



เอกสารอ้างอิง

- Arnon, D.I. : Ichioka, P.S. ; Wessel, G. ; Fujiwara, A., and Woolley, J.T. "Molybdenum in Relation to Nitrogen by Scenedesmus." Physiol. Plant. 8 (1955) : 538 - 551.
- Becking, J.H. "Contribution of Plant Algae Associations." Proceeding of the 1st International Symposium on Nitrogen Fixation. 2 (1975) : 556 - 580.
- Burns, R.C., and Hardy, R.W.F. "Nitrogen Fixation in Bacteria and Higher Plants." In Molecular Biology Biochemistry and Biophysics. ed. by Philadelphia, A.K. ; Evanston, G.F.S., and Berlin N.G.W. New York : Springer verteg Berlin Heidelberg, 1 1975.
- Dalton, H., and Mortenson, J.E. "Dinitrogen (N₂) Fixation (with a Biochemical Emphasis)." Bacteriol. Rev. 36 (1972) : 231 - 260.
- Davies, E.B. "Factors Affecting Molybdenum Availability in Soils." Soil Science. 81 (1956) : 209 - 221.
- Devlin, R.M. Plant Physiology. 2nd ed. Van Nostrand Reinhold Company, New York, 1969.
- Eady, R.R., and Postagata, J.R. "Nitrogenase." Nature. 249 (1974) : 805 - 810.
- Espinas, C.R., and Watanabe, I. "Potentiality of Nitrogen Fixing Azolla-Anabaena Complex as Fertilizer in Paddy Soil." In IRRI Saturday Seminar August 14, 1976. Soil Microbiology Department, IRRI, The Philippines, 1976.
- Goodwin, T.W., and Mercer, E.I. Introduction to Plant Biochemistry. Pergamon Press, New York, 1972.

- Gorkom, H.J.V., and Donze, M. "Localization of Nitrogen Fixation in Anabaena." Nature. 234 (1971) : 231 - 232.
- Hawk, P.B. ; Oser, B.L., and Summerson, W.H. Practical Physiological Chemistry. The Blakiston Company, Inc. New York. 1954.
- Johnson, G.V. ; Mayeux, P.A., and Evans, H.J. "A cobalt Requirement for Symbiotic Growth of Azolla filiculoides in the Absence of Combined Nitrogen." Plant Physiol. 41 (1966) : 852 - 855.
- Jones, L.W., and Bishop, N.I. "Simultaneous Measurement of O₂ and H₂ Exchange from Blue-Green Algae Anabaena." Plant Physiol. 57 (1976) : 659 - 665.
- Lahniger, A.L. Biochemistry. 2nd ed. Worth Publishers, Inc. 1975.
- Lumpkin, T.A. "I.) Biological and Practical Application of Azolla. In FAO Azolla Training Course October 1977. Soil Microbiology Department IRRI, The Philippines, 1977.
- Machlis, L., and Torrey, J.G. Plants in action : A Laboratory Manual of Plant Physiology. W.H. Freeman and Company San Francisco, 1956.
- Marx, J.L. "Nitrogen Fixation Research Effort Intensity." Science. 185 (1974) : 132 - 136.
- Meyer, B.S., and Anderson, D.B. Plant Physiology, 2nd ed. D. Van Nostrand Company, Inc. 1952.
- Moore, A.W. "Azolla : Biology and Agronomic Significance." Bot. Rev. 35 (1969) : 17 - 34.
- Newton, J.W. "Photoproduction of Molecular Hydrogen by a Plant-Algal Symbiotic System." Science. 191 (1976) : 559 - 561.

Newton, J.W., and Cavins, J.F. "Altered Nitrogenous Pools Induced by the Azolla-Anabaena Azolla Symbiosis." Plant Physiol. 58 (1976) : 798 - 799.

Official Methods of Analysis of the Association of Official Agricultural Chemists. AOAC. 8th ed. Washington, D.C. 1955 : 12.

Ohmori, M., and Hattori, A. "Nitrogen Fixation and Heterocysts in the Blue-Green Alga Anabaena cylindrica." Plant and Cell Physiol. 12 (1971) : 961 - 967.

_____. "Effect of Nitrate on Nitrogen Fixation by the Blue-Green Alga Anabaena cylindrica." Plant and Cell Physiol. 13 (1972) : 589 - 599.

Peters, G.A. "The Azolla-Anabaena azollae Symbiosis." Plant Physiol. 56 (1975) : S - 34.

_____. "Studies on the Azolla-Anabaena azollae Symbiosis." In : Newton, W.E., and Nyman, C.J., eds., Proc. First Intern. Symp. on Nitrogen Fixation, 2 (1976) : 592 - 610.

Peters, G.A., and Mayne, B.C. "The Azolla-Anabaena azollae Relationship. I. Initial Characterization of the Association." Plant Physiol. 53 (1974) : 813 - 819.

_____. "The Azolla-Anabaena azollae Relationship. II. Localization of Nitrogenase Activity as Assayed by Acetylene Reduction." Plant Physiol. 53 (1974) : 820 - 824.

Salisbury, F.B. ; and Ross, C. Plant Physiology. Wadsworth Publishing Company, Inc., Belmont, California, 1969.

