ISSN 0376—477X

中華農業研究

第四十卷　　第三期

目　次

葡萄次病毒之瓜苗檢定（簡報）……楊一郎　鄧汀欽…249
基因型與環境交感效應之迴歸分析共點性在不同
　生長時間下之動態研究……呂秀英…255
乾燥溫度對落花生等溫水份平衡線影響性之研究……陳加忠　曹之祖　賴建洲…262
蜻蜓鳳梨微體繁殖之研究……邱金春…274
臺灣水果維他命C含量之測定……劉慧瑛　黃淵輝…280
全自動水果去皮機之研製……梁連勝　蔡致榮　顏秀榮…291
臺灣南部荔枝毬蟎之發生與防治……溫宏治　李錫山　林正忠…298
每穴種植株數對同質與異質大豆族群生育之影響……林順福　詹國連　魏趨開…305
水稻地區性、期作性產量及生理性狀之品種分類……蔡金川…315
大蒜潛隱病毒在臺灣之發生及其生物特性……鄧汀欽　蔡淑娓　蔡財旺…333
落花生籽粒飽滿度測定方法之比較……曲文隆　盧煌勝…346
氣象預測模式之測試分析……陳琦玲　漆匡時　林正錡…351

中華民國八十年九月
臺灣省農業試驗所出版
中華民國 臺灣省 臺中縣 霧峰鄉

中華農業研究 (Jour. Agric. Res. China) 40(3)：249～254 (1991)

葡萄次病毒之瓜苗檢定[1] (簡報)

楊 一 郎　　鄧 汀 欽[2]

摘要：農試所及臺中地區葡萄產地之巨峰等6個品種之57個葡萄葉片材料，經製作葡萄次病毒接種源 (viroid inoculum)，並於春夏季間進行葡萄次病毒 (grapevine viroid, GV) 之瓜苗檢定 (cucumber assay) 結果，供試57個葡萄材料中，有23個材料在接種之指示植物 (*Cucumis sativus* L. cv. Sūyō) 呈現 GV 典型病徵反應，該罹病瓜苗在接種後5～7週呈現捲葉 (leaf curling) 及葉脈透化 (vein clearing) 等初期病徵，在後期呈現頂端黃化 (top yellowing) 及矮化 (stunt) 等特異性病徵，此項 GV 瓜苗檢定之病徵反應結果與日本佐野等報告之葡萄潛伏性次病毒 (grapevine latent viroid) 相近似。

關鍵詞：葡萄，次病毒，瓜苗檢定法，次病毒檢定。

1984年四方等[9]在日本首先報告葡萄核醣核酸型次病毒 (grapevine viroid RNA)。佐野等[5,6,7]報告日本之葡萄潛伏性次病毒 (grapevine latent viroid) 爲蛇麻矮化次病毒之葡萄分離系統 (grapevine isolate of hop stunt viroid, HSV-g)，並報告法國、德國、澳洲、美國及匈牙利等國家引進日本之葡萄品種材料與日本本土保存者皆多數潛存 HSV-g。繼後 Semancik 等多數學者[3,4,8,10]相繼報告歐洲，澳洲及美國等地區之主要葡萄品種保存材料大部份潛存各種葡萄次病毒 (grapevine viroid isolates, GV)。葡萄爲無性繁殖作物，其品種材料之擴散造成 GV 潛存蔓延於世界各葡萄產地。本省葡萄品種材料係由日本及歐美等國外引進，是否有 GV 潛存有待探究。本試驗初步沿用佐野等[7]之 HSV-g 之瓜苗檢定法 (cucumber assay) 測試本省葡萄品種材料之 GV 潛存情形，供爲今後本省健康葡萄種苗研究繁殖之參考。

向日本大和種苗公司購用檢驗合格之健全胡瓜種子 (*Cucumis sativus* L. CV. Sūyō)，以消毒土壤播種育苗，供爲 GV 之瓜苗檢定 (cucumber assay) 之指示植物。

79年春夏季間，採集農試所試區之 Kyoho, Itali IP65，Concord，鉢栽之 Cabernate franc，Rupestris St. George，LN-33，中部葡萄產地之 Kyoho 幼葉，合計6個品種57個材料凍存之(表1)。將葡萄葉片凍存材料，按佐野等[7]之 GV 接種源製作及瓜苗檢定 (cucumber assay) 方法製成 GV 接種源並進行瓜苗檢定試驗。

葡萄葉片冷凍材料之 GV 接種源製作過程如次：

Frozen tissue (100g).

↓ 200ml 1M K_2HPO_4 (autoclaved)

↓ 2g SDS

↓ 10ml 0.05% bentonite suspension (autoclaved)

1. 臺灣省農業試驗所　研究報告第1578號。本計畫承行政院國家科學委員會補助 (NSC79-0409-B055-16)，謹致謝意。

2. 本所植病系副研究員及助理研究員。臺灣省　臺中縣　霧峰鄉。

↓ blended in mixer for 5 min at room temp.
↓ 100 ml phenol : chloroform (1 : 1)
↓ blended in mixer for 3 min at room temp.
↓ centrifuge 6500 rpm, 10 min.
aqueous phase
↓ 50 ml phenol : chloroform (1 : 1)
↓ blended in mixer for 3 min at room temp.
↓ centrifuge 6500 rpm, 10 min.
aqueous phase
↓ 2.5 vol Et-OH
↓ dry ice 1 hr.
↓ centrifuge 6500 rpm, 10 min.
ppt (interphase)
↓ 100 ml DW
↓ 2 vol (200 ml) Et-OH
↓ dry ice 1 hr.
↓ centrifuge 6500 rpm, 10 min.
ppt (interphase)
dissolved in
1 ml 0.1M Tris-HCl, 0.01M EDTA, 0.1M NaCl. pH 7.5
↓ 0.05% bentonite
Inoculum for mechenical inoculation

表1. 葡萄次病毒之瓜苗檢定

Table 1. Detection of grapevine viroids by cucumber assay

地區 Location	品種 Cultivar	瓜苗檢定結果(2) Result of cucumber assay	病徵(1) Symptoms
TARI	Concord	3/8	LC, VC, LY, S
	Kyoho	4/8	LC, VC, LY, S
	Itali IP65	2/8	LC, VC, LY, S
	Cabernet franc	2/3	LC, VC, LY, S
	Rupestris St. George	1/3	LC, VC, LY, S
	LN-33	2/3	LC, VC, LY, S
Tungshu	Kyoho	5/12	LC, VC, LY, S
Tsuolan	Kyoho	4/12	LC, VC, LY, S

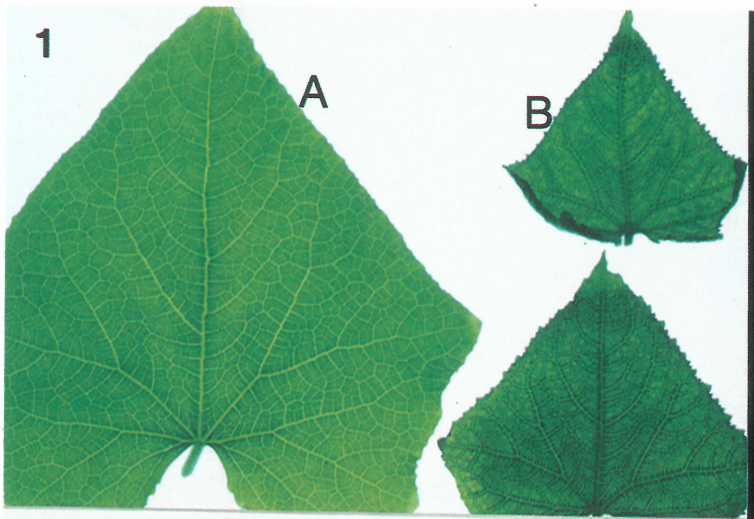
(1)LC: leaf curling. VC: Vein clearing
LY: leaf yellowing. S: stunt.
(2)Numerator/denominator=Infected plants/inoculated plants.

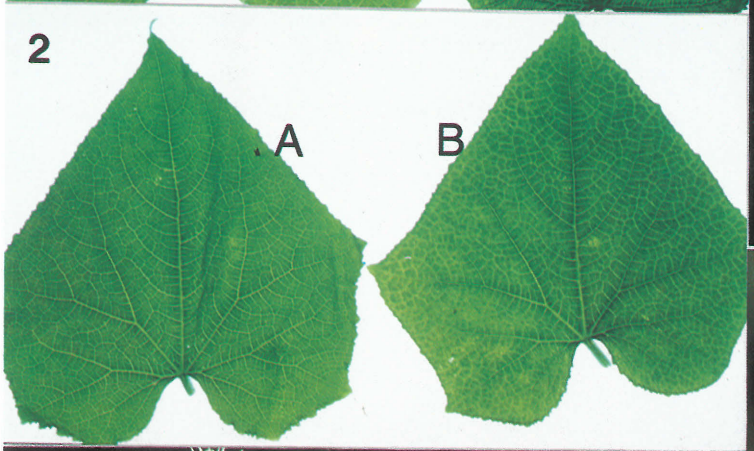
在79年春夏季間，將上述 GV 接種源以汁液接種方法接種在缽栽4～6天之瓜苗乳葉（CV.Sūyō），放置在25～35°C溫室約9～12週，定期施用農藥，另以無接種瓜苗爲對照，觀察記錄瓜苗核定植物之生育及病徵出現情形。另在79年冬季（低溫季節），將上述瓜苗檢定得到之 GV 罹病瓜葉材料分別回接健全瓜苗乳葉（CV. Sūyō），觀察低溫季節 (20°C以下) 環境下之 GV 在瓜苗之病徵反應。

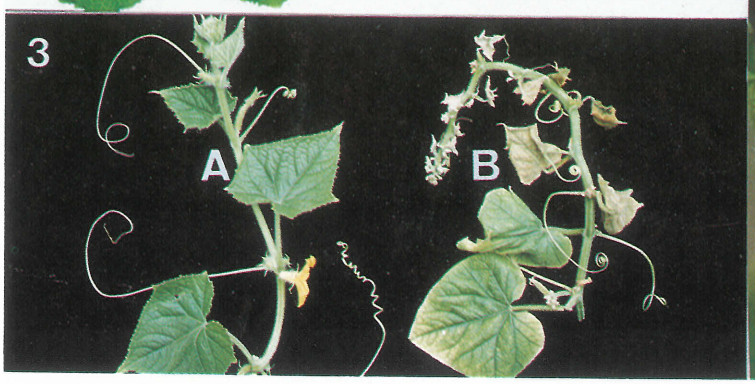
春夏季間，以供試6個品種57個葡萄葉片材料之 GV 之瓜苗檢定結果，有23個材料在瓜苗指示植物（CV. Sūyō）呈現 GV 之特殊病徵反應（表1.）。瓜苗經接種5—7週後，初期在幼葉呈現捲葉（leaf curling），葉脈透化（vein clearing）及葉片暗化（leaf color darkening），後期呈現頂端黃化（top yellowing），葉片黃化（leaf yellowing）及矮化（stunt）等病徵（圖1～5）。另在冬季低溫季節，將上述 GV 罹病瓜葉材料回接到瓜苗結果，皆未有病徵反應。上述葡萄材料之瓜苗檢定結果與佐野等[5,7]報告之 HSV-g 之瓜苗檢定結果相近似，亦與過去已 GV 等 viroids 僅適宜於高溫環境（25—35°C）始能感染發病之報告相符[1,2,7,9]。又上述 GV 之瓜苗檢定結果，其檢定植物之病徵反應有嚴重矮化及輕度捲葉型，嚴重型者其病徵發展快速，全株極端矮化且頂端芽葉捲屈變小而黃化，輕型者其病徵進展緩慢，輕度矮化及捲葉，依此項檢定植物之病徵反應之差異結果推測供試各種葡萄品種材料間似存有病原性差異之分離株（grapevine viroid isolates）存在。

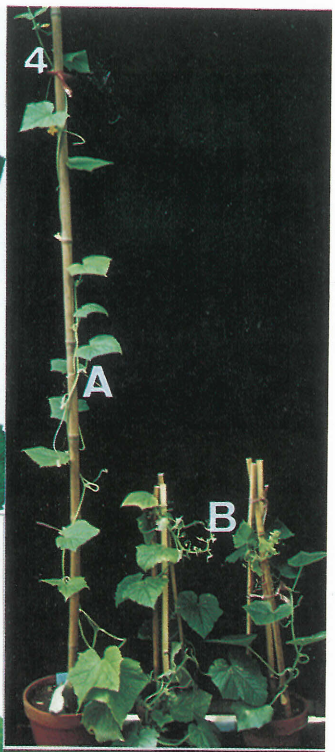
參考文獻

1. Diener, T. O., 1987. The Viroids. 344pp. New York, Plenum Press.
2. Diener, T. O., 1979, Viroids and Viroid Diseases. Wiley-Interscience, New York.
3. Flores, R., N. Duran-vila, V. Pallas, J. S. Semancik. 1985. Detection of viroid and viroid-like RNAs from grapevine. J. Gen. Virol. 66,2095—2102.
4. Koltunow, A. M., and A. M. Rezaian. 1988. Grapevine yellow speckle viroid: structural features of a new viroid group. Nucleic Acids Res. 16,849—864.
5. Sano, T., I. Uyeda, E. Shikata, T. Meshi, T. Ohno, and Y. Okada, 1985. A viroid-like RNA isolated from grapevine has high sequence homology with hop stunt viroid. J.Gen. Virol. 66,333—338.
6. Sano, T., K. Ohshima, I. Uyeda, E. Shikata, T. Meshi, and Y. Okada. 1985. Nucleotide sequence of grapevine viroid: A grapevine isolate of hop stunt viroid. Proc. Jpn. Acad. Ser. B 61,265—268.
7. Sano, T., K. Ohshima, T. Hataya, I. Uyeda, E. Shikata, G. T. Chou, T. Meshi, and Y. Okada. 1986. A viroid resembling hop stunt viroid in grapevines from Europe, the United States and Japan. J. Gen. Virol. 67,1673—1678.
8. Semancik, J. S., R. Rivera—Bustamante, and A. C. Goheen. 1987. Widespread occurrence of viroid-like RNAs in grapevines. Am. J. Enol. Vitic. 38,35—40.
9. Sikata, E., T. Sano, and I. Uyeda. 1984. An infectious low molecular weight RNA was detected in grapevines by molecular hybridization with hop stunt viroid cDNA. Proc. Jpn. Acad. Ser. B 60, 202—205.
10. Szychowski, Z. A., A. C. Gooheen, and Z. S. Semancik. 1988. Mechenical transmission and rootstock reservoirs as factors in the widespread distribution of viroids in grapevines. Am. J. Enol. Vitic. 39,213—216.


1
A
B


2
A
B


3
A
B


4
A
B


5

圖片說明：

Explanation of plates:

Fig.1. The grapevine viroid infected cucumber leaves (*Cucumis sativus* L. cv. Sūyō) showing leaf curling and darkening (B) and the healthy (A).

Fig.2. The viroid infected cucumber leaf showing vein clearing (B) and the healthy (A).

Fig.3. The viroid infected cucumber plant showing top necrosis and leaf yellowing (B) and the healthy (A).

Fig.4. The viroid infected cucumber plants showing stunting (B) and the healthy (A).

Fig.5. The viroid infected cucumber apical bine showing leaf curling, leaf yellowing, leaf rugosity and internode schortening.

Detection of grapevine viroids by cucumber assay[1] (Research Note)

Yang, I. L. and T. C. Deng[2]

Summary

Fifty seven grapevine inocula were extracted from leaf collections of six grapevine varieties cultivated in Taiwan agricultural research institute and Taichung district. The grapevine viroids were detected in 23 out of 57 grapevine inoculum extractions tested by the viroid indexing method of cucumber assay during spring to summer season.

The grapevine viroid induced typical viroid symptoms on cucumber indicator plants (*Cucumis sativus* L. cv. Sūyō) 5-7 weeks after inoculation. The viroid infected cucumber plants showed specific symptoms of leaf curling, top yellowing and stunt, and the results of cucumber assay were similar to those of grapevine latent viroid (HSV-g) which had been described by Sano *et al.* in Japan.

Key words : grapevine, viroid, cucumber assay, viroid detection.

1. Contribution No. 1578 from Taiwan Agricultural Resarch Institute. The study was supported by research grant from National Science Council (NSC79—0409—BO55—16).

2. Associated Plant Pathologist and Assistant Plant Pathologist, respectively, Department of Plant Pathology, TARI. Wufeng, Taichung, Taiwan, ROC.

中華農業研究（Jour. Agric. Res. China）40(3)：255～261（1991）

基因型與環境交感效應之迴歸分析共點性在不同生長時間下之動態研究[1]

呂　秀　英[2]

摘要：直線迴歸模式能有效地估計數量性狀對環境的適應能力。然而，利用交感效應隨環境指標所求得的〝穩定性〞，係一種相對性的概念，隨參試材料與環境因子的種類、數目之不同，其估值也改變，因此，直線迴歸模式實爲一種描述性的穩定性模式，而無法用之於預測工作，同時也造成表型平均值與穩定性係數之間往往存在正相關關係。此種相關的情況，即所有迴歸線通過一共點。在符合直線迴歸模式且基因型與環境效應均爲逢機型之前提下，由逢機樣本估得之共點乃提供了一預測上極有用的指標。另一方面，植物性狀的穩定性常因生長及發育的不同而異，故所估得之共點介量也會隨生長時間而有變化。因此針對此問題，本研究將以實驗植物 *Arabidopsis thaliana* 爲材料，建立共點介量與生長時間的特定關係，以探明共點性隨著生長發育之變化趨勢，俾能誘導出一測定穩定性的預測模式。

結果得知：各生長時間下除了第1週外，共點性均存在，所估計的共點皆落在生產正常範圍內，故採用迴歸係數估值作爲穩定性之選拔準則有效，然其所選出的高產且穩定基因型會因生長時間之不同而改變。由本研究 *Arabidopsis thaliana* 的資料配合結果，顯示共點係數 c_t 與時間 t 之間呈一種指數生長曲線關係，其值在生長初期最大而隨時間經過則變小，此可用以預測同族群其他未受試之基因型及環境，但預測的可靠性僅侷限於該特定時間內。

關鍵詞：基因型與環境交感效應，迴歸分析，共點性，*Arabidopsis thaliana*

直線迴歸模式能有效地估計數量性狀對環境的適應能力。然而，利用交感效應隨環境指標所求得的〝穩定性〞，係一種相對性的概念，隨參試材料與環境因子的種類、數目之不同，其估值也改變，因此，直線迴歸模式實爲一種描述性的穩定性模式，而無法用之於預測工作，同時也造成表型平均值與穩定性係數之間往往存在正相關關係。此穩定性係數與表型平均值之間存在的正相關關係，在許多其他不同試驗材料之研究中均有發現，Wright(1971，1976)描述此種相關的情況，係在 Finlay and Wilkinson 分析類型下所有迴歸線通過一共點（concurrent point），即 Mandel（1961，1969）及 Eagles *et al.*（1977）所指出的這些迴歸線具有收斂性（convergence）。換言之，基因型與環境（G×E）交感效應不僅可對環境指標（E）作迴歸（e.g. Finlay and Wilkinson 1963；Eberhart and Russell 1966；Perkins and Jinks 1968；etc.），且與基因型效應（G）間呈直線關係（e.g. Wricke 1971；Wright 1971；Utz 1972；Moav and Wohlfarth 1974；etc.），亦即同時作交感成分隨環境指標及基因型效應之迴歸分析。如此，可擴充穩定性迴歸模式爲一〝共點模式〞（Wright 1971；呂 1989）。而可利用由逢機樣本所估得的共點介量，來預測同一族群中其它未受試之基因型及環境的穩定性表現。然而，植物之環境穩定性常因生長發育之不同而有變化（Lu and Wu, 1987），故以

1. 臺灣省農業試驗所研究報告第1579號。本研究承蒙國家科學委員會補助經費(NSC78-0409-B055-18)，特此致謝。
2. 臺灣省農業試驗所農藝系副研究員。

Finlay-Wilkinson 之簡單迴歸模式爲基礎所建立的共點模式，所估得之共點介量可能也會隨生長發育之不同而異。在共點現象存在的情形下，各生長時期之共點介量與生長時間之關係如能獲得，或許可以生長初期的穩定性評估結果，來預測生長後期（如收穫時期）的穩定性，將更有利於農業上之早期選拔與產量預測。因此本研究利用 *Arabidopsis thaliana* 之24個自交系在12種相異環境下不同生長時期（每週測定一次）所測得之鮮重資料爲材料，配合所擬定的理論模式，以說明分析方法，並進而探明其共點性在生長下之變化情形。

理論模式及統計方法

設 n 個基因型在 p 個相異環境下於某一生長時期 t 重覆 q 次的性狀測定值爲 $Y_{ijk(t)}$（t=1…m，i=1…n，j=1…p，k=1…q），其在生長時間 t 時之數學模式可擬定如下式：

$$Y_{ijk(t)}=\mu_{(t)}+G_{i(t)}+E_{j(t)}+I_{ij(t)}+e_{ijk(t)} \quad (1)$$

式中 $\mu_{(t)}$，$G_{i(t)}$，$E_{j(t)}$ 及 $I_{ij(t)}$ 分別爲在某生長時間 t 之總平均值，基因型 i 之遺傳效應，環境 j 之環境效應及基因型與環境之交感效應；$e_{ijk(t)}$ 爲試驗機差而符合均值爲0，變方爲 σ^2 之獨立逢機常態分布。

若迴歸線之共點現象存在，則基因型與環境交感效應（I）不僅可對環境指標（E）作迴歸，且與基因型效應（G）間呈直線關係，亦即同時作交感成分隨環境指標及基因型效應之迴歸分析，故其共點模式可寫成

$$Y_{ijk(t)}=\mu_{(t)}+G_{i(t)}+E_{j(t)}+c_tG_{i(t)}E_{j(t)}+b'_{i(t)}E_{j(t)}+a'_{j(t)}G_{i(t)}+\gamma_{ij(t)}+e_{ijk(t)} \quad (2)$$

式中 c_t 爲 $I_{ij(t)}$ 同時對 $G_{i(t)}$ 及 $E_{j(t)}$ 作迴歸所估得之迴歸係數，即爲共點係數（coefficient of concurrence），用以解釋一主要共點；$b'_{i(t)}$ 及 $a'_{j(t)}$ 爲部份係數（partial coefficient），用來測定主要共點之外其餘迴歸線產生另一些相異的共點（部份共點）所佔的比例；$\gamma_{ij(t)}$ 爲迴歸剩餘機差。共點模式中各介量之估計，變方分析表及其顯著性測驗法，請參考前報（呂 1989）之詳細說明。

於是，就不同生長時間而言，各可估得一個共點係數，設爲 c_1，c_2，…，c_t，…，c_m。若參試基因型與環境均爲某族群之逢機樣本時，則共點係數 c_t 可代表在時間 t 時該兩族群的共同特徵，故可利用這個由逢機樣本所估得的值來預測同一族群內其他未受試之基因型及環境的表現。這樣的預測，其可信度（degree of reliability）可由廣義遺傳率（broad sense heritability）估計之（Breese 1969）。

由於環境穩定性會隨著植物之生長發育而異，故此處之共點係數亦可能因生長時間之不同而有變化。倘若，能從數學上以一簡單的函數式描述出該共點係數與時間的關係，將有利於探討 c 值之預測效果在植物生長過程中的變化趨勢，俾使預測達到最高的效率。這樣的函數式如能順利獲得，則可綜合（combined）不同時間下所擬立的共點模式，本研究特稱之爲〝綜合共點模式〞（combined concurrent model），以有別於僅考慮某一特定時間下的一般共點模式（concurrent model）。

試驗材料

擬利用生長期較短，人工易管理的實驗植物 *Arabidopsis thaliana* 的24品系爲材料，分12種不同的生長環境（營養液、溫度及日照等因素），每隔一星期測定一次至開花爲止的鮮重資料，配合上述理論模式，探討這些模式之適用性及可靠性。

結　果

將 *Arabidopsis thaliana* 在不同生長時間測得的鮮重性狀，配之以一般共點模式，所得變方分析結果於表1，除第1週外，各生長時間均存有共點現象，而殘差項雖皆呈極顯著，但經迴歸分析結果直線關係並不存在，即未發現明顯的次要共點，故第2週至第7週所建立的共點模式，在預測之應用上

具有相當價值。其估得之共點係數 c_t 及共點（$E_{J(t)}$，$\bar{Y}_{IJ.(t)}$）可見表2。顯然，在每一生長時間下其共點均落在生產正常的環境範圍內，此就平均收量而言，高產品系在高於該環境水準（有利環境）下的收量最高，處於該特定環境時則與其他品系間差異最小，如低於該環境水準（不利環境）則收量反較其他品系爲差，但因迴歸係數與表型平均值間呈正相關，故其穩定性亦相對由低至高而變化。因此，在不同生長環境下是可以選出一些高產且穩定的基因型，按 Eagles *et al.* (1977) 之說法，採用迴歸係數估值作爲穩定性之選拔準則有效；但由於環境穩定性會因植物之生長發育不同而改變，故不同生長時間所選出的結果也可能並不相同。

表 1. *Arabidopsis thaliana* 24個自交系在12種相異環境下生長之鮮重資料於7個不同生長時間配合共點模式之結果

Table 1. ANOVA of concurrent model for 24 inbred lines of *Arabidopsis thaliana* under 12 different environments in 7 growth stages

Source	D. F.	M. S. 1	2	3	4	5	6	7 (Week)
Environment (E)	11	1.15**	127.08**	1727.5**	6774.4**	25522**	29427**	33832**
Genotype (G)	23	1.06**	54.93**	1061.7**	4268.8**	13650**	21084**	25946**
G×E	253	.21**	10.01**	161.7**	865.3**	2934**	3065**	4480**
Concurrence	1	.10	40.47**	1223.8**	5415.1**	39772**	20016**	21989**
Residual	252	.21**	4.85**	157.4**	847.3**	2788**	2998**	4410**
Residual regr. onto :								
E	22	.06	1.29	5.6	102.4	1042	590	881
G	10	.05	2.88	37.5	196.6	703	527	112
Residual	220	.23**	5.30**	178.1**	951.3**	3057**	3351**	4958**
Error	1152	.05	3.24	49.1	163.5	580	880	1315

**,* : significant at 1% and 5%, respectively.

表 2. 各種變方成份、廣義遺傳率、共點係數及共點之估計值

Table 2. Estimates of variance component, heritability, coefficient of concurrence (c) and concurrent point ($-1/c$, $\mu-1/c$)

Item	2	3	4	5	6	7 (Week)
σ_G^2	0.75	15.00	56.72	178.60	300.32	357.77
σ_E^2	0.98	26.10	49.24	188.24	219.68	244.60
σ_I^2	1.35	22.52	140.37	470.77	437.11	632.85
σ_P^2	3.08	63.62	246.33	837.60	957.11	1235.15
σ_G^2/σ_P^2	24.32%	23.58%	23.03%	21.32%	31.38%	28.97%
$(\sigma_G^2+\sigma_E^2)/\sigma_P^2$	56.01%	76.42%	43.02%	43.80%	54.33%	48.77%
σ_C^2	0.02	0.74	3.17	25.68	11.82	12.21
$(\sigma_G^2+\sigma_E^2+\sigma_C^2)/\sigma_P^2$	56.81%	77.58%	44.31%	46.87%	55.56%	49.76%
σ_γ^2	0.41	0.73	157.57	497.41	494.27	728.62
σ^2	3.24	49.08	163.49	580.01	879.84	1315.33
c	0.4062** ±0.0725	0.1378** ±0.0093	0.0730** ±0.0100	0.0570** ±0.0092	0.0303** ±0.0052	0.0267** ±0.0054
$-1/c$	−2.4618	−7.2569	−13.6986	−17.5439	−33.0033	−37.4532
$\mu-1/c$	0.8342	2.3980	5.4732	15.9652	10.5395	10.2805

**,* : significant at 1% and 5%, respectively.

依變方分析表中各變因之均方所估計之各種變方成分，可用以估算共點係數作預測之可信度，見表2。比較不考慮環境反應、考慮環境反應及利用共點特性進行預測時遺傳率的變化情形。結果知：不考慮環境變異而僅從基因型之反應推測時，預測的可信度σ_G^2/σ_P^2甚低，約在30%左右；如能將環境變異考慮在內，則預測可信度 $(\sigma_G^2+\sigma_E^2)/\sigma_P^2$可大爲提高；如再建立共點模式，利用共點特性以預測同族群內未受試基因型與環境之反應，預測可信度 $(\sigma_G^2+\sigma_E^2+\sigma_C^2)/\sigma_P^2$可再稍爲增加，其雖增加不多，但就育種工作而言，對預測上的可信賴程度能獲致些微的提高，誠已屬相當不容易之事。再者，若參試材料確爲逢機樣本時，採用共點模式來進行預測，其預測可信度可望增加更多。

其共點係數 c 隨著植物之生長發育不同而異，在生長初期時值最大，愈到後期則值愈小（表2）。共點係數（c_t）與時間（t）間的關係，近似一種指數生長曲線（exponential growth function），如圖1所示。一般對非直線關係之配合，必須將其直線化轉換（linearized transformation）成爲直線後再利用線性迴歸分析法來處理。結果發現，若不考慮第1週（共點不存在），而將 c_t（t=2…7）值經指數轉換後，ln c 與時間 t（以日數爲單位）之直線迴歸關係極顯著存在，即

$$\ln \hat{c}_t = -0.2148 - 0.0751t$$

其相關係數 r=−0.9657**，且複迴歸決定係數（coefficient of multiple regression determination，R^2）爲0.9326，表示 c_t 與 t 間的關係可以擬定爲

$$\hat{c}_t = 0.8067e^{-0.0751t}$$

之指數生長模式。若採用不等距的時間單位，譬如探討共點係數 c_t 與時間效應 T_t 間的關係，則適當的模式爲

$$\hat{c}_t = 0.0917e^{-0.0532Tt}$$

其相關係數 r=−0.9524**，複迴歸決定係數（R^2）爲0.9070（圖2）。綜言之，共點係數在不同生長下的變化，可用 $c_t=ae^{kt}$ 或 $c_t=be^{\lambda Tt}$ 之指數函數式表達之；因 c_t 恆爲正值（迴歸係數與基因型效應間常存在正相關），故常數項 a，b 亦恆爲正值，式中 k，λ 等負值之絕對值愈大，示共點係數 c_t 受生長時間之影響愈大。

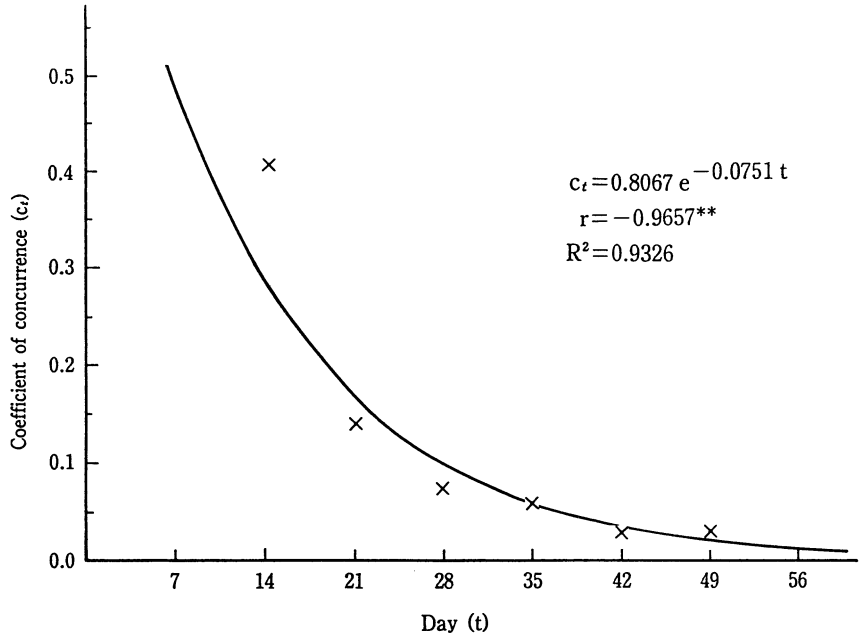


圖 1. 共點係數（c_t）與時間（t）的關係。

fig. 1. The relationship between coefficient of concurrence (c_t) and Day (t)

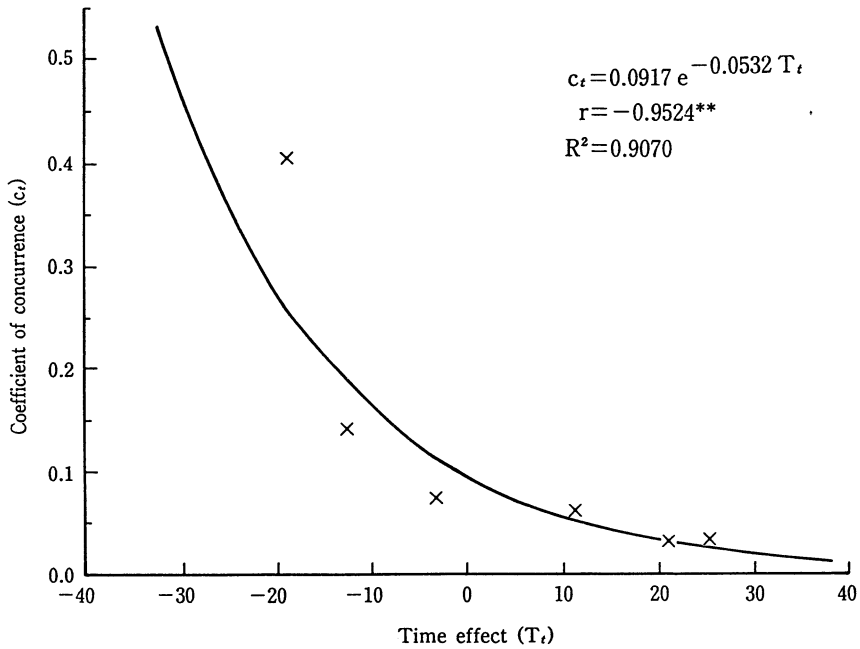


圖 2. 共點係數（c_t）與不等距時間效應（T_t）的關係。

fig. 2. The relationship between coefficient of concurrence (c_t) and unqueal time interval effect (T_t) .

討　論

預測（forecasting），可分爲兩類。第一類是利用族群之某逢機樣本估計的所有訊息與判斷，來預測同族群內其他樣本個體的表現。第二類則以過去需求的統計分析結果，利用其與時間因素之間的特定關係，來預測未來每個時間段落的估計值。本研究綜合共點模式所估計的共點係數 c_t（t=2…m）因生長時間之不同，呈指數曲線關係，其值在生長初期最大而隨時間經過則變小，此雖仍可進行第一類之預測同族群其他未受試之基因型及環境，但預測的可靠性僅侷限於該特定時間內，故利用價值有限，不過如能將這種反應趨勢應用於第二類預測型態上，則更有利於農業上之早期選拔與產量預測。理論上倘能利用所發現的 c_t 與時間 t 間的指數生長曲線關係，配合時間序列（time series）中趨勢模式（trend model）的觀念（Anderson 1976；Box and Jinks 1976），或許可以達到這種預測的效果：一旦由過去的資料 c_1、c_2、…、c_T，決定了模式 $c_t=ae^{kt}$，並估得係數值 $\hat{a}_T$ 與 $\hat{k}_T$ 後，便可開始使用這些結果來預測未來時間 t（$t=T+\tau$，$\tau=1,2,3\cdots$）的共點係數值 $c_T(\tau)$，其預測值如下：

$$\begin{aligned}\hat{c}_T(\tau)&=\hat{c}_{T+\tau}=\hat{a}_Te^{\hat{k}_T(T+\tau)}\\&=\hat{a}_Te^{\hat{k}_TT}\cdot e^{\hat{k}_T\tau}\\&=c_T\cdot e^{\hat{k}_T\tau}\end{aligned}\qquad(3)$$

由於預測值投伸到更遠的未來時，其預測的可靠性愈降低。因此，係數 a、k 的估計值必須使用較近的記錄才可獲得最正確的預測值。解決此問題的方法，一般是隨時間經過當有新的需求記錄可用，則可找出 $\hat{a}_{T+1}$ 與 $\hat{k}_{T+1}$ 估計值，如此再產生新的預測值（Abraham and Ledolter 1983），由於植物之生長常呈一定的反應趨勢，故當 $|\hat{a}_{T+1}-\hat{a}_T|\to 0$ 且 $|\hat{k}_{T+1}-\hat{k}_T|\to 0$ 時，可保證該估值已逼近於眞值，不再有明顯的變動，因此對於其後任何時間段落時的共點係數時可以（3）式估計之。但是 $\hat{a_{T+1}}\to\hat{a_T}$ 及

$\hat{k}_{T+1} \rightarrow \hat{k}_T$ 的情況可能在植物整個生長過程中都不曾發生，或者已近於植物生長末期，此時則對過去時間內估得的所有訊息與判斷，全然浪費，且進行預測也毫無意義了。因此，以農業的觀點言之，最好是在植物生長初期就能夠正確地預測到其最後的產量表現，即考慮以最少的試驗時間（T值最小）來預測最後結果而其準確度可達最高。然而不同種類的植物其生長發育所需的時間不盡相同，是以用來做爲預測的最少試驗時間 T 會有差異；如何建立該兩者間適當的關係，給予數量化的描述，須以反覆的模擬試驗（simulation, Law and Kelton 1982；D'Agostino and Stephens 1986），並與植物實際生長結果作一比較，始能發展出在實際應用上具有價值的預測模式，目前此部份研究仍再進行中，期能獲致一明確之結果。

參考文獻

1. 呂秀英。1989。基因型與環境交感效應之迴歸分析的擴充—共點模式。中華農業研究 38：335—345。
2. Abraham, B., and J. Ledolter. 1983. Statistical Methods for Forecasting. John Wiley & Sons, New York.
3. Anderson, O.D. 1976. Time Series Analysis and Forecasting. London.
4. Box, G.E.P., and G.M. Jinks. 1976. Time Series Analysis-Forecasting and Control. Holden-Day, London.
5. Breese, E.L. 1969 .The Measurement and significance of genotype-environment interaction in grasses. Heredity 24：27—44.
6. D'Agostino, R.B., and M.A. Stephens. 1986. Goodness-of-fit techniques. Marcel Dekker, Inc., New York and Basel.
7. Eagles, H.A, P.N. Hinz, and K.J. Frey. 1977. Selection of superior cultivars of oats by using regression coefficients. Crop Sci. 17：101—105.
8. Eberhert, S.A., and W.A. Russell. 1966. Stability Parameters for comparing varieties. Crop Sci. 6：36—40.
9. Finlay, K.W., and G.N. Wilkinson. 1963. The analysis of adaptation in a plant-breeding programme. Aust. J. Agric. Res. 14：742-754.
10. Law, A.M., and W.D. Kelton. 1982. Simulation Modeling and Analysis. McGraw-Hill, New York.
11. Lu, H. Y., and H.P. Wu. 1987. Studies on the dynamic model of plant adaptation of quantative characters. I. Estimation of space-time parameters. Bot. Bull. Academia Sinica 28：219-235.
12. Moav, R., and G. Wohlfarth. 1974. Magnification through competition of genetic differences in Carp. Heredity 33：181-202.
13. Perkins, J.M., and J.L. Jinks. 1968. Environmental and genotype-environmental components of variability. IV. Non-linear interactions for multiple inbred lines. Heredity 23：525—535.
14. Utz, H.F. 1972. Die Zerlegung der Genotyp x Umwelt-Interationen. EDV in Medezin und Biologie 3：52—59.
15. Wricke, G. 1971. Eine orthogonale Aufterlung der Interaktion fur ein eingeschranktes Modell. In Rdsehr. Arb-Gem. Biom. DLG1.
16. Wright, A.J. 1976. The analysis and prediction of some two factor interactions in grass breeding. J. Agric. Sci. 76：301—306.
17. Wright, A.J. 1976. The significance for breeding of linear regression analysis of genotype-environment interaction. Heredity 37：83-93.

Dynamic Studies on Concurrence with Growth Time in Linear Regression Analysis of Genotype-Environment Interactions[1]

Hsiu Ying Lu[2]

Summary

Linear regression model is useful to evaluate the adaptation of a quantitative character to the change of environments. However, the stability in the regression model is a relative measure depending on the genotypes and environments included in the test. Therefore, the regression model for G×E interaction is a descriptive model based on the data being analysed, but not a predictive model. This results in positive correlations between the phenotypic mean and regression coefficient. The correlations to occur is that all regression lines for all genotypes pass throught a common point, that is the regression should be concurrent. The concurrent point can be used to predict the performance of untried genotype when grown in a hypothetical environment, if both genotype and environment are considered as random samples from larger populations. Moreover, the stability of a quantitative character of a plant often varies with time at different stage of growth and development. This results in the diversity of concurrence for different periods. Thus, this project is to study the tendency of concurrence with growth time, and establish a forecasting model in plant stability by inducing the close relationship between concurrence and growth time into the linear model. The experiments will be conduced to test reliability and applicability of the above-mentioned empirical model by using *Arabidopsis thaliana* plants as materials.

The results show that the concurrence occurred at various plant growth stages except the first week. With a close relationship between concurrent parameter and growth time, a combined concureent model was then introduced. It appeared to be an exponential curve based on the data of *Arabidopsis thaliana,* thus it can be used to predict the performance of an untried genotype when grown in a hypothetical environment at different growth time, if both genotype and environment are considered as random samples from larger populations.

Key words : Genotype-environment interaction, Regression analysis, Concurrence, *Arabidopsis thaliana*

1. Contribution No. 1579 from Taiwan Agricultural Research Institute. This work was supported partly by the National Science Council, Grant No. 78-0409-B055-18.
2. Statistician, Department of Agronomy, TARI. Wufeng, Taichung Hsien, Taiwan 43101, R.O.C.

