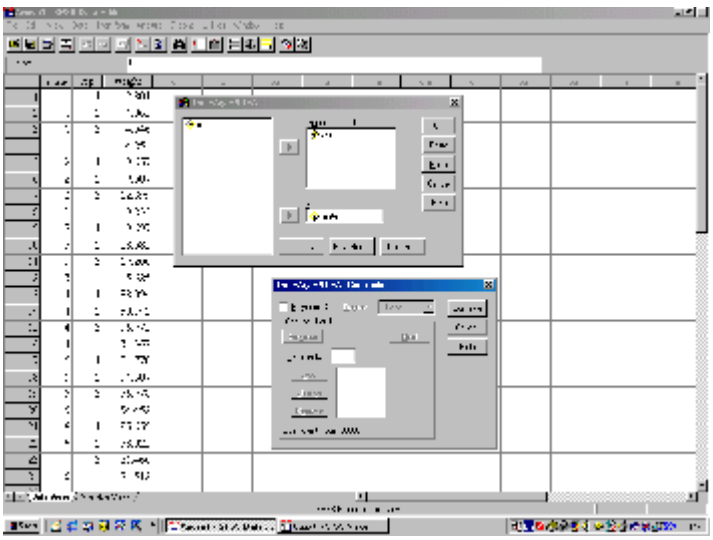
ซึ่งมีการแจกแจงแบบ t ที่มีจำนวนชั้นอิสระเท่ากับ $N - a = 24 - 6 = 18$ เราจะปฏิเสธ H_0 ที่ระดับนัยสำคัญ .05 ถ้า $|t| > t_{.025;18} = 2.101$

6.2 การใช้คำสั่ง Contrast

จากสมมติฐานการทดสอบคอนทรัสในการวิเคราะห์ความแปรปรวนของการศึกษาอิทธิพลของอัตราปุ๋ยไนโตรเจนที่มีต่อมวลชีวภาพแห้งของแพงพวยฝรั่ง เราสามารถใช้คำสั่ง Contrast ช่วยในการคำนวณได้โดยมีวิธีการดังนี้

1. ต่อจากขั้นตอนที่ **2** ในหัวข้อที่ **5** การทดสอบสมมติฐานเกี่ยวกับความเท่ากันของค่าเฉลี่ยของประชากร

2. ในหน้าต่าง **One-Way ANOVA : Contrasts** ดังภาพที่ **5.6**



ภาพที่ **5.6**

การใส่ค่าสัมประสิทธิ์คอนทรัสของ C_1 , C_2 , C_3 , C_4 และ C_5 ทำได้ดังนี้

ในกรอบ **Contrast 1 of 1**

- คลิกที่ช่องว่างของคำสั่ง **Coefficients :** เพื่อใส่ค่าสัมประสิทธิ์คอนทรัสของ C_1
- พิมพ์เลขสัมประสิทธิ์ของ C_1 เรียงลำดับดังนี้
  - พิมพ์เลข **2** แล้วคลิกที่ปุ่ม **Add**
  - พิมพ์เลข **-1** แล้วคลิกที่ปุ่ม **Add**
  - พิมพ์เลข **-1** แล้วคลิกที่ปุ่ม **Add**
  - พิมพ์เลข **0** แล้วคลิกที่ปุ่ม **Add**
  - พิมพ์เลข **0** แล้วคลิกที่ปุ่ม **Add**
  - พิมพ์เลข **0** แล้วคลิกที่ปุ่ม **Add**

แล้วคลิกปุ่ม **Next** จะทำให้ตัวเลขสัมประสิทธิ์ของ C_1 หายไป และได้กรอบ **Contrast 2 of 2** และปุ่ม **Previous** กลายเป็นปุ่ม **active**

- พิมพ์เลขสัมประสิทธิ์ของ C_2 เรียงลำดับในทำนองเดียวกับ C_1
- พิมพ์เลขสัมประสิทธิ์ของ C_3
- พิมพ์เลขสัมประสิทธิ์ของ C_4
- พิมพ์เลขสัมประสิทธิ์ของ C_5
- แล้วคลิกที่ปุ่ม **Continue** หน้าต่างนี้จะถูกปิดไป

3. ในหน้าต่าง **One-Way ANOVA**

คลิกที่ปุ่ม **OK** จะได้ผลลัพธ์ดังภาพที่ **5.7**

Oneway

ANOVA

weight

	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Between Groups	17648.207	5	3529.641	727.916	.000
Within Groups	87.281	18	4.849		
Total	17735.488	23			

Contrast Coefficients

	nrate					
Contrast	0	37.5	75	150	300	600
1	2	-1	-1	0	0	0
2	0	1	-1	0	0	0
3	0	0	0	2	-1	-1
4	0	0	0	0	1	-1
5	1	1	1	-1	-1	-1

Contrast Tests

		Contrast	Value of Contrast	Std. Error	t	df	Sig. (2-tailed)
weight	Assume equal variances	1	-21.3928	2.696934	-7.932	18	.000
		2	-7.82775	1.557076	-5.027	18	.000
		3	-70.3250	2.696934	-26.076	18	.000
		4	-27.2105	1.557076	-17.475	18	.000
		5	-136.616	2.696934	-50.656	18	.000
	Does not assume equal variances	1	-21.3928	1.455173	-14.701	8.433	.000
		2	-7.82775	1.131374	-6.919	5.500	.001
		3	-70.3250	3.526190	-19.944	5.404	.000
		4	-27.2105	1.888761	-14.407	5.296	.000
		5	-136.616	2.696934	-50.656	12.152	.000

Post Hoc Tests

Multiple Comparisons

Dependent Variable: weight

LSD

(I) nrate	(J) nrate	Mean Difference (I-J)	Std. Error	Sig.	95% Confidence Interval	
					Lower Bound	Upper Bound
0	37.5	-6.782500*	1.557076	.000	-10.05379	-3.51121
	75	-14.610250*	1.557076	.000	-17.88154	-11.33896
	150	-29.228000*	1.557076	.000	-32.49929	-25.95671
	300	-50.785250*	1.557076	.000	-54.05654	-47.51396
	600	-77.995750*	1.557076	.000	-81.26704	-74.72446
37.5	0	6.782500*	1.557076	.000	3.51121	10.05379
	75	-7.827750*	1.557076	.000	-11.09904	-4.55646
	150	-22.445500*	1.557076	.000	-25.71679	-19.17421
	300	-44.002750*	1.557076	.000	-47.27404	-40.73146
	600	-71.213250*	1.557076	.000	-74.48454	-67.94196
75	0	14.610250*	1.557076	.000	11.33896	17.88154
	37.5	7.827750*	1.557076	.000	4.55646	11.09904
	150	-14.617750*	1.557076	.000	-17.88904	-11.34646
	300	-36.175000*	1.557076	.000	-39.44629	-32.90371
	600	-63.385500*	1.557076	.000	-66.65679	-60.11421
150	0	29.228000*	1.557076	.000	25.95671	32.49929
	37.5	22.445500*	1.557076	.000	19.17421	25.71679
	75	14.617750*	1.557076	.000	11.34646	17.88904
	300	-21.557250*	1.557076	.000	-24.82854	-18.28596
	600	-48.767750*	1.557076	.000	-52.03904	-45.49646
300	0	50.785250*	1.557076	.000	47.51396	54.05654
	37.5	44.002750*	1.557076	.000	40.73146	47.27404
	75	36.175000*	1.557076	.000	32.90371	39.44629
	150	21.557250*	1.557076	.000	18.28596	24.82854
	600	-27.210500*	1.557076	.000	-30.48179	-23.93921
600	0	77.995750*	1.557076	.000	74.72446	81.26704
	37.5	71.213250*	1.557076	.000	67.94196	74.48454
	75	63.385500*	1.557076	.000	60.11421	66.65679
	150	48.767750*	1.557076	.000	45.49646	52.03904
	300	27.210500*	1.557076	.000	23.93921	30.48179

*. The mean difference is significant at the .05 level.