- Shanmugam, K.T., and Valentine, R.C. "Molecular Biology Nitrogen Fixation." Science. 187 (1975) : 919 - 924.
- Stout, P.R., and Arnon, D.I. "Experimental Methods for the Study of the Role of Copper, Manganese and Zinc in the Nutrition of Higher Plants." Amer. J. Bot. 26 (1939) : 144 - 149.
- Suvatabandhu, K. "Weeds in Paddy Field in Thailand." Technical Bulletin. Department of Agriculture Bangkok Thailand. 1950:38.
- Thuyet, T.Q., and Tuan, D.T. "Azolla : a Green Compost." In : Vietnamese Studies. 39 (1973) : 119 - 127.
- Trashow, M. Environmental and Plant Response. Mc. Graw-Hill Book Company, New York, 1970.
- Wolk, C.P. "Physiology and Cytological Chemistry of Blue-Green algae." Bacteriol. Rev. 37 (1973) : 32 - 101.
- จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย, บัณฑิตวิทยาลัย. "การอบรมเกี่ยวกับการวิจัย หรือค้นคว้าเพื่อทำวิทยานิพนธ์สำหรับบัณฑิตวิทยาลัย." จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย. กทม. 2522 (ม.ป.ท.) *
- บรรหาร แต่งจำ และวิศิษฐ์ ไชลิตกุล "แทนแดงปุ๋ยพืชสดชนิดใหม่สำหรับนาข้าว." กสิกร. 50 (2520) : 109 - 116.
- ประยูร สวัสดิ์, วิทยา ศรีพานันท์, จักรพงษ์ เจริญศิริ, ชอบ คณะฤกษ์ และ เจ ทากาฮาชิ. "การทดสอบประสิทธิภาพของแทนแดง (Azolla) ในการเพิ่มผลผลิตข้าว." กองการข้าว, กรมวิชาการเกษตร. 2520.
- ประยูร สวัสดิ์, วิทยา ศรีพานันท์, พรรษา คุณาโท, ศิริชัย สมบูรณ์พงษ์, เจนวิทย์ สุขทองสา, จันทนา สดโต และ ชอบ คณะฤกษ์. "การใช้ประโยชน์จากแทนแดงในการทำนา." กองการข้าว กรมวิชาการเกษตร, 2522.
- สุทธพรธม วงศ์เอี่ยมทอง. "การเลี้ยงแทนแดง (Azolla pinnata R.Br.) ใน Inorganic Nutrient Medium" Senior Project แผนกวิชาพฤกษศาสตร์, จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย. กทม. 2509.

ภาคผนวก



ภาคผนวก ก

สารอาหารตามสูตรของ Hoagland ที่ไม่มีสารประกอบไนโตรเจน
และมีความเข้มข้นปกติ (Machlis and Torrey, 1956)

stock solution	ปริมาณ (มิลลิลิตร) ที่ใช้ เพื่อเตรียมสารอาหาร 1 ลิตร	เกรดและบริษัทผู้ผลิต
1 M CaCl_2	5	pro-analytical reagent E. Merck Darmstadt
1 M KCl	5	laboratory reagent M & B
1 M MgSO_4	2	laboratory reagent M & B
1 M KH_2PO_4	1	laboratory reagent M & B
Fe-EDTA *	1	laboratory reagent M & B
Micronutrients A5**	1	laboratory reagent M & B

หมายเหตุ * Fe-EDTA คือสารละลายของเหล็ก (Fe) ที่รวมตัวอยู่กับ ethylenediamine tetraacetic acid ซึ่ง stock solution ประกอบด้วย Fe 5 มิลลิกรัม/มิลลิลิตร
เตรียมโดยละลาย 33.13 กรัม $\text{Na}_2\text{-EDTA} \cdot 2\text{H}_2\text{O}$ ในน้ำร้อน 1 ลิตร แล้วเติม 24.86
กรัม $\text{FeSO}_4 \cdot 7\text{H}_2\text{O}$ คนจนละลายหมด แล้วพ่นอากาศลงในสารละลายจนสารละลายเป็นสี
น้ำตาลเข้ม

**Micronutrients A5 ประกอบด้วยสารดังต่อไปนี้ละลายในน้ำ 1 ลิตร

- 2.86 กรัม H_3BO_3
- 1.81 กรัม $\text{MnCl}_2 \cdot 4\text{H}_2\text{O}$
- 0.11 กรัม ZnCl_2
- 0.05 กรัม $\text{CuCl}_2 \cdot 2\text{H}_2\text{O}$
- 0.025 กรัม $\text{Na}_2\text{MoO}_4 \cdot 2\text{H}_2\text{O}$