中華農業研究（Jour. Agric. Res. China）40(3)：262～273（1991）

乾燥溫度對落花生等溫水份平衡線影響性之研究[1]

陳加忠　曹之祖　賴建洲[2]

摘要：在此研究中探討乾燥溫度對於落花生等溫水份平衡線之影響。以非線性迴歸技術評估七種不同處理條件下其最佳適稱模式與其參數。實驗結果顯示乾燥溫度對落花生水份平衡線物性有顯著性影響。在相同相對濕度條件下，乾燥溫度愈高，其持水能力愈低。在比較品種或測定方法等因素對於ERH／EMC　關係影響時，必須考慮其所受歷程。在決定貯存之含水率和其他作業條件時，必須考慮乾燥溫度之影響。

關鍵詞：落花生，平衡相對濕度，等溫水份平衡線

農產品在特定環境下，其平衡相對濕度，含水率和周圍環境溫度將成平衡狀態。一特定溫度下其平衡含水率和相對濕度之關係繪製成圖，通常爲一S型或指數曲線，此稱之爲等溫水分平衡線（Sorption isotherm）。

落花生之平衡相對濕度，平衡含水率和溫度之物性關係是乾燥，貯存，包裝……等加工作業不可缺少之重要因素。此方面之物性測量和適稱模式雖然已有建立(1)，但其樣本處理溫度爲55°C，而不同之乾燥溫度對此物性之影響尚未具有詳細資料。

在農產品平衡相對濕度之影響因子研究中(5)，農產品收穫後處理之乾燥溫度是一項重要之因子，但其對加工作業影響卻未有詳細之探討。Tuite 等氏(10)在玉米的乾燥研究中發現乾燥溫度的增加會減少穀粒的持水能力。玉米粒以60°C和25°C加以乾燥後，在相同含水率時前者之平衡相對濕度高於後者。Iglesias等氏(7)在牛肉乾平衡含水率之研究中發現，提高乾燥溫度則降低牛肉之吸水能力（Water holding capacity）。Hung(6)氏在四種乾燥溫度對加工花生（Roasted Peanuts）25°C等溫水份平衡線之研究中亦有相同之結果，但是上述之研究者皆未建立精確之量化標準。在乾燥溫度對於農產品物性之影響方面，定性之研究如 Labuza(8)認爲乾燥溫度之增加使澱粉本身不透水性的結晶粒比例增加，因此降低了持水性。Iglesias 等氏(7)認爲高溫對蛋白質之結構加以改變，蛋白質因受熱而凝聚、重組，因此亦降低了持水能力。

由於平衡相對濕度量測技術之開發，此物性量測可於短時間內獲得大量且準確之數據(5)，對於玉米粒平衡相對濕度之研究，也依此建立精確之特性曲線。本省落花生在此方面之研究一向闕如，實有加以探討之必要。因此此研究之目的如下：

1. 以已建立之平衡相對濕度依序量測法進行落花生於不同乾燥溫度下，其花生殼，仁與全莢之平衡相對濕度物性。
2. 建立各乾燥溫度及不同歷程條件之適稱方程式。
3. 探討乾燥溫度對 ERH/EMC 影響性在加工作業上之應用。

材料與方法

一、實驗材料

1. 臺灣省農業試驗所　研究報告 1580 號。
2. 本所農工系　副研究員、技士、助理研究員。

此究中落花生品種爲臺南9號。處理之乾燥溫度在去濕（Desorption）過程中有25、50、80與110°C四種，加濕（Adsorption）過程有25、50與80°C三種。去濕性質之測定中，25°C之處理係將樣本置於不同之飽和鹽溶液中，使其含水率降低至平衡階段，再進行相對濕度之量測。25°C之回潮樣品係將高含水率樣本置於 Libr 飽和鹽溶液之環境空間內待得平衡後，取出置於不同之飽和鹽溶液環境空間內，使其回潮。50，80，110°C三種熱風處理之去濕樣本，係以熱風乾燥至預定含水率。50，80°C加濕樣本係以熱風乾燥至極低含水率後，再加水調製至預定含水率。

二、平衡相對濕度之量測

此研究所用之方法如同本省稻穀，落花生之量測[13]，等溫水份平衡線（Sorption isotherm）之建立溫度有5種（5，15，25，35，45°C）。

三、平衡相對濕度模式

在此研究中以四種含三參數之 ERH 模式探討落花生果莢，殼與仁其平衡相對濕度，平衡含水率與溫度三者關係，模式描述如下：RH 代表相對濕度（小數點），M代表含水率（%乾基），T爲溫度（°C）。

1. 修正 Henderson 式。

$$RH=1-EXP(-A(T+C)M^{b})$$

2. Chung-Pfost式

$$RH=EXP\left[\frac{-A}{T+C}EXP(-B\cdot M)\right]$$

3. 修正 Halsey 式

$$RH=EXP\left[-EXP\left[A+B\cdot T\right]\cdot M^{-c}\right]$$

4. 修正 Oswin 式

$$RH=\frac{1}{\frac{(A+B\cdot T)^{c}}{M}+1}$$

四、模式適稱性評估

此研究量測所得落花生平衡相對濕度，平衡含水率與溫度之有關數據經非線性迴歸以評估 ERH 模式之適稱性(Fitting-agreement)。適稱性之評估標準在定量方面以S.E.值(Standard error of estimated values) 爲主，定性標準則描繪殘差圖對預測值之分佈圖，觀察其是否爲均勻分佈。

結果與討論

一、各種處理下之最佳適稱模式

爲便於比較乾燥溫度對於三種落花生材料其 ERH，EMC 與溫度關係之影響，在不同乾燥溫度處理和不同歷程之 ERH, EMC 與溫度量測數據，先以非線性迴歸技術進行分析，並以殘差圖和S.E.值以選擇最佳適稱模式。在進行比較時，利用最佳模式以描繪等溫水分平衡線，以避免因實驗誤差造起混淆。

各處理條件下，最佳適稱模式及其參數估計值如下：

㈠25°C乾燥，去濕歷程

A. 花生殼：Modified-Henderson 模式

$A=2.2667\times10^{-5}$，B=2.138，C=145.25

B. 花生仁：Modified-Halsey 模式

$A=2.7069$，$B=-7.4904\times10^{-3}$，C=1.6208

C. 花生荚：Modified-Oswin 模式

$A=8.4432$，$B=-2.5846\times10^{-2}$，$C=2.488$

㈡25°C乾燥，吸濕歷程

A. 花生殼：Modified-Henderson 模式

$A=9.257\times10^{-5}$，$B=1.7094$，$C=125.74$

B. 花生仁：Modified-Halsey 模式

$S=2.5308$，$B=-9.0526\times10^{-3}$，$C=1.5384$

C. 花生荚：Modified-Oswin 模式

$A=7.8846$，$B=-3.6432\times10^{-2}$，$C=2.2467$

㈢50°C乾燥，去濕歷程

A. 花生殼：Chung-Pfost 模式

$A=544.01$，$B=0.1588$，$C=125.49$

B. 花生仁：Modified-Halsey 模式

$A=2.7778$，$B=-4.949\times10^{-3}$，$C=1.752$

C. 花生荚：Modified-Halsey 模式

$A=2.5136$，$B=-5.3347\times10^{-3}$，$C=1.482$

㈣50°C乾燥，吸濕歷程

A. 花生殼：Modified-Oswin 模式

$A=8.525$，$B=-2.3876\times10^{-2}$，$C=2.395$

B. 花生仁：Modified-Halsey 模式

$A=2.823$，$B=-5.49\times10^{-3}$，$C=1.8$

C. 花生荚：Modified-Oswin 模式

$A=6.679$，$B=-1.8208\times10^{-2}$，$C=2.302$

㈤80°C乾燥，去濕歷程

A. 花生殼：Chung-Pfost 模式

$A=1138.4$，$B=0.213$，$C=125.6$

B. 花生仁：Modified-Halsey 模式

$A=2.8904$，$B=-6.8186\times10^{-3}$，$C=1.7957$

C. 花生荚：Modified-Oswin 模式

$A=7.6564$，$B=-2.2674\times10^{-3}$，$C=2.7184$

㈥80°C乾燥，吸濕歷程

A. 花生殼：Chung-Pfost 模式

$A=481.56$，$B=0.1564$，$C=145.84$

B. 花生仁：Modified-Halsey 模式

$A=1.901$，$B=-5.508\times10^{-3}$，$C=1.343$

C. 花生荚：Modified-Oswin 模式

$A=6.746$，$B=-2.2848\times10^{-2}$，$C=1.947$

㈦110°C乾燥，去濕歷程

A. 花生殼：Chung-Pfost 模式

$A=481.92$，$B=0.1802$，$C=131.8$

B. 花生仁：Modified-Henderson

$A=7.6264\times10-4$，$B=-1.1483$，$C=126.26$

C. 花生莢：Modified-Henderson 模式

$A=5.2069\times10-4$，$B=1.2429$，$C=125.63$

在 ERH 的適用模式之研究中[5]，Modified-Henderson, Chung-Pfost 與 Modified-Oswin 模式，可適用於含高纖維質之農產品，Modified-Oswin 與 Modified-Halsey 模式適用於含高油質之農產品。但在此研究結果得知在高溫乾燥熱風處理下110°C的花生仁與花生莢，其適用模式爲 Modified-Henderson 模式，由此可知在此種高溫之下，農產品內部結構之變化使其吸水特性變化，因而導至等溫水份平衡線之曲線亦變化，因此適用模式亦爲之改變。

二、落花生之 ERH 與 EMC 之關係

典型之落花生兩種溫度下其等溫水份平衡線如圖1a，1b。樣本經25°C乾燥，去濕處理在相同的相對濕度條件時，花生殼的平衡含水率最高，花生莢次之，花生仁最小。5°C之等溫水份平衡線均高於45°C。在圖1b中，樣本爲經80°C乾燥之加濕歷程，在相同的相對濕度條件下，平衡含水率亦是花生莢最高，花生仁最小，5°C之等溫水份平衡線高於45°C。自落花生之組成成份（表1）可知，花生仁介於兩者之間。高纖維質之農產品在相對濕度環境下，其持水能力最高，高油量之農產品其持水性最差[4]，此研究之結果與此相同。

表一、落花生乾物質之組成成份

組成成份(%)	花生殼	花生仁	花生莢
澱粉	0.7	—	4.0
蛋白質	6.0	27.2	27.0
油質	2.0	41.2	52.1
灰質	3.1	3.3	2.4
糖份	—	—	—
纖維	72.5	1.7	1.8

資料來源：Wolff (11)

由圖1a與1b之比較可知在圖1a中，花生殼與花生莢曲線之分佈大於圖1b之分佈。可知在相同相對濕度之條件下，25°C乾燥處理之樣本，其花生殼與花生莢，仁之平衡含水率之差距遠大於80°C乾燥處理之樣本。爲便於比較乾燥溫度對落花生 ERH/EMC 物性之影響，以下之討論係在相同環境下，以不同處理之等溫水份平衡線繪圖於相同圖形，如此可用以探討其影響性。

三、乾燥溫度對 ERH/EMC 物性之影響

㈠花生殼

花生殼在5°C之等溫水份平衡線如圖2所示。在相同的相對濕度環境下，25°C乾燥之去濕曲線其持水性最高，110°C乾燥之去濕曲線最低。25°C乾燥回潮曲線(2)之持水性比50°C乾燥去濕曲線(3)低，曲線(5)亦比曲線(4)有更高持水性，可知處理溫度增加25～30°C時，其對持水性之影響小於吸濕遲滯性之影響。

25°C與45°C之等溫水份平衡線在七種處理下之分佈圖形與5°C類似。

在60%相對濕度環境下，5°C曲線分佈最高（曲線1）與最低（曲線7）之含水率差異爲3%，25°C時爲2.8%，45°C時爲2.9%。在40%相對濕度環境下，三溫度（5，25，45°C）曲線1與7含水率之差異爲3.2%。

㈡花生仁

花生仁在25°C時七種處理之等溫水份平衡線如圖3所示。以25°C去濕歷程之曲線爲基準時，乾燥溫度和回潮均對曲線分佈有顯著之影響。在相同平衡相對濕度時，曲線2（25°C乾燥，加濕歷程）之持水能力大於曲線3（50°C乾燥，去濕歷程），曲線4（50°C乾燥，加濕）與曲線5（80°C乾燥，去濕）近乎重合。5與45°C之等溫水份平衡線之分佈與25°C之分佈相似。

在60%相對濕度環境下，5°C之最高（曲線1）與最低（曲線7）之含水率差異爲1.6%，25°C時爲1.5%，45°C時爲1.4%。在40%相對濕度環境下，5°C之曲線最高與最低之含水率差距爲1.4%，25°C之差異1.2%，45°C之差異爲1.3%。

㈢花生莢

花生莢在各溫度下之等溫水份平衡線分佈與花生仁類似。在相同的平衡相對濕度下，曲線2之持水能力大於曲線3，曲線4與曲線5近乎重合（圖4）。

在60%相對濕度環境，5°C時，最高和最低曲線之含水率差異爲2.2%，25°C之差異爲2.3%，45°C之差異爲1.4%。

對花生殼、仁、莢，在相同相對濕度下，含水率受乾燥溫度與歷程影響之量化值比較，以花生殼最高，莢次之，花生仁最小。以其組成成份得知，高纖維質之農產品，其受不同處理之影響最大，高油份之作物處理過程最不敏感。

由上述結果可知，在比較品種，收穫季節，測定方法等因素對 ERH/EMC 性質之影響時，若未能瞭解其樣本乾燥溫度，吸濕或去濕歷程之影響，所做比較均失去意義。

四、加工作業上之應用

由上述研究結果可知落花生處理過程之乾燥與回潮歷程對於其 ERH/EMC 性質有顯著性之影響，此性質在落花生加工作業之影響性以花生莢和花生仁加以說明。

㈠乾燥作業

在乾燥作業中，ERH/EMC 性質之應用以 EMC 性質爲主，由乾燥熱風之溫度和其相對濕度數值，可以以 ERH/EMC 模式預測其最終之含水率，並藉此進行系統模擬或加工程序控制。在玉米粒之乾燥作業中[9]，不正確的 EMC 預測值對乾燥作業之控制結果造成極大的誤差。

因乾燥溫度對落花生 ERH/EMC 之物性有顯著影響，因此在利用 ERH/EMC 模式以估算 EMC 值時，必須配合其乾燥溫度以選擇適用之模式。

㈡倉貯作業

倉貯作業中除了通風作業需預知 ERH/EMC 之關係之外，安全貯存含水率之標準極爲重要，農產品貯存其安全含水率可由其65%平衡相對濕度之對應平衡含水率所決定。

在25°C之貯存環境下，花生仁之安全貯存含水率與其受處理過程之影響可以以圖3之等溫水份平衡圖加以說明。在65%相對濕度條件時，以25°C乾燥之花生仁其平衡含水率爲8.2%，50°C乾燥條件下爲7.7%，80°C乾燥條件爲7.1%。若忽視乾燥條件之影響，以25°C處理曲線定出安全標準爲8.2%。以50°C乾燥花生仁至8.2%，其貯存時平衡相對濕度爲69.3%，以80°C乾燥之花生仁，其8.2%含水率條件下其平衡相對濕度爲73.3%。在此大於70% RH高濕環境促使霉菌之繁殖。由此可知決定貯存安全含水率時需考慮乾燥溫度之影響。

在25%貯存環境，落花生莢之安全貯存含水率可由圖4得知。以常溫25°C乾燥時，其65%平衡相對濕度之含水率爲10.0%，經50°C乾燥之落花生莢，在65% RH 之含水率爲8.7%，以80°C乾燥之落花生莢其65% RH 平衡含水率爲8.2%，若以25°C處理之安全含水率10.0%爲貯存標準，50°C之水份平衡曲線其10.0%含水率之平衡相對濕度爲71.3%，80°C水份平衡曲線在10.0%含水率之平衡相對濕度爲74%。在大於70% RH 之環境，已構成霉菌良好成長之條件。

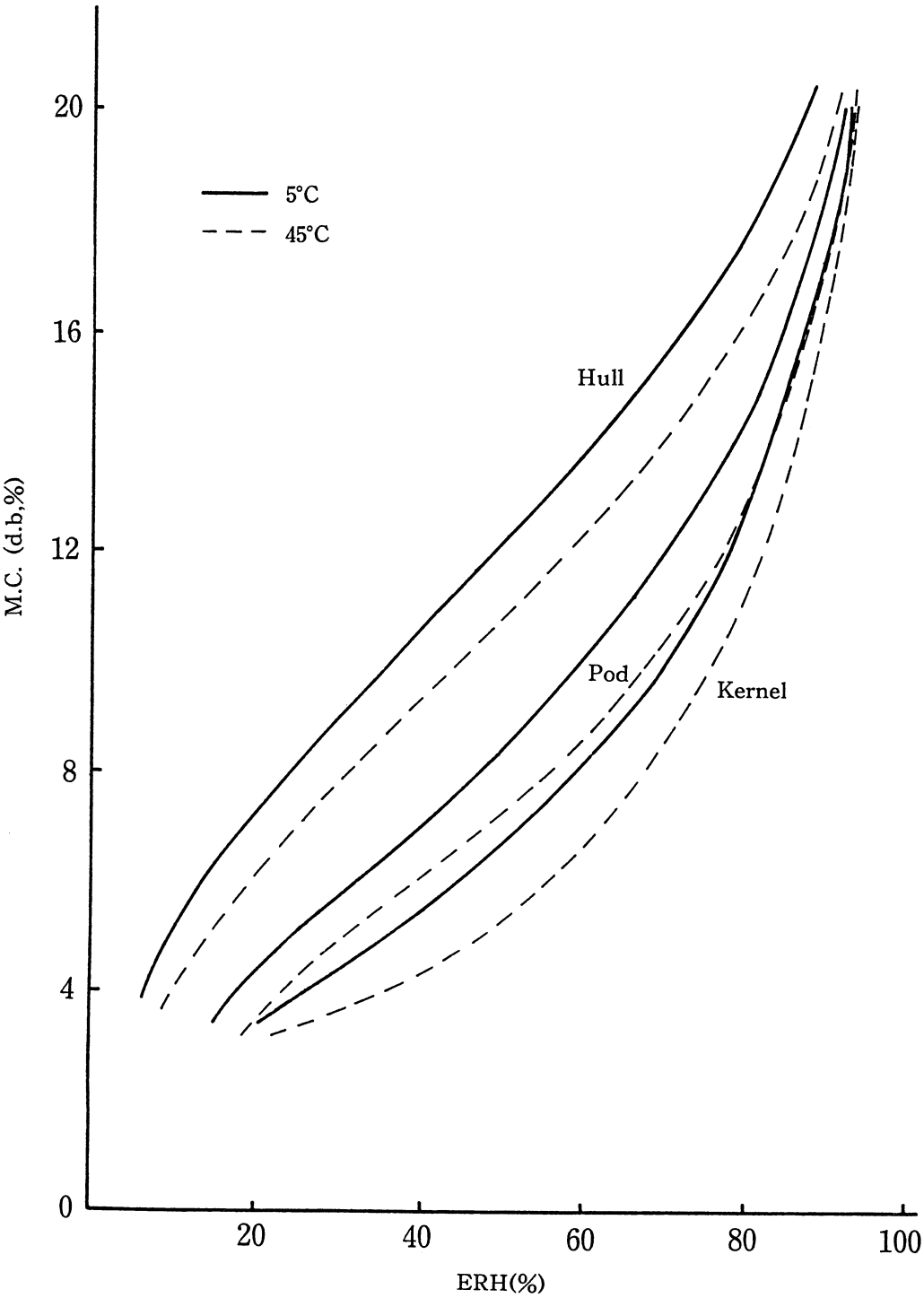


圖1a. 落花生去濕等溫水份平衡線 (25°C乾燥)

Fig 1a. Desorption isotherms of peanuts (Dried at 25°C)

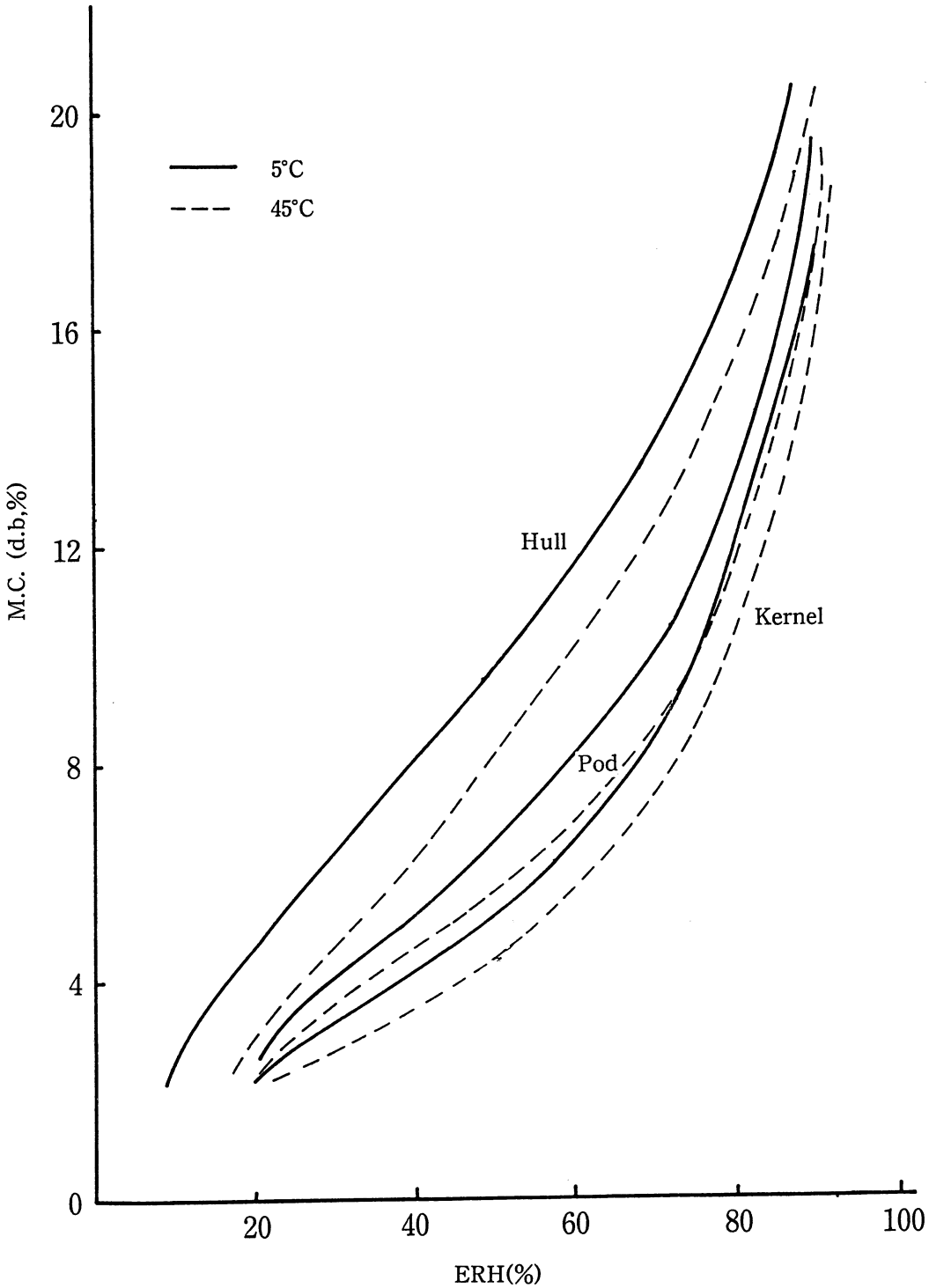


圖1b. 落花生吸濕等溫水份平衡線 (80°C乾燥)

Fig 1b. Adsorption isotherms of peanuts (Dried at 80°C)

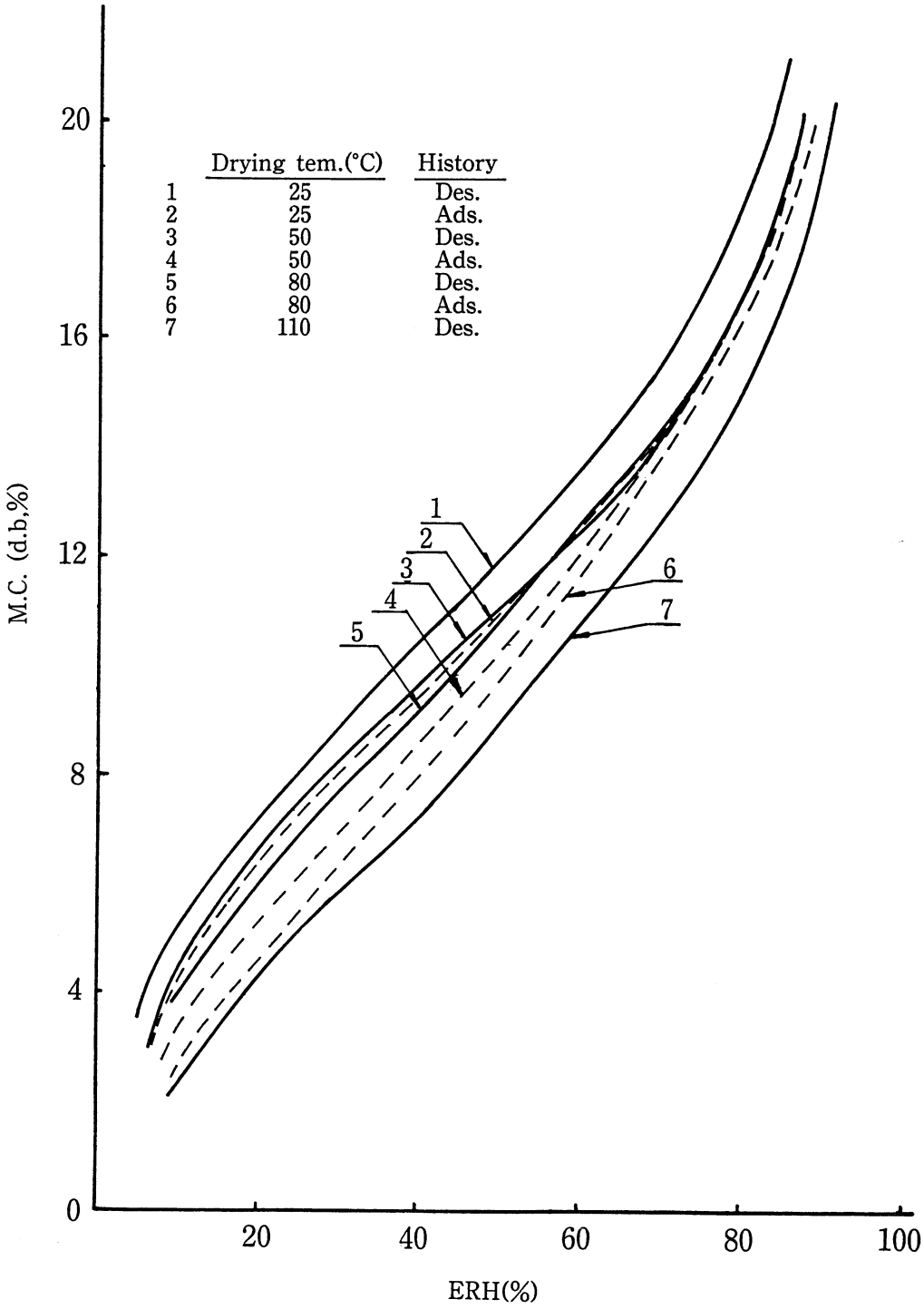


圖2. 落花生殼 5 °C等溫水分平衡線之特性圖

Fig 2. Characteristic curves of sorption isotherms for peanut hulls at 5°C

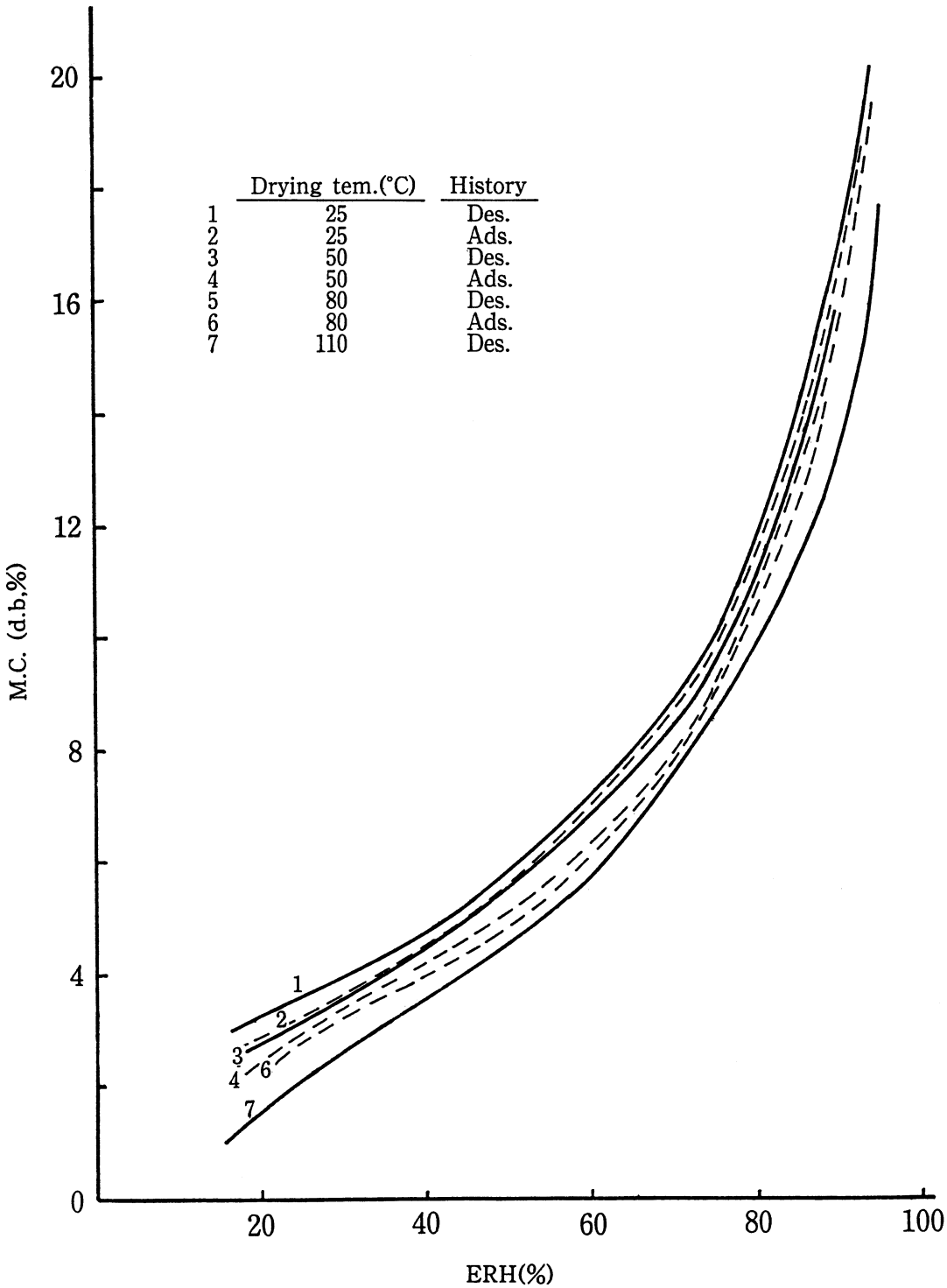


圖3. 落花生仁25°C等溫水分平衡線之特性（4，5重合）

Fig 3. Characteristic curves of sorption isotherms for peanut kernels at 25°C

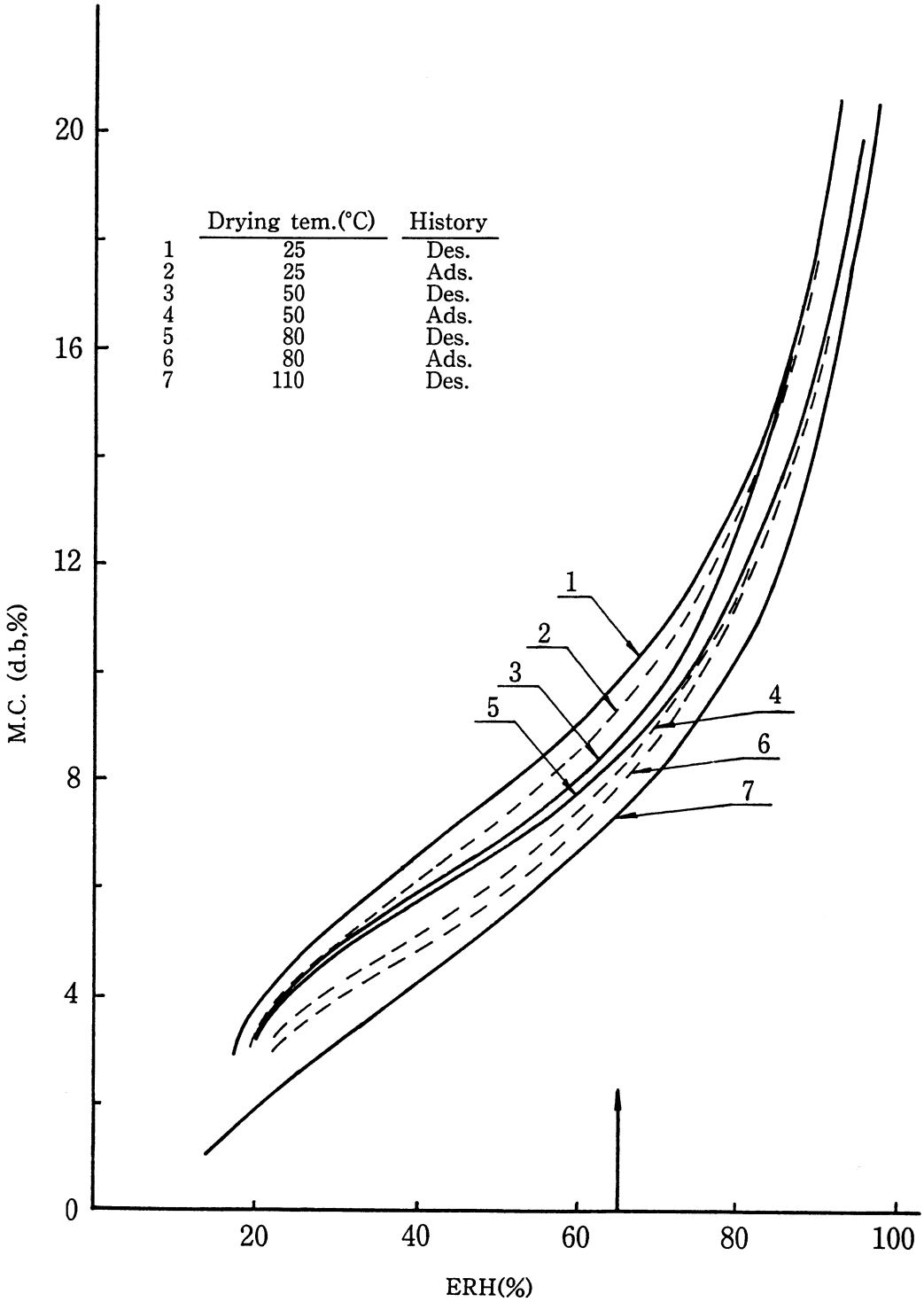


圖4. 落花生莢25°C等溫水分平衡線之特性圖

Fig 4. Characteristic curves of sorption isotherms for peanut pods 25°C

由上述討論可知，乾燥溫度對於等溫水份平衡線影響的顯著性使落花生長期貯存之安全含水率亦受到影響。以傳統日晒常溫乾燥之落花生莢長年經驗之安全貯存含水率大致上與25°C水份平衡線65% RH 對應之含水率相的符合[2]。由於乾燥機之應十分普遍，落花生以高溫乾燥後其安全含水率若與25°C之條件相同，其對應之平衡相對濕度即大於65%，因而促使霉菌成長。以高溫乾燥之落花生莢其安全含水率應比常溫處理之落花生莢低於2%。而高溫處理之落花生仁之安全含水率應比常溫乾燥之落花生低於1.1%。

結　論

綜合上述研究結果，所得結論如下：

一、乾燥溫度對於落花生殼、仁、莢之等溫水份平衡曲線有顯著之影響，乾燥溫度之增加降低了此農產品之持水能力。

二、七種不同處理下各 ERH/EMC 之最佳適用模式及其參數已利用非線性迴歸技術評估求得，由於乾燥溫度對水份平衡線之影響使各處理情況之最佳適用模式爲之改變。

三、在比較品種、量測方法……等因素對於 ERH/EMC 關係之影響時，必須考慮其乾燥溫度和歷程條件，在相同處理下比較才有意義。

四、在乾燥、倉貯之加工作業中，必須考慮乾燥溫度對於 EMC/ERH 性質之影響，尤其在決定安全貯存含水率更爲重要，高溫乾燥之落花生其安全貯存含水率必須比常溫乾燥者更低。

參考文獻

1. 陳加忠、賴建洲、曹之祖，1990，稻穀平衡相對濕度性能之研究，中華農業研究34(4)：347—366。
2. 陳加忠，1990，穀物平衡相對濕度性質在農產品貯存上之應用，省農試所技術服務季刊，1卷1期P：4—7
3. 陳加忠、曹之祖、賴建洲，1991，落花生平衡相對濕度物性之研究，中華農業研究40(2)：145—160。
4. Bras, A. L.1982. Maize drying conditions and its resulting quality for wet-milling industry. PP：95—127. In：G. Eingliett (eks) . Maize：Recent Progress in Chemistry and Technology. Academic press, N. Y.
5. Chen, C. 1988, A study of equilibrium relative humidity for yellow-dent corn kernels, Ph,D. Thesis, University of Minnesota, St. Paul.
6. Hung Y.-C, 1988, Predicting the effect of drying conditions on the textural properties of roasted peanuts, Trans of ASAE 32：968—972.
7. Iglesias, H. A. and J. Chirief 1976. Equilibrium moisture contents of air dried beef-Dependence on drying temperature. J. of Food Tech. 11：563—573.
8. Labuza, 1968. Sorption phenomena in foods. Food Tech. 22：263—272.
9. Lynch, B. E. and R. V. Morey, 1989, Control strategity for ambient air corn drying. Trans of ASAE. 32：1727-1736.
10. Tuiite, J. and G. H. Foster, 1963. Effect of artifical drying on the hygroscopic propertirs of corn. Cereal Chem. 40：630—637.
11. Wolff, Ivan. A. 1982. CRC Handbood of processing and utilization in agriculture.VolII. Plant Products. CRC Press, INC. FC.

The effect of drying temperature on sorption isotherms of peanuts[1]

C. C. Chen, C. T. Tsao and C. C. Lai[2]

Summary

The effect of drying temperature on sorption isotherms of peanuts were studied in this research. The best fitting agreement models and its parameters were evaluated by nonlinear regression analysis. The experimental results indicate that the drying temperatures have the significant effect on the sorption properties of peanuts. The higher the drying temperature is, the lower the water holding capacity at the same RH value is. It is necessary to consider the grain history for the comparison of EMC/ERH properties that effecting by varieties or determinaing methods. The effect of drying temperatures should be considered in developing moisture content recommendations for safe stor-age and other's processing works.

Key word : Peanuts, ERH, Sorption Isotherm

1. Contribution No. 1580 from Taiwan Agricultural Reseach Institute.
2. Associate researcher, Junior Specialist, assistant researcher, respectively TARI, Taichung, Taiwan, R. O. C.

中華農業研究（Jour. Agric. Res. China）40(3)：274～279（1991）

蜻蜓鳳梨（*Aechmea fasciata* Baker）微體繁殖之研究[1]

邱　金　春[2]

摘要：以蜻蜓鳳梨（*Aechmea fasciata* Baker）的新芽爲試驗材料，切取高約2～3㎜莖頂，置入含有arginine，glutamic acid 及 aspargine 各25 mg/l，citric acid 150mg/l，NAA 0.1～1.0mg/l，BA 1.0～3.0mg/l 的½MS 液體培養基，可誘導多芽的形成。使用低鹽類濃度液體培養基可提高莖頂初代培養之成活率及側芽之萌發率。所形成之芽體可切割繼代培養或直接剝取不定芽的葉片培養，均可誘導大量芽體的形成。受 cytokinin 的影響，芽體需在只含有 auxin 的培養基中經過2～3次的移植，才可順利抽長並形成不定根發育而成完整小苗。

關鍵詞：蜻蜓鳳梨，微體繁殖

觀賞鳳梨由於花型奇特美麗，花苞色彩豔麗，觀賞期間可長達3～6個月；除觀花外，葉型、葉姿及葉色亦富於變化，爲外型極顯目的盆花，很受消費者歡迎。臺灣的氣候高溫多濕，適合於多種觀賞植物的大量繁殖，於1925年開始引進觀賞鳳梨栽培，經過多年的馴化，目前很多品種已可在臺灣經濟生產。*Aechmea* 爲觀賞鳳梨中重要之一屬，其中數品種目前甚受消費者歡迎。對 *Aechmea* 屬而言，由種子繁殖時，經常遭遇種子發芽率低、植株生長勢弱及變異等之困擾[8,9]；若經由吸芽繁殖，又面臨其繁殖速度太慢之問題[20]。目前已知組織培養技術可廣泛地應用在多種經濟作物的大量繁殖[6,16]，在觀賞鳳梨上也有成功之例[7,9,10,13,15,18,22]，此顯示經器內繁殖觀賞鳳梨的種苗頗具可行性，唯使用的培養基及其生長條件依品種的不同而有極大的差異。本研究之目的在於探討蜻蜓鳳梨莖頂培養繁殖的生長條件，以建立觀賞鳳梨種苗生產之體系。

材料與方法

以蜻蜓鳳梨（*Aechmea fasciata* Baker）爲試驗材料，主要採取成株基部生長的3～8cm長新芽。新芽自母體切離後放置在室內陰乾2～3天再進行莖頂培養。先除去基部的部份莖，並剝除較外圍的葉片，僅保留莖頂附近的幼葉3～4片。這些帶有莖長約1.0～1.5cm的芽體以清水沖洗後，先以含檸檬酸（citric acid）150 mg/l 及鏈黴素（streptomycin）1,000mg/l 的0.2%次氯酸鈉（NaOCl）溶液在電磁攪拌器上旋轉浸漬1小時的前處理，再以1.0%NaOCl於超音波洗淨器中振盪10分鐘，並以無菌水清洗三次，切下大小約2～3mm的莖頂後，將材料以對等直線切割分爲四份，分別置入培養基中。培養基以 Murashige and Skoog（MS）[17]的營養成分爲基本配方，但大量無機鹽類分爲全量、½及⅓三種濃度。其他添加物包括蔗糖 3 %，citric acid 150 mg/l，arginine，asparagine 及 glutamic acid 各 25mg/l，BA0.5～3.0mg/l，NAA0.1～1.0mg/l。初代及繼代培養均採用液體培

1. 臺灣省農業試驗所研究報告　第 1581 號。本試驗承行政院農委會76農建—8.1—糧—105（16）經費補助，試驗期間和文成後分別承林昭雄主任與劉政道主任指導、斧正，一併致謝。
2. 本所鳳山熱帶園熱試驗分所助理。臺灣省　高雄縣　鳳山市。

養基，培養容器爲18×180mm之試管，內裝10ml 之培養基。發根培養基則使用只含 auxin 0.5～2.0 mg/l的 MS 固體培養體，培養容器爲25×150mm 之試管。每處理各有15個重覆，初代及繼代培養使用的液體培養基皆以50 rpm旋轉培養。培養環境爲光照12小時，2,000 lux，溫度爲25±2°C。

結果與討論

對很多植物而言，欲進行組織培養繁殖，首先面對的問題即是材料難以充分殺菌處理[16]。鳳梨科植物的葉片呈張開型，由於莖頂長期暴露於空氣中及受灌溉水的汚染，不容易得到無菌化的培植體[3,6,9,13,15,22]。本試驗將摘取的新芽經過2～3天的陰乾處理後，再以次氯酸鈉溶液滅菌，所培養之80瓶中，僅11瓶有細菌性汚染，汚染率減少爲13.8%，顯示以此種方法所得的莖頂培植體，有較低的汚染率，此法前人的研究中亦曾應用[15]。

觀賞鳳梨的微體繁殖除汚染不易消毒問題外，培植體有極易褐化的現象，本試驗中的蜻蜓鳳梨如此，在其他的種類也有相同的困擾[3,9,18,23]。在預備試驗中，以青天鳳梨（A. *tillandsioides*）及細葉小鳳梨（*Dyckia fasterians*）的莖頂培養於含有活性炭（activated charcoal）及 citric acid 的固體培養基中，培植體在培養的第2～3天即發生嚴重的褐化現象；改用液體振盪培養，則褐化現象可以減輕，顯示液體培養仍較固體培養有利。在前人的研究中，雖然也有少數報告試驗結果以固體結果較好[13,15]，但大致而言仍以液體培養的效果較固體培養基好[2,7,9,10,11,12,20,21]，顯然與本文的結論相似，因此在本研究中蜻蜓鳳梨仍採取液體培養方式進行。

用不同鹽類濃度及 cytokinin/auxin 比例對蜻蜓鳳梨莖頂培養之結果如表1所示。蜻蜓鳳梨莖頂組織的培養用全量 MS 鹽濃度之液體培養時，培養體常發生嚴重之褐化現象；僅少數之培植體經過長時間之培養可得到1～2個芽體的形成。莖頂組織培養用⅓ MS 鹽類濃度之液體培養時，培植體的褐化程度較輕微，約在培養的第二週即可觀察到培植體的膨大轉綠，四週後即有不定芽的形成，形成之芽數約3～8個，視褐化的程度而定。不同之 cytokinin/auxin 組合濃度對於蜻蜓鳳梨莖頂培養不定芽的形成有明顯的影響，由表1顯示， BA1.0/NAA0.5（mg/l）組合濃度所得的芽數較 BA3.0/NAA1.0（mg/l）處理者多，可知較低的 cytokinin/auxin 組合濃度對蜻蜓鳳梨莖頂初期的培養有利，此結論與 Jones 和 Murashige[9]的結果相似；此外在其他觀賞鳳梨的培養亦同[7,13]。

表 1. 不同鹽類濃度及 cytokinin/auxin 比例對蜻蜓鳳梨莖頂培養之影響

Table 1. Effects of salt concentration and cytokinin/auxin ratio on shoot-tip culture of *Aechmea fasciata* Baker.