ภาพที่ 5.7

ผลลัพธ์ที่ได้คือ

1. ตาราง ANOVA

2. ตารางค่าสัมประสิทธิ์คอนทรัส 5 คอนทรัสของทรีทเมนต์ Nrate 6 ทรีทเมนต์

3. ผลการทดสอบคอนทรัส C_1 , C_2 , C_3 , C_4 , C_5 ดูจากตาราง Contrast Tests

เนื่องจากผลการตรวจสอบข้อตกลงเบื้องต้นเกี่ยวกับความเท่ากันของความแปรปรวน พบว่ายอมรับ H_0 นั่นคือ เป็นไปตามข้อตกลงเบื้องต้นของการวิเคราะห์ความแปรปรวน จึงดูที่

Assume equal variances สถิติทดสอบคือ สถิติ **t** ที่มีจำนวนชั้นอิสระ **df = N – a = 24 - 6 = 18** ผลการทดสอบคอนทรัสแต่ละตัวดูที่ค่า **Sig. (2 – tailed)** เท่ากับ **.000** ทุกคอนทรัส หมายความว่า

- มีความแตกต่างระหว่างทรีทเมนต์ที่ **1** กับค่าเฉลี่ยของทรีทเมนต์ที่ **2** และ **3**
- ทรีทเมนต์ที่ **2** แตกต่างจากทรีทเมนต์ที่ **3**
- ทรีทเมนต์ที่ **4** แตกต่างจากค่าเฉลี่ยของทรีทเมนต์ที่ **5** และ **6**
- ทรีทเมนต์ที่ **5** แตกต่างจากทรีทเมนต์ที่ **6**
- ค่าเฉลี่ยของทรีทเมนต์ที่ **1, 2,** และ **3** แตกต่างจากค่าเฉลี่ยของทรีทเมนต์ที่ **4, 5** และ **6**

7. การวิเคราะห์แนวโน้มของความสัมพันธ์ (polynomial trends) ระหว่างตัวแปรตาม (y) กับ ตัวแปรอิสระ (x)

7.1 สมการโพลีโนเมียล

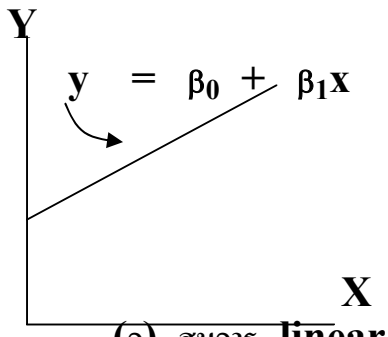
เมื่อต้องการหาแนวโน้มของความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปร **2** ตัว คือ ตัวแปรอิสระ **x** และตัวแปรตาม **y** โดยที่ตัวแปร **x** มีลักษณะเป็นตัวเลขเชิงปริมาณแบ่งออกเป็น **a** ระดับ และมีความห่างของระดับต่าง ๆ เท่ากัน ในการทดลองหนึ่งผู้วิจัยมักจะเป็นผู้กำหนดระดับของตัวแปร **x** ที่สนใจศึกษาเรียกว่า ทรีทเมนต์ และสังเกตค่าของตัวแปรตาม **y** ตัวอย่างเช่น การศึกษาอิทธิพลของอัตราปุ๋ยไนโตรเจนที่มีต่อมวลชีวภาพแห้งของแพงพวยฝรั่ง ผู้วิจัยสนใจศึกษาทรีทเมนต์คือ อัตราปุ๋ยไนโตรเจน **(x) 6** ระดับ คือ **0 , 37.5 , 75 , 150 , 300 ,** และ **600** มก. **N** ต่อกิโลกรัม และเก็บข้อมูลโดยวัดค่าเป็นน้ำหนักผลผลิตมวลชีวภาพแห่งของแพงพวยฝรั่ง **(y)** ตัวแปร **x** มีลักษณะเป็นตัวเลขเชิงปริมาณ **(quantitative)** แต่มีความห่างของแต่ละระดับไม่เท่ากันคือ แต่ละระดับห่างกันเป็น **2** เท่าของระดับก่อน แต่อย่างไรก็ตาม **Grandage (1958) (**อ้างถึงใน **Kuehl O.R., 1994)** ได้แสดงวิธีการคำนวณ **orthogonal polynomials** ที่มีความห่างของระดับ ต่าง ๆ ของตัวแปร **x** ไม่เท่ากัน และเราก็สามารถใช้โปรแกรม **SPSS** ช่วยในการคำนวณได้ ผู้ที่สนใจอาจหารายละเอียดเพิ่มเติมได้จาก **Grandage (1958)** แต่โดยทั่วไปจะวิเคราะห์แนวโน้มในกรณีที่ระดับของตัวแปร **x** มีความห่างเท่ากัน ซึ่งจะอธิบาย

ต่อไปนี้ โดยอาศัยข้อมูลของการศึกษาอิทธิพลของอัตราปุ๋ยไนโตรเจนที่มีต่อมวลชีวภาพแห้งของแพงพวยฝรั่ง และสมมติให้อัตราปุ๋ยไนโตรเจน **6** ระดับ มีความห่างเท่ากันคือ **0, 37.5 , 75 , 112.5 , 150 , 187.5**

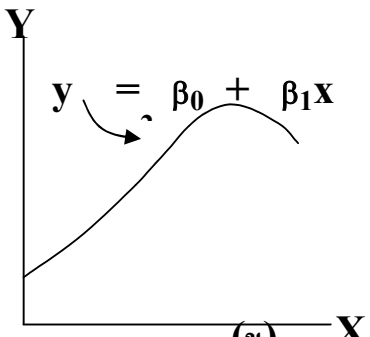
ตัวแบบโพลีโนเมียลที่แสดงแนวโน้มของความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปร **y** และ **x** คือ

$$y = \beta_0 + \beta_1 x + \beta_2 x^2 + \ldots + \beta_p x^p + e$$

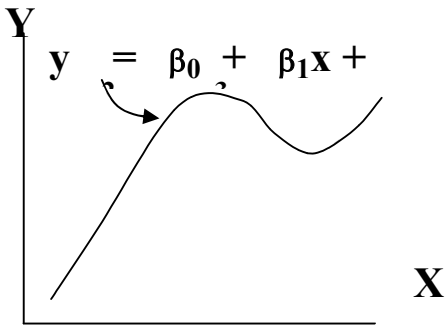
ตัวอย่าง สมการโพลีโนเมียลกำลังหนึ่ง **(linear)** สมการโพลีโนเมียลกำลังสอง **(quadratic)** และสมการโพลีโนเมียลกำลังสาม **(cubic)** พร้อมทั้งกราฟของสมการทั้งสามนี้คือ



(ก) สมการ **linear**



(ข) สมการ **quadratic**



(ค) สมการ **cubic**

ภาพที่ **5.8** สมการโพลีโนเมียล **3** แบบ คือ (ก) **linear** (ข) **quadratic** (ค) **cubic**

7.2 สมการของ orthogonal polynomial

การวิเคราะห์แนวโน้มของความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรตาม (y) กับตัวแปรอิสระ (x) อาจทำให้เข้าใจได้ง่ายขึ้น โดยการเทียบเคียงกับวิธีการของ orthogonal contrasts ที่มีการกำหนดสัมประสิทธิ์ของคอนทรัสตามระดับของปัจจัยที่สนใจศึกษาหรือทรีทเมนต์ เพื่อวัดอิทธิพลของโพลีโนเมียลกำลังหนึ่ง กำลังสอง และกำลังที่สูงขึ้นไป คอนทรัสเหล่านี้เรียกว่า orthogonal polynomial