ภาคผนวก ข

การเตรียมสารเคมีที่ใช้ในการหาปริมาณไนโตรเจนDigestive reagent ตามวิธีใน AOAC. (1955)ใส่ 2 กรัม Salicylic acid ลงใน H_2SO_4 เข้มข้น 40 มิลลิลิตรSalt solutionละลาย K_2SO_4 32 กรัมในน้ำ 50 มิลลิลิตร นำไปผสมกับ HgO 0.6 กรัม
ที่ละลายไว้ใน $2N H_2SO_4$ แล้วปรับปริมาตรให้เป็น 100 มิลลิลิตรNessler's reagent คัดแปลงจาก Hawk, Oser and Summerson, 1954(1) เตรียม 15 % NaOH โดยละลาย NaOH 60 กรัมในน้ำกลั่น แล้วปรับ
ปริมาตรให้เป็น 400 มิลลิลิตร(2) ละลาย 10 กรัม KI ในน้ำกลั่น 7 มิลลิลิตร แล้วเติม 7.5 กรัม I_2
และตามด้วย 10 กรัม Hg. เขย่าไตน้ำประปาจนกระทั่งสารละลายไม่มีสีเหลือง และเปลี่ยน
เป็นสีเขียวอ่อน เติม 1 หยดของสารละลาย I_2 ลงไป ทดสอบให้ได้สีฟ้ากับน้ำแป้ง
(soluble starch) เติมน้ำให้ครบ 67 มิลลิลิตร แล้วนำไปรวมกับ 15 % NaOH
325 มิลลิลิตร ซึ่งเตรียมไว้ในข้อ (1) คนให้เข้ากัน เก็บไว้ในขวดสีน้ำตาล 1 ลิ้น ในที่มืด
จึงนำมาใช้ได้

ภาคผนวก ก

ผลของความเข้มข้นต่าง ๆ ของ Mo และ Co ที่มีต่อน้ำหนักแห้งที่เพิ่มขึ้นเป็นมิลลิกรัม (รวม) ของแทนแดง เมื่อแทนแดง อายุ 18 วัน และมีน้ำหนักแห้งเริ่มต้น 3.24 มิลลิกรัม

ppb. Mo ppb. Co	0	1	10	100	1,000	10,000	รวม
0	50.86, 51.96 54.96, 56.06 56.56 (270.4)	51.56, 63.66 66.56, 66.76 69.16 (317.7)	57.16, 61.56 62.96, 70.66 73.56 (325.9)	64.96, 70.86 75.16, 76.06 76.26 (363.3)	58.36, 65.36 67.26, 69.66 70.86 (331.5)	54.06, 61.36 65.26, 67.06 68.86 (316.6)	1925.4
1	49.66, 50.76 51.26, 53.56 68.16 (273.4)	56.56, 61.36 62.36, 62.86 70.86 (314.0)	61.56, 67.76 70.56, 76.26 76.96 (353.1)	77.46, 78.66 78.96, 79.26 93.46 (407.8)	61.86, 64.66 65.66, 76.16 76.16 (344.5)	62.66, 63.96 64.36, 68.06 73.16 (332.2)	2025.0
10	51.86, 54.36 63.56, 66.36 68.36 (304.5)	62.16, 69.96 70.96, 73.46 73.46 (350.0)	77.56, 81.56 82.88, 83.06 83.86 (408.9)	70.76, 72.66 73.16, 78.46 84.46 (379.5)	63.96, 68.06 70.46, 72.96 75.86 (351.3)	64.36, 64.86 67.76, 68.36 68.56 (333.9)	2128.1
100	65.16, 66.26 67.26, 67.66 78.86 (345.2)	68.16, 72.06 72.96, 74.46 77.26 (364.9)	68.86, 72.36 75.26, 79.86 80.06 (376.4)	64.96, 71.96 75.36, 75.46 76.56 (364.3)	60.76, 63.06 68.26, 72.96 73.86 (338.9)	59.26, 61.96 67.16, 70.86 72.66 (331.9)	2121.6

ppb. Co \ ppb. Mo	0	1	10	100	1,000	10,000	ΣM
1,000	63.86, 71.66	73.06, 73.56	46.46, 48.96	35.46, 36.76	36.76, 37.96	31.66, 36.96	1579.6
	72.36, 73.76	75.06, 76.26	50.06, 51.76	40.16, 40.56	39.86, 42.66	39.46, 41.46	
	78.06((359.7)	77.86 (375.8)	57.06 (254.3)	42.56 (195.5)	44.86 (202.1)	42.66 (192.2)	
10,000	0	0	0	0	0	0	0
ΣM	1553.2	1722.4	1718.6	1710.4	1568.3	1506.8	9779.7

การกำหนดเพื่อหาความแตกต่างทางสถิติระหว่างความเข้มข้นของโมลิบดีนัม (Mo) และโคบอลต์ (Co) กับน้ำหนักแห้งของแทนแดง ในการทดลองขั้นตอนที่ 5.2 โดยวิธี two ways analysis of variance โดยที่ลักษณะการทดลองเป็น split plot แบบ Completely Randomized Design (CRD) กำหนดตามวิธีของจุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย, บัณฑิตวิทยาลัย, 2522

ถ้าตัวแปรตัวแรกแบ่งออกได้เป็น c ชนิด และตัวแปรตัวที่สองแบ่งออกได้เป็น r ชนิด โดยที่ทำการทดลองชนิดละ n ครั้งในแต่ละส่วนประกอบ ซึ่งมีทั้งหมด rc ส่วนประกอบ