MS Salt conc.	BA/NAA (mg/)	adventitious bus formation*
1 MS	3.0/1.0	+
	1.0/0.5	++
⅓ MS	3.0/1.0	++
	1.0/0.5	+++

* +=1—2 adventitious shoots per explant
++=3—5 adventitious shoots per explant
+++=6—8 adventitious shoots per explant

不同的鹽類濃度及生長調節劑會影響觀賞鳳梨莖頂培養不定芽的形成[7,10,13,14,15,18]。蜻蜓鳳梨莖頂於⅓ MS 鹽類濃度的液體培養基中，培植體的褐化程度較全量鹽類濃度處理者輕微，因此不定芽的萌發率也較好（表1），此結果與前人的研究有相同的結論[13,14,15,18]。利用低鹽類培養基減少培植體

褐化以提高莖頂培養初期成活率的方法，在其他植物的培養亦可見[3,4]。如同前面所提及，觀賞鳳梨莖頂在進行無菌培養時材料容易褐化，而褐變的培植體往往失去生機而不易誘導芽體的形成，也直接地影響初代培養的成功率。因此如何抑制或減輕莖頂培植體的褐化現象，成爲觀賞鳳梨微體繁殖成功與否的關鍵。使用液體培養基，有助於褐變物質的擴散；而抗氧化劑 citric acid、ascorbic acid 或活性炭的添加，亦可減輕材料的褐化程度[9]，唯在液體培養基中添加活性炭極不方便進行培植體的觀察與記錄。Van Dijck 和 De Droft (1988) 指出，觀賞鳳梨側芽的萌發與乙烯的產生有關；若抑制乙烯的濃度，同時會抑制芽的增殖； ACC (1—aminocyclopropane—1—carboxylic acid，乙烯之一種前驅物質) 雖可取代 auxin 促進乙烯的形成，但是無法取代 cytokinin 的功能，因此欲誘導 *Aechmea* 屬植株側芽的形成，使用生長調節劑是必需的；唯有 auxin 及 cytokinin 的協力作用，使得乙烯形成，方能促使側芽的生長[19]。在本試驗中，採用低鹽類濃度、低濃度的生長調節劑並配合液體培養基的使用，可成功地提高蜻蜓鳳梨莖頂初代培養的成活率。

將莖頂培養形成之不定芽切割繼代培養或直接剝取不定芽的葉片培養，都可於培植體的基部再形成多量的不定芽。在本試驗中，切下之芽體繼代培養後，材料很少再發生褐化現象。培植體約在培養的第12日即可見到不定芽的形成，顯示蜻蜓鳳梨利用不定芽的切割極易再誘導新的不定芽的形成。由表2顯示，在所測試的培養基中，無論是½ MS 或 1 MS 鹽濃度均可以形成多芽，但繁殖的倍率以全量處理者較佳，½ MS 處理者其繁殖倍率約僅全量處理的半數而已，而且全量 MS 鹽類濃度培養基所形成的芽體也較½ MS 處理者健壯。不同之 cytokinin/auixin 組合濃度所形成之芽數略有差異，其中以全量 MS 鹽類濃度含BA 及 NAA 各1mg/l 之液體培養基所得之結果最好可達16.7倍。

表 2. 不同鹽類濃度及 cytokinin/auxin 比例對蜻蜓鳳梨不定芽培養繁殖倍率之影響

Table 2. Effects of salt concentration and cytokinin/auxin ratio on propagation rate of *Aechmea fasciata* Baker by adventitious bud culture.

Salt conc.	BA/NAA (mg/)	multishoot formation (%)	shoots per explant
1/2 MS	0.5/0.1	100.0	8.6
	0.5/0.5	100.0	8.1
	1.0/0.1	100.0	8.1
	1.0/0.5	100.0	7.0
	1.0/1.0	100.0	7.8
1 MS	0.5/0.1	100.0	12.8
	0.5/0.5	100.0	13.0
	1.0/0.1	100.0	13.5
	1.0/0.5	100.0	12.9
	1.0/1.0	100.0	16.7

由表3可知，直接剝取不定芽的葉片培養，可誘導多芽的形成，亦可供爲觀賞鳳梨繁殖途徑之一。然而不定芽葉片單獨切離培養，培植體較容易發生褐化而停止生長，在本試驗中約有40～60%的培植體有此現象。在有生長反應之培植體中，也僅有40～70%的培植體可形成多芽；其餘半數則只形成單芽，不定芽葉片的培養偶而同時形成不定根而成爲完整的小苗。其繁殖倍率大致而言，隨 cytokinin/auxin 比例的增加而增加，其中以 BA1.0/NAA0.5 (mg/l) 之組合所得結果最佳，約培養11週可得13.5倍。

表 3. 不同 cytokinin/auxin 組合濃度對蜻蜓鳳梨不定芽葉片培養繁殖倍率之影響

Table 3. Effects of various cytokinin/auxin concentration on adventitious bud formation of *Aechmea fasciata* Baker by leaf culture.

BA/NAA (mg/l)	browning (%)	adventitious bud formation		
		multishoot formation (%)	shoots per explant	rooting (%)
0.5/0.5	53.8	46.2	6.5	30.8
0.5/1.0	61.5	38.5	6.8	7.7
1.0/0.5	38.5	69.2	13.5	7.7
1.0/1.0	53.8	46.2	8.5	7.7
3.0/0.5	53.8	46.2	10.2	0.0
3.0/1.0	61.5	38.5	11.6	7.7
5.0/0.5	53.8	46.2	12.5	0.0
5.0/1.0	61.5	38.5	4.4	23.1

將形成之不定芽切割繼代培養或直接剝取不定芽葉片再培養，都可在培植體的基部再形成多數的不定芽[5,7,9,10,11,12,15,18,20]。在本試驗中，利用不定芽的切割繁殖於全量 MS 鹽類濃度含 BA 及 NAA 各 1 mg/l 之液體培養中，所得倍率最高且形成的芽體較壯。不定芽葉片的培養，雖然也是觀賞鳳梨繁殖的之途徑一，但其形成多芽的比率較低，因此仍以整個不定芽的繼代培養，爲蜻蜓鳳梨大量繁殖的最佳途徑。

容器內形成之蜻蜓鳳梨芽體經切割移植到含不同 auxin 種類與濃度之 MS 固體培養基中進行芽體生長與發根試驗。培植體約經四週的培養即可見到不定根的形成，而且自基部陸續形成不定芽。如表4顯示，NAA 或 IAA 都可誘導芽體形成不定根，IBA 則沒有不定根的發生；但就芽體生長效果及根群的形成而言，IAA 明顯地較 NAA 有效。但移植至含 IAA 培養基的培植體都自基部陸續形成多量的不定芽而成叢生狀，此種現象需經2～3次的移植始可消除，與 Jones 和 Murashige [9]的結果相似，此種現象顯示在繁殖過程中 cytokinin 抑制芽體頂端之生長而促進側芽的形成，此抑制效應甚至延遲至不含 cytokinin 的培養基[13,15,21]，需經2～3次的移植始可消除。

表 4. auxin 種類與濃度（mg/l）對蜻蜓鳳梨芽體拙長發根之影響

Table 4. Effects of different auxin and concentration on root formation of *Aechmea fasciata* Baker shoots.

	IAA		IBA		NAA	
	0.5	1.0	0.5	1.0	0.5	1.0
plant height (mm)	29.7	27.5	12.4	18.5	9.7	18.7
multishoot (%)	100.0	100.0	70.0	70.0	40.0	90.0
shoots/explant	9.2	13.4	6.9	10.7	6.8	14.6
rooting*	++	++	—	—	+	+
survival (%)	100.0	100.0	70.0	70.0	100.0	90.0

* —without rooting
+rooting but less number
++excellent rooting

當瓶苗長約3cm 且根系完整時即可進行馴化工作，經過四週的馴化處理，適應外界的光度及溫度後再將瓶苗移出管外種植。種植前將苗株基部浸泡於含 NAA 1,000 ppm 和免賴得（Benlate

) 1,000倍的殺菌劑中[1]約15分鐘，以根基旺＃3作爲栽培介質，並覆蓋打洞的透明塑膠布以保持濕度，約經4～6週即形成新根而順利成活。

參考文獻

1. 何偉眞 1985. 鳳梨瓶苗怎樣才易發根成活。 豐年 35(15)：13—15。
2. 邱金春 1988. 觀賞鳳梨組織培養繁殖。 豐年 38(20)：40—42。
3. 邱金春，林昭雄 1987. 觀賞鳳梨組織培養繁殖之研究，花卉生產改進研討會專集（張學琨及許東暉編輯）PP. 130—134， 桃園區農業改良場發行。
4. 馬溯軒 1984. 杜鵑之組織培養繁殖。 臺灣省農業試驗所特刊第14號 PP. 191—194， 臺灣省農業試驗所發行。
5. Davidson, S.E. and A. Donnan. 1977. In vitro propagation of *Cryptanthus* spp. Proceeding Florida State Horticultural Society 90 : 303—304.
6. Debergh, P. C. and L. J. Maene. 1981. A scheme for commercial propagation of ornamental plants by tissue culture. Sci. Hort. 14 : 335—345.
7. Hosoki, T. and T. Asahira. 1980. In vitro propagation of bromeliads in liquid culture. Hortscience 15 (5) : 603—604.
8. Jolliffe, A. G. 1981. Propagation and cultural of Bromeliads. Proc. Intern. Plant Prop. Soc. 31 : 324—329.
9. Jones, J. B. and T. Murashige. 1974. Tissue culture propagation of *Aechmea fasciata* Baker and other bromeliads. Proc. Intern. Plant Prop. Soc. 24 :117—126
10. Mapes, M. O. 1973. Tissue culture of bromeliads. Int. Plant Propag. Soc. 23 : 47—55.
11. Mathews, V. H. and T. S. Rangan 1979. Multiple plantlets in lateral bud and leaf explant in vitro cultures of pineapple. Sci. Hort. 11 (4) : 319—328.
12. Mathews, V. H.; T. S. Rangan and S. Narayanaswamy. 1976. Micropropagation of *Ananas sativus* in vitro. Z. Pflanzenphsiol 79 : 450—454.
13. Mekers, O. 1977. In vitro propagation of some Tillandsioideae (Bromeliaceae). Acta Hort. 78 : 311—320.
14. Mekers, O. 1984. In vitro culture techniques in a breeding program of Bromeliaceae. Eucarpia. Potplant Breeding 43—46.
15. Mekers, O. and J. G. Van Onsem. 1983. In vitro propagation of *Vriesea* cultivars in comparison with other ornamental Bromeliaceae. Acta. Hort. 131 : 125—130.
16. Murashige, T. 1974. Plant propagation through tissue cultures. Ann. Rev. Plant Physiol. 25 : 135—166.
17. Murashige, T. and F. Skoog. 1962. A revised medium for rapid growth and bioassays with tobacco tissue cultures. Physiol. Plant 15 : 473—492.
18. Pierik, R. L. M. and H. H. M. Steegmans. 1984. Vegetative propagation of *Nidularium fulgens*Lem. in vitro. Neth. J. Agric. Sci. 32 : 101—106.
19. Van Dijck, R.; M. De Proft and J. De Greef. 1988. Role of ethylene and cytokinins in the initiation of lateral shoot growth in bromeliads. Plant Physiol. 86 (3) : 836—840.
20. Zimmer, K. and W. Pieper. 1974. Propagation of *Aechmea fasciata* from lateral buds. Gartenbauwissenschaft 39 (6) : 569—574.
21. Zimmer, K. and W. Pieper. 1975. Further investigation on growing *Aechmea* in vitro. Gartenbauwissenschaft 40 (3) : 129—132.
22. Zimmer, K. and W. Pieper. 1976. Methods and problems of clonal propagation of bromeliads in vitro. Acta Hort. 64 : 25—29.
23. Ziv, M. and A. H. Halevy. 1983. Control of oxidative browning and in vitro propagation of *Strelitzia reginae*. Hortscience 18 (4) : 434—436.

Micropropagation of *Aechmea fasciata* Baker in vitro[1]

Chin-chun Chiou[2]

Summary

A tissue culture procedure for rapid clonal multiplication of *Aechmea fasciata* Baker is described. The procedure started with shoot-tips obtained from growing lateral shoots. Multiple-shoot arose from shoot-tip were grown on modified Murashige and Skoog's liquid medium with naphthaleneacetic acid (NAA) and 6－benzylamino purine (BA). A low salt concentration and liquid culture improved the survived rate of initial cultures. Subcultured young shoots or leaves produced many adventitious buds from the basal parts. In order to stop the proliferation of adventitious buds and to initiate rooting, several subcultures to hormone-free medium or with the addition of auxin as growth substance was necessary. Plantlet rooting was sucessfully established in pots.

Key words : *Aechmea fasciata* Baker, micropropagation

1. Contribution No. 1581 from Taiwan Agricultrual Research Institute. This research was supported by grants from the Council of Agriculture, Executive Yuan, R. O. C.

2. Research Assistant, Department of Vegetable Crops, Fengshan Tropical Horticultural Experiment Station, TARI, Fengshan, Kaohsiung, Taiwan 83017, R. O. C.

中華農業研究（Jour. Agric. Res. China）40(3)：280～290（1991）

臺灣水果維他命C含量之測定[1]

劉慧瑛[2]　黃淵輝[3]

摘要：分析省產約五十種水果與嘉義分所引進之稀有熱帶果樹果實之果肉或果汁之維他命C含量、酸度及糖度值。其中維他命C含量最高者爲西印度櫻桃(695—2134mg/100g)，其次爲番石榴白拔品種(含量最高可達436mg/100g)。其它如木瓜、龍眼、獼猴桃、草莓、柚子、柑橘類、印度棗、楊桃、荔枝、檬果、釋迦、錫蘭醋栗、白柿等水果，維他命C含量大多超過30mg/100g。不過，同種類的水果，維他命C含量往往因品種不同而有顯著差異。

未熟或過熟的水果維他命C含量均較成熟度好的水果低。需要後熟軟化的水果也以水果在催熟或自然後熟軟化後含有較高的維他命C含量。但水果若過度軟化，質地崩解，維他命C含量也會急遽降低。再者，維他命C含量多寡，亦因採收時之果實成熟度不同而有差異，愈接近成熟期採收的水果維他命C含量愈高。

一般而言水果食味品質佳時，維他命C含量也較高。

關鍵詞：水果、維他命C

維他命C是衆所週知的重要營養之一，長期缺乏時會引起壞血病。由於人體自身無法製造，且由食物中攝取後不能在體內長期蓄積，因此必須每天食用約60mg的維他命C才能維持身體的健康[11]。雖然目前已有化學合成品出現，可以取代天然食物中所提供的維他命C，不過由食物中攝取，仍是較好的取得方式。

自然存在的維他命C主要來源爲植物的葉片及果實，也就是新鮮食物中的蔬菜及水果兩大類。並非全部的水果及蔬菜都含有多量的維他命C，種類、品種、成熟度、部位、品質、貯藏方式及加工方法都會使維他命C含量多寡不同。

本省地處亞熱帶，原來就有種類繁多的水果，近年來更在引進及改良技術上有顯著的進步，使得上市的水果在種類、品種及品質上與十幾二十年前有很大的不同。過去的本省水果營養分析資料[4,7]目前已無法表示現行省產水果的維他命C含量，國內已有一些學術及研究機構開始進行分析[3]；而外國水果的分析資料，其對於臺灣特產水果，往往有資料欠缺或數據差異情形出現，僅能作爲參考用[2,5,10]。

農業試驗所於75年、76年期間對不同種類的省產水果進行維他命C含量的初步調查，自76年起則逐年對大宗水果作較詳細的分析。希望這些分析資料可以提供國人營養參考及作爲育種與栽培人員在品種及品質改良上之依據。

材料與方法

一、試驗材料：

部分水果品種由本所園藝系、嘉義分所、鳳山分所提供，草莓由霧峰義會草莓園提供，部分柑橘由集集青果社提供，其餘水果購自霧峰市場及臺中青果社門市部。

---

1. 臺灣省農業試驗所　研究報告第 1582 號。
2. 臺灣省農業試驗所農化系副研究員。臺灣省　臺中縣　霧峰鄉。
3. 臺灣省農業試驗所嘉義分所助理。臺灣省　嘉義市。

二、分析方法：

1. 將水果秤重後除去不可食部分，再將可食部分秤重，然後先切取部分樣本測定維他命C含量；其餘則放入小型果汁機打碎，或以榨汁機榨汁後，立即取樣測維他命C含量，並以手持式屈折計（Atago Hand Refractometer）測定總可溶性固形物含量（Total soluble solids）而以糖度（°Brix）表示。
2. 酸度測定：依 A.O.A.C. 法，以標定後之0.1N NaOH 滴定至中點，計算可滴定酸度（Titratable acidity）[9]，並換算爲每100克樣本所含有之檸檬酸（Citric acid）或蘋果酸（Malic acid）克數。
3. 維他命C測定是依 A.O.A.C. 之2，6-Dichlorophenolindophenol滴定法測定抗壞血酸（L-Ascorbic acid）含量表示之[9]。
4. pH值測定：以Corning pH/Ion Meter 135測定。

結果與討論

一、維他命C含量測定方法之檢討：

維他命C是還原型維他命C（即 L 型抗壞血酸，L-Ascorbic acid）與氧化型維他命C（Dehydroascorbic acid）含量的總和。自然狀態下，果實中所含有的維他命C是以還原型爲主。氧化型維他命C則不但含量較少[17]，且容易繼續代謝成它種物質[13]，因此對一般人而言抗壞血酸（還原型維他命C）可以說是維他命C的代稱。

D型抗壞血酸（D-Ascorbic acid, isoascorbic acid, erythrobic acid）活性比 L 型的二十分之一還少；天然產品中並不存在，偶而被當作抗氧化劑添加於食品中[15,16]。

抗壞血酸爲水溶性維生素。它也是抗氧化劑的一種，在空氣中容易被氧化；果實在切割、攪碎時，抗壞血酸會與細胞內一些氧化酵素接觸，在氧氣的作用下代謝產生褐色物質[13]。僅在酸性狀態下安定，在中性及鹼性狀態下則容易被破壞；此外，在熱和光線下不太安定，微量的銅及鐵也會造成氧化[11]。往往加工後的果實成品維他命C含量比新鮮水果減少許多，甚至減至沒有。

一般以2，6-dichlorophenolindophenol滴定法僅能測定 L-Ascorbic acid 含量，而不能測定 Dehydroascorbic acid 的含量，因此在測定過程中必須防止其氧化。通常是利用 L-Ascorbic acid 在酸中安定存在的原理，將樣本先浸於偏磷酸（metaphosphoric acid）一醋酸溶液中以防止氧化，使蛋白質沈澱並抑制銅及鐵的影響。表一所示爲楊桃樣本兩種處理方式所得到維他命C含量測定值之比較；一爲新鮮樣本切取後立刻浸於偏磷酸—醋酸溶液中，經研磨後測定；一爲果實先放入果汁機打汁後再取樣放入偏磷酸—醋酸溶液中測定維他命C含量。結果顯示以果汁機打碎果實，雖可得到較均勻的樣本，但維他命C的測定值可能減少。

表一、以 Indophenol 法測定維生素C，比較立即測定與打漿後測定楊桃抗壞血酸含量（mg/100g）

Table 1. Comparison the L-Ascorbic acid contents of Carambola fresh fruit before and after blending with Dichloroindophenol Method (mg%)

打漿前測定 before blending	打漿後測定 after blending	打漿前測定 before blending	打漿後測定 after blending
62.1	20.7	37.5	12.5
60.6	22.3	30.4	8.2
59.0	19.7	27.6	9.2
58.2	19.4	17.1	5.7
53.1	24.7	15.6	5.2
38.9	19.4	11.2	3.7

除了 Indophenol 法外，近年來尙有許多以高效液相層析儀 HPLC 分析 L-Ascorbic acid及 Dehydroascorbic acid 含量者[16,17]。由於以 HPLC 法測定時，每一樣本分析需時約十五分鐘，不如 Indophenol 法迅速簡便，因此本試驗採用後者。三木氏比較兩種方法分析番茄製品的 L-Ascorbic acid 含量，則以 Indophenol 法所測得之值比 HPLC 法多7.8%，原因可能是製品中含有 L-Ascorbic acid 以外的還原物質 (reductons) [1]。

二、水果成熟度與維他命C含量之關係：

表二所示爲同一株樹上成熟度不同之柳丁成分分析，由此表中可以看出成熟度較佳、果皮顏色轉黃之柳丁，其糖度、糖酸比及維他命C量顯然較成熟度差者高，酸度則較低。即使在秋季室溫下儲藏二週，仍以採收時果實成熟度較佳者，食味較甜，維他命C含量亦較高。

表二、不同貯藏期及成熟度柳丁品質分析

Table 2. The quality of orange with different storage time and maturity

儲藏日數 Days	果皮色澤 Skin color	成熟度 Maturity	果汁率 (%) Juice	糖度 (°Brix) Total S. S.	酸度 (%) Acidity	糖酸比 T. S. S/ Acidity	維他命C (mg%) Ascorbic acid
1	黃 Y	完熟 M	45.0	11.2	0.74	15.2	50.0
1	黃 Y	完熟 M	47.2	11.0	0.89	12.4	47.4
1	綠 G	中熟 PM	41.2	10.6	0.90	11.8	45.1
1	綠 G	中熟 PM	49.8	10.4	1.04	10.0	43.6
14	黃 Y	完熟 M	42.6	12.4	0.66	18.7	50.4
14	黃 Y	完熟 M	41.1	11.6	0.93	12.5	43.5
14	黃綠 YG	中熟 PM	45.9	11.8	0.99	11.9	41.6
14	綠 G	中熟 PM	44.1	11.4	1.00	11.4	39.8

Y：yellow G:green M:mature PM:premature S. S.: Soluble Solids

楊桃採收後不耐貯藏較易腐敗，其成熟度不同時維他命C含量變化與柳丁不同。如表三所示爲二林種楊桃外觀成熟度不同時其糖度、酸度及維他命C含量變化。在楊桃外觀色澤開始出現黃棕色時雖然糖度繼續增加，酸度持續減少，但組織開始變軟，此時維他命C量開始減少，而過熟至爛之楊桃則維他命C含量急遽降低。可見楊桃亦以成熟度較佳時維他命C含量較高，惟此時之糖度及糖酸比並非最大值。

表三、不同成熟度楊桃（二林種）品質分析

Table 3. The quality of carambola with different matruity

果皮色澤 Skin color	成熟 0 Maturty	糖度 (°Brix) Total S. S.	酸度* (%) Acidity	糖酸比 T. S. S/ Acidity	維他命C (mg%) Ascorbic acid
綠色 G	未熟 IM	8.2	0.195	42.1	38.9
綠黃色 GY	中熟 PM	8.5	0.168	50.6	53.1
黃金色 Go	完熟 M	8.6	0.148	58.1	60.6
半黃半綠 G	完熟 M	9.0	0.158	57.0	37.5
黃棕色 YB	過熟 OM	9.2	0.140	65.7	15.6
棕色略爛 B	過熟 OM	11.0	0.128	85.9	11.2
綠黃色[2]	中熟 M	6.4	0.63		19.9
黃金色[2]	過熟 OM	4.4	0.44		17.2

Go：golden, B：brown, IM:immature OM：over mature

* 酸度以草酸 (Oxalic acid) 計算 Calculated as oxalic acid

番石榴（泰國拔例外）、木瓜、釋迦等爲具呼吸更年性（clmateric of respiration）水果，採收後於室溫下儲藏可後熟變軟，而軟化後之果實食用品質較佳。表四所示即番石榴（月拔）採摘後存於28°C恆溫箱內軟化成熟，其品質變化情形。由此表中可以看出，除了儲藏時間過久，果實過熟腐爛外，隨著番石榴組織質地變軟，糖酸比及維他命C含量大致上隨著儲藏時間之增加而升高。採收時較成熟之果實其維他命C含量則較採收時成熟度差者高。木瓜亦有此現象。

表四、番石榴（中山月拔）採摘後軟化後熟期中品質變化

Table 4. The quality of Guava with different maturity and storage time.

採收時成熟度 Maturity	儲藏日數 Days	糖度 (°Brix) Total S. S.	pH 值 pH	酸度 (%) Acidity	糖酸比 T. S. S/ Acidity	維他命C (mg%) Ascorbic acid
中熟～完熟	0	8.6	3.89	0.44	19.4	160
	2	10.2	3.95	0.47	21.8	199
pM-M	4	9.5	4.18	0.39	24.4	252
	6	10.0	4.29	0.34	29.4	272
	8**	11.2	4.34	0.38	29.2	231
未熟～中熟	0	8.0	3.96	0.44	18.0	122
	2	10.0	3.87	0.49	20.6	159
IM-PM	4	10.6	3.97	0.49	21.8	149
	6	10.1	4.24	0.41	24.4	239
	8**	9.2	4.39	0.33	28.0	152

**樣本過熟，部分腐爛。Some Samples are overmatured and rotted.

劉麗雲[8]進行家庭式貯藏試驗則得到在室溫下番石榴及木瓜貯存期間維他命C含量逐漸減少之結果；7天後番石榴減少50%，木瓜損失較少約減少11%。推測此結果與本試驗結果不同的原因可能爲本試驗樣本番石榴尚未完全軟化，亦即未達最佳成熟度，因此在儲藏期間漸趨成熟，致維他命C含量逐漸增加。劉麗雲氏所用市售樣本可能已達最佳成熟度，導致果實因過熟而使維他命C含量漸減。

比較上述三種水果成熟度與維他命C含量之關係，則可得到同品種水果成熟度較佳者維他命C含量較高之結論。而成熟度佳的水果糖度大多較高，果實質地亦較佳。

三、水果品種與維他命C含量之關係：

表五、六、七、八、九所示分別爲省產不同品種番石榴、木瓜、草莓、獼猴桃等高維他命C水果及農試所新引進水蜜桃品種之品質分析。由這些表中可以看出水果維他命C含量因品種不同而有很大差異，且其差異有些甚至大於成熟度不同所造成之差別。例如由本所鳳山分所提供之番石榴中之白拔品種維他命C含量最高，可達436mg/100g（國外資料顯示尚有含量在500mg以上之品種[12,14]）；最低含量亦達167mg/100g。中山月拔品種採收之鮮果維他命C含量甚低於白拔，即使熟軟化，其果實維他命C含量均無法與白拔維他命C含量高者相比。而市售梨仔拔、泰國拔以鮮食爲主，未軟化時即被食用，故維生素C含量也有低於70mg/100g者。國外分析番石榴維他命C含量爲242mg/100g[9]，而食品工業研究所早期分析省產綠色番石榴則僅含有50mg /100g維他命C，此極可能是當時取樣品種及成熟度不同所致。

表五、不同品種及來源之新鮮番石榴品質分析

Table 5. The quality of fresh guava with different varieties and sources

品種 Varieties / 項目 Items	來源 Source	糖度 (°Brix) Total S. S.	維他命C (mg%) Ascorbic acid
白拔	鳳山分所	6.8—10.0	167—436
白拔**	雲林		212
6502	鳳山分所	6.0— 8.0	60—216
中山月拔	鳳山分所	8.0— 8.6	122—160
中山月拔	鳳山分所	5.2— 6.0	32—117
日拔	鳳山分所	6.4— 6.8	121—173
夏威夷拔	鳳山分所	5.2— 8.2	103—135
梨仔拔	鳳山分所	6.0— 8.0	121—194
梨仔拔	市售	7.2— 7.6	57—70
梨仔拔*	彰化		191
泰國拔	鳳山分所	6.4— 6.8	65—68
泰國拔	青果社售	7.2— 9.0	82—137
泰國拔	市售	8.8	113—193
泰國拔	市售	6.0	43
泰國拔**	高雄		224

**資料引用自仇志強等 (1990) p.10(3)
Referance 3, p. 10.

表六所示爲目前本所鳳山分所育出木瓜品種，及已在生產之臺農2號品種維他命C含量分析（秋冬季收穫者）。由此表中可以看出本所育成之木瓜品種維他命C含量甚高。

表六、不同品種木瓜品質分析

Table 6. The quality of Papaya with different varieties

來源 Source	品種代號 Varieties	糖度 (°Brix) Total S. S.	酸度 (%) Acidity	糖酸比 T. S. S./ Acidity	維他命C (mg%) Ascorbic acid
鳳山分所	3	14.0	0.15	92.1	135.4
	27	10.0	0.11	91.4	117.2
	46	10.2	0.12	88.1	106.1
	44	10.0	0.13	74.8	101.8
	5	10.8	0.12	88.8	100.1
	臺農2號	9.2	0.09	108.1	91.2
	34	8.8	0.16	53.6	90.7
	7	9.2	0.11	84.1	89.4
	15	10.0	0.11	91.4	88.5
	24	8.8	0.09	96.2	87.9
	13	10.6	0.18	58.1	79.2
	9	8.0	0.13	59.8	70.2
	23	9.0	0.09	105.7	68.5
市售	佛州種	9.0	0.20	45.8	72.7
	佛州種	8.8	0.22	39.9	55.3
	梨仔木瓜	9.8	0.10	94.5	84.7
	梨仔木瓜	9.6	0.12	82.9	57.6

草莓品種中似以春香、春宵維他命C含量較低，寶交早生、愛貝利等較高，接近100mg/100g（見表七）。不過在78至79年冬季再分析市售新鮮春香、春宵草莓，其維他命C含量達45—68mg/100g。本次試驗中此二種草莓維他命含量偏低，可能是栽培條件不同及採樣上差異所致。

表七、不同品種草莓品質分析

Table 7. The quality of Strawverry with different varieties

項目 Items / 品種 Varieties	糖度 (°Brix) Total S. S.	酸度 (%) Acidity	糖酸比 T. S. S./ Acidity	維他命C (mg%) Ascorbic acid
寶交早生	9.8	0.84	11.7	97.5
愛貝利—Aa	10.4	0.89	11.6	91.7
愛貝利—A	10.2	0.81	12.6	83.5
愛貝利	10.8	0.88	12.2	82.9
女峰	10.0	0.89	11.2	76.9
秀紅	11.0	0.96	11.5	70.4
千鶴	10.4	0.89	11.7	70.4
久能早生	8.3	0.90	9.2	59.4
秀光	9.2	1.02	9.0	57.2
麗紅	9.8	0.87	11.3	50.1
GRUZ	8.6	0.89	9.7	48.1
芳玉	10.0	0.86	11.6	44.0
豐香	8.6	1.08	8.0	43.3
春香	9.0	0.81	11.0	20.4
春宵	10.3	0.78	13.2	20.4

* 材料由霧峰義會草莓園提供

獼猴桃爲新興水果，因品種、栽培地點、成熟度、後熟處理及種植者不同而有品質上之差異，不過由表八可以發現品種之差異最大；其中以 Hayward 品種維他命C含量最高。本試驗本所分析之樣本中包括部分過熟軟化，組織呈崩解之樣本，而表中所示之最小值即爲此類樣本之分析值。

表八、不同品種獼猴桃品質分析

Table 8. The quality of kiwifruit with different varieties

項目 Items / 品種 Varieties	糖度 (Brix) Total S. S.	酸度 (%) Acidity	糖酸比 T. S. S./ Acidity	維他命C (mg%) Ascorbic acid
Hayward	11.6—16.0	1.00—1.36	10.1—12.7	46.2—129.5
	(13.4) **	(1.15)	(11.6)	(94.2)
Monty	9.0—13.2	1.14—1.62	7.5— 8.1	23.8— 37.8
	(10.7)	(1.35)	(7.9)	(29.1)
Bruno	9.8—11.2	0.90—1.37	7.6—11.1	8.8— 34.4
	(10.5)	(1.16)	(9.2)	(22.6)
Abbott	9.2—14.9	0.66—1.26	9.4—18.5	6.8— 39.8
	(12.1)	(0.96)	(12.9)	(18.1)

**括弧內爲平均值 Mean value

表九、不同品種水蜜桃品質分析

Table 9. The quality of peach with different varieties

項目 Items / 品種 Varieties	糖度 (°Brix) Total S. S.	酸度 (%) Acidity	糖酸比 T. S. S./ Acidity	維他命C (mg%) Ascorbic acid
Florida king	12.6	0.24	51.7	16.3
Earli Grand	12.4	0.27	46.2	12.8
Earli Belle	9.6	0.59	16.2	12.7
Premier	10.2	0.13	76.3	12.5
Florida red	11.0	0.74	14.8	10.5
Dessert gold	9.0	0.33	27.2	8.8
AI—70	9.2	0.62	14.9	8.0

總觀這些水果之糖度與維他命C含量，除少部分品種較特出外，對同一種類的水果而言，似乎糖度較高的品種含有較多的維他命C。

四、臺灣新鮮水果之維他命C含量：

表十所示爲75及76年省產水果可食部份之維他命C含量分析值，由於樣本因品種、成熟度、貯藏時間不同往往有很大的差異，所以表中分析值均以範圍表示而不以平均值表示。部份維他命C含量甚低之水果，則僅進行一次樣本分析。在分析過程中發現對大多數水果而言，大致上果實成熟度好，外觀色澤質地佳之水果維他命C含量較高；食味上對本具酸味的水果而言，則以甜中帶微酸者不僅口感佳，維他命C含量也高。

表十、省產新鮮水果果肉或果汁之維他命C含量

Table 10. The L-ascorbic acid contents of juice of pulp of fresh fruits cultured in Taiwan

水果種類 Fruits	英文俗稱 Common name	維他命C (mg/100g) Ascorbic acid
西印度櫻桃	Acerola	692—2134 (1300) {2330}
番石榴	Guava	22— 436 (242) 〔270〕
木瓜	Papaya	50— 135 (56) 〔65〕
龍眼	Longan	35— 133 {56}
奇異果（獼猴桃）	Kiwifruit	7— 130 〔80〕
草莓	Strawberry	20— 97 (59) 〔80〕
柚子、文旦	Pummelo, Shaddock	30— 90
葡萄柚汁	Grapefruit	22— 52 (38)
檸檬汁	Lemon	27— 71 (53) 〔45〕
萊姆汁	Lime	15— 44 (37) {25}
甜橙汁（柳橙、雪柑、晚崙西亞、臍橙等）	Sweet Orange	25— 77 (50) 〔60〕
桔橙（海梨柑、桶柑、茂谷）	Tangor	13— 52 (31)
寬皮柑（椪柑、蜜柑等）	Mandarin	13— 47 (31)
雜柑類（汁）（黃金柑、夏橙、川野夏橙等）		30— 51
金橘、金柑	Kumquat	39 (36)

印度棗	India jujube	10— 59	
荔枝	Litchi	28— 49 (42)	{40}
楊桃	Carambola	17— 62 (35)	{35}
檬果	Mango	14— 40 (35)	〔20〕
釋迦	Sugar apple	29— 34 (34)	{36}
蕃茄	Tomato	7— 32 (23)	〔20〕
百香果汁	Passion Fruit	14— 22 (20)	〔16〕
鳳梨	Pineapple	10— 17 (17)	{10}
瓜類（洋香瓜、哈蜜瓜、青皮梨瓜）	Melon	10— 37 〔22〕	
西瓜	Watermelon	5— 10 (7)	〔6〕
紅柿（去皮）	Persimmon	12— 24 (11)	
柿子（農試所新引進品種）		17— 52 〔70〕	
油桃（去皮）	Nectarine	10— 11 (13)	
水蜜桃（去皮）	Peach	6— 16 (7)	
鶯歌桃	native peach	5— 10	
香蕉	Banana	3— 12 (10)	〔10〕 {6}
蓮霧	Wax apple	2— 9 (5)	
蓮霧（黑珍珠）		8— 9	
葡萄	Grape	1— 6 (4)	
梨（去皮）	Pear	1— 10 (4)	
李（去皮）	Plum	2— 4	
蘋果（去皮）	Apple	1— 2 (2)	
椰子汁	Coconut	1— 3 (2)	
椰子肉	Coconut meat	4 (3)	
枇杷（去皮）	Loquat	1— 5 (1)	
食用甘蔗汁	Sugarcane	1	
嘉義分所引進熱帶果樹果實	Imported tropical fruits in Jiayi Agricultural Experiment Station		
錫蘭醋栗	Ceylon Gooseberry	69— 154	
白柿	White sapote	28— 37	
黃皮	Wampi	19	
波羅蜜	Jackfruit	8— 10 (8)	
人心果	Sapodilla	4— 9 (14)	{13}
圓滑果	Voa Vanga	8	
酪梨（去皮）	Avocado	5— 7 〔15〕	{8}
爪哇鳳鳴	Mundu	2— 15	
蛋樹果實	Egg tree	4— 6	

註：括弧（ ）內數據引用自文獻 Ref.10，p.884—992.
括弧〔 〕內數據引用自文獻 Ref.2，p.115.
括弧｛ ｝內數據引用自文獻 Ref.5，p.322.

在目前省產水果中維他命C含量最高者爲本所嘉義分所栽植之西印度櫻桃(692—2134mg/100g)。其中以果實呈橘色者最高，其次爲橘紅色者；顏色轉紅之成熟果及黃色之未熟果則含量較低，過熟之果實維他命C最少（見表十一）。不過，即使果實過熟至爛，其維他命C含量最低者也比他種水果維他命C含量高出甚多。

表十一、省產西印度櫻桃之維他命C含量分析

Table 11. The L-ascorbic acid contents of Acerola fruits grown in Taiwan

外觀色澤 Skin Color	成熟度 Maturity	維他命C (mg%) Ascorbic acid 果肉 meat	果皮 skin	平均 mean
黃 Y	未熟 IM			1258
橘 Or	適熟 M	2384	1765	2134
橘紅 OR	適熟 M	1548	1338	1478
紅 R	適熟 M	1007	1403	1205
暗紅 DR	過熟 OM	859	871	866
紅黑 BR	過熟 OM			692
	未熟 IM			1478[2]
	適熟 M			1720[2]

Or : orange, OR : orange red, R : red, DR : deep red BR : black red

維他命C含量次高的水果爲番石榴，然後是木瓜、草莓、獼猴桃等。這些水果的維他命C含量最高者均接近100mg/100g或超過。在其餘的水果中，龍眼、文旦、柚子、印度棗、荔枝、釋迦、金柑等是本省特產維他命C含量較高的水果。由這些豐富的水果種類可知國人甚有口福及健康之福。

結論與建議

糖度是表現鮮食水果食味品質之重要指標，而維他命C含量則是顯示水果營養價值之重要因子。依據本試驗結果顯示，水果成熟度最佳時除了糖度升高外維他命C含量亦達最高點；亦即水果在食味品質最好之狀態往往最具營養價值。此點發現除可作爲水果品質分級之依據外，亦可提供消費者對水果品質及營養之正確認識。

西印度櫻桃原產西印度群島，並分佈於美國佛州、波多黎各等地，適合在熱帶及亞熱帶生長[2,5,6]，雖然果實略酸，尙可鮮食，亦可利用其高維他命C之特性，製造果醬、果汁或綜合飲料、甜點中，作爲天然維他命C添加劑，值得開發研究。省產番石榴及木瓜均含有高維他命C，除適宜鮮食外更適合開發製造高維他命C水果加工品，如果汁、果漿（purée）、冰淇淋等提高果實加工品之營養價值。

參考文獻

1. 三木登 (1981) High Performance Liquid Chromatographic Determination of Ascorbic Acid in Tomato Products. 日本食品工業學會誌.28(5)，264～268.
2. 伊藤三郎 (1980) 熱帶果實の特性よ利用.日本食品工業學會誌，27(6)，311—322.
3. 仇志強、危貴金、陳曉華、許雅蓮 (1990) 臺灣地區水果營養成份分析・食品工業發展研究所報告第599號・新竹.
4. 食品工業研究所 (1972) 臺灣食品成分分析表.食品工業發展研究所報告第24號，新竹.
5. 益田忠雄 (1985) アセロラとババユウ・園藝新知識花の號增刊特集號1986 花のガイト p. 115～116.昭和60年12月5日刊行.
6. 梁鶚 (1980) 臺灣農家要覽（上），778～779.豐年社，臺北
7. 董大成、黃伯超、李鴻基、陳熙林 (1961) 臺灣產常用食品之營養成分.臺灣醫學會雜誌，60(11)，973～1005.
8. 劉麗雲、蘇淑珠 (1987) 水果在家庭式貯存過程中糖份、酸度及維生素C含量變化之比較研究.中國營養學會誌，12(3,4)，55～65.
9. Association of Official Agricultural Chemists (1970) A. O. A. C. 11th. ed . Association, Washington D. C.

10. Ensminger A. H., M. E. Ensminger, J. E. Konlande and J. R. K. Robson (1983) Food and Nutrition Encyclopedia. Pegus Press, Clovis. Cal. U. S. A. p. 884～989.
11. Ensminger A. H., M. E. Ensminger, J. E. Konlande and J. R. K. Robson (1983) Food and Nutrition Encyclopedia. Pegus Press, Clovis. Cal. U. S. A. p. 2247～2256.
12. Ito, A., T. Yamaguchi, T. T. Ohata, K. Ishihata (1980) Studies on the qualities of subtropical fruits. II. Ascorbic acid and stone cell of guava fruits (Psidium guajava L.) . Bull. of the Faculty of Agriculture, Kagoshima Univ., No.30, 47～54. (Abstract)
13. Klein, B. P. (1987) Nutritional consequences of minimal processing of fruits and vegetables. J. Food Quality, 10, 179～193.
14. Lakshminarayana, S., M. A. Moreno Rivera (1980) Promising Mexican guava selections rich in vitamin C. Proceedings of the Florida State Horticultural Society 1979. Publ. 1980 92, 300～303. (Abstract) .
15. Speek, A. J. J. Schrijver, W. H. P. Schreurs (1984) Fluorometric determination of total vitamin C and total isovitamin C in foodstuffs and beverages by High-Performance Liquid Chromatography with precolumn Derivatization. J. Agric. Food Chem.32, 836—838.
16. Van Niekerk, P. J. (1982) determination of Vitamins. In "HPLC in Food Analysis" ed. by R. Macrae, Chapter 8, p. 218～222. Acad. Press, London, New York.
17. Wills, R. B. H., P. Wimalasiri, and H. Greenfield (1984) Dehydroascorbic acid levels in fresh fruit and vegetables in total vitamin C activity. J. Agric. Food Chem. 32, 836～838.