จากตัวอย่างการศึกษาอิทธิพลของอัตราปุ๋ยไนโตรเจนที่มีต่อมวลชีวภาพแห้งของแพงพวยฝรั่งมีทรีทเมนต์คือ อัตราปุ๋ยไนโตรเจน 6 ระดับ ดังนั้นสามารถประมาณ orthogonal contrast ได้ (t - 1) = (6 - 1) = 5 orthogonal contrasts ทำการแปลงสมการโพลีโนเมียลในรูปกำลังของ x ให้เป็น orthogonal polynomial

การแปลงสมการโพลีโนเมียลในรูปกำลังของ x ให้เป็น orthogonal polynomial contrasts (อ้างถึงใน Kuehl O.R., 1994) สำหรับ P_0 , P_1 , P_2 , และ P_3 คือ

$$\textbf{mean} : P_0 = 1$$

$$\textbf{linear} : P_1 = \lambda_1 \left[\frac{x - \bar{x}}{d} \right]$$

$$\textbf{quadratic} : P_2 = \lambda_2 \left[\left(\frac{x - \bar{x}}{d} \right)^2 - \left(\frac{t^2 - 1}{12} \right) \right]$$

$$\textbf{cubic} : P_3 = \lambda_3 \left[\left(\frac{x - \bar{x}}{d} \right)^3 - \left(\frac{x - \bar{x}}{d} \right) \left(\frac{3t^2 - 7}{20} \right) \right]$$

เมื่อ a คือ จำนวนระดับของปัจจัยที่สนใจศึกษาหรือทรีทเมนต์ ในที่นี้คือ อัตราปุ๋ยไนโตรเจน 6 ระดับ

x คือ ค่าของระดับของปัจจัยที่สนใจศึกษา

$\bar{x}$ **คือ ค่าเฉลี่ยของทุกระดับของปัจจัยที่สนใจศึกษา**

d คือ ความห่างระหว่างระดับของปัจจัยที่สนใจศึกษา ในที่นี้สมมติว่าอัตราปุ๋ย

ไนโตรเจนทั้ง 6 ระดับ มีความห่างเท่ากัน

λ คือ ตัวเลขจำนวนเต็ม เปิดได้จากตารางสถิติ orthogonal polynomials ในหนังสือสถิติ "Statistical Principles of Research Design and Analysis (Kuehl, O.R., 1994)

ได้เป็นสมการของ orthogonal polynomial ที่แสดงความสัมพันธ์ระหว่างอัตราปุ๋ยไนโตรเจนกับน้ำหนักผลผลิตมวลชีวภาพแห้งของแพงพวยฝรั่งคือ

$$y_{ij} = \mu + \alpha_1 P_{1i} + \alpha_2 P_{2i}\ \alpha_3 P_{3i} + \alpha_4 P_{4i} + \alpha_5 P_{5i} + e_{ij}$$

เมื่อ μ คือ ค่าเฉลี่ยทั้งหมด

P_{ci} คือ สัมประสิทธิ์ตัวที่ c ของ orthogonal polynomial contrast ที่ทรีทเมนต์ระดับ i

เนื่องจากผลรวมของสัมประสิทธิ์ในแต่ละ polynomial contrast เท่ากับ 0 เราจึงเรียกคอนทรัสเหล่านี้ว่า orthogonal ซึ่งกันและกัน หรือ orthogonal polynomial contrasts เราสามารถเปิดตาราง coefficients of orthogonal polynomials จากตำราสถิติที่เกี่ยวกับการออกแบบการวิจัยและการวิเคราะห์ (Kuehl O.R., 1994) เพื่อดูค่าสัมประสิทธิ์ในแต่ละ polynomial contrast สำหรับตัวอย่างการศึกษาอิทธิพลของอัตราปุ๋ยไนโตรเจนที่มีต่อมวลชีวภาพแห้งของแพงพวยฝรั่ง มีทรีทเมนต์ 6 ทรีทเมนต์ สามารถประมาณ orthogonal polynomial contrast ได้ = (a – 1) = (6 – 1) = 5 contrast คือ P_1 , P_2 , P_3 , P_4 , P_5 ที่มีสัมประสิทธิ์ในแต่ละ orthogonal polynomial contrast อยู่ในตารางที่ 5.2

ตารางที่ 5.2 การคำนวณผลบวกกำลังสองของ orthogonal polynomial contrasts (P_{ci})

อัตราปุ๋ยไนโตรเจน (x_i)	orthogonal polynomial contrasts						$\bar{y}_i$
	P_{0i} mean	P_{1i} linear	P_{2i} quadratic	P_{3i} cubic	P_{4i} quartic	P_{5i} 5 th	
0	1	-5	5	-5	1	-1	3.667
37.5	1	-3	-1	7	-3	5	10.449
75	1	-1	-4	4	2	-10	18.277
112.5	1	1	-4	-4	2	10	32.895
150	1	3	-1	-7	-3	-5	54.452
187.5	1	5	5	5	1	1	81.662
λ	-	2	$\frac{3}{2}$	$\frac{5}{3}$	$\frac{7}{12}$	$\frac{21}{10}$	
SSP_c	26876.143	16453.980	1174.629	12.260	7.062	0.275	

7.3 ขั้นตอนการวิเคราะห์แนวโน้มของความสัมพันธ์เส้นโค้ง (polynomial trends)

ขั้นตอนการวิเคราะห์แนวโน้มของความสัมพันธ์เส้นโค้ง ระหว่างอัตราปุ๋ยไนโตรเจน (x) และผลผลิตมวลชีวภาพแห้งของแพงพวยฝรั่ง (y) โดยการสร้างตารางการคำนวณดังตารางที่ 5.2 โดยสมมติให้ความห่างของอัตราปุ๋ยระดับต่าง ๆ เท่ากัน เท่ากับ 37.5

1. ใส่ค่าของอัตราปุ๋ยไนโตรเจน 6 ระดับ และค่าเฉลี่ยของน้ำหนักผลผลิตมวลชีวภาพแห้งของแพงพวยฝรั่ง ของแต่ละระดับอัตราปุ๋ย ($\bar{y}_{i.}$)

2. ใส่สัมประสิทธิ์ของ orthogonal polynomial contrasts ที่เป็นไปได้ทั้งหมดในที่นี้คือ $P_{1i}, P_{2i}, P_{3i}, P_{4i}, P_{5i}$ โดยเปิดจากตารางสถิติ orthogonal polynomials

3. คำนวณค่าผลบวกกำลังสองของแต่ละ polynomial contrast โดยใช้สูตร คือ

$$SSP_c = n(\sum P_{ci}\bar{y}_{i.})^2 / \sum P_{ci}^2$$

เมื่อ n คือ จำนวนซ้ำในแต่ละกลุ่มตัวอย่าง ซึ่งเท่ากันทุกกลุ่มตัวอย่าง

4. ประมาณค่าสัมประสิทธิ์ $\hat{\alpha}_c$ ของสมการ orthogonal polynomial ที่แสดงความสัมพันธ์ระหว่างอัตราปุ๋ยไนโตรเจนและผลผลิตมวลชีวภาพแห้งของแพงพวยฝรั่งได้สมการ คือ

$$\hat{y}_i = \hat{\mu} + \hat{\alpha}_1 P_{1i} + \hat{\alpha}_2 P_{2i} + \hat{\alpha}_3 P_{3i} + \hat{\alpha}_4 P_{4i} + \hat{\alpha}_5 P_{5i}$$