ตัวแปรตัวที่สอง	ตัวแปรตัวที่หนึ่ง			รวม	ค่าเฉลี่ย
	1	2 c	c		
1	$\left. \begin{array}{c} X_{111} \\ X_{112} \\ \vdots \\ X_{11n} \end{array} \right\} T_{11.}$	$\left. \begin{array}{c} X_{121} \\ X_{122} \\ \vdots \\ X_{12n} \end{array} \right\} T_{12.}$	$\left. \begin{array}{c} X_{1c1} \\ X_{1c2} \\ \vdots \\ X_{1cn} \end{array} \right\} T_{1c.}$	$T_{1..}$	\bar{X}_{100}
2	$\left. \begin{array}{c} X_{211} \\ X_{212} \\ \vdots \\ X_{21n} \end{array} \right\} T_{21.}$	$\left. \begin{array}{c} X_{221} \\ X_{222} \\ \vdots \\ X_{22n} \end{array} \right\} T_{22.}$	$\left. \begin{array}{c} X_{2c1} \\ X_{2c2} \\ \vdots \\ X_{2cn} \end{array} \right\} T_{2c.}$		\bar{X}_{200}
⋮					
r	$\left. \begin{array}{c} X_{r11} \\ X_{r12} \\ \vdots \\ X_{rin} \end{array} \right\} T_{r1.}$	$\left. \begin{array}{c} X_{r21} \\ X_{r22} \\ \vdots \\ X_{r2n} \end{array} \right\} T_{r2.}$	$\left. \begin{array}{c} X_{rc1} \\ X_{rc2} \\ \vdots \\ X_{rcn} \end{array} \right\} T_{rc.}$	$T_{r...}$	$\bar{X}_{r..}$
รวม	$T_{.1.}$	$T_{.2.}$	$T_{.c.}$	T	
ค่าเฉลี่ย	$\bar{X}_{.1.}$	$\bar{X}_{.2.}$	$\bar{X}_{.c.}$		\bar{X}

ตารางวิเคราะห์ความแปรปรวน

สาเหตุของความแปรปรวน	degree of freedom	sum of square	mean square	F test
ระหว่างตัวแปรตัวที่หนึ่ง	c-1	$\sum_{j=1}^c \frac{T^2 \cdot j}{nr} - \frac{T^2}{ncr} = SS(c)$	$\frac{SS(c)}{c-1} = MS(c)$	$\frac{MS(c)}{MS(w)}$
ระหว่างตัวแปรตัวที่สอง	r-1	$\sum_{j=1}^r \frac{T^2 \cdot i}{nr} - \frac{T^2}{ncr} = SS(r)$	$\frac{SS(r)}{r-1} = MS(r)$	$\frac{MS(r)}{MS(w)}$
Interaction	(c-1)(r-1)	$SS(S) - SS(c) - SS(r) = SS(I)$	$\frac{SS(I)}{(c-1)(r-1)} = MS(I)$	$\frac{MS(I)}{MS(w)}$
ระหว่างส่วนประกอบ (subtotal)	(rc-1)	$\sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^c \frac{T_{ij}^2}{n} - \frac{T^2}{ncr} = SS(S)$	$\frac{SS(S)}{SS(w)} = MS(S)$	$\frac{MS(S)}{MS(w)}$
ภายในตัวแปรทั้งสอง	rc(n-1)	$SS(T) - SS(S) = SS(w)$	$\frac{SS(w)}{rc(n-1)}$	
รวม	ncr-1	$\sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^c \sum_{k=1}^n x_{ijk}^2 - \frac{T^2}{ncr} = SS(T)$		

การทดสอบความแตกต่างระหว่างค่าเฉลี่ยของประชากร ควรจะทำตามลำดับดังนี้

1. ทดสอบความแตกต่างของค่าเฉลี่ยของแต่ละส่วนประกอบ หรือ

$$H_0 : \mu_{11} = \mu_{12} = \dots = \mu_{rc}$$

$$H_A : \mu_{11} \neq \mu_{12} \neq \dots \neq \mu_{rc}$$

โดยใช้ $F = \frac{SS(S)}{SS(w)}$

ถ้า F ที่คำนวณได้นี้มีค่ามากกว่า F จากตารางที่ degree of freedom $(rc-1)$ $rc(n-1)$ ก็แสดงว่า reject H_0 แต่ถ้า F น้อยกว่าแสดงว่า accept H_0 ที่ตั้งไว้

ถ้าผลการทดสอบเป็นยอมรับ H_0 แสดงว่าไม่มีความแตกต่างระหว่างตัวแปรที่หนึ่ง และตัวแปรที่สอง แต่ผลการทดสอบเป็นปฏิเสธ H_0 แสดงว่าตัวแปรตัวที่หนึ่งมีความแตกต่างกัน หรือตัวแปรตัวที่สองมีความแตกต่างกัน หรือตัวแปรทั้งสองตัวต่างก็มีความแตกต่างกัน ดังนั้นจึงต้องทำการทดสอบต่อไปว่าตัวแปรตัวใดบ้างที่แตกต่างกัน ก่อนที่จะทำการทดสอบความแตกต่างอันเป็นผลเนื่องมาจากตัวแปรทั้งสอง จะต้องทดสอบความสอดคล้องกันระหว่างตัวแปรทั้งสอง (Interaction) ว่ามีนัยสำคัญหรือไม่