The Ascorbic Acid Contents of Taiwan Fruits[1]

Huei-Ing Liu[2] and Iuan-Huei Hwang[3]

About fifty kinds of native fruit in Taiwan had been selected to analyze their ascorbic acid contents, total soluble solids and titratable acidity in the edible parts or juice.Among these fruit. West Indian Cherry (Acerola) had highest ascorbic acid contents (695—2134m g/100g) and then guava, contained ascorbic acid up to 436mg/100g. The other fruits, such as papaya, longan, kiwifruit, strawberry, pummelo, shaddock,Indian jujube, sweet orange, grapefruit, carambola, lemon, litchi, mango, sugar apple, Ceylon gooseberry, white sapote had ascorbic acid content over 30mg/100g. The difference in the contents of ascorbic acid is usually significant among the different varieties

The ascorbic acid content of immatured and over matured fruits were less than the matured fruit. If harvest time is closer to the maturity of fruit, the concentration of ascorbic acid in fresh fruit is also consistently higher.

In general, the tasting quality of fruit is positively consistent with the contents of ascorbic acid.

Key words : fruit, Ascorbic acid

1. Contribution No. 1582 from Taiwan Agricultural Research Institute.
2. Agricultural Chemist, Department of Agricultural Chemistry, TARI, Wufeng Taichung 431, Taiwan, Republic of China.
3. Assistant Horticulturist, Division of Horticulture, Jiayi Agricultural Experiment Station. TARI, Jiayi City, Taiwan, Republic of China.

中華農業研究（Jour. Agric. Res. China）40(3)：291～297（1991）

全自動水果去皮機之研究[1]

梁連勝　蔡致榮　顏秀榮[2]

摘要：全自動水果去皮機係以單粒化供果系統、果體自動固定軸、自動往復去皮刀座、全自動控制微處理系統、低功率馬達、傳動系統與機座等組成，作業時自動控制微處理系統之一連串系列動作，使單粒化供料、果體自動固定與退料、自動去皮與刀座自動往復換向及馬達之運轉等單項作業依序循環完成。本去皮機具有自動單粒供果裝置，可連續單粒供料；快速自動固定軸，可加速完成果體固定與卸下，且無需定向固定；自動往復刀座，可雙向作業；自動控制微處理系統除具有序列自動控制之功能外，另備有微動裝置，可因應果型大小調整自動控制系統極限開關位置之設定，以最經濟之作業行程完成水果去皮作業。

關鍵字：水果、去皮機

本省農產品之產銷與收益，在海島型經濟之限制下，先天體質已見脆弱，收支呈不穩定之現象；自從農產品在自由貿易政策下開放進口後，本省相關農產品類所受之衝擊更大。其中水果類之柑桔，除以鮮果進口外，加工後輸入之品目繁多，對國產柑桔市場影響更爲深遠；往往使得盛產之柑桔求售無門，產生果賤傷農之負面作用，甚而廢棄導致血本無歸，令人心痛之場面亦屢見不鮮。爲了有效促銷國產柑桔，除生果鮮銷外，以鮮果搾汁應市爲另一可行之道。國人在搾汁時習以全果對切方式爲之，此法除搾汁率偏低外，所得果汁更受果皮附著異物之污染，同時果皮表面油囊受壓擠破裂後，刺激性油脂釋出攙入果汁，使果汁夾雜刺激性異味，致品質、衛生低落而消費者裹足。爲消除這一瓶頸，配合傳統搾汁機之應用，在搾汁前先行去皮處理爲唯一可行之道。

材料與方法

一、材　料

1. 以不銹鋼爲去皮機座與切刀之材料。
2. 使用15瓦低功率馬達二只，供旋轉主軸、往復刀座及果體固定軸之用。
3. 具電磁開關之單粒供果機與自動換向刀座各一組。
4. 定位極限開關六組。
5. 具微動功能之微處理自動控制系統一組。
6. 其他動力傳動用鏈輪、鏈條及五金。
7. 供去皮試驗用柑桔鮮果。

二、方　法

㈠去皮機構之研製

---

1. 臺灣省農業試驗所　研究報告　第 1583 號。
2. 本所農工系主任、助理研究員及助理。臺灣省　臺中縣　霧峰鄉。

1. 主旋轉軸與刀座移動同步機構

利用一只低功率馬達驅動主旋轉軸，並以驅動鏈輪與鏈輪組結合刀座左、右換向軸，使三軸達成同步往復操作，進行去皮工作。

2. 刀座自動換向機構

藉自動控制微處理系統之時序，使電磁開關定時激能與釋能，經連桿聯結帶動換向推昇，適時換向。

3. 自動單粒供果裝置

供去皮果體自供料輸送帶源源供應到去皮機，經由以電磁開關控制之單粒供果槽之動作，使果體依序單粒不定向進入，經夾持固定後進行去皮。

4. 果體固定軸

以另一只馬達驅動雙節距固定軸，經微處理系統之控制，使馬達按時正、逆轉，以使固定軸夾固或釋放果體。

5. 微處理自動控制時序系統

以Z80單晶片及其他電子零件組成，配合極限開關，形成一循環控制時序。

㈡去皮試驗與機構改良

以國產鮮柑桔進行去皮試驗，分析各機構之整合作業效果，並進行必要之改良。

結果與檢討

一、去皮機之組成與作業性能

㈠作業模式

本機可供圓形或不規則橢圓形水果或蔬菜用果蔬去皮之用，作業時將欲去皮之果蔬置於單粒化自動供果槽上，當主電源打開後因供果槽上之極限開關受果蔬壓力，使系統電源接通，自動控制微處理系統開始作用，去皮刀座先行定位；並在刀座復位之終程觸動供料極限開關，使進料電磁鐵作用並開始單粒供料，同時果體固定軸自動上緊適度夾住被處理果體；當固定軸在作業終程觸動去皮極限開關時，供料電磁鐵釋放托果盤，馬達及刀座開始運轉，於完成一去皮行程後刀座觸動退料極限開關，馬達及刀座運轉停止而固定軸後退使果體自行落下，固定軸於後退終程再觸動供料開關，使進料電磁鐵作用開始供料，又開始另一去皮行程，在此一次行程進行去皮時刀座受換向電磁鐵作用而自動換向往反方向移動進行去皮；如此週而復始完成系列之去皮作業。

㈡機構系統組成

本裝置以不銹鋼壓製成底座（請參閱圖一之20）、左、右傳動箱（請參閱圖一之5及14）及供果槽（請參閱圖一之2），供果槽上設置一組微控開關（請參閱圖一之6）及單粒化機構（請參閱圖一之10）。去皮之動力系統使用低功能率馬達及鏈輪組傳動（請參閱圖二之30）以驅動去皮主旋轉軸（請參閱圖一之12）及刀座左、右驅動軸（請參閱圖一之16、18）。去皮刀座由一可在左、右換向軸上滑動之移動刀座（請參閱圖一之13），並附一組去皮刀具（請參閱圖一之11）及換向裝置一包括一組電磁鐵及換向拉桿（請參閱圖一之15）。果體快速固定軸（請參閱圖一之7）另由一低功率馬達以鏈輪組傳動（請參閱圖二之29），該固定軸具有多口螺牙，可提高其作業速度。進行去皮作業時，先將欲處理之水果倒入供果槽並使主電源開關接通，然後將作業控制鈕置於自動控制位置，此時供果槽止上之微控開關（請參閱圖一之6），被欲處理果體壓下或（以手動作業時按一下），則因微處理控制系統之預置程式，使控制系統在每次開機或停電後再供電時均自動執行去皮刀座重置歸位之動作；在歸位重置後接著因供果微控

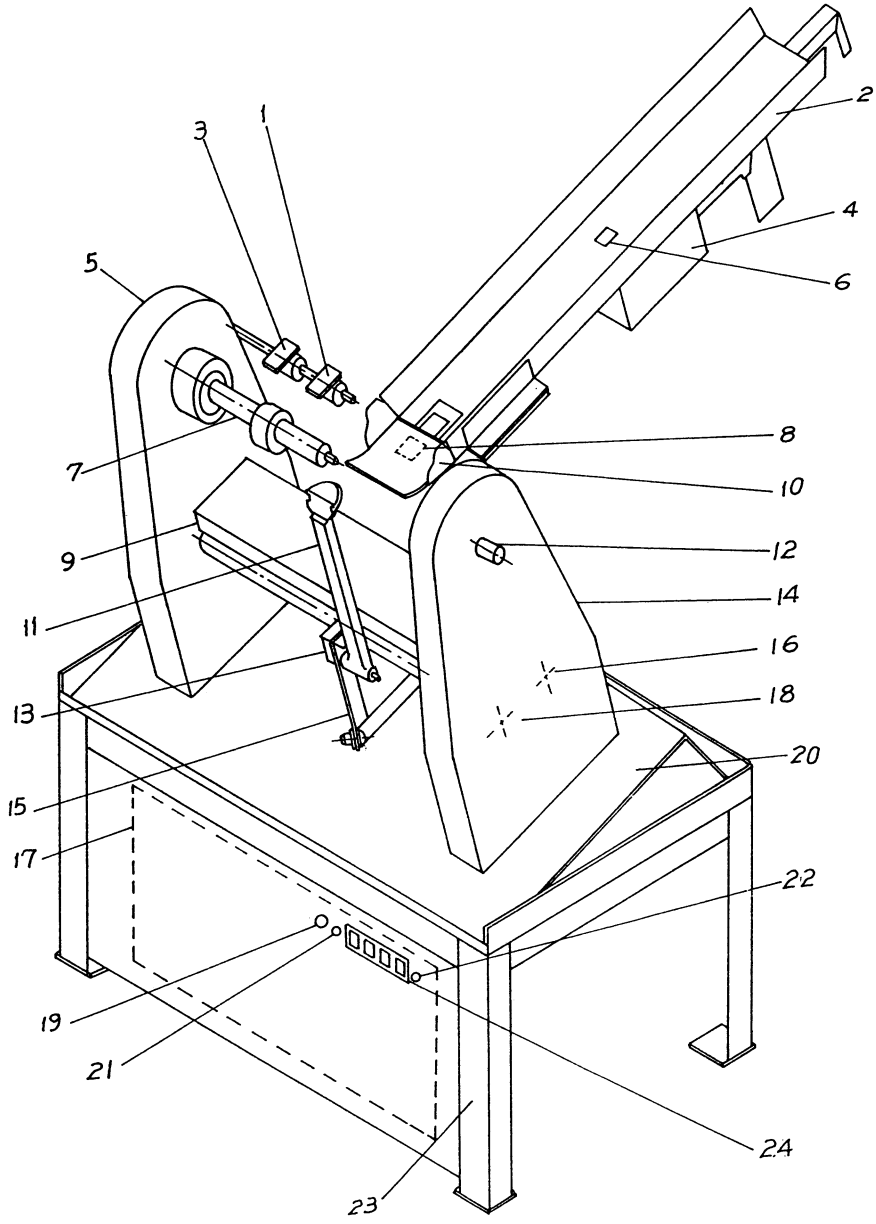
開關迴路仍處於激能狀態，供果電磁鐵（請參閱圖一之4）使水果托盤（請參閱圖一之10）舉升進行供果作業，且使固定軸馬達之微控開關（請參閱圖一之8）接通，果體快速固定軸馬達（請參閱圖一之29）旋轉而頂住水果；當固定軸於行程終點觸動微控開關（請參閱圖一之1或3及圖二之1或3）時，水果托盤因電磁鐵（請參閱圖一之4）釋能而自由落下，供果槽中之排列水果被托盤之弧形頂環推擠後退，完成單粒供果之動作；同時去皮動力馬達次第被接通，刀座與去皮旋轉軸同步運轉，進行第一去皮作業行程。當作業行程終了時，刀座觸動微控開關（請參閱圖二之25或26）；使去皮馬達停止，同時再度接通固定軸馬達電路，固定軸快速後退使已去皮之果體自行落下而脫離作業位置。當固定軸後退行程終了時又觸動微控開關（請參閱圖一之1或3）時，供果托盤電磁鐵（請參閱圖一之4）再度被激能進行第二次供果動作，按前述動作依序進行第二次果體去皮動作，刀座往回移動；於移動刀座（請參閱圖一之13）回移觸動微控開關（請參閱圖二之25或26）時，完成一自動去皮作業循環。如此週而復始連續運轉作業，直至供果槽內最後一個水果進入去皮位置後，因系統之延遲作用，待整個去皮作業完成後，供果槽上之微控開關切斷電源，（請參閱圖一之6）而完成全部去皮作業。

㈢作業性能

本機以110伏特電流爲動力源，作業時系由輸送帶（或人工）連續供果，將待處理果體置入單粒化自動供果槽中，故其單位時間之作業悉由機構之運轉行程所左右；因之作業行程之合理設定，可提高本機單位時間之作業量。至於去皮品質則分由分由縱向進料量及切刀型式而定，因此切刀座之單位進刀位移量必需與旋轉刀頭達成同步，配合圓弧形切刀之鋒利刀口，則所得之加工結果理想。由於果型有大小之別，作業之前以能先進行果粒大小粗選別爲佳，以便預先設定最經濟切削行程，以獲得最高作業能量；由於本機之動力系統系由小馬達以36比21增速傳動，馬達之作業轉速爲每分鐘222轉，則刀頭、刀座及固定軸等三作業軸之作業轉速爲每分鐘380轉；一般而言，對直徑介於六到七公分之中型果，若預設切削行程 9 公分及固定行程爲 4 公分，則由於刀座及固定軸之導程分別爲3.6公厘與6.4公厘，故每一單果之作業時間爲六秒；平均每分鐘完成去皮之果體數爲十個；通常單位時間去皮果體數隨著預設行程及果型而異，其平均值爲每分鐘介於六至十二個之間，本機作業情形如圖三所示。由於切削刀頭之有效切削寬度爲五公厘，爲取得較佳之圓滑切削面，每一切削行程應有適量之重疊，則有效切削寬度至多應爲實際切削寬度之百分之八十；假設實際切削寬度爲 W ，切刀軸之導程爲 L ，則兩者間之關係式如下：

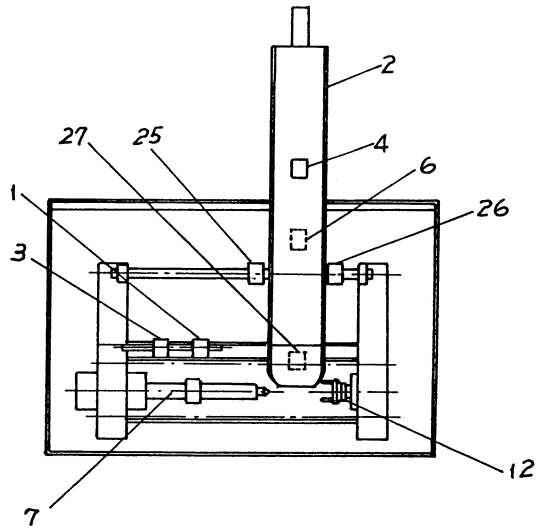
$$L = 0.8\ W$$

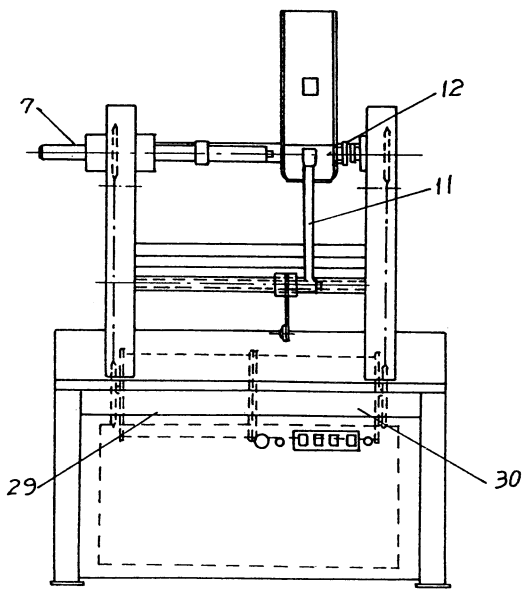
本機目前所用刀座螺旋軸之導程爲3.6公厘，經利削加工之果體如圖三所示，對整體之受處理表面而言，其作業效果顯然相當理想，唯固定點之軸向位置有殘留之未處理死角存在，如圖四所示；此爲本型設計目前無法克服之缺點。根據切刀軸導程與有效切削寬度二者關係式分析，理論刀座導程應爲四公厘，而實際使用刀座導程爲3.6公厘；二者相較，理論值尚比使用值大，故仍在作業要求範圍內。因之若要使單位時間作業量增加時，應可提高刀座軸之轉速，即在果體每回轉一次時，使刀座前進量增爲四公厘。依本機之傳動設計，則刀座軸可用18齒之鏈輪，以達到所需之增速目的。

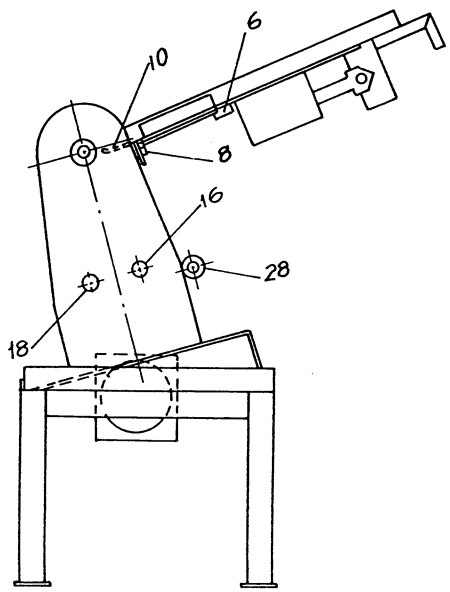


1	微控開關	9	刀座左、右換向軸護蓋	17	微處理控制系統
2	供果槽	10	水果托盤	18	刀座換向軸之二
3	微控開關	11	去皮刀具	19	電源指示燈
4	供果電磁鐵	12	去皮旋轉軸	20	底座
5	左傳動箱	13	移動刀座	21	自動與微動切換開關
6	微控開關	14	右傳動箱	22	主電源開關
7	快速固定軸	15	刀座換向拉桿	23	機架
8	微控開關	16	刀座換向軸之一	24	微動開關

第一圖 全自動水果去皮機之體圖

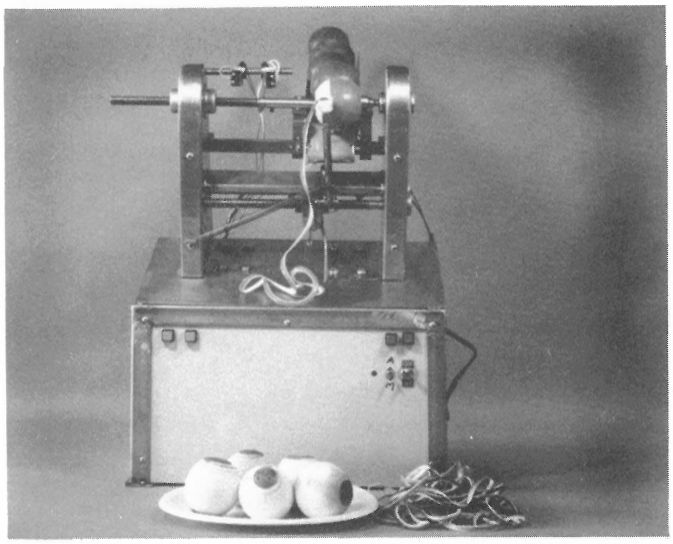






1	微控開關	8	微控開關	25	微控開關
2	供果槽	10	水果托盤	26	微控開關
3	微控開關	11	去皮刀具	27	微控開關
4	供果電磁鐵	12	去皮旋轉軸	28	微控開關固定軸
6	微控開關	16	刀座換向軸之一	29	快速固定軸馬達及動力組
7	快速固定軸	18	刀座換向軸之二	30	去皮旋轉軸馬達及動力組

第二圖 全自動水果去皮機之立體三視圖



圖三 去皮機作業情形

討 論

本機除作爲一般果蔬去皮外，用於鮮銷柑橘汁在搾汁前之除皮，以防止果皮油脂撓雜在果汁中，提高果汁品質效果卓著。以本去皮機進行圓形或橢圓形果蔬之去皮作業，在供果時無須特殊定向要求，故可以自動供果機構完成進料作業，作業行程可因果體大小而以自動控制系統設計之微動裝置，進行微控開關預設位置之調整，以縮短單位作業時間。爲使本機在最經濟之設定行程下作業，果體於處理前需經分級選別之預措作業。本機單位時間之作業去皮果體數，隨果體大小而異，平均爲每分鐘六～十二個，數倍於人工作業者，且切削厚度一致，除適合一般家庭使用外，更適合於鮮銷果汁搾汁前之去皮調理作業，以提高果汁品質。若以本設計配合工廠生產線直接使用時，由於單位時間作業量仍無法符合短時間內大量作業之需求，應以多軸配合氣動方式改變本設計，則可大幅提高單位時間之作業能力。

Development of Automatic Fruits Peeler[1]

L. S. Liang[2], J. R. Tsay[3], S. R. Yen[4]

Summary

The peeler consists of a unilateral system, a peeling assembly and a power train. There are a fruit holler, a reciprocate peeling seat and a controller to make up the peeling assembly. While operation, the controller does a sequent function step by step. Through the process, it makes all the operation cyclically. During processing, the unilateral supply mechanism makes a simple and uninterrupted feeding. The holler does the fruit holding and rejecting without orient and the reciprocal seat runs repeat, also. The controller may reset by the fruit size to minimize the stroke.

KEY WORDS : FRUIT、PEELER

1. Contribution No. 1583 from The Taiwan Agricultural Research Institute.
2. Head, Department of Agricultural Engineering,TARI,Wu-feng, Taiwan 431, Republic of China.
3. Specialist, Department of Agricultural Engineering, TARI, Wu-feng, Taichung, Taiwan 431, Republic of China.
4. Assistant, Department of Agricultural Engineering, TARI, Wu-feng, Taiwan 431, Republic of China.

中華農業研究（Jour. Agric. Res. China）40(3)：298～304（1991）

臺灣南部荔枝毯蠕之發生與防治[1]

溫宏治　李錫山　林正忠[2]

摘要：荔枝毯蠕（*Eriophyes litchii* Keifer）爲荔枝上之主要蜱蠕，其爲害致使葉片腫脹並產生絨毛，影響植株發育至鉅。於本省南部荔枝產地調查結果其爲害株率爲11.11～73.85％，平均24.59％。其受害株之年增加率爲32.55％。利用粘蟲板於荔枝園調查毯蠕密度以3月最高，8月次之。荔枝受毯蠕爲害率於5月最高，4月次之，2月最低。毯蠕爲害後，使葉片產生毯毛，毯毛色澤之變化係自嫩葉上深綠色泡狀物（經3～5日後）轉爲銀白色（維持2～3日）、黃褐色（維持2～4日）、紅褐色（維持4～7日）、深褐色（維持8～12日），至老葉時終成黑色。由不同色澤之毯毛比較其含毯蠕數時，則以黃褐色者爲最多，紅褐色者次之，黑色者最少，由此可間接測知年中荔枝毯蠕發生情形。於萌芽前修剪被害枝葉後，每一個月噴施75％硫磺可濕性粉劑一次，連續3次，防治效果優異。

關鍵詞：荔枝、荔枝毯蠕、蜱蠕、爲害率、防治

荔枝毯蠕（*Eriophyes litchii* Keifer）又稱荔枝銹壁蝨、荔枝節蜱，造成之徵狀或稱腫葉病、縮葉病、毛氈病等，其英名稱爲 Litchi erineum mite 或 Erinose mite，係屬於蛛形綱（Arachnida）、蜱蜱目（Acarina）、癭蜱科（Eriophyidae）。其寄主有荔枝及龍眼，本省主要分佈於中南部荔枝產地[1,3,4,5,6]，當其食害時所分泌之物質，引起葉片收縮、腫脹並產生毛氈狀異物[2]。爲害嚴重時可破壞嫩稍生長點，致使幼株死亡，老株受害後雖可恢復，但元氣已傷，影響植株產量至鉅。毯蠕主要借助於動物、風吹及葉片之接觸來分散與遷移[7]。惟其蔓延速度緩慢，於田間之分佈顯然受地形或其他因子影響而不甚均勻，一般由荔枝園內少數植株開始發生，而後擴及其周圍相毗鄰之植株，由幼葉、花蕾及幼果開始感染。荔枝毯蠕一年約有10～12世代，完成一世代約需15～20日[8]。荔枝毯蠕因體形微小，肉眼難見，足故初期發生常被忽略，待後期發現葉片病變時已爲害嚴重。是故對毯蠕爲害之瞭解及防治方法之改進，乃爲本研究之目的。

材料與方法

一、荔枝毯蠕發生調查

於民國77年7月至78年8月不定期至高屏地區荔枝主要產地（包括高雄縣鳳山市、大樹鄉、旗山鎮及屏東縣長治鄉、高樹鄉等）作調查，每一地區選定一果園，觀察記錄荔枝植株是否遭受毯蠕爲害。

二、荔枝毯蠕爲害成長調查

分別於鳳山市、大樹鄉及旗山鎮選定一處觀察園，園內不施藥防治毯蠕，於民國77年6月15日、12月8日及78年6月12日、12月5日各調查一次，共調查4次，每處調查10棵被害株，每株調查20枝條，凡枝條上含有腫葉或毛氈葉者，均列爲被害枝。

---

1. 臺灣省農業試驗所。研究報告第 1584 號，本研究試驗期間承本分所洪淑慧、柯貞華小姐及李明哲先生協助調查，文成後，承中興大學昆蟲研究所教授黃讚博士斧正，謹誌謝忱。

2. 本所鳳山熱帶園藝試驗分所助理研究員、研究員及副研究員兼植保系系主任。臺灣省　高雄縣　鳳山市。

三、荔枝毯蠕移動時期調查

於鳳山市擇一荔枝園，復選定遭荔枝毯蠕爲害株20株，每株懸掛5個小型粘蟲板（1.5×1.5㎠）於毛毯病葉叢中，每3日換板一次，而後攜回室內用高倍放大鏡，檢算板上之粘蠕數，作爲移動時期之依據。

四、荔枝毯蠕爲害葉之毯毛色澤變化及其含蠕數調查

民國78年2～3月間於鳳山市盆栽荔枝10株，於荔枝萌芽初期，由病葉中剪取毛毯部份接於芽體上，然後逐日觀察毯蠕誘發毯毛情形，並記錄毯蠕色澤變化及葉片發育狀況。每株摘取葉片一枚，用解剖顯微鏡檢視毛氈部份，計算在1.25㎟範圍內可見之蠕數，每葉片檢視5點。

五、荔枝毯蠕週年爲害調查

於民國78年1～12月間，分別於鳳山市及大樹鄉各選定一處荔枝園，每半個月調查一次，每次調查20株，每株檢視10枝條，凡枝條上葉片有腫葉或毯毛者，均列爲被害株，並觀察記載毯毛之不同色澤包括銀白、黃褐、紅褐、深褐及黑色所佔之比例，作爲測定毯蠕發生之間接資料。

六、防治試驗

民國78年2月至79年2月，於高雄縣大樹鄉選定一荔枝園進行防治試驗，試驗處理分爲1. 每個月以動力噴霧器噴施75% Sulfur wp.300倍一次，連續3次；2. 將被害葉完全剪除並搬離燒燬；3. 將被害葉完全剪除燒燬，被害株上噴施75% Sulfur wp 300倍，每個月噴一次，連續3次；4. 對照組（不處理）。試驗採樣逢機完全區集設計，每小區2株，重覆4次，共32株。修剪日期爲78年2月1日，施藥日期爲78年2月2日、3月6日及4月2日，調查日期爲78年8月3日及79年2月7日。調查時每株逢機取樣40枝條，每一枝條長30公分，凡枝條上含有腫葉病即被列爲受害枝。

結果與討論

一、荔枝毯蠕發生調查

荔枝毯蠕之發生與荔枝園之管理有相當大的關係，管理良好者，一般蠕發生少，而管理上較差或荒廢園則普遍罹患毯蠕。蓋管理良好者，除了藥物防治外，平時也定期將枝葉修剪，無意中減除毯蠕爲害葉，減少感染；而管理差者，未除病葉，致毯蠕大量增殖，漸而感染附近植株，由點而面，自然爲害加重。經在南部各荔枝主要產地調查結果。（表一）旗山、大樹地區因屬荔枝專業區，農民注重管理，普遍施藥防治毯蠕，是故爲害株率僅11.11%，而大津地區較靠近山區，果農較乏防治知識，管理亦較疏忽，爲害株率高達73.87%，所幸該地荔枝株數於南部所佔之比例不高，然由各地區之平均爲害株率爲27.21%。

二、荔枝毯蠕爲害成長調查

荔枝毯蠕之遷移除了靠人、動物及風之吹動來傳播外，枝葉之接觸感染最爲直接，是故植株之大小、距離均可影響其傳播之速度，然從田間觀察結果，其擴散緩慢，於田間之分佈及植株受害程度也不一致，一般發生大致由園內少數植株之低部新芽、嫩葉開始，漸而向上感染，再向鄰株擴散。於完全未施藥之果園調查受害株被害成長列於表二，其枝條感染率初期調查時平均爲15.67%，半年後增爲22.66%，一年後爲48.83%，一年半後爲64.50%，年平均增加32.35%，且鄰株受蔓延亦有增長趨勢。此因仍早期病葉少，感染範圍小，待一段時日罹病葉增加時，其感染範圍逐漸擴大使然。

三、荔枝毯蠕移動時期調查

荔枝毯蠕於荔枝葉片爲害時之分泌物，刺激葉片產生絨毛，毯蠕即藏於絨毛底部產卵增殖，待毯毛逐漸變深色時，毯蠕漸移至其他新芽、葉繼續爲害。筆者於病葉叢中懸掛粘蟲板，容毯蠕個體借風力、鳥類、昆蟲之穿梭而粘附於粘板上。經調查結果，除1、10及12月份外，其他月份均有粘著蠕體，其中以3及8月最多，4及9月次之。由粘蠕數多寡，可推知其移動時期，且粘蠕數愈多，知其外移之

蟎數增加，反之減少。（表三）

四、荔枝毯蟎爲害葉之毯毛色澤變化及其含蟎數調查

荔枝毯蟎爲害葉片，致使葉面產生毯毛。由盆栽接蟎觀察結果，得知毯毛色澤變化過程如下：初由嫩葉上產生深綠泡狀斑點，經過3～5日，葉子發育爲幼葉，斑點上長出銀白色茸毛，經2～3日茸毛轉變成黃褐色之毯毛，再經過2～4日，葉片發育成中葉，毯毛變爲紅竭色，再經4～7日葉片成老葉，毯毛轉成深褐色，再經8～12日後，毯毛成黑色，約至半個月後葉片嚴重捲曲，脫落或毯毛被藻菌寄生，喪失葉片功能。不同色澤毯毛比較其蟎數結果，列於表四，以黃褐色時含蟎數最多，紅褐色時次之，黑色時最少。追毯蟎爲害嫩葉後，吸取葉汁，且開始產卵，至毯毛變爲黃褐色時，卵大致均已孵化，是故毯毛於黃褐至紅褐色時含蟎數最多，毯毛成深褐色時葉子已老化，毯蟎無法生存，必須另覓棲所，是故蟎數逐漸減少，至毯毛呈黑色時，已很難發現有毯蟎存在。

表一、荔枝毯蟎爲害調查

Table 1. Survey of *Eriophyes litchii* damage on litchi

Date	Localities	Total no. of plants	No. of damaged plants	Damaged rate (%)
	高雄縣 (Kaohsiung Hsien)			
1988. 7.21	旗山	90	10	11.11
7.21	鳳山	80	12	15.00
8.16	大樹	126	14	11.11
9. 7	嶺口	135	40	29.63
12. 8	佛光山	95	17	17.89
1989. 1.19	大社	50	8	16.00
3.25	鳥松	95	10	10.53
5. 6	仁美	50	21	42.00
	屏東縣 (Pingtung Hsien)			
1988.10.28	大津	65	48	73.85
10.28	高樹	98	26	26.53
1989. 1. 6	鹽埔	50	9	18.00
3.31	長治	60	17	28.33
6.12	新埤	80	13	16.25
8.17	三地門	50	14	28.00
Total and average		1,124	259	24.59

表二、荔枝毯蟎爲害成長調查

Table 2. The prevalence of litchi damaged by *Eriophyes litchii*

Localities	No. of twigs	Damaged twigs (%)			
		1988		1989	
		6／15	12／8	6／5	12／5
鳳山 Fengshan	200	35 (17.5)	45 (22.5)	98 (49.0)	127 (63.5)
大樹 Ta-su	200	26 (13.0)	40 (20.0)	75 (37.5)	103 (51.5)
旗山 Chi-shan	200	33 (16.5)	51 (25.5)	120 (60.0)	157 (78.5)
Total and average		94 (15.7)	136 (22.7)	293 (48.8)	387 (64.5)

表三、以粘板捕得之荔枝毯蠕密度

Table 3. Density of *Eriophyes litchii* on sticky traps in litchi orchard

Month Survey	No. of mites/sticky plate			
	Early	Mid	Late	Total
1989 1	0	0	0	0
2	0	10	21	31
3	140	162	105	407
4	32	44	41	117
5	20	0	0	20
6	0	7	15	22
7	22	35	28	85
8	166	68	92	326
9	35	49	4	88
10	2	0	0	2
11	0	0	0	0
12	0	0	0	0

表四、不同色澤絨毛所含蠕數比較

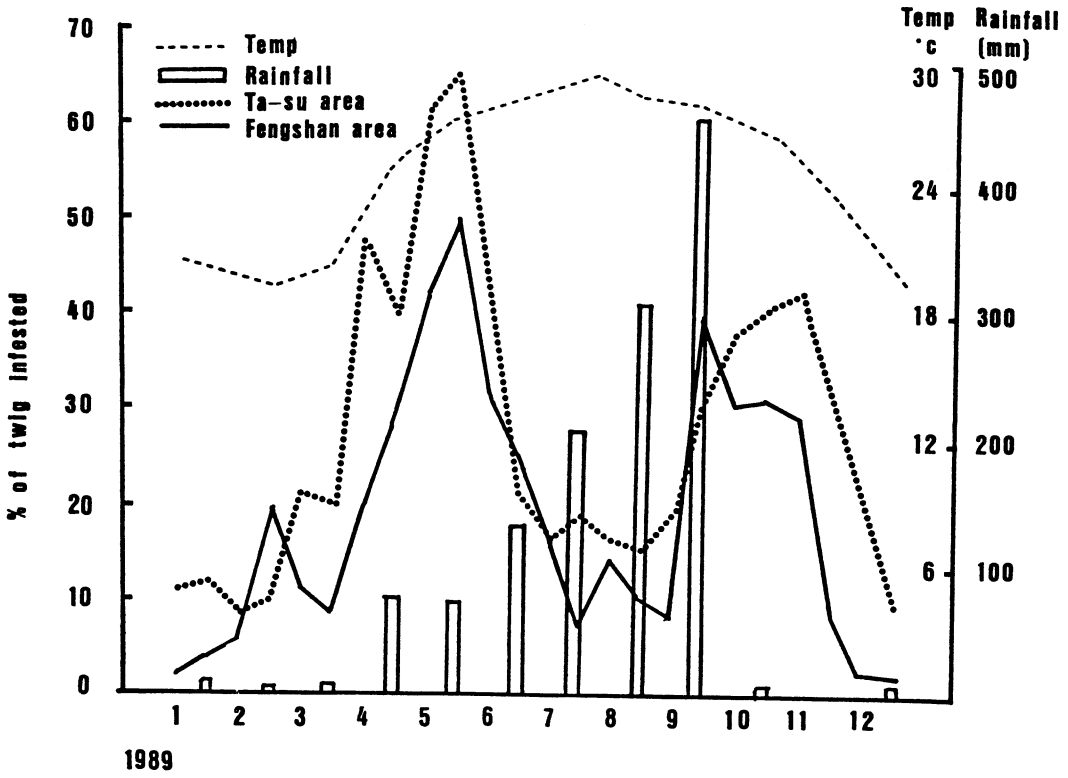
Table 4. Number of *Eriophyes litchii* on different colors of erinea

(Color of erinea)	No.of mites/1.25mm^2		
	Min.	Max.	Mean
(Silvery white)	0.00	5.42	2.14 a*
(Yellowish brown)	4.00	23.50	15.40 c
(Reddish brown)	5.30	20.22	10.26 b
(Deep brown)	0.60	15.40	2.40 a
(Black)	0.00	2.40	1.26 a

* Numbers followed by the same letter are not significantly different at the 5% level (Duncn's multiple range test)

五、荔枝毯蠕週年爲害調查

荔枝毯蠕除了爲害葉片外，同時可爲害花蕾及果實，是故其於本省整年均可發生，唯冬季棲群密度較低，成蠕暫隱藏於毯毛基部，待氣溫昇高溫暖時再趨於活躍。由圖一，得悉大樹地區於5月受害最高，10月次之；鳳山地區亦於5月最高，9—10月次之，其他月份較少。另由鳳山地區所調查之粘蠕數以3～4及8～9月最多，再根據毯毛色澤變化與含蠕之關係，可推算荔枝受害葉其毯毛變黑最多時期爲4～5及9～10月，亦即是受害最嚴重時期，概與田間實際發生情形吻合。是故由受害最嚴重初期向前回溯1～2個月，應爲荔枝毯蠕棲群密度較高時期。另由荔枝毯蠕引發毯毛色澤於週年所佔之比例（表五），也可間接推測毯蠕之棲群密度。唯一必須考慮的是毯毛色澤日數不同，如銀白色毯毛只繼續2～3日，被測到機會較少，將來引用誤差較大。是故，擇取褐色期之毯毛來取樣測定毯蠕之棲群密度，也許較爲準確。各色澤毯毛年中情形爲黃褐色於3月最多，9月次之；紅褐色8月最多，7月次之；深褐色以4月最多，6月次之；黑色5月最多，10月次之，其中5月份黑色毯毛最多與被害高峰期相吻合，是故由週年毯毛色澤所佔之比例，亦可間接推測荔枝毯蠕之發生時期。



圖一、荔枝毯蟎週年爲害調查

Fig 1. Seasonal fluctuation of damage caused by the *Eriophyes litchii.*

表五、荔枝毯蟎誘發絨毛色澤週年調查

Table 5. The investigation on the color of erinea caused by *Eriophyes litchii*

Month survey		Colors of erinea (%)				
		Silvery white	Yellowish brown	Reddish brown	Dark brown	Black
1989	1	0.0	13.0	11.5	40.9	34.6
	2	0.0	19.6	20.8	36.9	22.7
	3	1.0	30.8	27.6	31.0	10.6
	4	0.4	8.2	25.0	49.4	17.0
	5	2.8	3.7	19.2	30.7	43.6
	6	0.0	2.0	15.7	45.7	37.6
	7	1.2	17.8	30.7	21.4	28.9
	8	2.5	22.7	40.3	20.9	13.7
	9	4.3	25.3	30.5	18.5	21.5
	10	0.5	13.3	25.4	20.5	40.4
	11	0.0	15.7	30.3	45.3	8.8
	12	0.0	0.9	17.4	51.2	30.7

六、防治試驗

本試驗係探討利用施藥及修剪、燒除被害枝葉，能否有效防止毯蠕之爲害，其結果列於表六。利用75% Sulfur W.P. 300倍連續施藥3次（每個月一次）之處理，其爲害枝率由施藥前之30.12%降爲8.23%，一年後又升至20.25%，顯見只靠噴藥並不能完全防治。另僅靠修剪燒除被害枝葉，其爲害枝率由施藥前之28.45%降至2.22%，一年後增至7.46%，效果相當良好。利用修剪及噴施75% Sulfur WP 綜合處理者，其爲害枝率由施藥前之33.26%降至1.12%，一年後僅增加至6.82%，效果甚爲良好，與僅修剪處理者差異不顯著。由本試驗得悉，欲有效防治毯蠕，須於施藥前先修剪燒除被害枝葉，才能徹底根絕本蠕之爲害。

表六、荔枝毯蠕防治試驗

Table 6. Experiment for the control of *Eriophyes litchii* (1989.1—1990.2)

Treatment	% of twig infested		
	Before treatment	After treatment	
		6 months	one year
1. 75% Sulfur WP 300X	30.12	8.23 b*	20.25 b
2. Pruning	28.45	2.22 a	7.46 a
3. 75% Sulfur WP 300X+Pruning	33.26	1.12 a	6.82 a
4. C.K.	29.88	46.75 c	65.94 c

* Numbers followed by the same letter are not significantly different at the 5% level (Duncan's multiple range test).

參考文獻

1. 張振宙・1965・荔枝銹蜱蝨・科學農業13（5—6）：161—162。
2. 張國輝・1982、荔枝病蟲害防治。臺灣農業18（3）：31—53。
3. 黃讚、簡和順、黃金池・1966・荔枝銹蜱防除試驗。植保會刊8（4）：167—172。
4. 黃讚・1966・荔枝銹蜱之形態特徵及其爲害消長觀察。植保會刊。9（3、4）：35—47。
5. 黃讚、黃坤煒、洪英傑・1989・爲害荔枝之二種節蜱。中華昆蟲特刊第3號。第一屆蟎學會研討會 57—64頁。
6. 孫守恭、簡和順・1940・荔枝膨葉病防治試驗。臺灣省農業試驗所39年年報 337—339。
7. Pinese, B. 1981・Erinose mite—a serions litchi pset. Queensland Agricnltual Journal 107 (2) ：79—81。
8. Prasad, V.G. and R.K.Singh. 1981・ Preralence and control of litchi mite, *Aceria litchii* Kiefer in Bihar. Indian J. Ent. 43 (1) ：67—75。

Field Studies on Litchi Erineum mite (*Eriophyes litchii* Keifer) in Southern Taiwan[1]

H. C. Wen, H. S. Lee and C. C. Lin[2]

Summary

Litchi erineum mite affecting leaflets and inflorescences is a destructive pest on litchi in southern Taiwan. Usually 11.11—73.5%, and 24.59% in average of the plants were infested, the number of infested twigs increased 32.55% on one year.

The sticky plates were used for surveying the moving of the mites in litchi orchard. The resulted revealed that the moving occurred more often in March and in August.

The highest population density of mites was observed on yellowish brown erinea, the next on reddish brown and the least on black. The combined treatment of pruning with spraying of 75% Sulfur WP was the most effective method in preventing *Eriophyes litchii* from damaging.

Key words : Litchi, Litchi erinum mite, destructive pest, population density, pruning with spraying.

1. Contribution No. 1584 from Taiwan Agricultural Research Institute.
2. Assistant Entomologist, Entomologist, plant pathologist and head respectively, Department of Plant Protection Fengshan Tropical Horticultural Experiment Station, TARI, Fengshan Kaohsiung Hsien. Taiwan 83022, R.O.C.