เมื่อ $\hat{\alpha}_c = \sum P_{ci}\bar{y}_{i.} / \sum P_{ci}^2$

5. สมมติฐานที่ต้องการทดสอบคือ $H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5 = 0$ คู่กับ H_1 : มีอย่างน้อย 1 ค่าที่ไม่เท่ากับ 0

$$\text{สถิติทดสอบคือ} \quad F = \frac{MS\,Tr}{MSE}$$

ซึ่งมีการแจกแจงแบบ F ที่มีจำนวนชั้นอิสระ $df = 5, 18$ เราจะปฏิเสธ H_0 ถ้า $F > F_{.05,5,18}$

6. เราสนใจทดสอบ orthogonal polynomial contrast ทีละตัวแยกกัน เพื่อหาสมการโพลีโนเมียลที่ดีที่สุด โดยการทดสอบนัยสำคัญของแต่ละตัวเป็นลำดับ คือ linear , quadratic , cubic , quartic , และต่อไปเรื่อย ๆ เป็นการพิจารณาเริ่มจาก polynomial contrast ตัวที่ง่ายที่สุด แล้วต่อด้วย polynomial contrast ตัวที่ซับซ้อนขึ้น สมมติฐานที่ต้องการทดสอบตามลำดับคือ $H_0 : \alpha_1 = 0$, $H_0 : \alpha_2 = 0$, $H_0 : \alpha_3 = 0$, $H_0 : \alpha_4 = 0$, และ $H_0 : \alpha_5 = 0$ สถิติทดสอบคือ

$$F = \frac{MS\,contrast}{MSE}$$

ที่มีจำนวนชั้นอิสระ $df = 1, 18$ เราจะปฏิเสธ H_0 ถ้า $F > F_{.05,1,18}$

เราสามารถใช้โปรแกรม SPSS ช่วยในการวิเคราะห์แนวโน้มของความสัมพันธ์นี้ได้ โดยใช้คำสั่ง **Polynomial**

7.4 การใช้คำสั่ง Polynomial ในการวิเคราะห์แนวโน้มของความสัมพันธ์

ขั้นตอนการใช้คำสั่งคือ

1. ต่อจากขั้นตอนที่ 2 ในหัวข้อที่ 5 การทดสอบสมมติฐานเกี่ยวกับความเท่ากันของค่าเฉลี่ยของประชากร

2. ในหน้าต่าง One-Way ANOVA คลิกที่ปุ่ม Contrasts… จะได้หน้าต่าง One-Way ANOVA : Contrasts

3. ในหน้าต่าง One-Way ANOVA : Contrasts

คลิกที่ ☐ Polynomial และในช่องหลังคำสั่ง Degree : เลือก 5 th เพื่อทดสอบ polynomial contrast แต่ละตัวคือ linear , quadratic , cubic , quartic , และ 5 th order สมมติฐานที่ทำการทดสอบคือ $H_0 : \alpha_1 = 0$, $H_0 : \alpha_2 = 0$, $H_0 : \alpha_3 = 0$, $H_0 : \alpha_4 = 0$, และ $H_0 : \alpha_5 = 0$ ตามลำดับ

แล้วคลิกที่ปุ่ม Continue หน้าต่างนี้จะถูกปิดไป

4. ในหน้าต่าง One-Way ANOVA

คลิกปุ่ม OK จะได้ผลลัพธ์ดังภาพที่ 5.9

Oneway

ANOVA

weight

			Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Between Groups	(Combined)		17648.207	5	3529.641	727.916	.000
	Linear Term	Contrast	16453.980	1	16453.980	3393.29	.000
		Deviation	1194.226	4	298.557	61.571	.000
	Quadratic Term	Contrast	1174.629	1	1174.629	242.243	.000
		Deviation	19.597	3	6.532	1.347	.291
	Cubic Term	Contrast	12.260	1	12.260	2.528	.129
		Deviation	7.337	2	3.668	.757	.484
	4th-order Term	Contrast	7.062	1	7.062	1.456	.243
		Deviation	.275	1	.275	.057	.815
	5th-order Term	Contrast	.275	1	.275	.057	.815
Within Groups			87.281	18	4.849		
Total			17735.488	23			

ภาพที่ 5.9

ผลการวิเคราะห์แนวโน้มของความสัมพันธ์ระหว่างอัตราปุ๋ยไนโตรเจนกับน้ำหนักผลผลิตมวลชีวภาพแห้งของแพงพวยฝรั่ง ดูได้จากตาราง ANOVA ดูที่ค่า Sig. ของ polynomial contrast แต่ละตัวคือ

Linear Term Contrast	มีค่า Sig. = .000
Quadratic Term Contrast	มีค่า Sig. = .000
Cubic Term Contrast	มีค่า Sig. = .129
4 th-order Term Contrast	มีค่า Sig. = .243
5 th-order Term Contrast	มีค่า Sig. = .815

พิจารณาค่า Sig. ที่น้อยกว่าระดับนัยสำคัญที่กำหนด (α = .05) พบว่า polynomial contrast ของ linear และ quadratic มีค่า Sig. = .000 ซึ่งน้อยกว่าระดับนัยสำคัญที่กำหนด (.05) นั่นคือ สรุปว่าปฏิเสธ $H_0 : \alpha_1 = 0$ และ $H_0 : \alpha_2 = 0$ สรุปว่าแนวโน้มความสัมพันธ์

ระหว่างอัตราปุ๋ยไนโตรเจนกับน้ำหนักผลผลิตมวลชีวภาพแห้งของแพงพวยฝรั่งเป็นแบบ quadratic

แต่ในกรณีนี้อัตราปุ๋ย (Nrate) ซึ่งเป็นทรีทเมนต์ของการทดลองนี้มีค่าเป็นตัวเลขเชิงปริมาณ 6 ระดับคือ 0 , 37.5 , 75 , 150 , 300 , และ 600 มก. N ต่อกิโลกรัม ซึ่งมีความห่างระหว่างระดับต่าง ๆ ทั้ง 6 ระดับไม่เท่ากัน วิธีการคำนวณในการวิเคราะห์แนวโน้มของความสัมพันธ์ระหว่างอัตราปุ๋ยและผลผลิตมวลชีวภาพแห้งของแพงพวยฝรั่ง แตกต่างจากวิธีการคำนวณที่อัตราปุ๋ยมีความห่างระหว่างระดับต่าง ๆ ทั้ง 6 ระดับเท่ากัน ดังนั้นเราจึงต้องทำการบันทึกข้อมูลลงในแฟ้มข้อมูล Anova1.sav มีรูปแบบของข้อมูลในแฟ้มดังตารางที่ 5.3

ตารางที่ 5.3 รูปแบบข้อมูลนักหนักแห้งของมวลชีวภาพแห้งของส่วนเหนือดินของแพงพวยฝรั่งพันธุ์ดอกสีชมพู (มก. N ต่อกิโลกรัม) ที่ได้รับอัตราปุ๋ยไนโตรเจนแตกต่างกัน

Nrate	rep	weight	Nrate	rep	weight	Nrate	rep	Weight
0	1	2.301	75	1	19.697	300	1	51.770
0	2	4.065	75	2	18.585	300	2	54.607
0	3	4.046	75	3	19.200	300	3	56.978
0	4	4.254	75	4	15.625	300	4	54.452
37.5	1	9.657	150	1	33.094	600	1	85.652
37.5	2	9.507	150	2	30.142	600	2	78.025
37.5	3	12.399	150	3	36.975	600	3	81.460
37.5	4	10.233	150	4	31.367	600	4	81.512