2. ทดสอบว่ามี interaction ระหว่างตัวแปรทั้งสองหรือไม่ หรือ

$$H_0 : \sigma_1^2 = 0$$

$$H_A : \sigma_1^2 \neq 0$$

$$\text{โดยใช้ } F = \frac{MS(I)}{MS(w)}$$

ถ้า F ที่คำนวณได้นี้มีค่ามากกว่า F จากตารางที่ degree of freedom $(c-1)$ $(r-1)$, $rc(n-1)$ ก็แสดงว่า reject H_0 แต่ถ้า F น้อยกว่าแสดงว่า accept H_0 ที่ตั้งไว้

ถ้าผลการทดสอบเป็นยอมรับ H_0 หรือไม่มี Interaction แสดงว่าความแตกต่างที่ทราบสาเหตุมีเพียง 2 ชนิดคือ เนื่องจากตัวแปรตัวที่หนึ่ง และเนื่องจากตัวแปรตัวที่สองเท่านั้น นั่นคือความแตกต่างเนื่องจาก interaction ที่ปรากฏอยู่แต่เป็นจำนวนน้อยนี้จะต้องนำมา รวมกับความแตกต่างที่ไม่ทราบสาเหตุ หรือความแตกต่างภายในตัวแปรทั้งสอง กล่าวคือนำ SS (interaction) มารวมกับ SS (ภายในตัวแปรทั้งสอง) และนำ df (interaction) มารวมกับ df (ภายในตัวแปรทั้งสอง) แล้วหา MS จาก SS และ df ที่เกิดจากผล

รวมดังกล่าวนี้ ซึ่งจะเรียกเป็น $MS(w) * \mu$ แต่ผลการทดสอบเป็นปฏิเสธ H_0 แสดงว่ามี interaction ระหว่างตัวแปรทั้งสอง ดังนั้นความแตกต่างที่ไม่ทราบสาเหตุที่หาได้ก็ถูกต้องแล้ว เพราะต่อนั้นความแตกต่างเนื่องจาก interaction เป็นความแตกต่างที่ทราบสาเหตุ

3. ทดสอบว่าตัวแปรตัวที่หนึ่งและตัวแปรตัวที่สองมีผลทำให้เกิดความแตกต่างระหว่างค่าเฉลี่ยของประชากรหรือไม่ หรือ

$$I \begin{cases} H_0 : \mu_{.1.} = \mu_{.2.} = \dots = \mu_{.c.} \\ H_A : \mu_{.1.} = \mu_{.2.} \neq \dots \neq \mu_{.c.} \end{cases}$$

$$II \begin{cases} H_0 : \mu_{1..} = \mu_{2..} = \dots = \mu_{r..} \\ H_A : \mu_{1..} \neq \mu_{2..} \neq \dots \neq \mu_{r..} \end{cases}$$

ถ้า

$$\text{การทดสอบ I ใช้ } F = \frac{MS(c)}{MS(w)}$$

$$\text{การทดสอบ II ใช้ } F = \frac{MS(r)}{MS(w)}$$

ในกรณีนี้จะถือว่าแต่ละส่วนประกอบระหว่างโมลิบดีนัม (M_0) แต่ละความเข้มข้นกับโคบอลต์ (C_0) แต่ละความเข้มข้น เป็นตัวอย่างจาก 1 ประชากร ซึ่งในที่นี้จะมีทั้งหมด 36 ประชากร และจะทำการทดสอบว่าค่าเฉลี่ยของทั้ง 36 ประชากรดังกล่าวนี้เท่ากันหรือไม่ ดायอมรับว่าเท่ากันก็สามารถสรุปได้เลยว่า ความเข้มข้นของ M_0 และ C_0 ไม่มีผลทำให้น้ำหนักแห้งของແຫຼ່ງແຕກຕ່າງกัน แต่ทฤษฎีสันนิษฐานที่ว่าค่าเฉลี่ยทั้ง 36 ประชากรนี้เท่ากัน แสดงว่าความเข้มข้นของ M_0 หรือ C_0 หรือทั้ง M_0 และ C_0 มีผลทำให้น้ำหนักแห้งของແຫຼ່ງແຕກຕ່າງกัน นั่นคือ การทดสอบครั้งแรกจะต้องทดสอบ

$H_0 : \mu_{11} = \mu_{12} = \mu_{13} = \dots = \mu_{66}$
 (ไม่มีความแตกต่างกันระหว่างความเข้มข้นแต่ละตาของ Mo กับความเข้มข้นแต่ละตาของ Co)

$H_A : \mu_{11} \neq \mu_{12} \neq \mu_{13} \dots \neq \mu_{66}$

$$\begin{aligned}
 \text{SS (รวม)} = \text{SS(T)} &= (50.86)^2 + (51.96)^2 + \dots + (42.66)^2 - \frac{(9779.7)^2}{5 \times 6 \times 6} \\
 &= 127847.39
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \text{SS (ระหว่างส่วนประกอบ)} = \text{SS(s)} &= \frac{(270.4)^2 + (317.7)^2 + \dots + (1922)^2}{5} - \frac{(9779.7)^2}{5 \times 6 \times 6} \\
 &= 124668.14
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \text{SS (ภายในส่วนประกอบ)} = \text{SS(w)} &= 127847.39 - 124668.14 \\
 &= 3179.25
 \end{aligned}$$

ตารางวิเคราะห์ความแปรปรวน I

สาเหตุของความแปรปรวน	df	S.S	M.S	F cal.	F table
ระหว่างส่วนประกอบ	36-1 = 35	124668.14	39.21	$\frac{39.21}{22.08} = 1.776$	1.425
ภายในส่วนประกอบ	36(5-1) = 144	3179.25	22.08		
รวม	(5x6x6)-1=179	127847.39			