中華農業研究（Jour. Agric. Res. China）40(3)：305～314（1991）

每穴種植株數對同質與異質大豆族群生育之影響[1]

林順福　詹國連　魏趨開[2]

摘要：由於本省大豆種植方式普遍爲每穴種植二株，可能造成同穴植株間之競爭壓力，因而影響產量及育種選拔效果，又因兼顧雜交早期分離世代爲不同基因型之異質族群，後期品系世代之同一試區或系行爲相同基因型之同質族群，故本試驗針對此種植株間競爭壓力改變及早後期世代之不同遺傳背景兩大要素進行探討，以供栽培及育種選拔參考，試驗結果：

1. 同質與異質族群有顯著差異之性狀爲植株乾物重及粒數，而產量性狀則未有顯著差異，可知早期與後期世代之植株間競爭方式對產量選拔未有顯著影響。

2. 每穴種植株數所影響性狀與穴距相同，每穴種植二株較每穴種植一株具有顯著較高植株、較少分枝數、較低植株乾物重、較少粒數、較大之收穫指數、較低單株產量及較高小區產量。

3. 在單位面積一定株數下，每穴株數與穴距對產量之影響未有顯著差異，故每穴種植二株之植株競爭壓力，可因穴距加大之緩衝，而對早期或後期世代之育種選拔無顯著之影響。

關鍵字：大豆、每穴株數、單植、混植、同質、異質、競爭。

本省大豆栽培普遍採用每穴種植二株方式，此種栽培方式除了需考慮穴距及行距因素外，另需考慮每穴種植株數；對育種選拔而言，每穴種植二株，使得同穴兩植株無論相同基因或不同基因型間競爭壓力可能因此提高，而植株間過度競爭結果，則將影響選拔效率[3,4,6,7]。

大豆早期雜交分離世代，爲不同基因之異質族群（heterogeneous population），其栽培方式爲混植栽培（mixture），而後期品系世代在株行、系行或試區，則近似相同基因型之同質族群（homogeneous population），其栽培方式爲單植栽培（monoculture）。在過去早期分離世代與後期品系世代均以每穴種植一株栽培方式進行選拔，其植株間競爭方式之差異，主要係早期世代爲不同基因型植株間之競爭，而後期世代爲相同基因型植株間之競爭，且均爲不同穴植株間之競爭。而目前大豆育種選拔之栽培方式有二，其一爲早期分離世代及後期品系世代均配合實際推廣栽培情形，採用每穴二株種植方式，另爲早期分離世代爲避免一穴二株造成不同基因型植株間之競爭壓力過大，而採用一穴一株方式，而後期世代再配合實際推廣栽培情形採用每穴種植二株方式，故植株間競爭方式，除了早期世代爲不同基因型植株間之競爭，後期品系世代爲相同基因型植株間之競爭外，且包括每穴一株及每穴二株之不同穴或同穴植株間之競爭壓力。

因此，本試驗乃針對早期世代與後期品系世代植株間之不同競爭方式，及每穴一株與每穴二株之不同競爭壓力兩大因素進行探討，以瞭解每穴種植株數對於大豆栽培及生長發育性狀之影響。

材料與方法

1. 臺灣省農業試驗所　研究報告第 1585 號。本文承蒙本所楊純明博士及盧煌勝博士斧正，特此誌謝。

2. 本所農藝系助理、助理研究員及助理。臺灣省　臺中縣　霧峰鄉。

試驗材料：爲本省大豆推廣品種高雄八號（KS 8）及臺農十五號（TNG 15）兩品種，前者係大粒型晚熟品種，幼莖綠色、白花，後者係小粒型早熟品種，幼莖紫色、紫花。此二品種幼莖顏色不同，可於幼莖伸出地面約10公分時即可以不同色塑膠繩予標記，並做爲間苗之識別，以及開花期花色核對，以做爲收穫之品種識別。

處理項目：爲配合實際播種及中耕除草機具作業，將行距固定爲55公分，而施予不同穴距及每穴不同株數之單植或混植處理組合。

㈠單植處理

T_1：穴距10公分，每穴植1株，每公頃種181818株。

T_2：穴距20公分，每穴植1株，每公頃種 90909株。

T_3：穴距30公分，每穴植1株，每公頃種 60606株。

T_4：穴距40公分，每穴植1株，每公頃種 45454株。

T_5：穴距10公分，每穴植2株，每公頃種363636株。

T_6：穴距20公分，每距植2株，每公頃種181818株。

T_7：穴距40公分，每距植2株，每公頃種 90909株。

㈡混植處理

T_1：穴距10公分，每穴植1株，不同品種隔穴種植。

T_2：穴距20公分，每穴植1株，不同品種隔穴種植。

T_3：穴距30公分，每穴植1株，不同品種隔穴種植。

T_4：穴距40公分，每穴植1株，不同品種隔穴種植。

T_5：穴距10公分，每穴植2株，不同品種各1株。

T_6：穴距20公分，每穴植2株，不同品種各1株。

T_7：穴距40公分，每穴植2株，不同品種各1株。

試驗設計：採用2×2×7複因子試驗之RCBD法，其中A因子指單植與混植之栽培方法，B因子指參試兩品種，C因子指由穴距及每穴不同株數組合之7種栽培密度處理，三重複，雙行區，行長4公尺，於77年春作在農試所試驗田進行。

調查性狀：於收穫時記載成熟日期，每小區取樣5株，置於日光下曝曬2～3天後，進行株高、分枝數、節數、總乾物重、粒重、百粒重及粒數等性狀調查。

結　果

一、綜合變方分析：

由表1可知株高、主莖分枝數、植株總乾物重、粒數、收穫指數、單株產量及小區產量等性狀顯著受穴距及每穴株數組合之密度處理之影響，而節數、成熟期、百粒重等性狀則未顯著受密度處理之影響。品種間有顯著差異之性狀有分枝數、成熟期、總乾物重、百粒重、單株產量及小區產量等，而株高、節數、粒數及收穫指數等性狀則無顯著差異。單植與混植族群之總乾物重及粒數兩性狀有顯著差異，而株高、節數、分枝數、成熟期、百粒重、收穫指數、單株產量與小區產量等性狀則未有顯著差異。除了收穫指數顯著受種植密度與品種交感效應影響，收穫指數顯著受密度與單混植交感效應影響，株高與百粒重顯著受品種與單混植族群交感效應影響外，其他性狀則未顯著受參試處理間交感效應影響。除了無顯著差異之主效應或交感效應，不做詳細比較外，爲瞭解各項處理之差異，進一步針對其他具有顯著差異之特性，進行分析比較。

表1. 不同種植密度下同質與異質大豆族群之農藝性狀變方分析結果

Table 1. ANOVA results (mean square) of agronmic traits of mixture and monoculture soybean population under various planting densities.

Source of Variation.	D.F.	Plant ht.	No. of nod	No.of branch	Days to maturity	Total dry wt.	No. of seed	100-seed wt.	Harvest index	Plant yield	Plot yield
Block	2	4.7	1.09	0.54	0.04	133	201	2	0.0319	7	721
Treatment	(27)	32.3**	0.31	1.15**	222.92**	619**	562**	140**	0.0589**	74**	198765**
Density (A)	6	121.6**	0.11	1.90**	0.02	957**	2002**	5	0.1250**	90**	582540**
Variety (B)	1	0.1	0.90	12.11**	6018.11**	9077**	1	3614**	0.00004	1345**	1194527**
Population (C)	1	1.2	0.60	0.26	0.12	609**	601**	5	0.0022	8	17672
A×B	6	7.6	0.36	0.22	0.24	24	139	3	0.0246**	3	97163
A×C	6	3.0	0.15	0.15	0.40	127	70	7	0.0060*	5	5760
B×C	1	39.8**	0.03	1.03	0.12	103	226	47**	0.0023	25	24316
A×B×C	6	6.5	0.51	0.67	0.40	45	178	4	0.0011	5	2895
Error	54	5.9	0.51	0.42	0.36	88	139	6	0.0020	9	7438

**, *: Significant at p=0.01 and 0.05,respectively.

二、每穴種植株數對單植與混植大豆族群產量構成性狀之影響：

(1)主效應：

1. 密度：由表2顯示每穴種植一株者普遍較每穴種植二株者具有較低植株、較多分枝數、較大植株乾物重、較多粒數及較小之收穫指數，且無論每穴一株或二株通常在較小穴距下具有較高植株、較少分枝數、較少植株乾物重、較少粒數及較大收穫指數，可見每穴種植一株或二株方式之改變，已顯著影響植株生育情形，而穴距改變所影響之性狀，亦與每穴種植株數所影響之性狀相符合，可知穴距與每穴株數均將影響植株間之競爭效應。
2. 族群：單植與混植族群之比較，可視爲相同基因型植株間與不同基因型植株間之生長競爭差異，由表3顯示混植族群顯著較單植族群有較大植株乾物重及較多粒數。

表2. 不同種植密度之大豆株高、分枝數、單株總乾物重、單株粒數及收穫指數

Table 2. Plat height, number of brach,total dry weight,seed number, and harvest index of soybean under various planting densities.

Plants/hole	Spacing (cm)	Piant ht.	No. of branch	Total dry wt.	No. of seed	Harvest index
1	10	35.0 bc	2.42 c	34.5 c	50.3 cd	0.370+cd
1	20	33.2 cd	3.28 ab	45.6 a	73.0 a	0.381 bcd
1	30	32.0 d	3.14 ab	43.1 ab	70.4 a	0.375 bcd
1	40	31.5 d	3.37 a	49.8 a	75.7 a	0.357 d
average		32.9	3.05	43.3	67.4	0.371
2	10	40.9 a	2.38 c	23.9 d	41.4 d	0.450 a
2	20	36.2 b	2.86 abc	31.8 c	53.7 bc	0.414 ab
2	40	35.5 b	2.74 bc	35.5 bc	60.6 b	0.410 bc
average		37.5	2.66	30.4	51.9	0.425

+ Data in the same column followed by the same letter are not different at p=0.05

表3. 單植與混植大豆族群之總乾物重及粒數

Table 3. Total dry weight, and seed number of monoculture or mixture soybean population.

Population	Total dry wt. (g/pt.)	No.of seed/plant.
monoculture	35.04 b	58.0+b
mixture	40.43 a	63.4 a

+ The same as Table 2.

㈡交感效應：

1. 密度與品種：由表4顯示TNG 15品種無論在每穴一株或每穴二株種植方式，其株高較不易受穴距改變之影響，而KS 8品種則在較大穴距下，顯著具有較低株高，可知TNG 15品種之株高對於栽培密度之改變較爲鈍感，而KS 8品種則較敏感。TNG 15品種無論在每穴一株或二株及KS 8品種在每穴一株，其植株分枝數受穴距影響不顯著，KS 8品種在每穴一株之不同穴距間，或每穴二株之不同穴距間，及TNG 15品種在每穴一株不同穴距間之收穫指數均未有顯著差異，但TNG 15品種在每穴二株之收穫指數有隨穴距增大而漸少之傾向。

表4. 品種與密度交感效應對大豆株高、分枝數、總乾物重及收穫指數等性狀之影響

Table 4. The interactions of variety and plant density on soybean plant height, number of branch, total dry weight, and harvest index.

Variety	Plants/hole	Spacing (cm)	plant ht. (cm)	No.of branch	Total dry wt. (g)	Harvest index
TNG 15	1	10	34.5 bc	2.18 bc	23.1 bc	0.382+b
	1	20	33.0 c	2.83 ab	33.2 ab	0.377 b
	1	30	32.2 c	2.75 ab	31.7 ab	0.383 b
	1	40	33.1 c	3.17 a	40.1 a	0.367 b
	2	10	40.4 a	1.82 c	14.6 a	0.447 a
	2	20	36.5 b	2.55 abc	21.8 bc	0.423 ab
	2	40	34.8 bc	2.23 bc	27.1 b	0.382 b
KS 8	1	10	35.7 b	2.67 b	45.9 bc	0.358 cd
	1	20	33.3 bc	3.73 a	57.9 a	0.385 bcd
	1	30	31.9 c	3.53 a	54.6 ab	0.367 cd
	1	40	24.7 d	3.57 a	61.2 a	0.347 d
	2	10	41.4 a	3.52 a	32.7 d	0.453 a
	2	20	35.9 b	3.17 ab	41.9 cd	0.405 abc
	2	40	36.2 b	3.25 ab	43.8 bcd	0.437 ab

+ The same as Table 2.

2. 密度與族群：在單植（同質族群）下，每穴二株均較每穴一株具有顯著較高之收穫指數，在每穴種植相同株數之不同穴間之收穫指數則未有顯著差異，但在混植（異質族群）下除了穴距10cm，每穴二株時具有顯著較大收穫指數外，其他無論每穴一株或二株，在不同穴距下均無顯著差異（表5）。此種結果由表2可知，當在每穴二株且穴距較小時，植株總乾物重顯著下降，而因產量未顯著受影響，故收穫指數顯著增大，但於每穴二株且較大穴距時（20、40 cm），由於不同品種株型差異，及其對於生長空間之利用得以調整，故其總乾物重及單株產量均無顯著受影響，故其收穫指數與每穴一株無顯著差異。

表5. 種植密度與單混植族群交感效應對大豆收穫指數之影響

Table 5. The interaction of density and population on soybean harvest index.

Plants/hole	Spacing (cm)	Monoculture	Mixture
1	10	0.382 b	0.353+b
1	20	0.387 b	0.375 b
1	30	0.368 b	0.377 b
1	40	0.380 b	0.333 b
average		0.379	0.360
2	10	0.443 a	0.457 a
2	20	0.460 a	0.368 b
2	40	0.455 a	0.362 b
average		0.453	0.396

+ The same as Table 2.

3. 品種與族群：在單植時，KS 8 品種較 TNG 15 品種具有顯著較高植株，但在混植時 KS 8 品種反而較 TNG 15 品種具有顯著較低植株（表6），TNG 15 品種在單植與混植之百粒重均無顯著差異，但 KS 8 品種在混植時之百粒重則顯著低於單植時。可見大豆株高表現，依生長競爭對象不同，而有很大之差異。

表6. 品種與單混植族群交感效應對大豆株高及百粒重之影響

Table 6. The interactions of variety and population on soybean plant height and 100-seed weight.

Variety	Population	Plant ht. (cm)	100-seed wt. (g)
TNG 15	Monoculture	34.14 b	16.60+c
	Mixture	35.71 a	17.59 c
KS 8	Monoculture	35.44 a	31.22 a
	Mixture	34.31 b	29.22 b

+ The same as Table 2.

三、每穴種植株數對單植與混植大豆族群產量之影響：

㈠單植與混植之競爭效應：由表1，變方分析表顯示單植、混植族群之單株產量及小區產量均無顯著差異，表示某一品種植株在相同基因型與不同基因型植株間之競爭效應不顯著，可能由於在異質族群中不同基因型植株間相互補償之結果，此種作用亦將影響選拔結果，欲瞭解是否具有此種作用，可各別比較參試品種在單植與混植下之產量表現；由表 7 ，KS 8 及 TNG 15 品種在各種密度下之單植產量與混植產量無顯著差異，可見在混植下此二不同基因型植株之產量表現並無互補作用。

表7. 單植與混植大豆族群之單株產量比較

Table 7. Comparisions of seed weight (g/plant) between monoculture and mixture soybean populations.

Plants/hole	Spacing (cm)	TNG 15			KS 8		
		Monoculture	Mixture	Difference	Monoculture	Mixture	Difference
1	10	8.13	9.27	ns	17.00	15.70	ns
1	20	12.33	12.27	ns	20.80	23.33	ns
1	30	10.97	12.97	ns	20.87	18.70	ns
1	40	12.87	15.60	ns	22.27	18.83	ns
2	10	6.07	6.90	ns	13.66	13.77	ns
2	20	7.60	10.17	ns	17.32	16.13	ns
2	40	7.50	12.43	ns	17.40	19.60	ns

ns：Non-significant at p=0.05

㈡密度效應：由於密度處理係包括穴距及每穴株數之處理組合，故可區分穴距及每穴株數兩種效應，由表8可知兩參試品系在每穴一株時，除了穴距爲10cm時具有較低產量，而在穴距20、30、40cm間之單株產量差異則不顯著，而在每穴二株時，隨穴距增大而單株產量增高之趨勢則較爲明顯，雖然在較小穴距下單株產量較低，但其差值不大，且因其在單位面積有較多之株數，故無論在每穴一株或二株情況下，縮短穴距可得顯著較高之單位面積產量。

表8. 不同穴距下大豆單株產量與小區產量

Table 8. Soybean seed weight under various planting spacings.

Plants/hole	Spacing (cm)	Seed wt. (g) /plant		Seed wt. (g) /plot	
		TNG 15	KS 8	TNG 15	KS 8
1	10	8.20 cd	16.35 cd	348 b	501+b
1	20	12.30 ab	22.07 a	246 c	344 c
1	30	11.97 abc	19.89 abc	159 cd	204 de
1	40	14.24 a	20.55 ab	142 d	174 e
average		11.68	19.72	224	306
2	10	6.49 d	13.72 d	519 a	808 a
2	20	8.87 bcd	16.73 bcd	353 b	511 b
2	40	9.97 bcd	18.50 abc	239 c	300 cd
average		8.44	16.31	370	540

+ The same as Table 2.

由表9在相同穴距下比較每穴一株與每穴二株之單株產量，除了 TNG 15 品種在穴距爲40cm時，每穴一株與每穴二株之單株產量有顯著差異外，在穴距爲10、20cm及 KS 8 品種在穴距爲10、20、40cm時之每穴一株與二株之單株產量均無顯著差異，且由於相同穴距下每穴二株之單位面積種植株數爲每穴一株之一倍，故在相同穴距下每穴種植二株之單位面積產量均顯著高於每穴一株者。

表9. 每穴不同種植株數下大豆單株產量及小區產量

Table 9. Soybean seed weight of 1-plant or 2-plant per hole.

Spacing (cm)	TNG 15			KS 8		
	1-plant per hole	2-plant per hole	Difference	1-plant per hole	2-plant per hole	Difference
			Seed wt .(g)/plant			
10	8.20	6.49	ns	16.35	13.72	ns
20	12.30	8.87	ns	22.07	16.73	ns
40	14.24	9.97	*	20.55	18.50	ns
			Seed wt .(g)/plant			
10	348	519	*	501	808	*
20	246	353	*	344	511	*
40	142	239	*	174	300	*

*, ns: Significant and non-significant at p=0.05,respectively.

縮短穴距或增加每穴株數均爲密植栽培方式，此兩種方式之差異，可經由穴距及每穴株數之調整，比較單位面積相同株數下，不同種植方式之產量表現可得。穴距10cm，每穴一株與穴距20cm，每穴二株；或穴距20cm，每穴一株與穴距40cm，每穴二株之單位面積種植株數相同，由表10，可見在單位面積相同株數之穴距與每穴株數處理組合間之單株產量無顯著差異，另由於單位面積株數相同，故其單位面積產量之差異與單株產量之差異一致。由此可知，在單位面積一定株數下，穴距與株數對產量之影響具有相當之重要性。

表10. 單位面積相同株數下不同種植形態之單株產量及小區產量

Table 10. Seed weight of 1-plant or 2-plant per hole soybean populations with the same plant number per unit area.

Variety	1-plant per hole and spacing=10cm	2-plant per hole and spacing=20cm	Difference	1-plant per hole and spacing=20cm	2-plant per hole and spacing=40cm	Difference
			Seed wt .(g)/plant			
TNG 15	8.20	8.87	ns	348	353	ns
KS 8	16.35	16.73	ns	501	511	ns
			Seed wt .(g)/plant			
TNG 15	348	353	ns	246	239	ns
KS 8	501	511	ns	344	300	ns

ns : Non-significant at p=0.05.

討　論

在每穴種植一株之同質大豆族群幼苗期，由於植株間保持一定之距離，故植株間之競爭效應較不明顯，植株重量呈指數成長，而後期由於植株長大，彼此遮蔽陽光之接收，植株間開始競爭陽光，此時指數成長終止，若光照爲其主要限制因子，則其維持一定生長速率，而乾物重之增加亦呈直線關係。但在每穴種植一株之異質大豆族群幼苗期，亦無明顯植株間之競爭效應，故植株重量亦呈指數成長，直至植株間遮蔽作用發生，光照分配至不同基因型之數量，則依其葉面積佔有之比例而定，此時不同基因之生長速率差異亦較爲明顯[8]。本試驗比較每穴種植二株與一株下之同質與異質大豆族群反應，由於每穴二株時，兩株同穴，無論相同或不同基因型植株間，若有競爭發生，其發生時期應早於每穴一株時，而其反應亦當較爲明顯。

由於大豆係爲栽培環境敏感作物，對缺株亦極具緩衝力[11]，故其植株間之競爭效應甚爲複雜，廖與曾研究有限型品種間之競爭效應，發現有限型品種之競爭力、侵略力及協同效果之差異顯著，即混植反應因品種而異[2]、李、廖、曾研究無限型品種間之競爭效應，亦有相似的結果[1]。Hinson & Hanson 指出大豆不同品種間競爭結果將影響某些品種之產量、油份及蛋白質，而改變行寬之競爭壓力僅影響混植族群之百粒重及分枝數，而對產量等其他性狀則無顯著影響[5]。而 Schutz & Brim 則指出競爭效應影響大豆產量及粒數且某些品種之競爭具有互補作用[10]，甚至 Mumaw & Weber 提出多分枝型品種在異質下表現增產，而少分枝型品種則相對地減產，異質族群較同質族群增產 2 %，其中多分枝型品種貢獻60%，少分枝型品種貢獻40%，且異質族群之百粒重降低，而粒數增多[9]。本試驗結果，同質與異質大豆族群具有顯著差異之性狀爲植株乾物重及粒數，而株高、節數、分枝數、成熟期、百粒重、收穫指數及產量等性狀則未有顯著差異，此與 Schutz & Brim [10]；Mumaw & Weber [9]之試驗結果相若，其中僅有百粒性狀之反應與 Mumaw & Weber 之結果不一致。然值得

一提者，本試驗係比較同質族群與異質族群之差異，即對一基因型個體而言，其與相同基因型個體間或與不同基因型個體間競爭之差異，並非僅探討有無競爭之發生。

每穴種植二株爲目前本省大豆普遍採行之種植方式，其轉變究因農機設計改變，或增加每穴株數避免缺株，抑或農民減省疏植工資之結果，不得而知，而當實施條播之種植方式時，實際上亦處於每穴一株或二株形式之間，故很有必要探討每穴一株或二株之差異。由本試驗可知，顯著受每穴一株或二株不同種植方式影響之性狀爲株高、分枝數、植株乾物重、粒數、收穫指數及產量等性狀，而節數、成熟期、百粒重等性狀則未顯著受影響，而此等顯著受種植方式影響之性狀，恰與不同穴距所影響之性狀一致；而在單位面積相同株數下，每穴株數之改變或穴距之調整對大豆產量均有相當之效果，可見每穴之種植株數之改變與穴距之調整對大豆生育而言，具有相似意義。

本試驗以相同或不同基因型間之競爭方式，及每穴一株或二株競爭壓力，探討種植方式改變對大豆雜交早期分離世代（不同基因型間）與後期品系世代（相同基因型間）之競爭效應，雖係以已知品種配合單植與混植方式，然對相鄰或同穴之不同或相同植株而言，其所發生之競爭意義，類似於雜交早期分離世代異質族群間或後期品系世代同質族群間之競爭，其優點爲較能掌握參試個體之遺傳背景，可探討特定基因型之個別表現，尤其是栽培環境或相鄰不同基因型植株之改變，對特定基因型之個別表現，均可做較詳細探討，其缺點則爲無法有較多基因型參試。本試驗結果發現同質（單植）與異質（混植）族群間之產量未有顯著差異，表示同質與異質族群間之競爭效應差異不顯著，又因在異質族群中參試不同品種間無互補作用之發生（若有互補作用發生，亦將影響選拔效果），故可推論對同一基因型個體而言，在早期分離世代與後期品系世代之表現無顯著差異，故對其早期或後期世代之選拔效果無顯著影響。Hinson & Hanson[5]提出種植行寬之改變不影響大豆選拔效果。本試驗發現每穴種植株數之競爭壓力，相當於穴距改變之結果，因此，若增加每穴株數，而未改變穴距，進行單株產量或小區產量評估，其結果將近似於同在每穴一株，而縮短穴距之結果，故應以單位面積相同株數下，才不致對產量評估發生偏差。即在單位面積相同株數下，每穴種植數加倍而增加相同或不同基因型間之競爭壓力，可由穴距之增大得以緩衝，故不影響單株或小區產量表現，及早期世代之單株選拔與後期品系世代小區產量評估，換言之，在單位面積相同株數下，過去每穴一株栽培方式選育出之品種，仍可適用現今每穴二株之種植方式。

本試驗係以兩參試品種進行單植與混植設計，模擬同質與異質族群，探討每穴種植株數對大豆生育之影響，而有以上初步結果，本研究室另將採用親本具遠緣之數個F2族群，以單株爲調查爲對象，求單植與混植族群平均值、均方、歪度、峰度等介量。及另在固定穴距下，增加參試品種（系）數，進一步探討各種不同基因型間之競爭或補償作用及其育種選拔效應。

參考文獻

1. 李瑞興、廖文偉、曾富生・1990・大豆品種間混植之相互作用・2・無限型品種間競爭力與協同效果之變異・嘉義農專學報 23：41－62.
2. 廖文偉、曾富生・1988・大豆品種間混植之相互作用・1・有限型品種間競爭力與協同效果之變異。農林學報 37 (2)：129－150.
3. Donald. C. M. 1963. Competition among crop and pasture plants. Advan. Agron. 15：1－118.
4. Donald, C. M., and J. Hamblin. 1983. The convergent evolution and annual seed crops in agriculture. Advan. Agron. 36：97－143.
5. Hinson, K., and W. D. Hanson. 1962. Competition studies in soybeans. Crop Sci. 2：117－123.
6. Jennings, P. R., and J. de Jesus. 1968. Studies on competition in rice. I. Competition in mixture of varieties. Evolution 22：119－124.
7. Jennings, P. R., and R. M. Herrera. 1968. Studies on competition in rice. II.Competition in segregation

population. Evolution 22 : 332−336.

8. Lange, W., A. C. Zeven, and N. G. Hogenboom. 1984. Efficiency in Plant Breeding. p13−44. Proceedings of the 10th Congress of the European Association for Research on Plant Breeding, Wageningen, the Netherland.
9. Mumaw, C. R., and C. R. Weber, 1957. Competition and natural selection in soybean varietal composites. Agron. J. 49 : 154−160.
10. Schutz, M. W., and C. A. Brim. 1967. Inter-genotypic competition in soybeans. I. Evaluation of effects and proposed field plot design. Crop Sci. 7 : 371−376.
11. Teigen, J. B., and J. J. Vorst. 1975. Soybean respones to stand reduction and defoliation. Agron. J. 67 : 813−815.

Effects of Plant Number Per Hole on Growth and Development of Homogeneous and Hetergeneous Soybean Populations.[1]

S. F. Lin, K. L. Chan and C. K. Wey[2]

Summary

Soybean (*Glycine max* L.) cultivars KS 8 and TNG 15, different in colors of flowers and young stem as genotypic markers were grown both in monoculture and mixture under various spacings. They were arranged in a way so that the effects of 1- and 2-plant per hole and hole distance on the selection effectiveness of early or latter segregating generation populations can be determined.

Resaults indicated that there were significant difference between the plants of monoculture and mixture on the total dry weight and seed number. Whereas, seed yields and other characteristicss, such as plant height, nod and branch numbers, days to maturity, 100−seed weight, and harvest index, were found no significant differences. Plants grown 2 -plant per hole had higher plant height, total dry weight, and harvest index with fewer branches and seed numbers than those grown in 1-plant per hole. Similar effects occurred with different hole distances.

Furthermore, it was shown that selection for soybean yield was not affected by plant numbers per hole and hole distances if the same population size per unit ground area was used.

Key words : Soybean, Plant number per hole, Monoculture, Mixture, Homogeneous, Hetergeneous, Competition.

1. Contribution No. 1585 from Taiwan Agricultural Research Institute.
2. Research assistant, assistant breeder and assistant, Department of Agronomy, TARI, Wufeng. Taiwan, R. O. C.

中華農業研究（Jour. Agric. Res. China）40(3)：315～332（1991）

水稻地區性與期作性產量及生理性狀之主成分分析與品種分類[1]

蔡　金　川[2]

摘要：水稻秈粳型各15個品種種植於臺北及臺中地區，以產量，產量構成要素及生理性狀等14個性狀進行主成分分析法，作有關性狀之歸類成幾個主成分。試驗之目的，利用主成分分析法，探討主成分之生物學的意義，並把品種區分爲品種群，以便選拔育種材料，增進品種改良的效果。

各主成分之生物學的意義歸納如下：

第1主成分：有關同化及轉流之乾物質生產文章之主成分，固有值（Eigen value）皆大於33%，對於所有品種之特性具有重要之變異成分。

第2主成分：關於劍葉長度，劍葉角度之葉片構造及結實率，直立型之葉片有利於光之照射及乾物質生產利用效率，因此對產量具有重要之決定性。

第3主成分：有關1株穗數及1穗穎花數大小之主成分，即1株穗數多而1穗穎花數少之品種，另外爲1株穗數少而1穗穎花數多之品種。

第4主成分：這主成分與葉片之氮素濃度有關，但其生物學意義之解釋還困難。

由第1及第2主成分之特性（生理性狀，產量及產量構成要素）作品種分類，粳型品種不論地區及期作區分爲6個品種群。而秈型品種，臺北地區兩期作皆爲7個品種群，臺中地區第1及第2期作各分爲4與6個品種群。這顯示水稻品種群之分佈因地區、期作及秈粳型而有差異。

另外臺農67號、臺東29號、臺中秈10號及嘉農秈11號爲高產品種，並且在大部份情況下屬於相同品種群。這些品種具有較大的作物生長速率（CGR）、葉面積持續期（LAD）積及總乾物重。

關鍵詞：同化，轉流，葉面積指數，葉面積持續期，作物生長速率，淨同化率。

臺灣水稻栽培面積爲476,552公頃，第一、二期作分別爲243,215公頃及233,337公頃，兩期作之栽培面積相近。但第二期作每公頃收穫之粗米爲3,247公斤比第一期作之4,566公斤／公頃爲低，即第二期作每公頃產量爲第一期作百分之七十一左右（臺灣省糧食局78年第二期稻米生產量調查統計報告提要）。這可歸於環境條件、品種要因及栽培管理之綜合差異所致。其中以氣象條件，特別是氣溫與日射量影響品種之產量最大。有關這問題以往已有不少之研究報告（李等[2]，邱等[3]，連等[5]，鄔等[6]，賴[7]，謝[9]）。

提高稻穀之產量，改善環境如氣象條件頗爲不易。增產之對策，品種改良爲根本又有效的方法，因此進行育種生態學之研究有其必要。本研究以秈粳型各15個品種，分別種植於臺北及臺中地區進行乾物質生產等生理性狀、產量及產量構成要素之調查，並作這些性狀之主成分分析及品種分類，從中選拔優良品種或親本，作爲高產品種育成之育種材料。

1. 臺灣省農業試驗所　研究報告第 1586 號。本報告承日本東京大學 Takeda Genkichi 教授指導，謹致謝意。
2. 本所農工系副研究員。臺灣省　臺中縣　霧峰鄉。

早期以主成分分析作低等生物與動物的變異研究較多，如龜類之自然集團的變異[22]，豬[28]、鼠[19]之遺傳變異，人類之體型變異[23]等，應用於高等植物的例子較少。

近期有望月[16,17]之玉米主成分分析研究，著重於育種及品種或系統間富有差異之性狀，如吐絲期、主稈葉數、稈長、穀粒重等。水稻方面，Morishima et al，[25]等以節間、葉角、葉長寬、穗長、穗數等，與株型或產量有關之性狀，作主成分分析並進行品種分類，目的在於遺傳的株型研究。最近由於稻作研究亦著重於稻米品質之提昇，西村等[14]用粘度之高低、粗蛋白質及Amylose含量等食米之理化特性作爲主成分分析。而本報告爲連續性之水稻育種生態學試驗研究當中之一部份，爲一年之試驗結果，而採取之14性狀皆爲與產量及乾物質生產有關之性狀，故以主成分分析法作爲品種分類依據。

材料與方法

本試驗以粳型及籼型各15個品種爲材料，各品種名稱如下：

粳型（Japonica type）

早熟品種（Early maturing varieties）—(1)臺中186（Taichung 186），(2)高雄選1號（Kaohsiung Sel 1），(3)豐錦（Toyonishiki）。

中熟品種（Medium maturing varieties）—(4)臺北309號（Taipei 309），(5)臺農62號（Tainung 62），(6)臺農67（Tainung 67），(7)嘉農242號（Chianung目242），(8)臺南5號（Tainan 5），(9)臺南6號（Tainan 6），(10)高雄139號（Kaohsuing 139）。

晚熟品種（Late maturing varieties）—(11)新竹56號（Hsinchu 56），(12)臺中65號（Taichung 65），(13)嘉南8號（Chianan 8），(14)高雄140號（Kaohsiung 140），(15)臺東29號（Taitung 29）。

籼型（Indica type）

早熟品種（Early maturing varieties）—(16)包葉菊（Pao-Yeh-Tzu），(17)矮脚南特（Ai-Chio-Nan-Te），(18)夾葉青8號（Chia-Yeh-Ching 8），(19)珍珠矮11號（Chen-Tzu-Ai 11），(20)南早32號（Nan-Tsao 22）。

中熟品種（Medium maturing varieties）—(21)新竹矮脚尖（Hsin-Chu-Ai-Chueh-Chien），(22)臺中在來1號（Taichung Native 1），(23)臺中籼2號（Tai-Chung Sen2），(24)臺中籼10號（Taichung Sen 10），(25)嘉農籼8號（Chianung Sen 8），(26)嘉農籼11號（Chianung Sen 11），(27)臺農籼12號（Chianung Sen 12），(28)高雄籼7號（Kaohsiung Sen7）。

晚熟品種（Late maturing varieties）—(29)臺中籼3號（Taichung Sen3），(30)嘉農籼6號（Chianung Sen 6）。

選擇這些品種乃基於比較適合於試驗地之栽培、生育及結實率良好，並爲推廣或實用之品種。第一、二期作同時於臺北地區（國立臺灣大學附屬試驗農場）與臺中地區（臺中縣霧峰鄉本所試驗農場）栽培試驗。第一期作之插秧時間在臺北與臺中分別爲1981年3月10日及2月14日，第二期作各爲1980年8月4日及7月28日。移植時之行株距爲25×20cm，採多本植，小區面積爲8m²，重複三次，使用逢機完全區集設計。肥料（N：P_2O_5：K_2O）用量第一期作爲134：58：54kg/ha，第二期作爲122：45：51kg/ha；其他栽培管理依一般慣行法行之。

水稻生育期間於孕穗、抽穗、乳熟及糊熟四時期分別自田間採收三小區共十八叢之稻株，洗淨後立即摘取葉片，以自動測定儀測葉面積，並剪去根部後把樣品放在100°C下通風乾燥1～2小時後，再以80°C處理至完全乾燥秤量全乾物重，用全乾物重與葉面積以下列公式求作物生長速率（CGR）[27]，並求葉面積持續期（LAD）[29]。

$$LAI = N \times LA$$ （N：單位面積之株數，LA：1株的葉面積）

$$LAD=\frac{LAI2-LAI1}{InLA12-InLAI1}\cdot(t2-t1)$$

$$CGR=\frac{W2-W1}{t2-t1}\qquad NAR=\frac{(W2-W1)\ (lnA2-lnA1)}{(t2-t1)\ (A2-A1)}$$

前後採樣時期分別爲 t1 與 t2 ， 其個別時期所得之全乾物重各爲 W1 ， W2 ， 葉面積各爲 A1 ， A2。

另外在抽穗期調查各品種之劍葉長，劍葉角度（葉片與垂直線形成之角度），於上午10點左右測定群落上面之入射光強度 Io，及群落內株間中央地面上5公分之光強度（I），然後求其吸光係數(24)：K （light extinction coefficient $=-\frac{lnI/Io}{LAI}$）。並於成熟期測定產量及產量構成要素。

以上述調查之生理性狀、產量及產量構成要素等14個性狀，進行主成分分析。其詳細分析程序請參照 Anderson[18]及 Seal[26]之方法。

結　果

由表1a，b及表2a，b 知，兩地區（臺北、臺中）14個性狀相關係數之分佈範圍0.97～－0.92，(9)產量與(10)穗數(4)葉面積指數（LAI）(6)作物生長速率（CGR）(8)葉面積持續期（LAD）及(14)總乾物重之間皆呈正相關，後三者之乾物質生產性不論期作或地區皆呈現顯著性之正相關，而產量與 LAI 之關係，在臺中地區除了第一期作稉型品種之外，其他亦皆呈現顯著性之正相關，這地區之產量與 LAI 皆比臺北地區出現較密切之關係。而其他(2)劍葉長，(3)劍葉角度，(5)吸光係數（K）與(9)產量大部份呈現負相關，特別是臺中地區第二期作大部份呈現顯著性之負相關。

兩期作，兩地區及兩型（秈稉型）品種，第1主成分固有值（Eigen value）之範圍7.224（臺北，第二期作，稉型品種）～4.694（臺北，第一期作，稉型品種），則能表達14個性狀變異之51.60～33.53%（表3）。第1至第4主成分佔有全體變異之82.97～88.60%，這表示4個主成分能說明全體變異之82%以上，因此第5主成分以下可放棄不作說明。

表4顯示稉型品種第1至第4主成分大部份性狀具有70%以上之高度累計貢獻量（Cumulative contribution），秈型品種（列表省略）與此類似。第1主成分，首先關於稉型品種之性狀，如（6）CGR，（8）LAD，（9）產量及（14）總乾物重等，具有較大之正值，這些性狀於圖1之14性狀第一、二主成分之固有向量（Z1，Z2）關係圖裡，分佈於Z1座標軸之右側，正之點線範圍內。品種方面之 Score 分佈圖，具有如此性狀〔(6)CGR，(8)LAD，(9)產量及(14)總乾物重〕較大值之品種，其第1主成分之 Score 爲較大之正值，這些品種群如(3)豐錦，(5)臺農62號，(6)臺農67號，(15)臺東29號大部份亦以正的點線圍圈於圖3之Z1座標軸之右側。另一方面，(2)劍葉長，(3)劍葉之角度，(5)吸光係數等性狀之第1主成分大部份爲負值（表4），散佈於圖1 Z1座標軸之左側，具有這些性狀絕對值較大值之品種如(2)高雄選1號，(7)嘉農242號等，其主成分之 Score 爲負值，這些品種亦以負的點線圍圈散佈於 Z1座標軸之左側（圖3 B，D）。

至於秈型品種方面，臺北地區第二期作（圖2 B；圖4 B），上述之性狀〔(6)CGR，(8)LAD，(9)產量及(14)總乾物重〕及具有這些性狀較大值之品種群如(24)臺中秈10號，(26)嘉農秈11號，(27)臺中秈12號分佈狀態，與稉型品種同樣的趨勢。其他大致跟稉型品種呈現相反方向的分佈，即(6)CGR，(8)LAD，(9)產量及(14)總乾物重等分佈於Z1座標軸之左側（圖2 A，C，D），具有這些性狀較大值之品種如(24)臺中秈10號，(26)嘉農秈11號，(28)高雄秈7號，其主成分 Score 爲負，則被負的點線圍繞著散佈於Z1座標軸之左側（圖4， A，C，D）。另外(2)劍葉長，(3)劍葉的角度，(5)吸光係數即分佈於 Z1座標之右側（圖2，A，C，D），而具有這些性狀較大值之品種如(21)新竹矮脚尖，(23)臺中秈2號等，其第1主成分之 Score 正，如此的品種群亦被正的點線圍繞著，散佈於Z1座標軸之右側（圖4，C，D）。

表1a. 第1期作臺北地區水稻品種14個性狀之相關行列

Table 1. a Correlation matrix of fourteen characters of rice varieties cultivated in Taipei in the 1st crop season.

	①	②	③	④	⑤	⑥	⑦	⑧	⑨	⑩	⑪	⑫	⑬	⑭
(1)Nitrogen content of leaf blades at heading.		−0.05	−0.04	−0.03	−0.07	−0.05	0.24	−0.17	−0.15	0.21	−0.19	0.14	−0.27	−0.22
(2)Length of flag-leaf at heading.	0.21		0.90**	−0.24	0.70*	0.57	−0.20	−0.61*	−0.64**	−0.56*	0.26	−0.86**	−0.33	−0.64*
(3)Angle of flag-leaf at heading.	0.31	0.73**		−0.05	0.61*	−0.62*	−0.46	−0.64**	−0.69**	−0.40	0.03	−0.93**	−0.18	−0.69**
(4)Leaf area index at heading.	−0.06	0.18	0.14		−0.77*	0.30	−0.42	0.36	0.23	0.65**	−0.49	0.18	0.28	0.27
(5)Light extinction coefficient (K) at heading.	0.20	0.26	0.42	−0.82**		−0.65**	−0.06	−0.64*	−0.58*	−0.79**	0.42	−0.70**	−0.28	−0.58*
(6)Mean CGR (booting stage ~dough-ripe stage)	−0.13	−0.07	−0.26	0.14	−0.31		0.49	0.82**	0.90**	0.50	0.03	0.58*	0.48	0.89**
(7)Mean NAR (booting stage ~dough-ripe stage)	0.02	−0.15**	−0.56**	−0.50	0.17	0.36		0.24	0.36	−0.12	0.50	0.41	−0.38	0.32
(8)Leaf area duration (heading~milk-ripe stage)	−0.39	−0.08	−0.21	0.20	−0.32	0.55*	−0.02		0.96**	0.50	0.12	0.57*	0.44	0.92**
(9)Grain yield g/hill	−0.27	−0.15	−0.30	0.18	−0.36	0.86**	0.28	0.83**		0.47	0.14	0.58*	0.51	0.96**
(10)Panicle number per hill at maturity.	−0.27	−0.02	−0.19	0.89**	−0.91**	0.26	−0.30	0.36	0.34		−0.73**	0.42	0.50	0.40
(11)Number of spikelets per panicle at maturity.	0.22	−0.02	0.07	−0.67**	0.66**	0.17	0.47	0.13	0.25	−0.76**		−0.13	−0.47	0.14
(12)Percentage of ripened grains at maturity.	−0.13	−0.92**	−0.70**	0.08	−0.28	0.01	0.61*	0.06	0.09	0.11	−0.09		0.11	0.59
(13)1000-grain-weight (g) at maturity.	−0.26	0.47	0.24	0.10	−0.06	0.53*	−0.38	0.37	0.43	0.15	−0.11	−0.61*		0.51*
(14)Total dry weight (g) at maturity.	−0.19	−0.11	−0.29	0.24	−0.44	0.89**	0.21	0.70**	0.95**	0.37	0.15	0.02	0.53*	

Note : Correlation coefficient of Japonica varieties are listed above the diagonal line.
Correlation coefficient of Indica varieties are listed below the diagonal line.
*,**Significant at 5% and 1% level, respectively.

表1b. 第2期作臺北地區水稻品種14個性狀之相關行列

Table 1. b Correlation matrix of fourteen characters of rice varieties cultivated in Taipei in the 2nd crop season.