วิเคราะห์แนวโน้มของความสัมพันธ์ระหว่างอัตราปุ๋ยไนโตรเจน 6 ระดับที่มีความห่างไม่เท่ากันกับน้ำหนักผลผลิตมวลชีวภาพแห้งของแพงพวยฝรั่ง โดยใช้คำสั่ง **Polynomial** ได้ผลลัพธ์ดังภาพที่ 5.10

Oneway

ANOVA

weight

			Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Between Groups	(Combined)		17648.207	5	3529.641	727.916	.000
	Linear Term	Contrast	17138.149	1	17138.1	3534.4	.000
		Deviation	510.057	4	127.514	26.297	.000
	Quadratic Term	Contrast	504.912	1	504.912	104.128	.000
		Deviation	5.145	3	1.715	.354	.787
	Cubic Term	Contrast	.295	1	.295	.061	.808
		Deviation	4.850	2	2.425	.500	.615
	4th-order Term	Contrast	4.632	1	4.632	.955	.341
		Deviation	.218	1	.218	.045	.834
	5th-order Term	Contrast	.218	1	.218	.045	.834
Within Groups			87.281	18	4.849		
Total			17735.488	23			

ภาพที่ 5.10

ผลการวิเคราะห์แนวโน้มของความสัมพันธ์ระหว่างอัตราปุ๋ยไนโตรเจนกับน้ำหนักผลผลิตมวลชีวภาพแห้งของแพงพวยฝรั่ง ดูได้จากตาราง ANOVA ดูที่ค่า Sig. ของ polynomial contrast แต่ละตัวคือ

Linear Term Contrast	มีค่า Sig. = .000
Quadratic Term Contrast	มีค่า Sig. = .000
Cubic Term Contrast	มีค่า Sig. = .808
4 th-order Term Contrast	มีค่า Sig. = .341
5 th-order Term Contrast	มีค่า Sig. = .834

พิจารณาค่า Sig. ที่น้อยกว่าระดับนัยสำคัญที่กำหนด (α = .05) พบว่า polynomial contrast ของ linear และ quadratic มีค่า Sig. = .000 ซึ่งน้อยกว่าระดับนัยสำคัญที่กำหนด (.05) นั่นคือ สรุปว่าปฏิเสธ $H_0 : \alpha_1 = 0$ และ $H_0 : \alpha_2 = 0$ สรุปว่า แนวโน้มความสัมพันธ์ระหว่างอัตราปุ๋ยไนโตรเจนกับน้ำหนักผลผลิตมวลชีวภาพแห้งของแพงพวยฝรั่งเป็นแบบ quadratic

แบบฝึกหัดบทที่ 5

1. ในการศึกษาเรื่องการทดลองใช้เปลือกกล้วยน้ำว้าแห้งบดละเอียดเป็นส่วนผสมในอาหารสำหรับเลี้ยงปลาแรด มีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาอัตราการเปลี่ยนอาหารไปเป็นเนื้อของปลาแรด ผู้วิจัยสนใจศึกษาอิทธิพลของเปลือกกล้วยน้ำว้าแห้งบดละเอียดนำมาเป็นส่วนผสมในอาหารที่ใช้ทดลองซึ่งมี 5 สูตร สูตรที่ 1 มีแหล่งคาร์โบไฮเดรตเป็นแป้งอย่างเดียว อาหารสูตรที่ 2, 3, 4 และ 5 ใช้เปลือกกล้วยน้ำว้าแห้งบดละเอียดเข้าไปแทนที่คาร์โบไฮเดรต โดยลดแป้งมันสำปะหลังในอาหารสูตรที่ 2, 3, 4 และ 5 ลง 8.70, 17.40, 26.10 และ 34.80๔ ตามลำดับ การเตรียมปลาทดลองคัดเลือกปลาขนาดความยาวประมาณ 3.9-4.5 ซม. จำนวน 500 ตัว แยกปล่อยเลี้ยงในถังไฟเบอร์ถังละ 25 ตัว โดยใช้อัตราปล่อย 25 ตัวต่อตารางเมตร จำนวน 20 ถัง เก็บข้อมูลโดยทำการชั่งน้ำหนักและวัดความยาวของปลาทดลองทั้งหมดในแต่ละถังทุก ๆ 2 สัปดาห์ พร้อมทั้งนับจำนวนปลาในแต่ละถังทดลอง ข้อมูลที่ได้ทั้งหมดนำไปคำนวณหาอัตราการเปลี่ยนอาหารเป็นเนื้อ เมื่อครบสัปดาห์ที่ 14 ได้ข้อมูลดังตาราง

ตาราง อัตราการเปลี่ยนอาหารเป็นเนื้อของปลาแรดที่เลี้ยงด้วยอาหารผสมเปลือกกล้วยน้ำว้าแห้งบดละเอียด 5 สูตร

อาหารผสมเปลือกกล้วย	1	2	3	4
สูตร 1	1.818	1.976	2.557	2.557
สูตร 2	2.610	2.434	2.354	2.116
สูตร 3	2.403	2.320	3.703	3.239
สูตร 4	3.066	2.343	1.947	2.862
สูตร 5	3.507	4.127	3.184	2.991

แหล่งที่มา : สุเทพ เจือละออง. 2539. การทดลองใช้เปลือกกล้วยน้ำว้าแห้งบดละเอียดเป็นส่วนผสมในอาหารสำหรับเลี้ยงปลาแรด. วิทยานิพนธ์ปริญญาโท มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์, กรุงเทพฯ.

จงตอบคำถามต่อไปนี้

ก. จงตรวจสอบว่าข้อมูลอัตราการเปลี่ยนอาหารเป็นเนื้อปลาของปลาแรดที่เลี้ยงด้วยอาหารผสมเปลือกกล้วยน้ำว้าแห้งบดละเอียดทั้ง 5 สูตร เป็นไปตามข้อตกลงเบื้องต้นของการวิเคราะห์ความแปรปรวนหรือไม่

ข. จงเขียนสมมติฐานทางสถิติ แล้วทดสอบสมมติฐานด้วยการวิเคราะห์ความแปรปรวน และสรุปผลที่ระดับนัยสำคัญ $\alpha = .05$

ค. ผู้วิจัยต้องการเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยของอัตราการเปลี่ยนอาหารเป็นเนื้อของปลาแรดที่เลี้ยงด้วยอาหารผสมเปลือกกล้วยน้ำว้าสูตรต่าง ๆ ดังนี้

$H_0 : \mu_2 = \mu_3$ $H_0 : \mu_4 = \mu_5$ $H_0 : \mu_2 + \mu_3 = \mu_4 + \mu_5$ $H_0 : 4\mu_1 = \mu_2 + \mu_3 + \mu_4 + \mu_5$

จงทดสอบสมมติฐานข้างต้นที่ระดับนัยสำคัญ $\alpha = .05$

2. การวิจัยเรื่องผลของปุ๋ยนาชนิดผสมด้วยกำมะถันที่มีผลต่อหอยเชอรี่ มีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาผลของปุ๋ยนาผสมกำมะถัน เปรียบเทียบกับปุ๋ยนาที่ไม่ผสมกำมะถันและกำมะถันผลต่อพฤติกรรมการทำลายต้นข้าวของหอยเชอรี่ในนาข้าวของเกษตรกร ผู้วิจัยสนใจศึกษาปุ๋ยไม่ผสมกำมะถัน ปุ๋ยผสมกำมะถัน และกำมะถันผลเป็นทรีทเมนต์ทั้งหมด 9 ทรีทเมนต์คือ