ดังนั้นปฏิเสธ $H_0 : \mu_{11} = \mu_{12} = \mu_{13} \dots \dots \dots = \mu_{66}$
 นั่นคือส่วนประกอบระหว่าง M_0 แต่ละความเข้มข้น กับ C_0 แต่ละความเข้มข้นมีความแตกต่างกัน ซึ่งจะต้องทดสอบต่อไปว่า M_0 แต่ละความเข้มข้นมีความแตกต่างกันในการเพิ่มน้ำหนักแห้งของแทนแดงหรือไม่ หรือ C_0 แต่ละความเข้มข้นมีความแตกต่างกันในการเพิ่มน้ำหนักแห้งของแทนแดงหรือไม่

I. $H_0 : \mu_{1.} = \mu_{2.} \dots \dots \dots = \mu_{6.}$ หรือความเข้มข้นของ C_0 ทั้ง
 6 ค่า ไม่มีผลทำให้น้ำหนักแห้งของแทนแดงเพิ่ม

$$H_A : \mu_{1.} \neq \mu_{2.} \dots \dots \dots \neq \mu_{6.}$$

II. $H_0 : \mu_{.1} = \mu_{.2} \dots \dots \dots = \mu_{.6}$ หรือความเข้มข้นของ M_0 ทั้ง
 6 ค่า ไม่มีผลทำให้น้ำหนักแห้งของแทนแดงเพิ่ม

$$H_A : \mu_{.1} \neq \mu_{.2} \dots \dots \dots \neq \mu_{.6}$$

$$\begin{aligned}
 \text{SS (ระหว่าง } M_0 \text{ แต่ละความเข้มข้น)} &= \text{SS}(c) \\
 &= \frac{(1553.2)^2 + (1722.4)^2 + \dots + (1506.8)^2 - (9779.7)^2}{5 \times 6} \\
 &= 1591.18
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \text{SS (ระหว่าง } C_0 \text{ แต่ละความเข้มข้น)} &= \text{SS}(r) \\
 &= \frac{(1925.4)^2 + (2025.0)^2 + \dots + (1579.6)^2 - (9779.7)^2}{5 \times 6} \\
 &= 113083.35
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \text{SS (interaction)} &= \text{SS}(I) \\
 &= 124668.14 - 1591.18 - 113083.35 \\
 &= 9993.61
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \text{SS (ภายในตัวแปรทั้งสอง)} &= \text{SS}(w) \\
 &= 127847.39 - 124668.14 \\
 &= 3179.25
 \end{aligned}$$

ตารางการวิเคราะห์ความแปรปรวน II

สาเหตุของความแปรปรวน	df	S.S.	M.S	F cal.	F table
ระหว่าง M_0 แต่ละความเข้มข้น	$6-1=5$	1591.18	318.24	14.41	2.21
ระหว่าง C_0 แต่ละความเข้มข้น	$6-1=5$	113083.35	22616.67	1024.31	2.21
Interaction	$(6-1)(6-1)=25$	9993.61	399.74	18.04	1.53
ระหว่างส่วนประกอบ	$(6 \times 6)-1=35$	124668.14	39.21	1.776	1.425
ภายในตัวแปรทั้งสอง	$36(5-1)=144$	3179.25	22.08		
รวม	$(5 \times 6 \times 6)-1=179$	127847.39			

จากตารางวิเคราะห์ความแปรปรวน II จะเห็นได้ว่า มี interaction กัน
ระหว่างความเข้มข้นของ M_0 และ C_0
และปฏิเสธ H_0 ที่ว่า ความเข้มข้นของ M_0 ทั้ง 6 ค่าไม่มีผลทำให้น้ำหนักแห้งของแทนแดง
เพิ่ม นั่นคือ ความเข้มข้นของ M_0 ทั้ง 6 ค่ามีผลทำให้น้ำหนักแห้งของแทนแดงเพิ่มแตกต่างกัน
และปฏิเสธ H_0 ที่ว่าความเข้มข้นของ C_0 ทั้ง 6 ค่าไม่มีผลทำให้น้ำหนักแห้งของแทนแดง
เพิ่ม นั่นคือ ความเข้มข้นของ C_0 ทั้ง 6 ค่ามีผลทำให้น้ำหนักแห้งของแทนแดงเพิ่มแตกต่างกัน

ดังนั้นจะต้องทดสอบต่อไปว่า ความเข้มข้นของ M_0 ค่าใดที่ทำให้น้ำหนักแห้งของ
แทนแดงเพิ่มขึ้นมากที่สุด ความเข้มข้นของ C_0 ค่าใดที่ทำให้น้ำหนักแห้งของแทนแดงเพิ่มขึ้น
มากที่สุด และ interaction ระหว่างความเข้มข้นของ M_0 กับ C_0 ค่าใดที่ทำให้น้ำหนัก
แห้งของแทนแดงเพิ่มขึ้นมากที่สุด โดยใช้ student t-test