	①	②	③	④	⑤	⑥	⑦	⑧	⑨	⑩	⑪	⑫	⑬	⑭
(1)Nitrogen content of leaf blades at heading.		0.06	0.18	−0.21	0.19	−0.06	0.01	0.04	−0.06	0.03	−0.18	−0.09	0.19	0.07
(2)Length of flag-leaf at heading.	−0.07		0.92**	−0.42	0.50	−0.62*	−0.29	−0.41	−0.49	−0.42	0.16	−0.99**	−0.23	−0.51*
(3)Angle of flag-leaf at heading.	−0.11	0.87**		−0.46	0.63*	−0.72**	−0.45	−0.51*	−0.55*	−0.41	0.24	−0.92**	−0.43	−0.58*
(4)Leaf area index at heading.	0.03	0.04	−0.10		−0.77**	0.51*	−0.03	0.56*	0.58*	0.54*	−0.03	0.45	0.34	0.42
(5)Light extinction coefficient (K) at heading.	−0.05	0.35	0.41	−0.73**		−0.82**	−0.45	−0.78**	−0.74**	−0.28	−0.02	−0.52*	−0.62*	−0.64*
(6)Mean CGR (booting stage ~dough-ripe stage)	0.01	−0.03	0.16	0.24	−0.15		0.78**	0.88**	0.89**	0.08	0.22	0.63*	0.67**	0.87**
(7)Mean NAR (booting stage ~dough-ripe stage)	−0.08	−0.08	0.18	−0.22	0.21	0.85**		0.68**	0.63*	−0.26	0.20	0.28	0.68**	0.67**
(8)Leaf area duration (heading~milk-ripe stage)	0.04	−0.15	0.04	0.12	−0.15	0.80**	0.71**		0.93**	0.30	0.12	0.42	0.77**	0.92**
(9)Grain yield g/hill	0.05	−0.29	−0.03	0.13	−0.13	0.81**	0.74**	0.94**		0.19	0.35	0.50	0.65**	0.92**
(10)Panicle number per hill at maturity.	0.06	−0.41	−0.26	0.35	−0.42	0.43	0.20	0.16	0.25		−0.62*	0.39	0.19	0.25
(11)Number of spikelets per panicle at maturity.	0.19	0.44	0.46	−0.18	0.41	0.17	0.32	0.20	0.24	−0.67**		−0.11	−0.25	0.19
(12)Percentage of ripened grains at maturity.	−0.03	−0.90**	−0.89**	0.18	−0.37	0.01	0.01	0.15	0.23	0.32	−0.48		0.20	0.51
(13)1000-grain-weight (g) at maturity.	0.32	−0.32	0.25	−0.13	−0.01	0.23	0.22	0.63*	0.47	−0.19	0.01	−0.11		0.68**
(14)Total dry weight (g) at maturity.	−0.01	−0.14	0.06	0.24	−0.27	0.89**	0.75**	0.95**	0.92**	0.25	0.23	0.10	0.48	

Note : Correlation coefficient of Japonica varieties are listed above the diagonal line.
Correlation coefficient of Indica varieties are listed below the diagonal line.
*,**Significant at 5% and 1% level, respectively.

表2a. 第1期作臺中地區水稻品種14個性狀之相關行列

Table 2. a Correlation matrix of fourteen characters of rice varieties cultivated in Taichung in the 1st crop season.

	①	②	③	④	⑤	⑥	⑦	⑧	⑨	⑩	⑪	⑫	⑬	⑭
(1)Nitrogen content of leaf blades at heading.		−0.57*	0.14	−0.18	0.04	−0.10	0.42	−0.19	−0.18	0.45	−0.63*	0.63*	−0.13	−0.21
(2)Length of flag-leaf at heading.	0.01		0.32	−0.05	0.35	−0.10	−0.24	0.09	0.20	−0.31	0.84**	−0.87**	−0.36	0.02
(3)Angle of flag-leaf at heading.	0.40	0.57*		−0.21	0.55**	−0.61*	−0.49	−0.31	−0.26	0.09	0.20	0.01	−0.72	0.42
(4)Leaf area index at heading.	−0.09	−0.28	−0.34		−0.80**	0.61*	−0.12	0.50	0.40	0.40	−0.23	−0.05	0.48	0.41
(5)Light extinction coefficient (K) at heading.	0.36	0.37	0.78**	−0.44		−0.57	−0.02	−0.40	−0.27	−0.31	0.44	−0.04	−0.77**	−0.46
(6)Mean CGR (booting stage ~dough-ripe stage)	−0.36	0.10	0.12	0.42	0.20		0.57*	0.78**	0.76**	0.42	−0.14	0.02	0.45	0.78**
(7)Mean NAR (booting stage ~dough-ripe stage)	−0.06	0.51*	0.58*	−0.27	0.65**	0.65**		0.30	0.37	0.17	−0.08	0.20	0.02	0.28
(8)Leaf area duration (heading~milk-ripe stage)	−0.45	−0.05	−0.21	0.67**	−0.24	0.76**	0.11		0.87**	0.53*	−0.06	−0.12	0.41	0.87**
(9)Grain yield g/hill	−0.10	0.10	0.08	0.66**	−0.03	0.73**	0.23	0.85**		0.42	0.12	−0.25	0.27	0.87**
(10)Panicle number per hill at maturity.	−0.19	0.30	0.09	0.33	−0.26	0.18	−0.16	0.44	0.50		−0.64*	0.42	0.04	0.47
(11)Number of spikelets per panicle at maturity.	0.22	0.37	0.45	−0.14	0.63*	0.32	0.67**	−0.03	0.13	−0.59*		−0.80**	−0.39	−0.10
(12)Percentage of ripened grains at maturity.	0.32	−0.60*	−0.11	0.30	0.04	−0.12	−0.28	−0.03	0.02	−0.20	−0.08		−0.01	−0.12
(13)1000-grain-weight (g) at maturity.	−0.42	−0.72**	−0.82**	0.15	−0.72**	−0.08	−0.52*	0.17	−0.12	0.04	−0.68**	0.08		0.50
(14)Total dry weight (g) at maturity.	−0.43	−0.10	−0.22	0.69**	−0.27	0.77**	0.08	0.97**	0.85**	0.52*	−0.17	−0.05	0.26	

Note : Correlation coefficient of Japonica varieties are listed above the diagonal line.
Correlation coefficient of Indica varieties are listed below the diagonal line.
*,**Significant at 5% and 1% level, respectively.

表2b. 第2期作臺中地區水稻品種14個性狀之相關行列

Table 2. b Correlation matrix of fourteen characters of rice varieties cultivated in Taichung in the 2nd crop season.

	①	②	③	④	⑤	⑥	⑦	⑧	⑨	⑩	⑪	⑫	⑬	⑭
(1)Nitrogen content of leaf blades at heading.		−0.36	−0.09	0.13	−0.29	0.28	0.31	−0.14	−0.16	−0.45	−0.13	0.44	0.24	−0.13
(2)Length of flag-leaf at heading.	0.20		0.62*	−0.17	0.61*	−0.75**	−0.67**	−0.53*	−0.44	−0.16	0.68**	−0.68**	−0.77**	−0.34
(3)Angle of flag-leaf at heading.	0.20	0.77**		−0.51*	0.68**	−0.65**	−0.35	−0.69**	−0.65**	−0.64**	0.69**	−0.38	−0.58*	−0.44
(4)Leaf area index at heading.	−0.45	−0.56*	−0.57*		−0.63*	0.44	−0.08	0.51*	0.55*	0.26	−0.06	0.32	0.07	0.16
(5)Light extinction coefficient (K) at heading.	0.42	0.53*	0.75**	−0.77**		−0.63*	−0.29	−0.54*	−0.61*	−0.40	0.37	−0.26	−0.53*	−0.39
(6)Mean CGR (booting stage ~dough-ripe stage)	−0.06	−0.58*	−0.58*	0.60*	−0.39		0.76**	0.75**	0.73**	0.30	−0.32	0.44	0.57*	0.66*
(7)Mean NAR (booting stage ~dough-ripe stage)	0.32	−0.11	−0.01	−0.07	0.33	0.67**		0.31	0.27	0.16	−0.38	0.35	0.35	0.49
(8)Leaf area duration (heading~milk-ripe stage)	−0.47	−0.66*	−0.70**	0.69**	−0.81**	0.57*	−0.14		0.90**	0.54*	−0.31	0.30	0.53*	0.67**
(9)Grain yield g/hill	−0.47	−0.74**	−0.69**	0.73**	−0.75**	0.61*	−0.07	0.97**		0.65**	−0.15	0.13	0.42	0.83**
(10)Panicle number per hill at maturity.	0.08	0.01	0.22	−0.05	0.01	0.10	−0.03	0.31	0.31		−0.45	0.05	0.02	0.66*
(11)Number of spikelets per panicle at maturity.	−0.44	0.01	−0.30	0.26	−0.25	0.05	−0.07	0.19	0.15	−0.69**		−0.66**	−0.43	−0.06
(12)Percentage of ripened grains at maturity.	−0.05	−0.63*	−0.28	0.53*	−0.38	0.28	−0.12	0.31	0.41	0.17	−0.44		0.29	−0.10
(13)1000-grain-weight (g) at maturity.	−0.08	−0.89**	−0.89**	0.49	−0.62*	0.64*	0.16	0.65**	0.67**	0.02	−0.08	0.48		0.26
(14)Total dry weight (g) at maturity.	−0.53*	−0.63*	−0.57	0.75**	−0.73**	0.55*	−0.13	0.96**	0.96**	0.31	0.21	0.35	0.53*	

Note : Correlation coefficient of Japonica varieties are listed above the diagonal line.
Correlation coefficient of Indica varieties are listed below the diagonal line.
*,**Significant at 5% and 1% level, respectively.

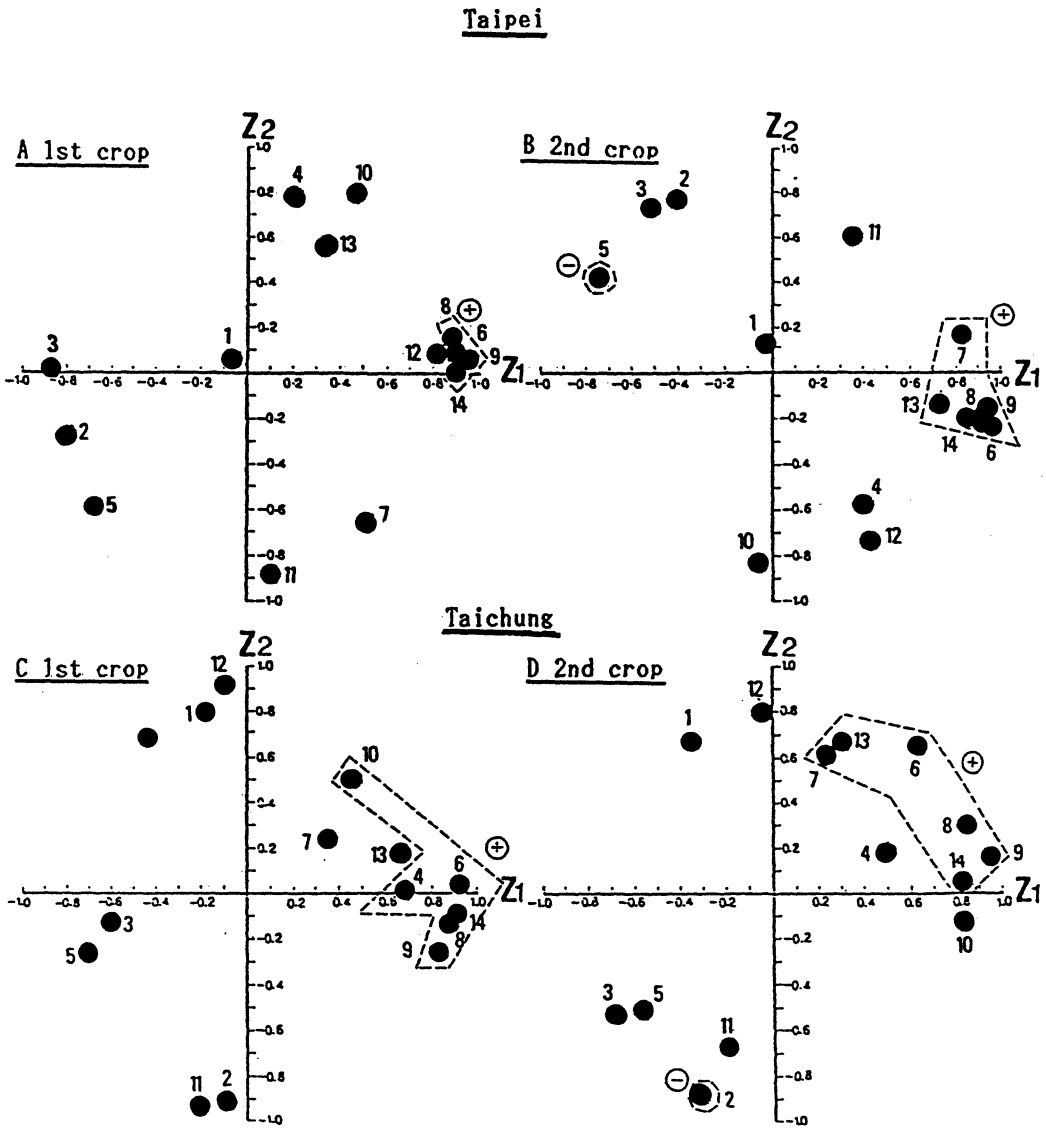


圖1. 粳型品種14個性狀固有 Vector (Z_1, Z_2) 之關係圖。

Fig. 1. Relationship between eigen vectors (Z_1, Z_2) in fourteen charcters of Japonica varieties. Each spot represents one character and the definition is the same as shown in Table 1.

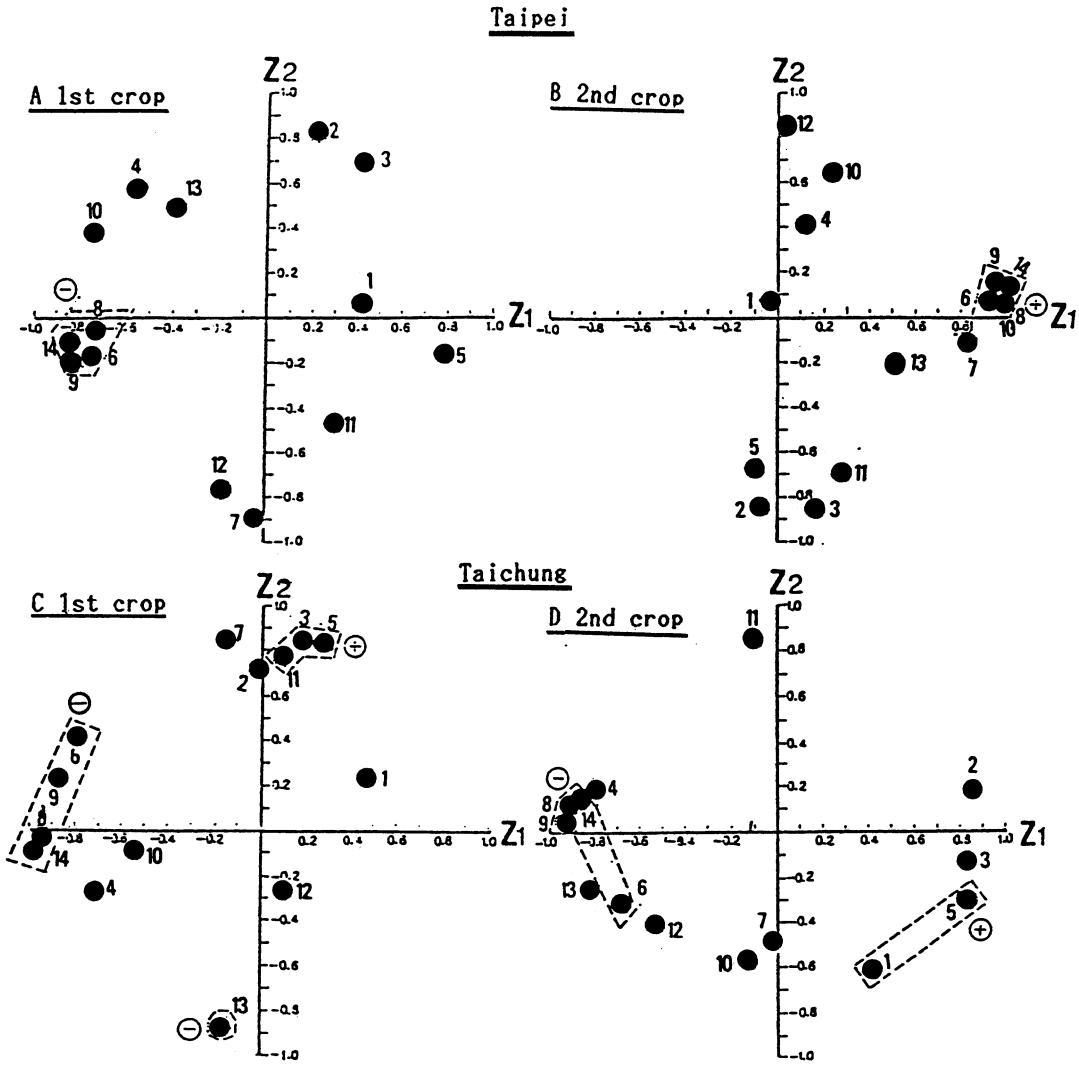


圖2. 秈型品種14個性狀固有 Vector (Z_1, Z_2) 之關係圖。

Fig. 2. Relationship between eigen vectors (Z_1, Z_2) in fourteen charcters of Indica varieties. Each spot represents one character and the definition is the same as shown in Table 1.

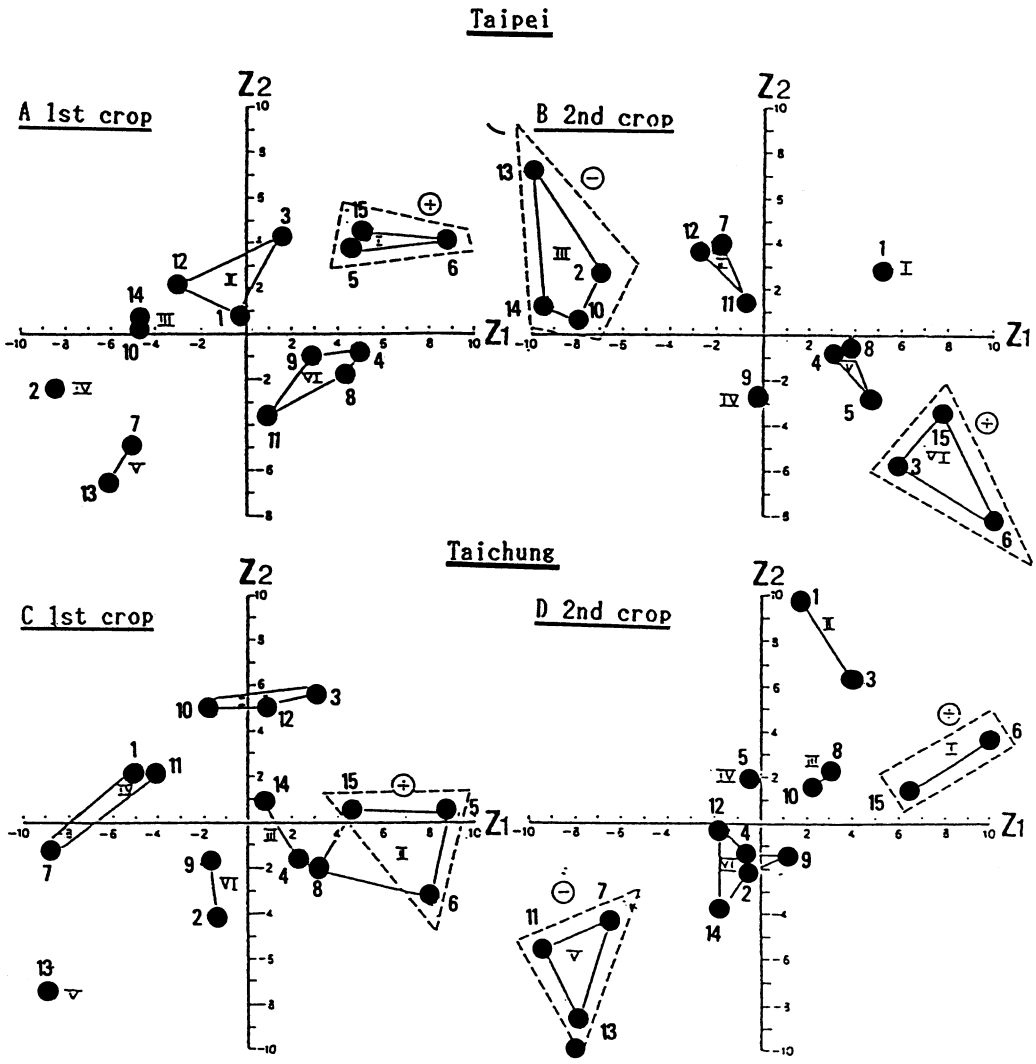


圖3. 第1，第2主成份粳型品種之散佈圖。

Fig. 3. Scatter diagram of Japonica varieties in the 1st-2nd principal componet. Z_1 : First prinicipal component. Z_2 : Second prinicipal component. (1) Taichung 186, (2) Kaohsiung Sel 1, (3) Toyonishiki, (4) Taipei 309, (5) Tainung 62, (6) Tainung 67, (7) Chianung 242, (8) Tainan 5, (9) Tainan 6, (10) Kaohsiung 139, (11) Hsinchu 56, (12) Taichung 65, (13) Chianan 8, (14) Kaohsiung 140, (15) Taitung 29,

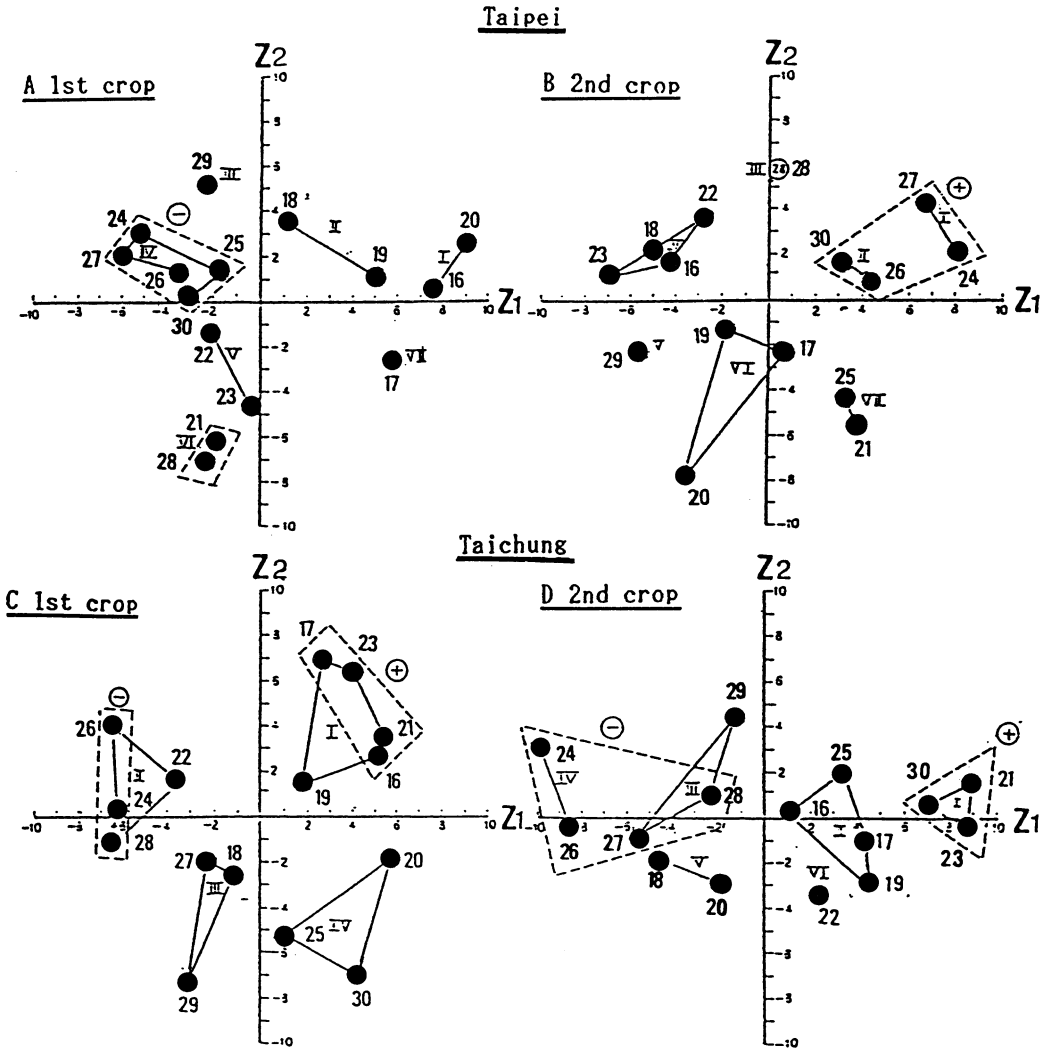


圖4. 第1，第2主成份和型品種之散佈圖。

Fig. 4. Scatter diagram of Indica varieties in the 1st-2nd principal componet. (16) Pao-yeh-tzu, (17) Ai-chio-nan-te, (18) Chia-yeh-ching 8, (19) Chen-tzu-aill, (20) Nan-tsao. 32, (21) Hsinchu-ai-chuch-chien, (22) Taichung native 1, (23) Taichung-sen 2, (24) Taichung sen 10, (25) Chinung sen 8,
(26) Chianung sen 11, (27) Tainung sen 12, (28) Kaohsiung sen 7, (29) Taichung sen 3, (30) Chianung sen 6.

表3. 主成份分析之固有值 (λK)

Table 3. Eigen value (λK) obtained from principal component analysis.

A. Japonica type, Taipei, 1st crop season

Principal component	X_1	X_2	X_3	X_4
λk	6.895	2.820	1.733	0.957
$(\sum_{\ell=1}^{k} \lambda\ell)/p$ (%)	49.25	69.39	81.77	88.60

B. Indica type, Taipei, 1st crop season.

Principal component	X_1	X_2	X_3	X_4
λk	4.694	3.626	2.958	1.096
$(\sum_{\ell=1}^{k} \lambda\ell)/p$ (%)	33.53	59.43	80.56	88.39

C. Japonica type, Taichung, 1st crop season.

Principal component	X_1	X_2	X_3	X_4
λk	5.365	3.580	1.875	1.521
$(\sum_{\ell=1}^{k} \lambda\ell)/p$ (%)	38.32	63.89	77.29	88.15

D. Indica type, Taichung, 1st crop season.

Principal component	X_1	X_2	X_3	X_4
λk	4.793	4.110	1.822	1.484
$(\sum_{\ell=1}^{k} \lambda\ell)/p$ (%)	34.24	63.59	76.60	87.20

E. Japonica type, Taipei, 2nd crop season.

Principal component	X_1	X_2	X_3	X_4
λk	7.224	2.374	1.513	1.274
$(\sum_{\ell=1}^{k} \lambda\ell)/p$ (%)	51.60	68.56	79.37	88.47

F. Indica type, Taipei, 2nd crop season.

Principal component	X_1	X_2	X_3	X_4
λk	4.799	3.760	1.687	1.370
$(\sum_{\ell=1}^{k} \lambda\ell)/p$ (%)	34.27	61.13	73.19	82.97

G. Japonica type, Taichung, 2nd crop season.

Principal component	X_1	X_2	X_3	X_4
λk	6.574	2.530	1.403	1.303
$(\sum_{\ell=1}^{k} \lambda\ell)/p$ (%)	46.96	65.03	75.05	84.36

H. Indica type, Taichung, 2nd crop season.

Principal component	X_1	X_2	X_3	X_4
λk	6.941	2.226	1.835	1.236
$(\sum_{\ell=1}^{k} \lambda\ell)/p$ (%)	49.58	65.48	78.59	87.41

注：$(\sum_{\ell=1}^{k} \lambda\ell)/p$，各固有值全變動之累積寄與率，p爲性狀之號碼。

表4. 各性狀之主成份及累計寄與率（第1～4主成份）

Table 4. Principal component and cumulative contrbution of character to the first four priccipal components.

A. Japonica type, Taipei, 1st crop season

Character	Principal Component				Cumulative contribution
	X_1	X_2	X_3	X_4	
(1)Nitrogen content of leaf blades at heading.	−0.152	0.229	−0.809	−0.057	0.733
(2)Length of flag-leaf at heading.	−0.324	−0.262	−0.055	0.864	0.923
(3)Angle of flag-leaf at heading.	−0.412	−0.006	0.051	0.895	0.973
(4)Leaf area index at heading.	0.293	0.840	−0.040	0.107	0.805
(5)Light extinction coefficient (K) at heading.	−0.482	−0.653	0.143	0.449	0.881
(6)Mean CGR (booting stage～dough-ripe stage)	0.881	0.146	−0.020	−0.318	0.898
(7)Mean NAR (booting stage～dough-ripe stage)	0.412	−0.539	−0.549	−0.330	0.870
(8)Leaf area duration (heading～milk-ripe stage)	0.886	0.157	0.134	−0.299	0.917
(9)Grain yield g/hill	0.903	0.070	0.143	−0.359	0.969
(10)Panicle number per hill at maturity.	0.304	0.832	−0.058	−0.311	0.885
(11)Number of spikelets per panicle at maturity.	0.335	−0.856**	−0.124	0.210	0.904
(12)Percentage of ripened grains at maturity.	0.330	0.109	−0.108	−0.888**	0.921
(13)1000-grain-weight (g) at maturity.	0.347	0.459	0.654	−0.082	0.765
(14)Total dry weight (g) at maturity.	0.885**	0.062	0.200	−0.365	0.960

B. Japonica type, Taichung, 1st crop swason.

Character	Principal Component				Cumulative contribution
	X_1	X_2	X_3	X_4	
(1)Nitrogen content of leaf blades at heading.	−0.059	0.822	−0.245	−0.218	0.787
(2)Length of flag-leaf at heading.	0.143	−0.851	−0.376	0.145	0.907
(3)Angle of flag-leaf at heading.	−0.160	0.017	−0.806	0.515	0.941
(4)Leaf area index at heading.	0.519	0.043	0.508	0.509	0.788
(5)Light sxtinction coefficient (K) at heading.	−0.341	−0.188	−0.811	−0.268	0.881
(6)Mean CGR (booting stage～dough-ripe stage)	0.800	0.037	0.427	−0.266	0.895
(7)Mean NAR (booting stage～dough-ripe stage)	0.358	0.236	0.011	−0.854	0.914
(8)Leaf area duration (heading～milk-ripe stage)	0.923	−0.064	0.193	−0.023	0.893
(9)Grain yield g/hill	0.924	−0.186	0.066	−0.143	0.914
(10)Panicle number per hill at maturity.	0.666	0.622	−0.139	0.255	0.916
(11)Number of spikelets per panicle at maturity.	−0.055	−0.914	−0.306	−0.142	0.952
(12)Percentage of ripened grains at maturity.	−0.106	0.910	−0.004	−0.075	0.846
(13)1000-grain-weight(g)at maturity.	0.199	0.067	0.905	0.028	0.863
(14)Total dry weight (g) at maturity.	0.864	−0.067	0.299	−0.076	0.845

C. Japonica type, Taipei, 2nd crop swason.

Character	Principal Component				Cumulative contribution
	X_1	X_2	X_3	X_4	
(1)Nitrogen content of leaf blades at heading.	0.080	0.129	−0.093	−0.752	0.597
(2)Length of flag-leaf at heading.	−0.242	0.940	0.164	−0.062	0.974
(3)Angle of flag-leaf at heading.	−0.390	0.869	0.192	−0.058	0.948
(4)Leaf area index at heading.	0.507	−0.158	−0.544	0.559	0.891
(5)Light extinction coefficient (K) at heading.	−0.766	0.279	0.238	−0.328	0.829
(6)Mean CGR (booting stage~dough-ripe stage)	0.857	−0.459	0.128	0.098	0.971
(7)Mean NAR (booting stage~dough-ripe stage)	0.721	−0.265	0.446	−0.277	0.866
(8)Leaf area duration (heading~milk-ripe stage)	0.959	−0.167	−0.105	0.034	0.959
(9)Grain yield g/hill	0.902	−0.256	0.051	0.211	0.926
(10)Panicle number per hill at maturity.	0.114	−0.254	−0.886	0.049	0.864
(11)Number of spikelets per panicle at maturity.	0.198	0.171	0.760	0.469	0.866
(12)Percentage of ripened grains at maturity.	0.246	−0.935	−0.141	0.125	0.971
(13)1000-grain-weight (g) at maturity.	0.839	−0.040	−0.200	−0.347	0.867
(14)Total dry weight (g) at maturity.	0.871	−0.316	0.024	−0.028	0.859

D. Japonica type, Taichung, 2nd crop swason.

Character	Principal Component				Cumulative contribution
	X_1	X_2	X_3	X_4	
(1)Nitrogen content of leaf blades at heading.	0.226	0.224	−0.139	−0.805**	0.769
(2)Length of flag-leaf at heading.	−0.642	−0.672	0.204	0.143	0.925
(3)Angle of flag-leaf at heading.	−0.325	−0.594	0.543	−0.326	0.859
(4)Leaf area index at heading.	−0.094	0.070	−0.953	−0.037	0.923
(5)Light extinction coefficient (K) at heading.	−0.344	−0.309	0.720	0.010	0.732
(6)Mean CGR (booting stage~dough-ripe stage)	0.811	0.234	−0.470	−0.029	0.935
(7)Mean NAR (booting stage~dough-ripe stage)	0.839	0.292	0.134	−0.089	0.816
(8)Leaf area duration (heading~milk-ripe stage)	0.514	0.186	−0.614	0.375	0.817
(9)Grain yield g/hill	0.543	−0.006	−0.671	0.445	0.944
(10)Panicle number per hill at maturity.	0.176	0.220	−0.294	0.859	0.904
(11)Number of spikelets per panicle at maturity.	−0.124	−0.962	0.015	−0.206	0.984
(12)Percentage of ripened grains at maturity.	0.116	0.754	−0.222	−0.331	0.740
(13)1000-grain-weight (g) at maturity.	0.552	0.432	−0.217	−0.112	0.551
(14)Total dry weight (g) at maturity.	0.752	−0.169	−0.272	0.494	0.911

由以上所述知，第1主成分主要關於產量之大小，乾物質生產性狀（CGR，LAD，總乾物重等），並且與葉片構造（葉片角度，葉片長度）有關之吸光係數，亦有密切關係。這主成分之貢獻分佈範圍最大（表3），兩型品種之特性變異中，具有最重要之變異。

第2主成分，由表4知，具有絕對值較大之性狀，大部份是劍葉長，劍葉的角度及結實率，前兩者及後者符號相異。由此可知，第2主成分表示劍葉長或劍葉角度及結實率的大小。即劍葉較長及劍葉角度較大者，其結實率較低，反之結實率較高。

第3主成分，大部份之1株穗數及1穗穎花數具有較大之絕對值（表4）。因此這主成分主要與1株穗數、1穗穎花數等產量構成要素有關，兩者（1株穗數，1穗穎花數）互有異符號，則1株穗數較少者，其1穗穎花數較多，反之1株穗數較多者，1穗穎花數則較少。

第4主成分，由表4知，具有較大絕對值之性狀，主要是葉片之氮素含有率，因此這主成分與葉片氮素有關。

由以上各主成分之生物學意義，可歸納如下：

第 1 主成分：有關同化（assimilation）及轉流（translocation）之乾物質生產效率之主成分。

第 2 主成分：關於葉片構造（劍葉長，劍葉角度）之受光態勢，及結實率大小之主成分。

第 3 主成分：有關1株穗數及1穗穎花數之產量構成要素多少之主成分。

第 4 主成分：這主成分與葉片之氮素濃度有關，但目前生物學上意義之解釋仍很困難。

以上述之結果進行供試品種之分類，圖3及圖4之主成分 Score 品種分佈圖，其分類方法，即性狀較類似，並且在圖上之分佈位置亦較爲接近的品種，以實線連結成品種群。已提及用點線圍圈之品種群，具有同符號點線圍圈之性狀（圖1及圖2）之較大值。

由以上之品種分類法知，粳型品種，不論地區或期作，供試之15個品種分爲6個品種群（圖3），高產品種如(6)臺農67號，(8)臺南5號及(15)臺東29號分佈於圖3之第1與第4象限，大部份屬於同品種群，這些品種具有較高的 CGR，LAD扱總乾物重。其他區域性及期作性高產之品種如(3)豐錦（臺北，第二期作），亦被正的點線圍圈（圖3 B）。另一方面低產品種如(7)嘉農242號，(13)嘉南8號分佈於 Z1 座標軸之左側，即高產品之相反方向，大部分屬於第3象限。這些品種之總乾物重，LAD 及CGR 等狀較小，但劍葉較長，劍葉角度及吸光係數較大爲其特徵。

至於秈型品種，圖4所示，其品種群之區分，比粳型品種複雜，臺北地區供試之15品種分成 7 個品種群，而臺中地區第一，第二期作分別爲4及6個品種群，似乎因期作或地區之不同，品種群之類別亦有變異。不論地區或期作高產品種(24)臺中秈10號及(26)嘉農秈11號，臺北地區之第二期作散佈於第1象限，其他則分佈於第2或第3象限，並且這些品種皆屬於第II及第IV品種群，亦在點線的範圍內。另外期作性之高產品種第一及第二期作分別爲(28)高雄秈7號與(27)臺農秈12號，同樣於點線的圍圈內，與粳型品種一樣具有較高的 CGR ，LAD及總乾物重。低產品種方面，臺北地區之 (19) 珍珠矮11號，(20)南早32號及臺中地區之(21)新竹矮脚尖，（23）臺中秈 2 號，與上述之高產品種分佈於 Z1座標軸之相反方向，而劍葉長、劍葉角度及吸光係數亦傾向於較大之特徵。

討　論

通常產量構成要素與產量具有密切之關係。又由表1及表2知，CGR，LAI，LAD及總乾物重等乾物質生產性狀，以及其他葉片構造之劍葉長，劍葉角度，與此兩性狀息息相關之群落吸光係數（K）與產量皆亦具有密切之關連。如謝[8]指出水稻在第一、二期作之抽穗期LAI與產量皆呈現顯著性之正相關。IRRI [21]的報告也認爲水稻自開花至收穫期有充分的葉面積指數可提高乾物重。又據武田[15]的模擬（Simulation）試驗報告，穀類作物於穀粒充實期LAD 之增大，有助於光合成能力之增加，及穀粒生產提昇。至於劍葉長愈短、劍葉角度愈小，葉片趨於直立構造，當會降低群落內之吸光係數

[10]，提高光之有效利用，以增加產量潛能[20]。因此採取之對於產量性狀之影響頗大的十四個性狀，則以這些性狀用於主成分分析及品種分類之依據，作爲探討高產育種之親本選擇頗爲適當。

當今稻米雖生產過剩，但提高單位面積稻穀產量仍屬重要，因如此可空出更多的耕地轉作其他作物之用，則能配合稻田轉作之農業政策。而水稻增產對策，品種改良爲其有效之措施，爲使今後高產品種之育成能更有效率地進行，故有必要把產量、產量構成要素及乾物質生產等生理性狀進行綜合檢討，以便了解高產品種之特徵，作爲育種之選拔指標。本研究應用主成分分析，把品種有關之性狀，在統計上作較明確之歸納，同時進行品種分析，以從中選拔優良之育種材料，將可爲品種改良之需。

由主成分分析結果（表4）得知，第1主成分主要與供源（Source）及積儲（Sink）有關，即同化與轉流有密切關連。此與望月等[16]試驗報告，玉米之主成分分析之第2主成分相類似。木村等[13]以第1主成分明確地區分秈粳型及義大利品種生理特性之差異。由本研究之結果知，供試之秈粳型各15個品種，以第1、第2主成分之 Score 散佈圖所示（圖3及圖4），顯示產量、產量構成要素、乾物質生產及葉片構造（劍葉角度、劍葉長度）等性狀之品種間差異。不論期作、或地區高產之品種，粳型(6)臺農67號、(15)臺東29號，秈型(24)臺中秈10號(26)嘉農秈11號等皆分佈於點線內，而除非秈稻臺北地區第二期作之外，其他皆屬同品種群。或許因以往之育種方法，採用第1、第2期作連續選拔又著重於適應性較廣大之品種所致。這些品種可當爲高產品種育成之雜交親本材料，例如以(6)臺67號及(24)臺中秈10號爲親本，作雜交育成高產又良質之新品種分別爲臺農70號(1)及臺秈1號(4)。

另外表4所示，(6)CGR，(8)LAD及(14)總乾物重之第一主成分絕對值較高，上述之高產品種亦具有這些性狀之較大值[12]，同時亦與產量呈現顯著之正相關（表1a，表1b），於圖1、圖2之分佈皆集中於點線之範圍內，可當爲高產品種育成之選拔指標。

筆者曾經以秈粳型水稻各一品種分別爲嘉農秈11號及臺農67號，連續六年栽植於臺北與臺中地區進行試驗，檢討氣象因子對於產量及產量構成要素之影響，其試驗結果[11]與本報告之產量性狀大致符合。而乾物質生產性狀之資料，仍爲一年之試驗結果，再經一期作進行水稻乾物質生產性狀之試驗結果[10]，與本報告大致符合。

引用文獻

1. 臺灣稻作品種圖誌・1987・行政院農業委員會・臺灣省政府農林廳亞太糧食肥料技術中心編印・224—225。
2. 李水龍、湯文通・1963・臺灣水稻第二期作單位面積產量不如第一期作之原因及其改進方法・科學農業11 (1，2)：9—33。
3. 邱再發、連深、徐水泉・1960・臺灣水稻之養份吸收之影響・農業研究9(4)：1—15。
4. 林再發・1980・臺秈1號之育成・臺中區農業改良場研究彙報21：3—13。
5. 連深、吳育郎、陳火塗・1969・屏東地區第一、二期作水稻之生態與收量之關係・農業研究18(1)：1—16。
6. 鄔宏潘、廖雲英、錢美華、林燦隆、陳一心、王銀波、蔡國海、吳萊貴、張萬來、林富雄、吳育郎・1975・第二期稻作低產原因之探討・科學發展月刊3(10)：5—39。
7. 賴光隆・1979・水稻根群形成的特行性與活力之診斷・載於臺灣二期作稻低產原因及其解決方法研討會專集1-84・行政院國家科學委員會研討會專集第二號・行政院國家科學委員會・臺北。
8. 謝昱暐・1978・硝酸態氮及氨態氮對水稻群落光合作用構成因子與產量構成因素的影響・科學發展月刊 VI (9)：828—841。
9. 謝昱暐・1979・一、二期作水稻之生長與光合作用構成因子・載於臺灣二期作低產原因及其解決方法研討會專集91-100・行政院國家科學委員會研討會專集第二號・行政院國家科學委員會・臺北。
10. 蔡金川・1985・水稻生長分析及吸光係數之研究・中華農業研究34 (3)：258-265。
11. 蔡金川・1989・氣象因子對水稻期作性與地區性產量差異之影響・載於「臺灣地區農業資源應用研討會」專輯241-254・交通部中央氣象局・臺北。

12. 蔡金川・1990・水稻產量及乾物質生產性狀之品種間差異（未發表）。
13. 木村建治、藤巻宏・1982・イタリアから導入した稻品種の特性解析・日作紀51 (5)：136—137。
14. 西村實、山內富士雄、大內邦夫、浜村邦夫・1985・北海道の最近の水稻品種及び系統の食味特性の評價・北海道農試研報144・77—89。
15. 武田元吉・1978・麥類の光合成と物質再生產システム・第II報麥類の乾物生長のシミユレーシヨソ・農技研報告D29：67—112。
16. 望月昇・1967・主成分分析によるトウモロコシの品種分類と育種材料探索に關する研究・農技研報告D19：85—149。
17. 望月昇、奥野忠一・1967・主要分分析によるトウモロコシ四國在來種の品種分類と育種材料の探索・育種學雜誌17 (4)：183—291・
18. Anderson, T. W. 1957. An introduction to multivariate statistical analysis. John Wiley & Sons, Inc., New York.
19. Bailey, Donald W. 1956. A comparison of genetic and environmental principal components of morphogenesis in mice. Growth 20：63-74.
20. Grist, D. H. 1983. Rice. Longman, London. p. 67.
21. International Rice Research Institute 1970. Annual Report, pp. 30-140. Los Banos, Philippines.
22. Jolicoeur, P. and Mosimann, J. E. 1960. Size and shape variation in the painted turtle. A principal component analysis. Growth 24：339—354.
23. Masuda, T. 1966. Application of principal component analysis and factor analysis to the measurements of human body. Rep. Stat. Appl. Res. 12：178—196.
24. Monsi, M. und Saeki. T. 1953. Über den Lichtfaktor in den Pflanzen Gesellschabten und seine Bedentung für die Stoffproducktion. Jap. J. Bot., 14：22—52.
25. Morishima, H., H. I. Oka and T.T. Chang 1967a. Analysis of genetic variations in plant type of rice. I. Estimation of indices showing genetic plant types and their corrslations with yielding capacity in a segregating population. Japan. J. Breed. 17：73—84.
26. Seal, H. L. 1964. Multivariate statistical analysis for Biologist. Methuen and Co. Ltd. London. 207p.
27. Sivakumar M. V. K. and R. H. Shaw 1978. Methods of Growth Analysis in Field Grown Soybean. (Glycine Max (L.) Merrill) Ann. Bot. 42, 213—222.
28. Smith. C. and King, J. W. B. 1962. Genetic parameters of British Large White Bacon pig. Animal Produc. 4：128—143.
29. Watson, D. J. 1952. The Physiological Basis of Variation in Yield. Adv. Agron. 4：101.