1. ปุ๋ยนา 18-12-6 ไม่ผสมกำมะถัน 0.6 กรัม (T_1)
2. ปุ๋ยนา 18-12-6 ไม่ผสมกำมะถัน 1.2 กรัม (T_2)
3. ปุ๋ยนา 18-12-6 ไม่ผสมกำมะถัน 1.8 กรัม (T_3)
4. ปุ๋ยนา 18-12-6 ผสมกำมะถัน 0.6 กรัม (T_4)
5. ปุ๋ยนา 18-12-6 ผสมกำมะถัน 1.2 กรัม (T_5)
6. ปุ๋ยนา 18-12-6 ผสมกำมะถัน 1.8 กรัม (T_6)
7. กำมะถันผง 0.005 กรัม (T_7)
8. กำมะถันผง 0.01 กรัม (T_8)
9. กำมะถันผง 0.02 กรัม (T_9)

เตรียมการทดลองโดยเก็บตัวอย่างดินชุดกำแพงแสนในบริเวณที่ไม่เคยใช้ปุ๋ยเคมีมาก่อน ตากดินให้แห้งแล้วทุบให้เป็นก้อนเล็ก ๆ แยกสิ่งเจือปนออก ชั่งดินใส่กระป๋องทรงกลมพลาสติกขนาด 8 ลิตร น้ำหนัก 3 กิโลกรัม จำนวน 36 กระป๋อง ใส่น้ำประปาจนดินอิ่มตัวด้วยน้ำและมีระดับสูงกว่าดิน 1 เซนติเมตร ให้ดินอยู่ในสภาวะขังน้ำ 15 วัน เริ่มปลูกข้าวใช้เมล็ดพันธุ์ข้าวพันธุ์สุวรรณ 1 ที่เพิ่งงอก แล้วถอนแยกให้เหลือ 4 ต้นต่อกระป๋อง เมื่อต้นข้าวอายุ 15 วัน และ

สูงประมาณ 15 เซนติเมตร ดำเนินการทดลองโดยปล่อยหอยเชอรี่ที่มีขนาดใกล้เคียงกัน จำนวน 108 ตัว กระป๋องละ 3 ตัว ในวันเดียวกัน โดยให้แต่ละกระป๋องได้รับทรีทเมนต์ใด ๆ เป็นไปโดยสุ่มทรีทเมนต์ละ 4 กระป๋อง เก็บข้อมูลจำนวนต้นข้าวที่ถูกหอยเชอรี่ทำลายหลังจากเริ่มทดลอง 24 ชั่วโมง ได้ข้อมูลดังตาราง

ตาราง จำนวนต้นข้าวที่ถูกหอยเชอรี่ทำลายนับจากเริ่มทดลอง 24 ชั่วโมง

ปุ๋ย	อัตรา	กระป๋อง 1	กระป๋อง 2	กระป๋อง 3	กระป๋อง 4
	(กรัม/ดิน 3 กก.)				
1. 18-12-6	0.6	1	3	1	1
2. 18-12-6	1.2	2	0	0	0
3. 18-12-6	1.8	0	1	0	0
4. 18-12-6+S	0.6	2	1	4	1
5. 18-12-6+S	1.2	2	1	1	1
6. 15-12-6+S	1.8	1	0	0	0
7. กำมะถัน	0.005	2	2	3	4
8. กำมะถัน	0.01	3	2	3	3
9. กำมะถัน	0.02	3	2	2	4

แหล่งที่มา : สุทธิ ทองขาว และคณะ. 2540. รายงานการวิจัยเรื่องผลของปุ๋ยนาชนิดผสมด้วยกำมะถันที่มีผลต่อหอยเชอรี่ หอยคัน และปูนา. มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์, กรุงเทพฯ.

จงตอบคำถามต่อไปนี้

ก. จงตรวจสอบว่าจำนวนต้นข้าวที่ถูกหอยเชอรี่ทำลายซึ่งได้รับปุ๋ยต่าง ๆ กันทั้ง 9 ทรีทเมนต์ เป็นไปตามข้อตกลงเบื้องต้นของการวิเคราะห์ความแปรปรวนหรือไม่

ข. จงเขียนสมมติฐานทางสถิติที่ต้องการทดสอบของการทดลองนี้ แล้วทดสอบสมมติฐานด้วยการวิเคราะห์ความแปรปรวนและสรุปผลที่ระดับนัยสำคัญ $\alpha = .05$

ค. ผู้วิจัยต้องการเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยของจำนวนต้นข้าวที่ถูกหอยเชอรี่ทำลายที่ได้รับปุ๋ยชนิดต่าง ๆ ดังนี้

$H_0 : \mu_1 = \mu_2 + \mu_3$

$H_0 : \mu_2 = \mu_3$

$H_0 : \mu_4 = \mu_5 + \mu_6$

$H_0 : \mu_5 = \mu_6$

$H_0 : \mu_1 + \mu_2 + \mu_3 = \mu_4 + \mu_5 + \mu_6$

$H_0 : \mu_7 = \mu_8 + \mu_9$

$H_0 : \mu_8 = \mu_9$

$H_0 : \mu_1 + \mu_2 + \mu_3 + \mu_4 + \mu_5 + \mu_6 = \mu_7 + \mu_8 + \mu_9$

จงทดสอบสมมติฐานและสรุปผลที่ระดับนัยสำคัญ $\alpha = .05$

3. การศึกษาเรื่องผลของสารป้องกันกำจัดเชื้อราบางชนิดต่อการเกิดเชื้อราในการเก็บรักษาสับปะรดพันธ์ปัตตาเวีย ในสภาพบรรยากาศควบคุมวัตถุประสงค์เพื่อเปรียบเทียบบรรยากาศดัดแปลงต่าง ๆ ต่อการเกิดราในก้านสับปะรด ผู้วิจัยสนใจศึกษาสารกันราที่มีความเข้มข้นต่าง ๆ 5 ชนิด คือ 1. Carbendazim 1000 ppm. 2. Benlete 5000 ppm. 3. Carbendazim 5000 ppm. 4. Sumilex 5000 ppm. 5. Thiabendazole 5000 ppm. ดำเนินการทดลองเก็บสับปะรดจากแปลง แล้วเลือกเฉพาะผลที่มีความสุกแก่เท่ากัน จำนวน 90 ผล นำสับปะรดล้างในน้ำผสมคลอรีนเพื่อฆ่าเชื้อโรค นำสับปะรดทุกผลชุบ wax ที่มีความเข้มข้น 1 : 7 หาสารกันราให้สับปะรด โดยสุ่มสับปะรด จำนวน 18 ผล ให้ทาสารกันราชนิดที่หนึ่ง สุ่มอีก 18 ผล ให้ทาสารกันราชนิดที่สอง ทำไปจนครบทั้ง 5 ชนิด แล้วบรรจุสับปะรดลงในกล่อง จำแนกตามชนิดของสารกันรากล่องละ 3 ผล นำไปเก็บในตู้คอนเทนเนอร์ที่มีการปรับปริมาณก๊าซ O_2 ให้เหลือ 2% และ CO_2 ให้เหลือ 5% ที่อุณหภูมิ 10 $^{\circ}$C เป็นเวลานาน 1 เดือน หลังจากนั้นย้ายสับปะรดมาเก็บรักษาในห้องเย็นมีอุณหภูมิ 20 $^{\circ}$C เก็บข้อมูลในวันที่ 0 และ 2 เป็นเปอร์เซ็นต์การเกิดเชื้อราในก้านสับปะรด โดยวัดเป็นเปอร์เซ็นต์ต่อพื้นที่ก้านเฉลี่ยแต่ละกล่องได้ข้อมูลดังตาราง