ขั้นตอนในการวิเคราะห์เพื่อทดสอบสมมติฐาน

1. ทดสอบสมมติฐานของ variance เพื่อให้ทราบว่า variance ของผลการทดลองเท่ากันหรือไม่ ทำได้โดยใช้ F test

$$H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2, \quad H_A : \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$$

1 = variance ของผลการทดลองที่มีค่ามากกว่า
2 = variance ของผลการทดลองอีกอันหนึ่ง

$$F = \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}$$

จาก Sampling Theory

$$\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} = \frac{s_1^2}{s_2^2}$$

σ_1^2, σ_2^2 = variance ของ population

s_1^2, s_2^2 = variance ของ samples

ถ้า s^2 หาได้จากสูตร : $s^2 = \frac{\sum x^2 - (\sum x)^2/n}{n-1}$
n = จำนวน sample ที่ observe ได้

หลังจากหาค่า F จากการคำนวณได้แล้ว นำไปเปรียบเทียบกับค่า F จากตาราง ที่ degree of freedom n_1-1, n_2-1 ถ้าค่า F ที่คำนวณได้มีค่ามากกว่าก็แสดงว่า reject H_0 แต่ถ้าค่า F น้อยกว่าแสดงว่า accept H_0 ที่ตั้งไว้

2. ทดสอบสมมติฐานของค่าเฉลี่ย

2.1 ในกรณีที่ reject H_0 จากการทดสอบ variance ในข้อ 1 ทำการทดสอบค่าเฉลี่ยโดยใช้ Student t-test ดังนี้

$$H_0 : \mu_1 = \mu_2, \quad H_A : \mu_1 \neq \mu_2$$

μ_1, μ_2 = mean ของแต่ละการทดลอง

$$t = \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}}}$$

$$\text{degree of freedom} = \frac{\left(\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}\right)^2}{\frac{\left(\frac{S_1^2}{n_1}\right)^2}{n_1+1} + \frac{\left(\frac{S_2^2}{n_2}\right)^2}{n_2+1}} - 2$$

เปรียบเทียบค่า t จากการคำนวณกับค่า t จากตาราง student t-distribution ที่ degree of freedom ที่คำนวณได้ ถ้าค่า t ที่คำนวณได้มีค่ามากกว่าก็แสดงว่า reject H_0 แต่ถ้า น้อยกว่าแสดงว่า accept H_0 $\mu_1 = \mu_2$

2.2 ในกรณีที่ accept H_0 จากการทดสอบ variance ในข้อ 1 ทำการทดสอบค่าเฉลี่ยโดยใช้ Student t-test ดังนี้

$$H_0 : \mu_1 = \mu_2, \quad H_A : \mu_1 \neq \mu_2$$

$$t = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{\frac{(n_1-1) S_1^2 + (n_2-1) S_2^2}{n_1 + n_2 - 2} \left\{ \frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right\}}}$$

degree of freedom = $n_1 + n_2 - 2$

\bar{x}_1 = mean ของการทดลองที่ค่ามากกว่า

\bar{x}_2 = mean ของอีกการทดลองหนึ่ง

n_1, n_2 = จำนวน sample ที่ observe ได้ของแต่ละการทดลอง

เปรียบเทียบค่า t จากการคำนวณกับค่า t จากตาราง student t-distribution เช่นเดียวกับข้อ 2.1

ตัวอย่างของการคำนวณ

การทดลองที่ให้ Co 10 ppb. : $n = 30, \quad x = 2128.1, \quad \bar{x}_1 = 70.94$

$$S_1^2 = 64.16$$

การทดลองที่ไม่ให้ Co (Co 0 ppb.) : $n = 30, \quad x = 1925.4, \quad \bar{x}_2 = 64.18$

$$S_2^2 = 56.40$$

1. ทดสอบสมมติฐานของ variance

$$H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2, \quad H_A : \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$$

$$F = \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} = \frac{S_1^2}{S_2^2} = \frac{64.16}{56.40} = 1.1376$$

จากตาราง $F_{.05, 29, 29} \approx 1.8583 \therefore \text{accept } H_0$

2. ทดสอบสมมติฐานของค่าเฉลี่ย

$$H_0 : \mu_1 = \mu_2, \quad H_A : \mu_1 \neq \mu_2$$

$$\begin{aligned} n_1 = n_2 = n \therefore t &= \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{\frac{s_1^2 + s_2^2}{n}}} \\ &= \frac{70.94 - 64.18}{\sqrt{\frac{64.16 + 56.40}{30}}} \\ &= 3.372^{**} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{degree of freedom} &= n_1 + n_2 - 2 \\ &= 30 + 30 - 2 = 58 \end{aligned}$$

จากตาราง $T_{.01, 58} \approx 2.6644$

Reject H_0 นั่นคือ น้ำหนักแห้งของแทนแดงที่ไม่ได้ให้ Co (0 ppb.) และให้ Co 10 ppb. มีความแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญยิ่ง

ฉะนั้นจะกำหนดหาความแตกต่างของน้ำหนักแห้งของแทนแดงที่ได้รับ Co ที่มีความเข้มข้นต่าง ๆ กัน Mo ที่มีความเข้มข้นต่าง ๆ กัน และ interaction ระหว่างความเข้มข้นของ Mo กับ Co ได้โดยวิธีเดียวกันนี้