Principal Component Analysis and Variety Classification in Relation to Regional and Seasonal Differences in Grain Yield and Physiolgical Characteristics in Rice.[1]

Jin-Chuan Tsai[2]

Summary

Fifteen varieties each of Japonica and Indica rice were cultivated in Taipei and Taichung Areas for principal component analysis of 14 characters including yield , yield components and related physiological characters. Biological meanings of the extracted principal components and the classification of varieties based on principal component axes were discussed in relation to plant breeding.

The biological meaning of the first principal component appeared to correspond to the efficiencies of dry matter production and translocation in rice plant. Eigen values of the first principal component were over 33% which contributed significantly to the variation of all 14 characters studied.

In the case of the second princpal component, the characters concerned were the angle and length of flag leaf and the percentage of ripened grain. The biological meaning of the second principal component appeared to correspond to the geometric strusture of leaves. This vertical character determined the degree of light penetration and the efficiency of utilizing light energy for dry matter production by the plant, and was therefore important in determining grain yield.

The third principal component was related to panicle number per plant and spikelet number per panicle. The two characters were inversely correlated to each other, and two categories of rice varieties were thus classified.

The fourth principal component corresponded to nitrogen concentration in the leaf blade. However, its biological meaning to grain yield was difficult to be explained.

Classification of rice varieties was made based on the performances of the first and second principal components of characters including grain yield, yield components, and related physiological characters. Six groups of Japonica varieties were thus obtained regardless of location and crop seasons. For Indica varieties, seven groups were classified in both crop seasons in Taipei, while four and six groups were obtained in Taichung in the first and secnod crop seasons, respectively. The results suggested that significant variation in group distribution among rice varieties due to location, crop season and rice type.

Furthermore, the results showed that varieties Tainung 67, Taitung 29, Taichung Sen 10 and Chianung Sen 11 were high-yielding varieties possessed higher CGR, LAD and total dry weight.

Key Words : assimilation, translocation, leaf area index (LAI), leaf area duration (LAD), crop growth rate (CGR), net assimilation rate (NAR) .

---

1. Contribution No. 1586 from Taiwan Agricultural Research Institute.
2. Associate researcher TARI, Wufeng, Taichung, Taiwan 41301, Republic of China.

中華農業研究（Jour. Agric. Res. China）40(3)：333～345（1991）

大蒜潛隱病毒在臺灣之發生及其生物特性[1]

鄧汀欽　蔡淑娓　蔡財旺[2]

摘要：從大陸進口的北蒜中分離出來的一個病毒單株，經鑑定是大蒜潛隱病毒（garlic latent virus, GLV）。其寄主範圍包括大蒜、洋蔥、葱、韭等葱科作物，但呈無病徵系統性感染，唯不感染韭葱；其他寄主反應包括：紅藜、*Chenopodium quinoa*、及番杏接種葉的局部病斑，豌豆的局部潛隱感染，黳豆的系統性壞疽等。但對供試的千日紅、孤挺花、百合、水仙、菸草（五種）、酸漿等皆不感染。經試驗 GLV 之耐熱性爲55-60°C，耐稀釋性爲10^{-3}—10^{-4}，耐保存性是3—4天。以 *C. quinoa* 接種葉的局部病斑爲材料進行病毒純化，經硫酸鉋等密度平衡離心，所得病毒試料之紫外光吸收光譜，最高值在 258 nm，最低值在 243 nm，其比值爲 1.084；260 nm 的吸收值與 280 nm 的吸收值之比是1.25。經電子顯微鏡觀察，GLV 的顆粒是較直的絲狀，長度大都在 600-700 nm 之間。以膠體電泳分析測定鞘蛋白之分子量，估計爲30.7K。由以上特性顯示 GLV 具有典型 carlavirus 的性狀。經注射白兎製備抗血清，結果以瓊脂擴散反應測定，抗 GLV 血清只與同源抗體反應，且力價達1/4。以間接法免疫酵素分析顯示 GLV 與日本 GLV-S（蕗蕷分離株）之反應一致，且與本省葱科分離株及韭分離株都有交叉反應；應用於田間大蒜植株檢定，抗體稀釋至1/1000仍有效。因此以夾層抗體法免疫酵素分析測定大蒜鱗莖帶 GLV 之情形，結果在1386個檢體中有413個呈陽性反應；至於田間大蒜株的病毒發生調查，採樣655株中，有146株葉片呈陽性反應，而 GLV 在臺灣的發生無地區性差異，唯在白葉或軟骨的大蒜品系有較高的發生率。

關鍵詞：葱科作物，大蒜潛隱病毒，寄主反應，抗血清，發生

大蒜屬葱科（Alliaceae）作物，是本省中南部沿海地區產值較高之蔬菜，也是荖桐、西螺及斗南一帶的冬季主要作物。因僅能以鱗莖繁殖，品種更新不易，加上臺灣氣候關係及專業區多年連作，病毒感染率極高[2,8,10]，有報告指出被害率達100%[4,6]，對大蒜之品質及產量影響極大[2,10]。近年又因種蒜供應不足，大量引進大陸蒜頭，使得大蒜病毒問題更形複雜。雖然早在1966年的農業要覽即已有大蒜毒素病的記載，但是臺灣的大蒜病毒之鑑定始自1975年周氏的報告[4]，目前已知的種類有洋葱黃萎病毒（onion yellow dwarf virus, OYDV）[4,27]、大蒜嵌紋病毒（garlic mosaic virus, GMV）[4,10,27]、菸草嵌紋病毒（tobacco mosaic virus, TMV）[10]、及未經命名的長絲狀病毒[6]；而在大陸北京地區，除上述病毒外，還有大蒜潛隱病毒（garlic latent virus, GLV）[5]。由於本省進行中的生長點培養[1,7]、無病毒種蒜繁殖[3]及抗毒素病品種篩選[8]都極需有關病毒發生之資料及檢定之方法，供健康種蒜檢疫及抗病檢定之用。日前在鑑定臺灣的大蒜病毒時，我們首次證實 GLV 的發生[9]，本研究特針對其生物性狀與大陸及國外之大蒜病毒作比較，並全面調查其發生情形，以建立資料供擬訂防

1. 臺灣省農業試驗所　研究報告第 1587 號。本試驗經費部份承農委會　78農建-7.1糧-35(17)及79農建-7.1糧-100(6)等計畫補助，鳳山分所林昭雄主任、曾紹均先生提供無病毒種蒜供試，臺南區農業改良場潘文祥主任、鄭安秀小姐協助病害調查，謹致謝忱。

2. 本所植物病理系助理研究員、約僱技術員、研究員。臺灣省　臺中縣　霧峰鄉。

治策略。

材料與方法

(一) 病毒來源

利用先前未經鑑定即行製備的複合大蒜病毒抗血清[30]篩檢大陸進口的北蒜蒜種，取呈陽性反應的蒜瓣播種後，以其成株葉片粗汁液接種 *Chenopodium quinoa* Willd.，在15-20°C環境下，3—4週後，於葉面形成局部病斑，利用此一特性，經三次單斑分離，得到一個病毒分離株（NG-1），將其接種到葱的實生苗上繁殖保存，進行以下試驗。

(二) 寄主範圍及反應試驗

供試植物包括洋葱（*Allium cepa* L.）、分葱（*A. cepa* var. *aggregatum* G. Don）、葱（*A. fistulosum* L.）、韭葱（*A. porrum* L. cv. American flag）、韭菜（*A. tuberosum* Rottl. ex K. Spreng.）、大蒜（*A. sativum* L.）、紅藜（*C. amaranticolor* Coste et Reyn.）、*C. quinoa*、千日紅（*Gomphrena globosa* L.）、孤挺花（*Hippeastrum hybridum* Hort.）、百合（*Lilium longiflorum* Thunb.）、水仙（*Narcissus tazetta* L.）、*Nicotiana benthamiana*、*N. debneyii* Domin.、*N. glutinosa* L.、*N. sylvestris* Speg et Comes、菸草（*N. tabacum* L. cv. White Burley）、酸漿（*Physalis floridana* Rydb.）、豌豆（*Pisum sativum* L.）、番杏（*Tetragonia expansa* J. Murr.）、及蠶豆（*Vicia faba* L.）等。

植株均種在防虫網室內，按一般病毒機械接種法，於苗期進行接種，以後逐日觀察病徵，記錄接種葉及新生葉之病徵，無病徵者採其葉片進行酵素聯結抗體免疫分析（ELISA）[28]，以確定是否爲無病徵感染（symptomless infection）。

(三) 病毒體外抗性之測定

"NG-1" 分離株接種於葱的實生苗，一個月後，經 ELISA 測定呈陽性反應者，取其葉片，以10倍量 phosphate buffer 淬取病毒粗汁液，進行病毒體外抗性之測定[32]：1. 利用55，60，65，70，75，80°C水浴處理10分鐘，冷卻後接種紅藜，測定其耐熱性（thermoinactivation point, TIP）。2. 經10^{-1}，10^{-2}，10^{-3}，10^{-4}，10^{-5}系列稀釋後接種紅藜，測定其耐稀釋性（dilution end point, DEP）。3. 病毒粗汁液分裝於小試管保存在24°C恆溫箱中，每日取出一管接種紅藜，測定其耐保存性（longevity in vitro, LIV）。

(四) 病毒純化

將 "NG-1" 分離株接種於*C. quinoa*，在15-20°C環境下繁殖2-3週，採集有局部病斑的葉片，冷凍（−60°C）過夜後，以含有 0.2% ascorbic acid、0.2% sodium sulphite、0.01 M sodium diethyl-dithiocarbamate、及0.2% nicotine 的0.01 M phosphate buffer（pH 7.0）淬取病毒粗汁液，以1/2量（w/v）chloroform 淨化後，經一次高低速交互離心取得部份純化材料，再經 cesium sulphate 等密度平衡離心法（isopycnic centrifugation）進一步純化[29]。所得純化材料以光譜儀（Hitachi 220S dual-beam spectrophotometer）測定紫外光吸收光譜，分析純化結果及病毒收量。

(五) 病毒鞘蛋白（coat protein）分子量之測定

取純化的病毒材料，以 sodium dodecyl sulfate (SDS) 處理後進行膠體電泳分析 (SDS-polyacrylamide gel electrophoresis, SDS-PAGE) [34]，以 Sigma SDS-6H kit 標示蛋白質分子量，決定鞘蛋白之相對分子量。

(六) 病毒形態電子顯微鏡觀察

取純化的病毒材料，經2% phosphotungstic acid 陰染，以電子顯微鏡 (Hitachi H7000) 觀察病毒形態，並量取長度。

(七) 抗血清製備與力價測定

純化的病毒材料以等量佐劑 (adjuvant) 完全混合並乳化後，用以注射白兎後腿肌肉，每週注射一次，五週後注射劑量共約爲4mg，即從耳靜脈部份採血，取其抗血清，每週採血一次，並利用 SDS-immunodiffusion[37]，在中央穴放置抗原，週圍各穴分別放置1，1/2，1/4，1/8，1/16，及1/32倍數稀釋的抗血清，測定其反應力價。

(八) 病毒血清類緣關係研究

1. 依前述 SDS-immunodiffusion 之方式，中央穴放置抗血清，供試之抗血清有本病毒抗血清及複合大蒜病毒抗血清，週圍各穴放置供試之抗原，包括本病毒外尚有未經鑑定之大蒜分離株 (GV-B 和 GV-T) 、韭菜分離株 (CL-1) 、鳳山選一號大蒜分離株 (F1) 、potato virus S (PVS) 、及健康韭菜和未接種的 *C. quinoa*之粗汁液，各加30μl，保存室溫下，觀察2—3天記錄沈澱帶之生成。
2. 以間接法 ELISA[38]比較病毒血清類緣關係，供試之抗體有本病毒抗血清、複合大蒜病毒抗血清、大蒜潛隱病毒蕗蕎分離株 (GLV-S) 抗血清 (日本大阪府立大學井上忠男提供) [18] ；抗原分別以 "NG-1" 、葱分離株 (WO-1) 、及 "CL-1" 等接種*C. quinoa*之葉片汁液經系列稀釋進行反應，比較 NG-1 與 GLV-S 血清類緣關係及其應用在田間大蒜病毒診斷之效率。
3. 以夾層抗體法 (double antibody sandwich, DAS) ELISA[28]，測定本病毒與 PVS (Boehringer Mannheim phytodiagnostic kit) 、potato virus X (PVX) 、tobacco mosaic virus (TMV) 、tomato mosaic virus (ToMV) 、cucumber mosaic virus (CMV) 、potato virus Y (PVY) 、CL-1 分離株及 F1 分離株等抗體之反應。

(九) 大蒜鱗莖帶病毒及田間發生情形調查

利用複合大蒜病毒抗血清及 "NG-1" 大蒜潛隱病毒抗血清，配製成檢驗試劑，經 DAS-ELISA 篩檢市售大蒜鱗莖，以完整的蒜球爲一單位，取其中之一蒜瓣爲材料，進行病毒檢定，並至栽培區採集田間各品種大蒜植株，以葉片爲分析材料，調查發病情形。

結　果

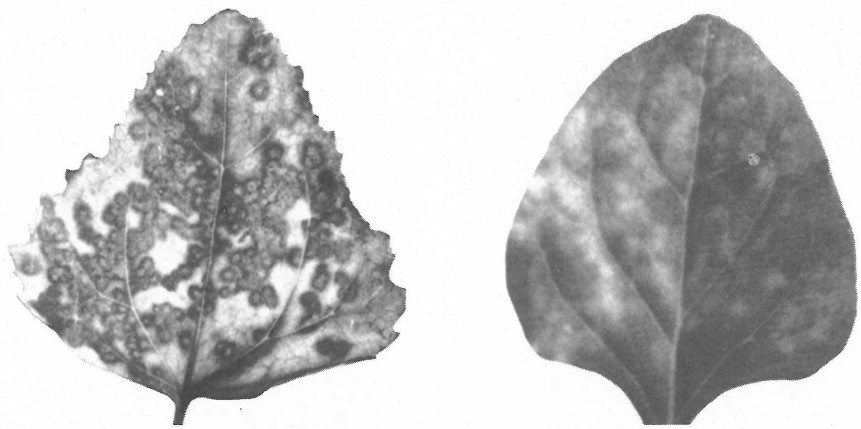
(一) 寄主範圍及反應

在氣溫15-20°C的環境下，接種三週後的寄主反應如表一所示，葱科的供試植物除韭葱 (*A. porrum*) 外，皆呈系統性感染，但無明顯病徵；紅藜、*C. quinoa*、及番杏在接種葉呈現局部黃斑 (如圖一所示) ；豌豆只在接種葉呈無病徵感染，蠶豆則在接種葉及上位葉呈部份的系統性壞疽；此外，其餘供試植物皆不受感染。

表一 大蒜潛隱病毒（北蒜分離株 NG-1）寄主範圍試驗之結果
Table 1 Host reactions of NG-1 isolate of garlic latent virus

供試植物 (Test plant)	Symptoms	
	inoculated leaves	systemic
洋蔥 (*Allium cepa*)	latent	latent
分蔥 (*A. cepa* var. *aggregatum*)	latent	latent
蔥 (*A. fistulosum*)	latent	latent
韭蔥 (*A. porrum*)	—	—
韭菜 (*A. tuberosum*)	latent	latent
大蒜 (*A. sativum*)	latent	latent
紅藜 (*Chenopodium amaranticolor*)	chlorotic lesions	—
奎藜 (*C. quinoa*)	chlorotic lesions	—
千日紅 (*Gomphrena globosa*)	—	—
孤挺花 (*Hippeastrum hybridum*)	—	—
百合 (*Lilium longiflorum*)	—	—
水仙 (*Narcissus tazetta*)	—	—
菸草 (*Nicotiana benthamiana*)	—	—
N. debneyii	—	—
N. glutinosa	—	—
N. sylvestris	—	—
N. tabacum L. cv. White Burley	—	—
酸漿 (*Physalis floridana*)	—	—
豌豆 (*Pisum sativum*)	latent	—
番杏 (*Tetragonia expansa*)	chlorotic lesions	—
蠶豆 (*Vicia faba*)	necrotic spots	necrotic spots

[1]— : symptomless and no virus was detected by ELISA.



圖一 大蒜潛隱病毒接種紅藜（左）及番杏（右）所引起之局部病斑。
Fig. 1 Local lesions on *Chenopodium amaranticolor* (left) and *Tetragonia expansa* (right) induced by inoculation with garlic latent virus.

（二）病毒體外抗性

經測定 "NG-1" 分離株之各項特性如下：

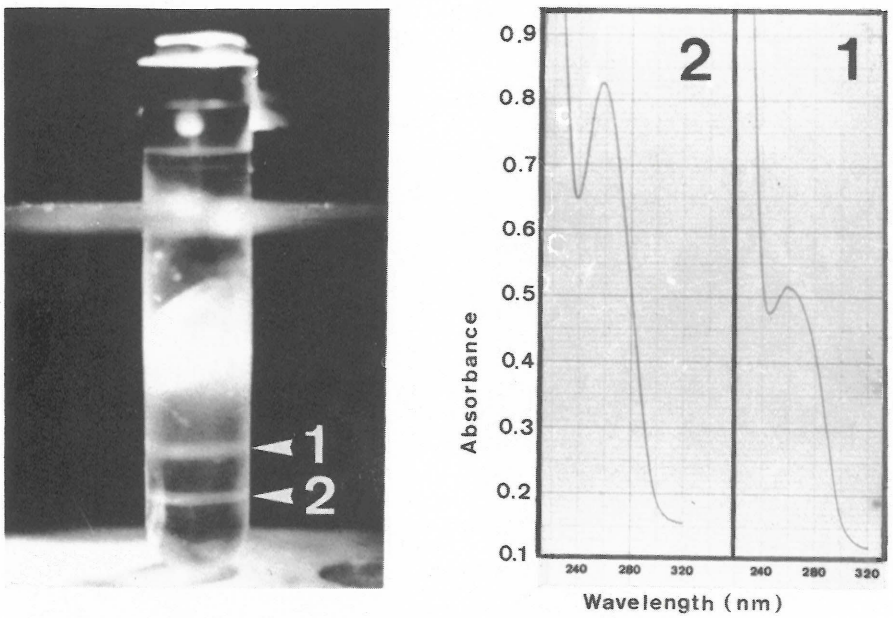
1. 耐熱性（TIP）爲55—60°C
2. 耐稀釋性（DEP）爲10^{-3}—10^{-4}
3. 耐保存性（LIV）爲3—4days。

（三）病毒純化及顆粒特性

硫酸銫等密度平衡離心23小時後，在離心管中離液面46㎜及54㎜處各有一蛋白光帶（如圖二所示），分別抽取出來，經充分透析，測定其 220-320 nm 的紫外光吸收光譜，結果如圖二所示，僅有上層帶呈現典型的核蛋白吸收曲線，最高值（Amax）在 258 nm，最低值（Amin）在 243 nm，未經散光效應（light scattering）校正，估計 Amax/Amin＝1.084，A260/A280＝1.25；若吸收係數（absorption coefficient）訂爲2.8[33]，則估計每克 *C. quiona* 的接種葉可以純化出 24.87μg 的病毒。這些試料經以電子顯微鏡觀察，如圖三所顯示的病毒顆粒，其形態較爲硬直而呈絲狀，長度大多在 600-700 nm 之間。經 SDS-PAGE 測定病毒鞘蛋白之分子量，如圖三所示，其 monomer 之分子量約爲30.7K。

（四）抗血清製備與反應力價

經 SDS-immunodiffusion 之結果，"NG-1" 分離株和大蒜病株都一致與複合大蒜病毒抗血清形成沈澱帶（圖四左），但 "NG-1" 抗血清只與同源（homologous）之抗原起反應（圖四中），而不與其他異源（heterologous）抗原及健康對照起反應，另以同法測定其反應力價，在抗血清稀釋至1/4倍時，仍有沈澱帶生成（圖四右）。



圖二　硫酸銫等密度平衡離心法純化大蒜潛隱病毒之結果。

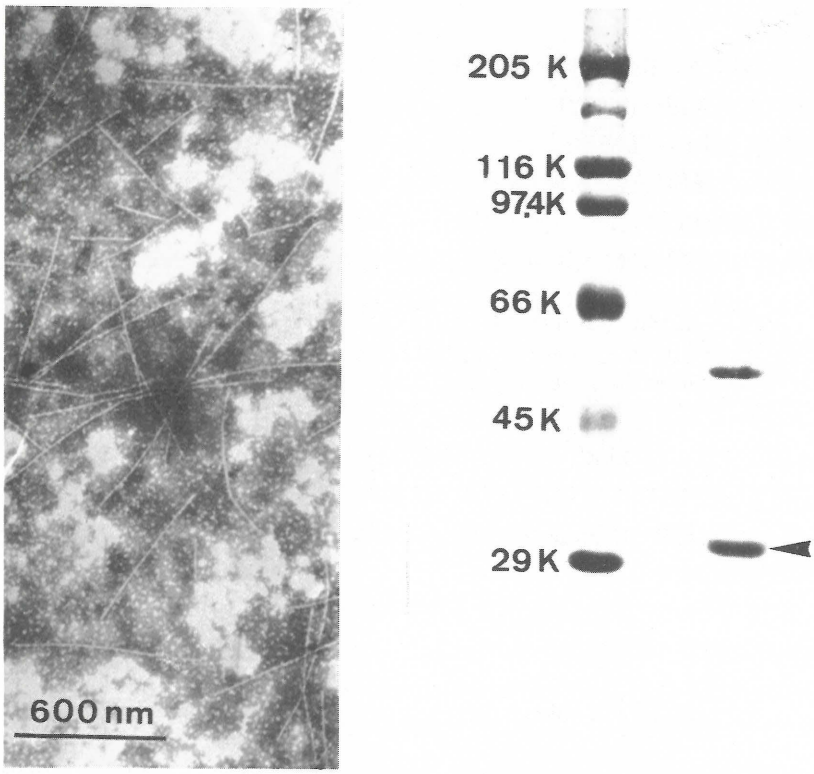
Fig. 2 Results of garlic latent virus purified by cesium sulfate isopycnic centrifugation.

左：離心管中液面下46mm（標示1）及 54mm（標示2）處各有一蛋白光帶。

Left：Two opalescent bands (1 and 2) were located 46 mm and 54mm below the meniscus.

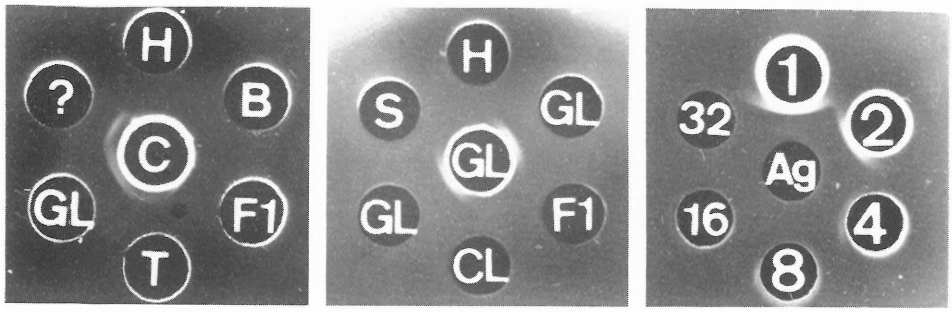
右：1及2蛋白光帶之紫外光吸收光譜。

Right：Ultraviolet absorption spectra of bands 1 and 2.



圖三 大蒜潛隱病毒純化材料之電子顯微鏡相（左）及電泳分析之鞘蛋白分子量（右）。

Fig. 3 Electron micrography of garlic latent virus from purified preparation (left) and molecular weight of its capsid protein analyzed by SDS-polyacrylamide gel electrophoresis (right). Standard protein markers are carbonic anhydrase (29K), egg albumin (45K), bovine albumin (66K), phosphorylase b (97.4K), β-galactosidase (116K), and myosin (205K). Molecular weight of capsid protein monomer (arrow indicated) was estimated 30. 7K.



圖四 SDS-immunodiffusion 之結果。

Fig. 4 Results of SDS-immunodiffusion tests.

左：複合大蒜病毒抗血清(C)置於中央穴，週圍各穴分別放置健康韭菜(H)、未經鑑定之大蒜分離株(B和T)、鳳山選一號大蒜分離株(F1)、大蒜潛隱病毒(GL)、及田間大蒜病株(?)之粗汁液。

Left：Antiserum to complex garlic viruses was loaded in central well and peripheral wells were loaded with crude saps of healthy Chinese leek (H), unidentified virus of garlic isolate (B, F1, and T), garlic latent virus (GL), and field garlic plant (?).

中：大蒜潛隱病毒抗血清(GL)置於中央穴，週圍各穴分別放置健康 *C. quinoa* (H)、大蒜潛隱病毒(GL)、鳳山選一號大蒜分離株(F1)、韭菜分離株(CL)、及馬鈴薯 S 病毒 (S) 之粗汁液。

Medium：Antiserum to garlic latent virus was loaded in central well and peripheral wells were loaded with crude saps of healthy *C. quinoa* (H), garlic latent virus(GL), F1 garlic isolate(F1) , Chinese leek isolate(CL), and potato virus S(S).

右：大蒜潛隱病毒抗原之粗汁液(Ag)置於中央穴，週圍各穴分別爲其二倍系列稀釋的抗血清，圖中數字即爲其稀釋倍數。

Right：Antigen of garlic latent virus (Ag) was loaded in central well and homologous antiserum with serial dilutions were loaded in peripheral wells (numbers are dilution folds).

(五) 血清類緣

以間接法 ELISA 比較血清類緣，如表二所示，"NG-1" 分離株病毒除與同源抗體正反應外，與複合大蒜病毒抗血清及 GLV-S 抗血清都有明顯的反應，且 "NG-1" 抗體與 "WO-1" 之反應較弱，結果和 GLV-S 一致。此外，在抗原稀釋至1/1000時，仍可檢出病毒，而不與健康對照起任何反應，可顯現其用於病毒檢定的效率。進而應用 DAS-ELISA 以測定 "NG-1" 分離株與 PVS、PVX、TMV、ToMV、CMV、PVY 等抗體之反應，則都呈負反應。綜合以上各項性狀，認爲本試驗之 "NG-1" 分離株即是大蒜潛隱病毒 (GLV) 。

表二 ELISA 比較 NG-1 與 GLV-S 血清類緣關係及其在大蒜病毒診斷之效率

Table 2 ELISA results to compare serological relationship between "NG-1" and GLV-S and its efficiency in garlic virus indexing[1)]

Virus isolate	Original host	Propagation host	Sap dilution	Antibodies (IgG)		
				CGV[2)]	NG-1[3)]	GLV-S[4)]
NG-1	北蒜 (Northern garlic)	*C. quinoa*	1/10	1.090	1.208	1.554
			1/100	0.587	0.812	0.745
			1/1000	0.533	0.672	0.537
WO-1	葱 (Welsh onion)	*C. quinoa*	1/10	1.164	1.294	1.332
			1/100	0.670	0.780	0.793
			1/1000	0.524	0.579	0.566
CL-1	韭 (Chinese leek)	*C. quinoa*	1/10	0.355	0.209	0.347
			1/100	0.197	0.182	0.224
			1/1000	0.315	0.177	0.161
Healthy CK		*C. quinoa*	1/10	0.037	0.002	0.073
Field sample	大蒜 (garlic)	*A. sativum*	1/10	1.071	0.580	0.946
			1/100	0.982	0.528	0.560
			1/1000	0.858	0.435	0.444
Healthy CK	大蒜 (garlic)	*A. sativum*	1/10	0.065	0.001	0.042

1) 間接法 (indirect method) 進行 ELISA[38]
2) CGV：未經鑑定即行製備的複合大蒜病毒抗血清
Antiserum to unidentified complex garlic virueses[30]
3) NG-1：本試驗之 NG-1 分離株大蒜潛隱病毒抗血清
Antiserum to garlic latent virus "NG-1" isolate in this experiment
4) GLV-S：大蒜潛隱病毒蔕蕎分離株抗血清 (日本大阪府立大學井上忠男提供)
Antiserum to garlic latent virus scallion isolate contributed by T. Inouye (University of Osaka, Japan) [18]

(六) 大蒜鱗莖帶病毒及田間發生情形

利用 DAS-ELISA 測定大蒜鱗莖帶病毒之情形，結果如表三所示，總共1386個檢體中，有980個與複合大蒜病毒抗體呈陽性反應，413個與 GLV 抗體呈陽性反應（其中98個是由 GLV-S 測定）。至於田間大蒜植株的病毒發生調查，結果如表四所示，總共採樣655個，有386個與複合大蒜病毒抗體呈陽性反應，146個與 GLV 抗體呈陽性反應。

表三 利用 ELISA 測定大蒜鱗莖帶大蒜潛隱病毒之情形

Table 3 Detection of garlic latent virus in garlic bulbs by ELISA[1)]

種蒜來源 (Bulb source)	品種 (Variety)	與抗體正反應的檢體數 No. of samples reacted with CGV[2)]	GLV-S[3)]	GLV[4)]	總數 Total
日本採購 (Market in Japan)	(unknown)	13	0		31
臺南採購 (Market in Tainan)	花蒜 (Fashuan)	12	17		50
第二代自留種 (2′ generation)		46	61		83
第三代自留種 (3′ generation)		177		91	177
臺中採購 (Market in Taichung)	蒲蒜 (Pushuan)	112	5		269
第二代自留種 (2′ generation)		235		120	244
無病毒種蒜 (Virus free garlic)	鳳選一號 (F1)	0	11		26
第二代自留種 (2′ generation)		46		12	79
無病毒種蒜 (Virus free garlic)	鳳選二號 (A2)	0	4		29
第二代自留種 (2′ generation)		55		18	89
大陸進口 (Mainland China)	北蒜 (Peishuan)	81			81
第二代自留種 (2′ generation)		131		55	131
大陸進口 (Mainland China)	新疆 (Shinchiang)	23		14	23
義竹採購 (Market in Yuchu)	蒲蒜 (Pushuan)	29		3	40
達邦田間 (Field in Tapang)	鳳選一號 (F1)	2		0	3
達邦田間 (Field in Tapang)	鳳選二號 (A2)	0		0	3
達邦田間 (Field in Tapang)	CITC10	3		0	3
達邦田間 (Field in Tapang)	CITC11	3		0	3
達邦田間 (Field in Tapang)	CITC12	1		1	3
北門田間 (Field in Peimen)	蒲蒜 (Pushuan)	5		1	5
學甲田間 (Field in Hsuehchia)	大片黑 (Tapenhei)	2		0	4
臺南田間 (Field in Tainan)	花蒜 (Fashuan)	4		0	10
總計 (Total)		980	98	315	1386

1) 以夾層抗體法 (DAS) 進行 ELISA[28]

2) CGV：未經鑑定即行製備的複合大蒜病毒抗血清
Antiserum to unidentified complex garlic virueses[30]

3) GLV-S：大蒜潛隱病毒蕗蕎分離株抗血清（日本大阪府立大學井上忠男提供）
Antiserum to garlic latent virus scallion isolate contributed by T. Inouye (University of Osaka, Japan) [18]

4) GLV：本試驗之 NG-1 分離株大蒜潛隱病毒抗血清
Antiserum to garlic latent virus "NG-1" isolate in this experiment

表四 利用 ELISA 調查大蒜潛隱病毒在臺灣大蒜植株之發生

Table 4 Occurrence of garlic latent virus on Taiwan garlic plants detected by ELISA[1)]

採集地點 (Location)	品 種 (variety)	與抗體正反應的株數 No. of plants reacted with antibody of CGV[2)]	GLV[3)]	總 數 Total
霧峰 Wufeng	鳳選一號 (F1)	31	6	62
(農試所 TARI)	鳳選二號 (A2)	22	8	57
	北蒜 (Peishuan)	42	16	43
西螺 Hsilo	大片黑 (Tapenhei)	1	0	16
崙背 Lunpei	大片黑 (Tapenhei)	10	2	21
麥寮 Myliao	大片黑 (Tapenhei)	18	17	40
	北蒜 (Peishuan)	21	21	21
虎尾 Huwei	大片黑 (Tapenhei)	5	3	21
土庫 Tuku	大片黑 (Tapenhei)	2	0	22
元長 Yuanchang	大片黑 (Tapenhei)	1	1	30
北港 Peikang	蒲蒜 (Pushuan)	6	0	12
四湖 Shihfu	蒲蒜 (Pushuan)	8	1	12
	大片黑 (Tapenhei)	23	0	30
義竹 Yuchu	鳳選一號 (F1)	17	6	22
(臺南農改場 Tainan DAIS)	鳳選二號 (A2)	9	0	21
	A10-2	16	10	20
	116	20	13	21
	花蒜 (Fashuan)	41	20	42
	北蒜 (Peishuan)	19	4	20
	蒲蒜 (Pushuan)	19	7	22
	大片黑 (Tapenhei)	10	2	20
安定 Anding	大片黑 (Tapenhei)	11	4	40
	花蒜 (Fashuan)	14	1	20
臺南 Tainan	花蒜 (Fashuan)	20	4	20
總數 (Total)		386	146	655

1) 以夾層抗體法 (DAS) 進行 ELISA[28]

2) CGV：未經鑑定即行製備的複合大蒜病毒抗血清
Antiserum to unidentified complex garlic virueses[30]

3) GLV：本試驗之 NG-1 分離株大蒜潛隱病毒抗血清
Antiserum to garlic latent virus "NG-1" isolate in this experiment

討 論

1946年 Brierley 和 Smith[25]首次從大蒜嵌紋病的樣本中分離出大蒜病毒，其中一個樣本即來自中國蘭州，當時雖然對病毒的性狀不很瞭解，他們仍認爲這些大蒜病毒即是 OYDV 的一個弱系 (mild strain)。1960年代法國的研究報告把罹患嵌紋病的大蒜中所分離出來的病毒命名爲 garlic mosaic virus (GMV)，而由病毒顆粒長度 (500-600 nm)，顯示其爲一種carlavirus[24,33]。隨後在世界各地都有大蒜嵌紋病的發生報告，一至兩種 potyviruses 也被認爲是病原[4,6,10,12,14,16,24,26,27,35,36]。1979年李氏等從日本大蒜中分離出來的兩種病毒，其中的 carlavirus 回接大蒜植株，僅造成無病徵系統性感染，因此將其命名爲 garlic latent virus，而把另一 potyvirus 命名爲 garlic mosaic virus

，因其回接大蒜才造成嵌紋病徵[16]。雖然這一分類命名系統未被 CMI/AAB 接受[24]，但是 Bos 承認 GLV 雖與 shallot latent virus (SLV) 有許多類似的特性，但兩者並不完全相同，尤其是血清關係[23,24]，Pena-Iglesias 亦認爲西班牙大蒜上所發生的 carlavirus 即是 GLV[36]，因此1989年周氏等在北京近郊所分離出來的 GLV，就是以大蒜潛隱病毒的中文命名[5]，本文沿用之。

試驗中的 "NG-1" 分離株之寄主反應，大都與前人報告[5,13,16]GLV 的反應相同，其寄主範圍不包括千日紅，而能感染豌豆及蠶豆，並在紅藜、*C. quinoa* 及番杏上造成局部病斑，這些特性即能與 GMV 明顯鑑別；再觀察其病毒顆粒 (長600-700 nm) 更可證實其屬於 carlavirus ，而異於 GMV 的 potyvirus 之屬性。另外 GLV 與 SLV 的不同點在體外抗性的比較，SLV 的 TIP 可達80°C，DEP 爲10^{-4}—10^{-5}，LIV 爲8-11天[23]，皆遠非 GLV 所能達；而且 SLV 接種紅藜或*C. quinoa*只要6-10天即可出現病斑，本試驗之 GLV 在15-20°C環境下要14-21天才出現病徵，而溫度高過30°C時即未能感染。

關於 GLV 的純化，以往都是以蠶豆當繁殖寄主[5,16,18]或直接由青葱的病株[31]來純化，但是本試驗的病毒分離株接種在供試的蠶豆品種上，其系統性的病徵發展受到抑制，較後期的新葉並未有病毒蔓延上去，因此改採以*C. quinoa*接種葉當純化材料，雖然病毒只存在病斑內，但是以電子顯微鏡觀察病斑的粗汁液，可看到相當濃度的病毒顆粒，最後純化的結果，亦證實回收的病毒量相當高 (24.87μg/g) ，但除了上述因素外，本試驗係以硫酸銫平衡離心法來純化病毒亦有關。至於 GLV 的紫外光吸收光譜，在日本的報告是 Amax＝260nm，Amin＝245nm，A260/A280＝1.37，Amax/Amin＝1.10[16]，或A260/A280＝1.34，Amax/Amin＝1.23[18]，雖然本試驗 GLV 之結果與之不盡相同，但其數據都在 calavirus的範圍內[33]。而病毒鞘蛋白分子量估計爲30.7K，並無前人的數據可以比較，唯 SLV 的鞘蛋白分子量報告爲23K[23]，而一般 carlavirus 的分子量是31-34K[33]。

血清試驗中 SDS-immunodiffusion 之結果，複合大蒜病毒抗血清可與 GLV 正反應，而GLV 僅與同源抗血清反應，但是以 ELISA 測定血清類緣時，葱 (WO-1) 及韭 (CL-1) 分離株都是 GLV 抗體陽性反應，可見其間有交叉反應力 (cross reactivity) 只是在 SDS-immunodiffusion 時偵測不出來；至於 "NG-1" 分離株與 GLV-S 呈相同的血清反應，證實他們血清關係的密切；再利用複合大蒜病毒抗血清及 GLV 抗血清同時進行 ELISA 以篩檢大蒜標本時，有許多 GLV 抗體陰性反應的標本與複合大蒜病毒抗血清呈陽性反應，因此推斷還有一種或以上的病毒 (GMV 或其他) 存在於本省大蒜上，唯根據本試驗調查之結果，大蒜鱗莖有約30%的 GLV 檢出率，田間植株有約22%的 GLV 發生率；而其發生在全省地區性分佈很均勻，完全視栽培品種而定，如花蒜、北蒜等白葉品系上 GLV 發生率偏高，但黑葉或硬骨品系如大片黑及鳳選二號較少發生，蒲蒜則介於其間；調查中也發現大陸進口的蒜頭有較高的帶病毒率，試驗田自留種的後代帶病毒比率也累積升高。雖然GLV單獨感染對大蒜不造成病徵，在產量上影響也不大，但是若與 GMV 混合感染，即使發病程度加重，減產可至正常量的1/4[22]。甚至葱、韭、藠薹等作物上都有 GLV 的發生，其所受的影響則和大蒜的情形相似[13,17,19,20,21]，因此 GLV 所造成的經濟損失，應不可忽視。利用大蒜生長點培養以脫除其中的病毒，國內外皆有成功的例子[1,5,7,11,36]但是在大量繁殖的過程中，如何避免病毒再汚染，是健康種蒜量產的關鍵，尤其 GLV 以潛隱的狀態存在，一旦感染也不易察覺而在其間廣爲蔓延。因此本試驗製備的抗血清及研擬的鑑定診斷技術都可提供作爲無病毒 (virus-free) 種蒜檢疫的依據，爲本省健康種蒜繁殖體系的建立略盡棉薄之力。

參考文獻

1. 王博仁、黃麗春。1974。大蒜莖頂生長點培養。中國園藝 20：79—87。

2. 林俊義。1984。大蒜嵌紋病對大蒜產量與品質之研究。中國園藝 30：165-172。

3. 林昭雄、曾紹均。1988。大蒜無病毒種蒜繁殖。蔬菜作物試驗研究彙報 5：188-192。
4. 周延光。1975。臺灣石蒜科作物病毒之研究。臺灣農業 11(4)：119-137。
5. 周桂珍、曹鳴慶、裘季燕、孫東玲。1989。京郊大蒜病毒病的研究及其鱗莖中病毒的脫除。植物病理學報 19：145-149。
6. 翁榮南、韓又新。1978。大蒜嵌紋病毒之研究。植保學會76年年會論文摘要：3。
7. 楊秀吉。1974。大蒜的莖頂生長點及組織培養。中國園藝 20：213-218。
8. 曾紹均。1988。大蒜抗（耐）毒素病品種之篩選。蔬菜品種改良研討會：331-337。
9. 鄧汀欽、蔡淑娓、蔡財旺。1990。大蒜潛隱病毒之分離與鑑定。植保會刊 32：330（摘要）。
10. 蘇鴻基、陳永戊、劉慧卿。1976。大蒜嵌紋病之病原研究。植保會刊 18：397（摘要）。
11. 小川勉、松原德行、森憲昭。1976。ニンニクのウイルスフリー株育成。農業および園藝 51：551-554。
12. 久保美佳、長久保有之、大川秀郎。1990。ニンニクホワイト6片種に感染するウイルスの抗血清による檢定。日植病報 56：426（摘要）
13. 中曾根渡、岡田清嗣、草刈眞一。1988。ネギの黃化萎縮株かう分離されたひも狀ウイルスについて。日植病報 54：108-109（摘要）。
14. 佐古宣道。1976。ニンニクのウイルス病（予報）その發生とウイルス樣粒子の檢出。日植病報 42：101（摘要）。
15. 佐古宣道、長尾記明。1977。ニンニクのウイルス病（第2報）ニンニクモザイク病葉の微細構造。日植病報 43：114（摘要）。
16. 李龍雨、山崎昇三、尾崎武司、井上忠男。1979。ニンニクに見出される2種のひも狀ウイルス，ニンニク潛在ウイルス（garlic latent virus）ならびにニンニクモザイクウイルス（garlic mosaic virus）。日植病報 45：727-734。
17. 佐古勇、尾崎武司、井上忠男、中曾根渡。1988。DIBA 法による各種ネギ屬植物の GLV（garlic latent virus）の檢出および發生狀況。日植病報 54：109（摘要）。
18. 佐古勇、福本明彥、中曾根渡、岡田清嗣、尾崎武司、井上忠男。1988。抗garlic latent virus ラッキヨウ分離株（GLV-S）血清の作製と血清學的診斷法によるウイルスフリ-檢定。日植病報 54：402（摘要）。
19. 佐古勇、谷口達雄、尾崎武司、井上忠男。1989。Garlic latent virus（GLV）の傳染方法とラッキヨウにおける再傳染について。日植病報 55：537（摘要）。
20. 佐古勇。1990。ネギにおける GLV（garlic latent virus）と OYDV（onion yellow dwarf virus）の發生實態。日植病報 56：128（摘要）。
21. 長田龍太郎、佐古宣道。1989。ラッキョウに感染するニンニク潛在ウイルス（GLV）とタバコモザイクウイルス（TMV）。日植病報 55：537（摘要）。
22. 藤澤一郎。1987。ニンニクのウイルス病と被害。今月の農業 31期11月號 68-70。
23. Bos, L. 1982. Shallot latent virus. CMI/AAB Descriptions of Plant Viruses. No. 250.
24. Bos, L. 1983. Viruses and virus diseases of *Allium* species. Acta Horticulturae No.127:11-29.
25. Brierley, P., and Smith, F. F. 1946. Reaction of onion varieties to yellow-dwarf virus and to three similar viruses isolated from shallot, garlic, and narcissus. Phytopathology 36:292-296.
26. Cadilhac, B., Quiot, J. B., Marron, J., and Leroux, J. P. 1976. Electron microscopic studies of two different kind of virus particles in diseased garlic (*Allium sativum* L.) and shallot (*A. cepa* L. var.*ascalonicum*). Ann. Phytopathol. 8:65-72.
27. Chen, M. J., and Ko, N. J. 1979. Etiological studies on virus diseases of garlic in Taiwan. Plant Prot. Bull (Taiwan) 21:220-225.
28. Clark, M. F., and Adams, A. N. 1977. Characteristics of the microplate method of enzyme-linked immunosorbent assay for the detection of plant viruses. J. Gen. Virol. 34:475-483.
29. Deng, T. C. and Huang, C. H. 1986. Purification and antiserum preparation of maize dwarf mosaic virus. J. Agric. Res. China 35:350-359.