ตารางที่ 1 เปอร์เซ็นต์การเกิดเชื้อราในก้านสับปะรดที่ได้รับสารกันราชนิดต่าง ๆ 5 ชนิดในวันที่ 0

สารกันรา	กล่องที่ 1	กล่องที่ 2	กล่องที่ 3	กล่องที่ 4	กล่องที่ 5	กล่องที่ 6
Cerbendazim 1000 ppm	74.49	52.5	2.5	29.16	2.08	2.08
Benlete 5000 ppm	0.125	5.25	5	0.75	3.38	6.67
Carbendazim 5000 ppm	4.5	0.75	5.38	11	6.875	3.125
Sumilex 5000 ppm	0.75	1	2.5	0.75	0.625	1
Thiabendazole 5000 ppm	5.125	2.125	0.75	2.375	0.875	2.25

ตารางที่ 2 เปอร์เซ็นต์การเกิดเชื้อราในก้านสับปะรดที่ได้รับสารกันราชนิดต่าง ๆ 5 ชนิด ในวันที่ 2

สารกันรา	กล่องที่ 1	กล่องที่ 2	กล่องที่ 3	กล่องที่ 4	กล่องที่ 5	กล่องที่ 6
Cerbendazim 1000 ppm	100	100	100	100	100	100
Benlete 5000 ppm	3.75	1.25	0.20	2.25	0.75	12.5
Carbendazim 5000 ppm	17.75	2.5	20	16	23.75	1.33
Sumilex 5000 ppm	5	1.75	10	2.5	1.25	1.66
Thiabendazole 5000 ppm	6	4.25	3.75	6.75	5	7.33

แหล่งที่มา : อาภรรัตน์ โฆษิตวัฒนฤกษ์. 2543. ผลของสารป้องกันกำจัดเชื้อราบางชนิดต่อการเกิดเชื้อราในการเก็บสัปปะรดพันธ์ปัตตาเวีย ในสภาพบรรยากาศควบคุม. วิทยานิพนธ์ปริญญาโท. มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์, กรุงเทพฯ.

จงตอบคำถามต่อไปนี้

ก. จงตรวจสอบว่าข้อมูลเปอร์เซ็นต์การเกิดเชื้อราในก้านสับปะรดที่ได้รับสารกันเชื้อราชนิดต่าง ๆ ทั้ง 5 ชนิด ในวันที่ 0 และในวันที่ 2 เป็นไปตามข้อตกลงเบื้องต้นของการวิเคราะห์ความแปรปรวนหรือไม่

ข. จงเขียนสมมติฐานทางสถิติ แล้วทดสอบสมมติฐานในวันที่ 0 และในวันที่ 2 ด้วยการวิเคราะห์ความแปรปรวนและสรุปผลการทดสอบโดยใช้ระดับนัยสำคัญ $\alpha = .01$

ค. จงใช้วิธีของฟิชเชอร์เปรียบเทียบทรีทเมนต์ทั้งหมดทีละคู่ ที่ระดับนัยสำคัญ $\alpha = .01$

ง. จงใช้วิธีของดันแคนเปรียบเทียบทรีทเมนต์ทั้งหมด ที่ระดับนัยสำคัญ $\alpha = .01$

4. จากการศึกษาของมหาวิทยาลัย Melbourne ในออสเตรเลียเกี่ยวกับอิทธิพลของสีผมที่มีต่อปริมาณความเจ็บปวด กลุ่มตัวอย่างคือ ผู้ชายและผู้หญิงอายุต่าง ๆ แบ่งออกเป็น 4 กลุ่มตามสีผมคือ light blond , dark blond , light brunette , และ dark brunette วัตถุประสงค์ของการศึกษานี้คือ อยากทราบว่าสีผมเกี่ยวข้องกับปริมาณความเจ็บปวดที่เกิดขึ้นจากอุบัติเหตุทั่ว ๆ ไป และบาดแผลชนิดต่าง ๆ หรือไม่ ทำการทดลองทดสอบความไวของความเจ็บปวดของแต่ละคน โดยวัดความทนทานต่อปริมาณความเจ็บปวดเป็นคะแนนก่อนการเจ็บปวด คะแนนมากหมายความว่า สามารถทนปริมาณความเจ็บปวดได้มาก ได้ข้อมูลคะแนนก่อนการเจ็บปวดดังตาราง (mendenhall, W. and Sincich, T. 2003)

ตาราง คะแนนก่อนการเจ็บปวดของคนที่มีสีผมแตกต่างกัน

light blond	dark blond	light brunette	dark brunette
62	63	42	32
60	57	50	39
71	52	41	51
55	41	37	30
48	43		35

ก. เรื่องนี้ใช้วิธีการวางแผนการทดลองแบบใด

ข. จงเขียนสมมติฐานทางสถิติที่ต้องการทดสอบ

ค. จงทดสอบสมมติฐานในข้อ ข. โดยการวิเคราะห์ความแปรปรวนที่ระดับนัยสำคัญ $\alpha = .05$ และสรุปผลการทดสอบ

ง. การสรุปผลในข้อ ค. จะมีความน่าเชื่อถือ ถ้าข้อมูลคะแนนก่อนการเจ็บปวดเป็นไปตามข้อตกลงเบื้องต้นคืออะไร จงแสดงให้ดู

จ. จงเปรียบเทียบคะแนนก่อนการเจ็บปวดของคนที่มีสีผมแตกต่างกัน และสรุปว่าคนสีผมใดที่มีคะแนนก่อนการเจ็บปวดแตกต่างจากคนสีผมอื่นอย่างมีนัยสำคัญ

5. ในการศึกษาคุณสมบัติทางเคมีของสารละลายออแกนิก 3 ชนิด ที่ใช้ในการทำความสะอาดโลหะ คือ aromatics , chloroalkanes และ esters ทำการทดลองโดยทำการทดสอบตัวอย่างสารละลายแต่ละชนิด แล้วเก็บข้อมูลตัวหนึ่งคือ sorption rates วัดเป็น mole percentage ได้ข้อมูลดังตาราง

ตาราง ค่า sorption rates ของสารละลายออแกนิก 3 ชนิด

aromatics		chloralkanes		esters		
1.06	.95	1.58	1.12	.29	.43	.06
.79	.65	1.45	.91	.06	.51	.09
.82	1.15	.57	.83	.44	.10	.17
.89	1.12	1.16	.43	.61	.34	.60
1.05				.55	.53	.17

แหล่งที่มา : Reprinted from *Journal of Hazardous Materials*, Vol.42, J.D. Ortego et al., "A review of polymeric geosynthetics used in hazardous waste facilities." p.142 (Table 9), July 1995, Elsevier Science-NL, Sara Burg erhartstraat 25, 1055 KV Amsterdam, The Netherlands. อ้างถึงใน Mendenhall, W. and Sincich, T. 2003.