- ซึ่งผลปรากฏว่า
1. น้ำหนักแห้งของแทนแดงจะไม่แตกต่างกัน และจะสูงสุดเมื่อได้รับ Mo 1 10 100 ppb. แต่หา Mo มากหรือน้อยกว่าน้ำหนักแห้งแทนแดงจะต่ำลง
 2. น้ำหนักแห้งของแทนแดงจะไม่แตกต่างกัน และจะสูงสุดเมื่อได้รับ Co 1 10 100 ppb. แต่หา Co มากหรือน้อยกว่าน้ำหนักแห้งของแทนแดงจะต่ำลง
- แสดงว่าทั้ง Mo และ Co มีผลต่อการเจริญเติบโตของแทนแดง
3. น้ำหนักแห้งของแทนแดงจะไม่แตกต่างกันและจะสูงสุดเมื่อได้รับ Mo 10 ppb. + Co 10 ppb. และ Mo 100 ppb. + Co 1 ppb.

การวิเคราะห์ความสัมพันธ์ระหว่าง % ไนโตรเจนทั้งหมด กับน้ำหนักแห้งของแทนแดง โดยการนำข้อมูลซึ่งประกอบด้วยน้ำหนักแห้งที่เพิ่มขึ้น สมมติว่าเป็น y และ % ไนโตรเจนทั้งหมด สมมติว่าเป็น x มาพล็อตกราฟ ซึ่งจะได้แผนภูมิที่เรียกว่า แผนภาพการกระจาย (Scatter diagram) ดังในกราฟที่ 11 จะเห็นได้ว่าความสัมพันธ์ระหว่างน้ำหนักแห้งของแทนแดงกับ % ไนโตรเจนทั้งหมดมีแนวโน้มที่จะอยู่ในรูปเส้นตรงได้ ซึ่งมีสมการปกติเป็น

$$\sum_{i=1}^n y_i = an + b \sum_{i=1}^n x_i$$

$$\sum_{i=1}^n xy = a \sum_{i=1}^n x_i + b \sum_{i=1}^n x_i^2$$

จากข้อมูล $n = 30, \sum y_i = 1955.92, \sum x_i = 124.39,$
 $\sum xy = 8385.04, \sum x_i^2 = 540.51$

เมื่อแทนค่าจากข้อมูลลงในสมการปกติจะได้

$$1955.92 = 30a + 124.39b \dots\dots\dots(1)$$

$$8385.40 = 124.39a + 540.51b \dots\dots\dots(2)$$

แก้สมการทั้งสองจะได้ $a = 19.17, b = 11.10$

ดังนั้น สมการแสดงความสัมพันธ์ระหว่าง % ไนโตรเจนทั้งหมด และน้ำหนักแห้งที่เพิ่มขึ้นของแทนแดง ซึ่งโดยทั่วไป เรียกว่าสมการถดถอย

คือ $Y = a + bx$ ก็จะเป็น

$$Y = 19.17 + 11.10x$$

การวิเคราะห์สหสัมพันธ์ โดยวัดจากสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ (correlation coefficient)

$$r = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}}, \quad -1 \leq r \leq 1$$

ถ้าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์มีค่าเป็นบวก แสดงว่าเมื่อตัวแปรหนึ่งมีค่าเพิ่ม ตัวแปรอีกตัวหนึ่งจะเพิ่มตาม แต่ถ้าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์เป็นลบ แสดงว่าเมื่อตัวแปรหนึ่งมีค่าเพิ่ม ตัวแปรอีกตัวหนึ่งจะมีค่าลดลง ถ้าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์มีค่าเข้าใกล้ +1 หรือ -1 แสดงว่า X และ Y มีความสัมพันธ์กันมาก ในกรณีที่ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์เป็น 0 แสดงว่าตัวแปรทั้งสองไม่มีความสัมพันธ์กัน

จากข้อมูล	$(x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})$	=	275.14
	$(x_i - \bar{x})^2$	=	24.74
	$(y_i - \bar{y})$	=	3680.15

$$\therefore r = \frac{275.14}{\sqrt{(24.74)(3680.15)}} = 0.91$$

แสดงว่า % ไนโตรเจนทั้งหมดมีความสัมพันธ์กับน้ำหนักแห้งของแทนแดง โดยเมื่อน้ำหนักแห้งของแทนแดงเพิ่มขึ้น % ไนโตรเจนทั้งหมดจะเพิ่มขึ้นด้วย

ประวัติการศึกษา

นางสาวจิตรีบูล สุวรรณประไพ เกิดเมื่อวันที่ 4 ธันวาคม พ.ศ. 2496
จังหวัดปทุมธานี สำเร็จการศึกษาระดับปริญญาบัณฑิตทางวิทยาศาสตร์ ภาควิชาพฤกษศาสตร์
จากจุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย ในปีการศึกษา 2518

เข้าศึกษาต่อชั้นปริญญาโททางด้านสัตววิทยา ภาควิชาพฤกษศาสตร์ โดย
ได้รับทุนอุดหนุนการวิจัยจากบัณฑิตวิทยาลัย จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ปัจจุบันรับราชการเป็นนักวิทยาศาสตร์ อยู่ในงานวิเคราะห์อาหารสัตว์ กองอาหาร
สัตว์ กรมปศุสัตว์ กระทรวงเกษตรและสหกรณ์