ก. จากข้อมูลในตาราง สรุปได้หรือไม่ว่ามีความแตกต่างระหว่างค่าเฉลี่ยของค่า sorption rates ของสารละลายออแกนิก 3 ชนิดนี้ จงทดสอบนัยสำคัญที่ $\alpha = .10$

ข. การสรุปผลในข้อ ก. มีความน่าเชื่อถือหรือไม่ หรือข้อมูลค่า sorption rates เป็นไปตามข้อตกลงเบื้องต้นหรือไม่

ค. อยากทราบว่าค่าเฉลี่ยของค่า sorption rates ของสารละลายชนิดใดที่แตกต่างไปจากสารละลายชนิดอื่นอย่างมีนัยสำคัญ

6. ปรับข้อมูลจากบทความในวารสาร Journal of Nonverball Behavior (Fall, 1996 อ้างถึงใน mendenhall, W. and Sincich, T. 2003) ซึ่งทำการศึกษาเกี่ยวกับการตีความของการแสดงความรู้สึกบนใบหน้า กลุ่มตัวอย่างคือ นักเรียนวิชาจิตวิทยาเบื้องต้นจำนวน 36 คน แบ่งออกอย่างสุ่มเป็น 6 กลุ่ม แต่ละกลุ่มจะถูกกำหนดให้ดูสไลด์ภาพหนึ่งที่แสดงอารมณ์บนใบหน้า ผู้วิจัยทำการศึกษาอารมณ์บนใบหน้า 6 อารมณ์ คือ (1) โกรธ , (2) รังเกียจ , (3) กลัว , (4) มีความสุข , (5) เสียใจ , และ (6) หน้าปกติ ภายหลังการดูภาพสไลด์ ให้นักเรียนใส่คะแนนบอกเป็นอัตราความชัดเจนของอารมณ์บนใบหน้าที่มีช่วงจาก –15 ถึง +15 คะแนน ได้ข้อมูลดังตาราง (ข้อมูลสร้างขึ้นจากข้อมูลสรุปของบทความนี้)

ตาราง คะแนนความชัดเจนของอารมณ์บนใบหน้าที่มีอารมณ์แตกต่างกัน

โกรธ	รังเกียจ	กลัว	มีความสุข	เสียใจ	ปกติ
2.10	0.40	0.82	1.71	0.74	1.69
0.64	0.73	-2.93	-0.04	-1.26	-0.60
0.47	-0.07	-0.74	1.04	-2.27	-0.55
0.37	-0.25	0.79	1.44	-0.39	0.27
1.62	0.89	-0.77	1.37	-2.65	-0.57
-0.08	1.93	-1.60	0.59	-0.44	-2.16

ก. จากข้อมูลในตารางสรุปได้หรือไม่ว่ามีความแตกต่างระหว่างค่าเฉลี่ยของคะแนนระหว่างหน้าที่แสดงอารมณ์แตกต่างกัน 6 อารมณ์ จงทดสอบนัยสำคัญที่ $\alpha = .10$

ข. การสรุปผลในข้อ ก. มีความน่าเชื่อถือหรือไม่ หรือข้อมูลคะแนนเป็นไปตามข้อตกลงเบื้องต้นหรือไม่

ค. จงเปรียบเทียบคะแนนของอารมณ์แบบต่าง ๆ เพื่อบอกว่าคะแนนของอารมณ์แบบใดที่แตกต่างจากอารมณ์แบบอื่น ๆ อย่างมีนัยสำคัญ

7. ผู้วิจัยอยากทราบว่าการให้ราคารถใช้แล้วของบริษัทที่รับซื้อขึ้นกับลักษณะของเจ้าของรถหรือ ไม่ วิธีการทดลองคือเลือกรถราคาปานกลาง รุ่นเก่าที่ผลิตในปีที่กำหนด ซึ่งถูกเสนอขายให้แก่บริษัทผู้ค้ารถใช้แล้ว ผู้วิจัยสนใจศึกษาเจ้าของรถ 4 คน คือ A B C และ D เจ้าของรถแต่ละคนถูกส่งไปติดต่อกับบริษัทผู้ค้ารถใช้แล้ว 6 บริษัทย่างสุ่ม จากบริษัทผู้ค้าทั้งหมด 24 บริษัท เก็บข้อมูลราคาซื้อรถใช้แล้วที่บริษัทเสนอให้แก่เจ้าของรถได้ข้อมูลดังตาราง (Neter, J. and Wasserman, W. 1974)

ตาราง ข้อมูลราคาซื้อ (หน่วยเป็นร้อยดอลล์ลา) รถใช้แล้วที่บริษัทเสนอให้แก่เจ้าของรถแต่ละคน

บริษัทผู้ค้ารถใช้แล้ว	เจ้าของรถ			
	A	B	C	D
1	25	21	26	20
2	24	25	29	23
3	26	23	27	24
4	27	22	28	26
5	23	20	29	21
6	28	22	28	23

ก. จงเขียนสมมติฐานที่ต้องการทดสอบอิทธิพลของลักษณะของเจ้าของรถต่อราคาซื้อ

ข. จงตรวจสอบว่าข้อมูลราคาซื้อรถใช้แล้วเป็นไปตามข้อตกลงเบื้องต้นของการวิเคราะห์ความแปรปรวนหรือไม่

ค. จงทดสอบสมมติฐานข้อ ก. ด้วยการวิเคราะห์ความแปรปรวนที่ระดับนัยสำคัญ $\alpha = .05$ และสรุปผลการทดสอบ

ง. ขั้นตอนต่อจากข้อ ค. ควรทำอย่างไรในการวิเคราะห์ต่อไป และสรุปผลได้ว่าอย่างไร

8. โรงงานผลิตอาหารสำเร็จรูปแห่งหนึ่งมีบริษัทผู้แทนจำหน่าย 5 บริษัท โดยให้แต่ละบริษัทเป็นผู้แทนจำหน่ายผลิตภัณฑ์ชนิดหนึ่งในผลิตภัณฑ์ที่มีอยู่ 5 ชนิด โรงงานต้องการศึกษาว่าการใช้เวลาในการกระจายผลิตภัณฑ์แต่ละชนิดไปสู่ห้างใหญ่ขึ้นอยู่กับอิทธิพลของบริษัทผู้แทนจำหน่ายหรือไม่ ทำการศึกษาโดยการสุ่มห้างใหญ่ 20 แห่ง ที่ติดต่อซื้อผลิตภัณฑ์จากบริษัทผู้แทนจำหน่ายผลิตภัณฑ์แต่ละชนิด เก็บข้อมูลเป็นจำนวนวันที่ช้าในการรับผลิตภัณฑ์จากโรงงาน ได้ข้อมูลดังตาราง (Neter, J. and Wasserman, W. 1974)

ตาราง ข้อมูลเป็นจำนวนวันที่ช้าในการรับผลิตภัณฑ์ตจากโรงงานของห้างใหญ่ที่ติดต่อซื้อผลิตภัณฑ์จากบริษัทผู้แทนจำหน่ายบริษัทต่าง ๆ 5 บริษัท

ห้างใหญ่	บริษัทผู้แทนจำหน่าย				
	A	B	C	D	E
1	13	23	28	20	10
2	18	29	31	18	8
3	12	24	33	23	12
4	10	20	27	24	14
5	17	21	30	29	11
6	15	20	31	22	12
7	13	25	28	22	18
8	17	27	29	28	13
9	16	28	34	26	7
10	16	27	21	17	12
11	14	27	36	21	11
12	17	23	29	20	14
13	14	21	31	20	11
14	13	28	32	18	14
15	12	23	34	24	16
16	11	24	31	25	8
17	18	21	33	21	7
18	19	24	34	17	10
19	16	24	36	20	12
20	15	22	33	24	11

ก. จงเขียนสมมติฐานที่ต้องการทดสอบอิทธิพลของบริษัทผู้แทนจำหน่ายต่อจำนวนวันที่ช้าในการรับผลิตภัณฑ์จากโรงงาน

ข. จงตรวจสอบว่าจำนวนวันที่ช้าเป็นไปตามข้อตกลงเบื้องต้นของการวิเคราะห์ความแปรปรวนหรือไม่

ค. จงทดสอบสมมติฐานข้อ ก. ด้วยการวิเคราะห์ความแปรปรวนที่ระดับนัยสำคัญ $\alpha = .05$ และสรุปผลการทดสอบ

ง. ขั้นตอนต่อจากข้อ ค. ควรทำอย่างไรในการวิเคราะห์ต่อไป และสรุปผลได้ว่าอย่างไร