30. Deng, T. C., and Tsai, T. W. 1988. Preparation of an antiserum against a virus associating with garlic and its efficiency in garlic virus indexing. Plant Prot. Bull (Taiwan) 30:421. (Abstr.)
31. Fukamil, M., Natsuaki, K. T., Motoyoshi, F., and Tomaru, K. 1989. Simple and rapid detection of garlic latent virus from Welsh onions by gelatin particle agglutination test. Ann. Phytopath. Soc. Japan 55:671-675.
32. Hill, S. A. 1984. Basic virus characterization and storage. Methods in Plant Virology 1:18-24.
33. Koenig, R. 1982. Carlavirus group. CMI/AAB Descriptions of Plant Viruses. No. 259
34. Laemmli, U. K. 1970. Cleavage of structural proteins during the assembly of the head of bacteriophage T4. Nature 227:680-685.
35. Lastra, R., Ladera, P., and Debrot, E. A. 1979. Purification of garlic mosaic virus. Phytopathology 69 : 1036. (abstr.)
36. Pena-Iglesias, A., and Ayuso, P. 1982. Characterization of Spanish garlic viruses and their elimination by in vitro shoot apex culture. Acta Horticulturae 127:183-193.
37. Purcifull D. E., and Batchelor D. L. 1977. Immunodiffusion tests with sodium dodecyl sulfate (SDS) -treated plant viruses and plant viral inclusions. Agric. Expt. Sta., Univ. Fla. Bulletin 788, 39p.
38. Voller, A., Bidwell, D. E., and Bartlett, A. 1976. Enzyme immunoassays in diagnostic medicine: Theory and practice. Bull. World Health Organ.53:55-65.

Occurrence of garlic latent virus in Taiwan and its biological characterization[1]

T. C. Deng, S. W. Tsai and T. W. Tsai[2]

Summary

Garlic latent virus (GLV) was isolated from plants of "northern garlic", which seed-bulbs were imported from mainland China in 1989. It caused symptomless infection on garlic, onion, shallot, Welsh onion, Chinese leek, and pea, local lesions on *Chenopodium amaranticolor, C. quinoa,* and *Tetragonia expansa*, or systemic necrosis on broad bean, but did not infect leek, narcissus, lily, belldonna lily, tobacco (5 species) , *Gomphrena globosa*, and *Physalis floridana* in host range test. The virus was propagated in Chinese leek and assayed in *C. amaranticolor*; thermal inactivation point (TIP) is 55-60°C, dilution end point (DEP) is 10^{-3}-10^{-4}, and longevity in vitro is 3-4 days. Purified preparation was obtained from GLV inoculated leaves of *C. quinoa* by cesium sulfate isopycnic centrifugation. The ultraviolet absorption spectrum of GLV is typical of a nucleoprotein, with maximum at 258 nm, minium at 243 nm, Amax/Amin ratio is 1.084, and A260/A280 ratio is 1.25. For the most part of GLV particles in purified preparation are slightly straight filaments with length of 600-700 nm. Molecular weight of capsid protein monomer estimated by SDS-PAGE is 30,700 daltons. Antiserum against GLV was prepared by injecting purified virion to a rabbit. In SDS-immunodiffusion tests, the antiserum reacted only with homologous antigen and its titer was 1/4. Indirect ELISA showed that GLV was serologically identical to GLV-S (a Japanese scallion isolate) and cross-reacted with a Welsh onion isolate or a Chinese leek isolate. For virus indexing in garlic, a 1/1000 dilution of leaf sap was positively detected by ELISA. Consequently, a survey for GLV occurrence by DAS-ELISA was conducted in 1988-1991. A total of 1,386 garlic bulbs purchased from markets or collected from fields, 413 samples were reacted with antibody against GLV; and GLV was also detected in 146 leaf samples out of 655 plants collected from garlic fields. It was indifferent in the frequence of virus distribution on garlic growing areas of Taiwan but GLV was prevalent on white leaf varieties of garlic.

Key words : *Allium*, garlic latent virus, GLV, carlavirus, host, antiserum, occurrence

1. Contribution No. 1587 from Taiwan Agricultural Research Institute. This research was supported in part by grants from Council of Agriculture, Executive Yuan, R.O.C. We are grateful to C. H. Lin and C. C. Tseng in Fengshan Tropical Horticultural Experiment Station for offering virus-free garlic bulbs. We also thank A. H. Cheng and W. S. Pan in Tainan District Agricultural Improvement Station for helping diseased garlic collection in the field.

2. Assistant Plant Pathologist, Technician of projects, and Senior Specialist respectively. Department of Plant Pathology, TARI, Wufeng, 413, Taichung, Taiwan, R.O.C.

中華農業研究（Jour. Agric. Res. China）40(3)：346～350（1991）

落花生籽粒飽滿度測定方法之比較[1]

曹文隆　　盧煌勝[2]

摘要：本省種植之大粒型落花生品種，籽粒常有不飽滿的現象，而籽粒飽滿度的測定，目前尚無一定標準。本研究採用臺灣省農業試驗所保存之落花生種源爲試驗材料，四個類型各逢機選取20個品種，分別調查莢果及籽粒性狀，比較下列三種籽粒飽滿度測定方法：(1)乾籽粒體積／鮮莢果體積；(2)18／64吋篩網選獲之籽粒重／單株乾籽粒重；(3)種皮不皺縮乾籽粒重／單株乾籽粒重，以期選出最優之籽粒飽滿度評價方法。

試驗結果顯示：三種不同的測定方法反應不同的飽滿度值及測定意義，(1)、(2)、(3)法分別著重在籽粒充實度、籽粒大小及種皮不皺縮等特性上。其中，(1)及(3)法在Virginia Bunch型；(2)及(3)法在Spanish、Virginia Bunch 及Runner型均有顯著之相關。就生理研究的觀點而言，(1)法較爲可靠；然就消費市場評價標準，以及考慮育種選拔之操作方便，則以(3)法較爲適當。

關鍵詞：落花生、飽滿度

落花生種子含油分44～56%及粗蛋白質22～30%，適合油用、食用及加工。在臺灣，落花生爲最重要的雜糧作物之一。近年來，由於消費型態改變，適合食用之大粒型品種已日趨重要。唯在本省栽培大粒型落花生，往往遭遇產量偏低及籽粒不飽滿等問題，嚴重影響商品價值及農民的栽培意願（Chang and Lin, 1987a, b；Huang and Tsaur, 1987）。爲此，循求品種之改良與栽培技術之改善等途徑以求改進乃是當務之急（Yang *et al.*, 1989；Lu *et al.*, 1988；Yang *et al.*, 1989；Tsaur *et al.*, 1989）。

落花生籽粒飽滿度的測定方法，並沒有一定的標準可供參考。一般最常使用的方法，在操作上有三種，一是種子先以18／64吋篩網篩過，然後計算留在篩網上的種子重與全部種子重之比；二是以目視法檢測一批種子，而後計算外觀飽滿的種子重與全部種子重之比；三是以一批種子之乾籽粒體積與其鮮莢果體積之比計算（Chen and Sung, 1990；1991）。此三種方法在不同類型落花生飽滿度的反應上，或許各有不同，有待加以比較，以期能找出最佳之評價方法，作爲估算籽粒飽滿度之用。因此，本研究即利用臺灣省農業試驗所保存之四個類型合計爲1,352種之落花生種源中，每類型各逢機選取20個品種，依三種方法分別測定籽粒飽滿度，作一比較，以做爲改進落花生籽粒飽滿度研究之參考。

材料與方法

一、試驗材料

農試所收集保存之落花生種源計有1,352個品種，包括 Spanish 型（SP）550品種、Valencia型（VA）220品種、Virginia Bunch型（VB）315品種及 Virginia Runner型（VR）267品種。本研究所使用的材料，係自每類型中逢機取出20個品種，合計80個品種供試。

---

1. 臺灣省農業試驗所　研究報告第 1588 號。
2. 本所農藝系助理研究員及研究員。臺灣省　臺中縣　霧峰鄉。

二、試驗方法：

上述80個品種，於79年秋作，在農試所臺中本所農場進行試驗，8月15日播種，12月1日～7日（SP及VA）與12月15日～21日（VB及VR）收穫。田間採用順序排列，重複二次，每品種種植一畦（作畦二行式栽培，畦幅90cm，畦面60cm），畦長3m，行株距爲45x10cm，每穴留一株。肥料用量與田間管理與現行農民慣行落花生栽培法同。成熟收穫時，每株調查下列莢果與籽粒性狀：

㈠鮮莢果重量（fresh pod weight - FPW, g）：每一單株所有鮮莢果之總重量。

㈡鮮莢果體積（fresh pod volumn - FPV, ㎤）：以100 c.c.量筒盛入每一單株之鮮莢果，取100 c.c.蒸餾水注入，至100 c.c.刻度線止，剩餘蒸餾水量即爲鮮莢果體積。

㈢鮮籽粒重量（fresh seed weight - FSW, g）：單株鮮莢果剝殼後之鮮籽粒重量。

㈣鮮籽粒體積（fresh seed volumn - FSV, ㎤）：鮮籽粒體積測量方式與鮮莢果體積同。

㈤乾籽粒重量（dry seed weight - DSW, g）：單株莢果置於40°C送風系統烘箱中，烘乾48小時後剝殼稱重所得重量（此時籽粒含水量約爲10.1%）。

㈥乾籽粒體積（dry seed volumn - DSV, ㎤）：單株乾籽粒體積測量方法與鮮莢果體積同。

㈦不能通過18/64吋篩網之乾籽粒重量（weight of dry seed screened by 18/64 inch screen - SSW, g）：利用18/64吋篩網篩選單株乾籽粒，留在網上之籽粒，稱取其重量。

㈧目測種皮飽滿無皺縮之乾籽粒重量（weight of nonshrivelling seed - ESW, g）：以目視法，檢測單株全部籽粒中種皮外觀不皺縮之飽滿種子，並稱其重量。

上述調查之莢果及籽粒性狀，均依類型之不同分別列出，飽滿度的測定依下列三方法行之：方法(1)爲DSV/FPV；方法(2)爲 SSW/DSW；方法(3)爲 ESW/DSW。三種飽滿度測定方法之關連性亦以簡單相關係數表示之。

結果與討論

參試之四個類型之八項莢果與籽粒性狀如表1。單株之調查資料顯示，VA之莢果與籽粒，不管鮮或乾狀態，也不管是體積或重量，均比其他三種類型略小。SP 與 VA 原屬小粒型，VB 及 VR 屬大粒型，但在本省栽培環境下，仍以 SP 之產量最高（Huang and Lin, 1980；Lu *et al.*, 1988；Yang *et al.*, 1989），本資料中FPV、FPW、FSV、DSV、FSW及DSW亦均以SP居首。

表1. 四個落花生類型之莢果與籽粒性狀平均值

Table 1. Means for pod and seed traits of four peanut types.

Type	FPV (cm^3)	FPW (g)	FSV (cm^3)	DSV (cm^3)	FSW (g)	DSW (g)	SSW (g)	ESW (g)
S P+	28.3	21.3	15.2	10.8	14.6	10.0	6.3	8.4
VA	21.0	14.5	10.7	6.5	9.7	6.0	2.7	5.2
VB	27.6	19.0	12.0	8.2	12.3	7.4	5.2	3.2
VR	26.9	19.9	12.9	9.3	13.1	8.6	6.2	5.3
Mean	25.9	18.7	12.7	8.7	12.4	8.0	5.1	5.5
LSD (0.05)	5.6	4.1	2.7	1.9	2.7	1.8	1.4	1.7

+ SP：Spanish type; VA：Valencia type ; VB：Virginia Bunch type; VR：Virginia Runner type

飽滿度的測定方法中（表2），DSV/FPV法著重在乾籽粒體積與鮮莢果體積之比，反應出來的是籽粒的充實程度。在本資料中，四種類型之 DSV/ FPV值介於30.0～38.2%之間，其中以SP最高，VR次之，VA與VB相近。四種類型之充實均不甚良好，在種子發育期間，若適當的改變栽植密度

或給予植株斷水處理，將可減少過高之無效性積儲，以及增加植冠之光合能力，對種子充實不良現象應可改善（Chen and Sung, 1990；1991）。SSW/ DSW法著重在籽粒的大小，故凡籽粒小於18/64吋之規格，即被篩下，歸爲不飽滿的種子。因此大粒型之VB及VR，其 SSW/DSW值均在70%左右，小粒型之 SP爲58.7%，而 VA則僅爲40.2%。ESW/DSW法注重籽粒外觀是否飽滿爲主，因此，種皮上呈現皺縮的種子，即列爲不飽滿的種子，SP及VA之 ESW/DSW值均在83.7%以上，VR61.5%，VB則爲42.1%。

以消費市場的評定標準而言，本省落花生品種中，小粒型並無籽粒不飽滿的問題，這主要是小粒型籽粒在乾燥後子葉體積縮小程度不大，因此，種皮產生之皺縮現象並不明顯。理論上，充實度佳的籽粒，產生皺縮的機會將會相對的減少。本研究資料中，除VB型外，其他三型均顯示：較不皺縮的籽粒即有較良好的充實度（表2及3）。將SSW/DSW法與 ESW/DSW法作一比較，則又發現：小粒型的SP及 VA其留在18/64 inch 篩網上的大籽粒比率顯然少於大粒型的VB及VR，但其不皺縮籽粒的比率卻反而增加。由此可知，籽粒大小與籽粒皺縮的關係，在型間差異較大（表2），但在型內（除VA外）則頗爲一致（表3）。另外，由SSW/DSW法與 DSV/FPV法之比較，似乎可以瞭解：籽粒充實度與籽粒大小的關係，不管在型間或型內，均無一定的軌跡可尋（表2及3）。

表2. 四個落花生類型之三種籽粒飽滿度測定值

Table 2. Three methods of measuring seed fillness (%) for four peanut types.

Type	DSV/FPV	SSW/DSW	ESW/DSW
S P+	38.2	58.7	84.2
VA	30.7	40.2	83.7
VB	30.0	70.2	42.1
VR	34.7	72.2	61.5
Mean	33.4	60.3	67.9
LSD (0.05)	2.6	10.6	12.4

+ SP, VA, VB, VR same as table 1.

表3. 三種籽粒飽滿度測定方法間之相關係數比較

Table 3. Correlation coefficients among three methods of measuring seed fillness.

		SSW/DSW	ESW/DSW
DSV/FPV	S P+	0.281	−0.135
	VA	0.371	0.152
	VB	0.396	0.513*
	VR	−0.148	0.357
SSW/DSW	S P		0.522*
	VA		0.107
	VB		0.690**
	VR		0.455*

*,**：Significantly different from 0 at $\alpha=0.05$ and 0.01 (n=20), respectively.
+ SP, VA, VB, VR same as table 1.

由以上結果可知，三種飽滿度之測定方法，其估值所反應的意義頗不相同，而在使用上，也應有其不同的考慮。DSV/FPV法及SSV/DSW法均透過儀器度量，客觀成份較大；ESW/DSW法乃以目測定之，此種人爲方式，主觀成分居高，誤差難免較大。在作物生理研究上，爲精確測定充實度，以 DSV/FPV 法較爲可靠；在育種目標爲飽滿大粒之選拔工作上，或應以操作簡便之 SSW/DSW 法及 ESW/DSW 法併行之。而在消費市場上，若僅就外觀是否飽滿加以評價，則以 ESW/DSW 法最爲適當。本研究中使用之三種飽滿度測定方法中，並無任何一法可以同時合乎三種功能。發展一套同時適用於以上不同用途的測定標準，則有待進一步研究。

參考文獻

Chang, F. C., and D. J. Liu. 1987a. Comparison on growth characters between peanut varieties differing in seed size. I. Agronomic characters and dry matter production in the spring crop season. J. Agric. Res. China 36：53－62.

Chang, F. C., and D. J. Liu. 1987b. Comparison on growth characters between peanut varieties differing in seed size. II. changes in N and TNC concentrations during plant development. J. Agric. Res. China 36：345－356.

Chen, J. J., and J. M. Sung. 1990. Gas exchange rate and yield responses of Virginia-type peanut to carbon dioxide enrichment. Crop Sci. 30：1085－1089.

Chen, J. J., and J. M. Sung. 1991. Canopy CO_2 exchange rate, yield and seed-fill characteristic in Virginia -type peanut as affected by plant spacing and regulated water deficit. Chinese Agron. J. 1：89－100.

Huang, M. T., and W. L. Tsaur. 1987. Collection, preservation and documentation of peanut germplasms. pp. 259－264. *In* S. C. Hsieh (ed.) Crop exploration and utilization of genetic resources. Taichung District Agricultural Improvement Station, Changhua, Taiwan, ROC.

Lu, H. S., J. H. Yang, and W. L. Tsaur. 1988. Comparison of yield components among various peanut types. J. Agric. Res. China 37：266－277.

Tsaur, W. L., K. H. Yang, and H. S. Lu. 1989. Heritability and correlation based on the F_2 population from two crosses between large-seeded Virginia Bunch type and small-seeded Spanish type peanut. J. Agric. Res. China 38：191－200.

Yang J. H., Y. F. Liao, and W. L. Tsaur. 1987. Improvement of seed fillness for large-seeded peanut varieties. I. Genetic diversity in fillness and reproductive efficiency. Ann. Rep. Dryland Food Crops Imp. 29：115－124.

Yang, K. H., W. L. Tsaur, and H. S. Lu. 1989. Evaluation and utilization of peanut germplasm. J. Agric. Res. China 38：179－190.

Methods of Measuring Seed Fillness in Peanut[1]

W. L. Tsaur and H. S. Lu[2]

Summary

Eighty peanut varieties were randomly sampled from 1,352 peanut germplasms, preserved at TARI, in the fall crop season of 1990. Pod and seed traits were investigated on single plant basis for comparison on the following measuring methods of seed fillness : (1)dry seed volumn/fresh pod volumn ; (2)weight of dry seed screened by 18/64 inch screen/dry seed weight ; (3)weight of nonshrivelling seed/dry seed weight.

Experimental results showed that different measuring methods provided different responses and meanings of seed fillness. Method (1), (2) and (3) emphasized on seed-filling capacity, seed size and nonshrivelling seed, respectively. There were significantly and positively correlated between method (1) and (3) in Virginia Bunch type ; and method (2) and (3) in Spanish, Virginia Bunch and Runner type. Method (1) was considered as the most reliable measurement for crop physiological study, while methed (3) was the most convenient measurement for marketable evaluation and plant breeding.

Key words : Peanut (*Arachis hypogaea* L.); Fillness.

1. Contribution No. 1588 from Taiwan Agricultural Research Institute.
2. Asistant agronomist and Senior Agronomist, Department of Agronomy, TARI, Wufeng, Taichung Hsien, Taiwan 431, ROC.

中華農業研究（Jour. Agric. Res. China）40(3)：351～363（1991）

氣象預測模式之測試分析[1]

陳琦玲[2]　漆匡時[2]　林正錞[3]

摘要：日氣象資料爲許多應用與評估工作不可缺少的資訊。WGEN 與 WMAKER 皆是由美國農業研究人員發展出來之日降雨量、日射量、最高溫與最低溫等四項氣象資料之預測模式。本報告以臺中縣霧峰鄉臺灣省農業試驗所1982—1990年九年與前五年資料爲例，進行模式本土化模擬測試與預測能力評估。以統計 t-test 進行模式模擬值與實測值月平均及年平均之比較，結果顯示 WGEN 對前述四項氣象變數之模擬相當具有代表性，預測能力亦優於 WMAKER。WMAKER 尤其對日射量的模擬準確度甚差。WGEN 對日降雨量、日射量及溫度等氣象變數之模擬與預測的準確性，以溫度最佳，日射量居中，降雨量則因實際天氣的變異較大，模式較難掌握，但若以月或年平均降雨量爲測試單位，則模擬值仍具代表性。測試結果亦顯示以5年的資料爲統計依據，模式雖可模擬日射量與溫度之主要季節變化，但要確實的掌握每日氣象變數的變異，以提高預測的準確性，則需要更長的實測氣象資料爲統計基礎。總言之，以九年的氣象資料爲統計依據，引用WGEN作爲氣象變數之預測模式，以應用於霧峰地區作物生產潛量之評估應是可行的。

關鍵詞：WGEN，WMAKER，氣象模式，氣象預測。

日氣象資料在許多方面的應用上都伴演著重要的角色，例如在水利工程的設計、集水區水文、水質和土壤沖蝕評估、農業生產管理與農地資源規劃方面，都需要此一資料的協助。僅針對過去的氣象資料進行分析，對某些方面的評估還是不夠的，爲配合各種評估模式的應用及提供附近未設測候站地區的相關氣象資料，模式化多年的氣象資料，以整合龐大的氣象資料並預測未來可能的氣象變數實有其必要性。

目前在國內，林等（1990）曾發展簡易的氣象模式來預測日氣象資料，測試過的項目有平均溫度、最低溫度、平均蒸氣壓、日射量、平均風速等五個項目。此模式的特性在於保有原觀測值之發生機率、平均分佈及變異範圍，但預測的過程並沒有考慮其他因子的相互關係，如雨天的氣溫可能下降等。在國外亦有許多能預測日氣象變數的模式發展出來（Jones et al., 1972; Bond, 1979; Nicks and Harp, 1980; Bruhn et al., 1980; Larsen and Pense, 1981），這些模式都是根據嚴謹的統計理論設計而成，但對於一般性的應用與使用上簡便而言，則以WGEN (Weather Generator, Richardson and Wright, 1984) 與WMAKER (Keller,1982,1987) 較優。由以上二個模式所預測的氣象變數分別爲日降雨量、日射量、最高溫和最低溫，都是作物生理發展與生產之重要氣象因子。因此，國外一些模擬作物生長與預測產量的模式，如美國 IBSNAT 計畫 (International Benchmark Sites Network for Agrotechnology Transfer) 中之農業技術轉移決策輔助支援系統 (DSSAT) 的作物模式，均採用此二種氣象預測模式，德州農業試驗研究人員發展的EPIC (Erosion-Productivity Impact Calculator) 模式，亦採用WGEN作爲日氣象變數的預測模式。

1. 臺灣省農業試驗所　研究報告第 1589 號。本研究承蒙農業委員會補助經費，計畫編號81農建—12.2—林—07 (3)，謹此致謝。
2. 臺灣省農業試驗所農化系、農工系助理。
3. 國立中興大學土壤研究所教授。

由於 WGEN 與 WMAKER 都以歷年的資料作爲統計的依據，爲使模式能確實掌握氣象的變化與形態，輸入愈多年的氣象資料，將使模式的對未來的預測愈能接近眞正的氣象變數。亦有學者提出在實際進行氣象資料分析時，最好能有30年的資料作爲依據較具代表性（Finklin, 1983）。根據 Richardson and Wright (1984) 的建議，爲使 WGEN 模式將來每天的氣象變數預測值可以代表該地區的實際氣象，在雨量方面應至少有20年的記錄，尤其在乾旱地區甚至需要更長的記錄，而溫度和日射量方面則應至少有10年的記錄，作爲估算模式氣象參數之基本資料。他們亦選擇美國幾個不同氣象條件之氣象站30年的氣象資料，完成了模式的校正與驗證工作。IBSNAT計畫之DSSAT作物模式應用，基於最少數據組的規劃，要求必須要有至少 5 年的氣象資料，作爲模式統計之基本資料。

由於農試所氣象站自有觀測以來僅有九餘年的氣象資料，本報告的目的，在測試以不同年數的氣象資料爲統計依據時，WGEN 和 WMAKER 對於模擬與預測霧峰鄉氣象變數的適用性。以便將來繼續以上述測試方法，進行模式對臺灣主要氣候型區農業測候站之長期氣象形態的本土化模擬測試，以完成全省區域性氣象資料模式化規劃與建檔，方便全面農地資源評估與規劃之工作。

材料與方法

一、氣象記錄資料

模式測試之氣象資料來源爲臺中縣霧峰鄉臺灣省農業試驗所氣象站（北緯24°02′，東經120°40′，海拔高度爲85公尺）的記錄資料。農試所從臺北遷至霧峰鄉後，自民國71年元月1日開始有氣象觀測與記錄。在日射量方面的量測，從民國78年7月1日起始有日射量的記錄，在此之前則只有日照時數記錄，因此根據臺灣地區日照量與日射時數之相關迴歸式（此公式將於另文討論），按每日日照時數轉換成每日日射量，作爲模式輸入資料。另外，民國75年8月22日韋恩颱風來襲，氣象站的日照時數測定儀器損害一直未能修復，因此，自75年8月22日起至12月31日，都引用大里鄉菸葉試驗所氣象站（北緯24°05′，東經120°41′，海拔高度爲77.1公尺）的氣象資料。兩處氣象站直線距離約7公里，附近皆爲平地。

二、模式使用說明

有關 WGEN 和 WMAKER 模式理論，請參考有關文獻（Richardson, 1981, 1982, Richardson and Wright, 1984 and Keller, 1982, 1987）之論文，本文不再重述。模式日氣象資料的產生過程係先以多年實測的氣象項目，估算模式的系統參數，如表一和表二，再根據這些參數值及統計的經驗式，預測未來每日可能的氣象變數。WGEN 與 WMAKER 所需要估算氣象參數的基本資料分別說明如下：

㈠WGEN：

(1)測候站的經、緯度

(2)至少五年的每日降雨量（mm）、日射量（MJ/m²/day）、最高溫（°C）和最低溫（°C）

㈡WMAKER：

(1)測候站的經、緯度

(2)至少五年全年的各項氣象月平均資料：

①日平均潛蒸發散量（Potential ET）及標準偏差（mm/day）

②日平均溫度及標準偏差（°C/day）

③月平均降雨天數及標準偏差（days/month）

④月平均降雨量及標準偏差（mm/month）

WMAKER 亦可直接輸入日氣象記錄再換算成上述之平均資料。

結果與討論

根據上述模式所需之資料及格式，輸入農試所1982—1990年的每日降雨量、日射量、最高溫和最低溫，則 WGEN 與 WMAKER 可分別產生如表一和表二之氣象參數檔，有了氣象參數檔後，即可預測多年的日降雨量、日射量、最高溫和最低溫的氣象資料。爲測試 WGEN 與 WMAKER 應用於霧峰地區氣象變數預估之適用性，分別以1982—1990年九年及1982—1986年五年的實測值作爲模式參數估算的基本資料，進行模式的模擬測試與預測評估。

表一、WGEN 氣象參數檔內容及說明

Table 1. Weather coefficient file and file line descriptions for WGEN

CHL18209WGEN (24.03N, 120.67E) Used 9 years of input data												
24.03	120.67	2 0										
.434	.671	.651	.554	.622	.612	.551	.595	.519	.273	.522	.375	P(W/W)
.132	.179	.191	.225	.232	.279	.273	.288	.183	.026	.053	.085	P(W/D)
.613	.585	.727	.580	.613	.583	.523	.492	.555	.888	.558	.740	ALPHA
10.47	17.91	13.81	28.09	30.59	37.99	30.70	46.34	30.55	4.03	15.48	7.67	BETA
	28.7482		− 4.9626		− 2.4483		− .3006		− .3945			
	2.2502		1.0146		.7414		− .1166		− .0124			
	26.2843		− 5.7485		− 3.0493		− .0820		− .2030			
	3.0686		.7281		.7340		− .3465		.0513			
	18.5290		− 6.1070		− 2.3539		− .8827		− .1402			
	2.2216		.9179		.4334		− .0992		− .0910			
	15.7163		− 3.6207		.1126		− .6777		.5122			
	3.5459		.4865		.4459		− .2900		.0614			
	10.7130		− 3.6640		− .7486		− .0555		.8951			
	4.0317		− .8865		− .0368		− .2907		.2595			
22.3	21.9	23.7	27.0	30.0	31.9	33.6	32.8	31.9	30.4	27.4	23.6	
11.4	13.0	14.9	18.3	21.5	23.2	24.2	24.3	22.9	20.3	16.3	11.6	

File line descriptions

Line 1 : Description of the source/site of weather date and number of years used in estimating coefficients.

Line 2 : Latitude in degrees.
Longitude in degrees.
Temperature correction factor code(KTCF):
0-No temperature correction.
1-If same correction factor for maximum and minimum temperature.
2-If independent correction factor for maximum and minimum temperature.
Precipitation correction factor(KRCF):
0-No precipitation correction.
1-precipitation correction.

Line 3 : 12-monthly probability of rainy day given a rainy day on previous day.

Line 4 : 12-monthly probability of rainy day given a dry day on previous day.

Line 5 : 12-monthly values of gamma distribution shape parameter.

Line 6 : 2-monthly values of gamma distribution scale parameter.

Line 7 : Five coefficients of two harmonic Fourier series for maximum temperature on dry days.

Line 8 : Five coefficients of two harmonic Fourier series for standard deviation of maximum temperature on dry days.

Line 9 : Five coefficients of two harmonic Fourier series for maximum temperature on rainy days.

Line 10 : Five coefficients of two harmonic Fourier series for standard deviation of maximum temperature on rainy days.

Line 11 : Five coefficients of two harmonic Fourier series for minimum temperature on dry and rainy days.
Line 12 : Five coefficients of two harmonic Fourier series for standard deviation of minimum temperature on dry and rainy days.
Line 13 : Five coefficients of two harmonic Fourier series for solar radiation on dry days.
Line 14 : Five coefficients of two harmonic Fourier series for standard deviation of solar radiation on dry days.
Line 15 : Five coefficients of two harmonic Fourier series for solar radiation on rainy days.
Line 16 : Five coefficients of two harmonic Fourier series for standard deviation of solar radiation on rainy days.

NOTE : This will be the end of this file unless KTCF and/or KRCF have deen assigned non-zero values.
If KTCF=1,
Line 17 : 12-monthly values of actual mean temperature.
If KTCF=2,
Line 17 : 12-monthly values of actual maximum temperature.
Line 18 : 12-monthly values of actual minimum temperature.
If KRCF=2,
Line 18 or
Line 19 : 12-monthly values of actual mean precipitation in mm.

表二、WMAKER 氣象參數檔內容與說明

Table 2. Weather coefficient file and file line descriptions for WMAKER

CHL18209WMAKER (24.03N, 120. 67E) Used 9 years of input data							
24.03 120.67							
2.579	.286	16.846	1.073	5.778	3.153	36.678	28.369
2.786	.649	17.485	1.219	9.444	6.894	98.922	126.517
3.345	.467	19.299	1.167	11.333	4.717	113.711	71.925
3.991	.694	22.635	.998	10.111	4.428	164.822	163.462
4.616	.457	25.761	.671	11.444	4.799	214.544	108.443
4.889	.598	27.526	.236	12.667	3.674	280.611	151.667
5.405	.481	28.876	.567	11.778	1.481	189.278	144.788
5.261	.816	28.534	.485	12.889	5.302	293.978	195.867
4.926	.632	27.371	.440	8.444	4.157	143.300	120.416
4.331	.310	25.371	.615	1.111	.928	3.978	5.089
3.168	.293	21.846	1.237	2.778	2.682	23.967	32.690
2.494	.189	17.602	.765	3.667	1.581	20.811	21.110
8.000000E-01	2.000000E-01						

File line descriptions
Line 1 : Description of the source/site of weather data and number of years used in estimating coefficients.
Line 2 : Latitude in degrees.
Longitude in degrees.
Line 3-14 : Each line of lines 3 through 14 contains the following data for each month of the year starting with January and ending in December.
Mean potential evapotranspiration (ET, mm/day).
Standard deviation of potential ET (mm/day).
Mean monthly temperature (degree C/day).
Standard deviation of mean temperature (degree C/day).
Mean rainy days (days/month).
Standard deviation of rainy days (days/month).
Mean monthly rainfall (mm/month).
Standard deviation of monthly rainfall (mm/month).
Line 15 : This line contains two constants for the ratio of solar radiation at the earth's surface to that of the radiation above the atmosphere for the site. The first constant is the maximum ratio and second constant is the minimum ratio.

一、 WGEN 與 WMAKER 之模擬測試

以農試所測候站1982—1990年的氣象資料所估算之 WGEN 與 WMAKER 氣象參數檔，分別預測九年的氣象變數作爲1982—1990年之氣象模擬值，經過統計後之降雨量、降雨天數、降雨達15 mm 以上之日數、日射量、最高溫、最低溫的月平均值和年平均值及其相對偏差與實測值之比較如表三。圖一至圖八並分別將實測值及模擬值以月或週平均值同時顯示出來，作爲比較。由統計 t-test 的結果顯示，以月平均及年平均爲基準作比較，表三中未標注星號之 WGEN 模擬值與實測值間都未達統計上的5%顯著差異水準，表示其模擬值可相當代表實測值。而 WMAKER 則較差，特別在日射量的模擬，除二月份以單一星號標注達5%的顯著差異水準外，其餘各月份及年平均都已達雙星號標注之1%極顯著差異水準，即表示 WMAKER 日射量的模擬值均不能代表實測值，由圖三與圖四可看出 WMAKER 模擬的日射量都保有全年各月份，甚至各週之變化趨勢，但平均值都提高了 2—4 MJ/m²/day。可能在模式系統參數，如各緯度之地表面與大氣層表面日射量之最高和最低比率，經過調整後，模擬值會較趨於實測值。而在 WGEN 的模擬，則有準確的結果。另外，WMAKER 對雨量達15mm以上的下雨天數之模擬，五、六及八月的月平均及年平均，亦達統計之顯著差異水準，此顯示 WMAKER 對於年平均降雨量的預測雖具代表性，但對單日降雨量分佈的預測則準確度較差。在溫度方面，也有部份月份的模擬不盡理想，如最高溫七、八、十及十二月之月平均，最低溫八、九、十及十二月份之月平均，亦達統計之顯著差異水準，但年平均值則在統計可接受之範圍內。這些情形在WGEN則未出現，再次顯示在應用於霧峰地區氣象模擬方面，WGEN優於WMAKER。

由圖一～圖八所繪製之 WGEN 與 WMAKER 預測之九年降雨量、日射量、最高溫和最低溫之月平均及週平均與實測氣象變數之比較圖，可明顯看出在分析過程中，以月平均爲單位來比較其間差異時，所得的結果較週平均趨近實測值，若以單日變數爲比較單位則差距更大，此顯示以長時期的平均值作比較，會使模擬值趨近於實測值，表示模式雖然不能很準確的模擬每天的氣象，但可掌握長時期的氣象變化週期形態。雖然在實際農業田間管理作業上以及作物生長與生產模擬時仍需要每日的氣象資料（林等，1990），然長期使用單日資料模擬作物生產，雖然不可避免氣象模擬值之單日變異差距，但長期性模擬可能會使模式反應具有互補作用，以致於所得作物生產模擬結果具有一致性，這一論點有待進一步分析驗證。

比較不同氣象項目模擬值與實測值之變異，由表三中列出的農試所1982—1990年九年的全年月平均降雨量，降雨日數，雨量達15mm以上的降雨日數，日射量，最高溫和最低溫的相對偏差（C.V.）分佈範圍分別爲0.5-1.36，0.13-0.97，0.55-1.98，0.07-0.21，0.02-0.08，0.02-0.15顯示，全年各月降雨量與降雨天數的變異最大，日射量次之，而溫度最小，此表示溫度分佈的分散性較小，即實際溫度的季節變化較規律，單日不同年度的變異亦較小，因此模式較能掌握，模擬結果甚佳（圖五～圖八）；雨量則因實際天氣之變化較大，因此模式就較難掌握，故以週平均（圖二）或單日爲比較單位則模式模擬不佳，惟以較長時期爲單位之平均值模擬表現良好，如月平均降雨量與年平均降雨量之模擬值趨近實測值（圖一）。總言之，除了 WMAKER 對日射量的模擬明顯有差異外，WGEN 與 WMAKER 對日降雨量，日射量和溫度的模擬，以溫度最爲準確，降雨量最差，而日射量則居中。

由表三中各氣象變數實測值與模擬值全年月平均的相對偏差亦顯示，雖然由於實際降雨量與降雨日數的變異較大，使模式單日模擬值較不準確，但 WGEN 與 WMAKER 在降雨方面的模擬仍保有原測值的變異大小和範圍。而在日射量和溫度的模擬，則除了 WMAKER 對日射量的模擬較不準確外，WGEN 亦較WMAKER 能掌握變數原來的變異大小和範圍，WMAKER 之日射量和溫度模擬值的變異均明顯偏低，此表示 WMAKER 較不能掌握氣象變數可能出現的變異，只能模擬氣象變數的週期形態與趨勢。另外，在全年度溫度的週期變化，以夏天（七、八、九月）的平均相對變異大小，而冬天的平均相對變異較大，WGEN 也表現了此一特性。

表三、農業試驗所測候站實測值與 WGEN 及 WMAKER 預測值比較

TABLE 3. Comparison of the generated data by WGEN and WMAKER with the observed weather data at Taiwan Agricultural Research Institute.

	JAN.	FEB.	MAR.	APR.	MAY	JUN.	JUL.	AUG.	SEP.	OCT.	NOV.	DEC.	ANN.
PRECIPITATION													
AMOUNT													
MEAN (mm)													
TARI	36.68	98.62	113.18	164.93	214.87	279.84	186.67	297.64	143.41	3.98	23.97	20.47	1,584.26
WGEN	27.00	86.13	122.96	160.97	193.07	360.49	197.78	363.53	176.89	2.22	15.62	25.48	1,732.13
WMAKER	38.62	83.49	110.46	140.76	277.94	299.09	196.50	272.80	161.27	3.24	29.77	25.12	1,639.06
C.V.													
TARI	0.77	1.29	0.64	0.99	0.50	0.54	0.78	0.66	0.84	1.28	1.36	1.04	0.18
WGEN	0.84	0.65	0.39	0.52	0.67	0.75	0.69	0.59	0.47	1.40	0.87	0.67	0.18
WMAKER	0.41	0.72	0.49	0.49	0.37	0.32	0.24	0.34	0.65	1.64	1.27	0.62	0.16
NO. OF RAINY DAYS													
MEAN (days)													
TARI	5.78	9.22	11.44	10.11	11.33	12.78	11.78	12.89	8.56	1.11	2.78	3.56	101.33
WGEN	4.78	8.78	13.22	10.33	10.67	12.22	11.78	12.22	8.44	0.89	2.67	4.11	100.11
WMAKER	6.67	8.56	9.89	10.56	15.00	13.44	12.22	12.11	9.00	0.89	2.78	4.56	105.67
C.V.													
TARI	0.55	0.76	0.41	0.44	0.41	0.29	0.13	0.41	0.48	0.84	0.97	0.47	0.12
WGEN	0.59	0.60	0.38	0.28	0.44	0.43	0.27	0.27	0.33	1.19	0.82	0.49	0.08
WMAKER	0.44	0.64	0.44	0.41	0.32	0.25	0.15	0.41	0.45	0.88	0.71	0.45	0.11
NO. DAYS>=15MM													
MEAN (days)													
TARI	0.56	2.22	2.22	3.00	4.33	5.33	3.11	4.78	2.78	0.00	0.44	0.22	29.00
WGEN	0.44	2.22	2.78	3.33	4.22	6.22	3.89	5.11	3.67	0.00	0.11	0.22	32.22
WMAKER	0.22	1.67	2.44	3.00	9.00**	9.78*	5.11	9.00**	3.56	0.11	0.67	0.56	45.11**
C.V.													
TARI	1.31	1.38	0.95	0.94	0.59	0.55	0.63	0.58	0.78	0.00	1.63	1.98	0.21
WGEN	1.19	0.77	0.53	0.50	0.65	0.65	0.49	0.62	0.47	0.00	3.00	1.98	0.13
WMAKER	1.98	1.20	0.82	0.58	0.34	0.33	0.40	0.30	0.69	3.00	1.68	1.31	0.12
SOLAR RADIATION													
MEAN (MJ/m^2/day)													
TARI	11.15	11.82	13.48	14.73	15.84	16.12	17.34	17.03	16.28	15.03	12.00	10.59	14.28
WGEN	11.39	11.86	12.68	14.38	15.71	16.38	17.33	16.74	15.56	14.98	12.08	10.97	14.17
WMAKER	13.73**	14.10*	16.14**	18.15**	18.63**	20.06**	20.09**	21.16**	18.68**	19.05**	14.48**	12.44**	17.23**
C.V.													
TARI	0.11	0.21	0.13	0.17	0.09	0.12	0.08	0.15	0.13	0.07	0.10	0.10	0.06
WGEN	0.03	0.10	0.11	0.08	0.10	0.08	0.05	0.04	0.03	0.04	0.06	0.05	0.01
WMAKER	0.010	0.029	0.013	0.019	0.013	0.021	0.011	0.029	0.029	0.005	0.008	0.008	0.005
TEMPERATURE													
MAXIMUM TEMPERATURE													
MEAN (°C)													
TARI	22.33	21.98	23.72	26.92	29.96	31.89	33.56	32.80	31.86	30.48	27.38	23.62	28.04
WGEN	22.32	21.73	22.55	27.13	30.26	31.71	33.55	32.98	31.41	30.09	27.36	24.27	27.95
WMAKER	22.49	21.59	22.84	26.56	29.37	32.04	32.98*	34.22**	32.08	32.41**	27.59	22.83*	28.08
C.V.													
TARI	0.05	0.08	0.06	0.05	0.03	0.02	0.02	0.02	0.03	0.02	0.04	0.04	0.01
WGEN	0.06	0.05	0.08	0.04	0.04	0.02	0.02	0.02	0.01	0.03	0.04	0.06	0.01
WMAKER	0.025	0.035	0.019	0.015	0.010	0.008	0.006	0.013	0.014	0.005	0.017	0.018	0.003
MINIMUM TEMPERATURE													

MEAN (°C)													
TARI	11.36	13.03	14.84	18.27	21.51	23.15	24.18	24.30	22.87	20.34	16.38	11.60	18.49
WGEN	11.32	13.13	14.15	18.58	21.69	22.86	24.30	24.43	22.60	20.01	16.25	11.90	18.44
WMAKER	11.66	13.03	14.74	18.27	21.59	23.23	24.01	23.29**	22.07**	18.82**	16.75	13.00**	18.37
C.V.													
TARI	0.15	0.08	0.08	0.05	0.03	0.02	0.03	0.02	0.03	0.04	0.10	0.09	0.02
WGEN	0.10	0.08	0.08	0.05	0.03	0.01	0.02	0.01	0.03	0.05	0.06	0.11	0.02
WMAKER	0.029	0.022	0.014	0.005	0.004	0.005	0.002	0.006	0.005	0.003	0.01	0.020	0.004

C.V. : Relative deviation
* : Generated values significantly different from observed values at 5% level by t-test
** : Generated values significantly different from observed values at 1% level by t-test

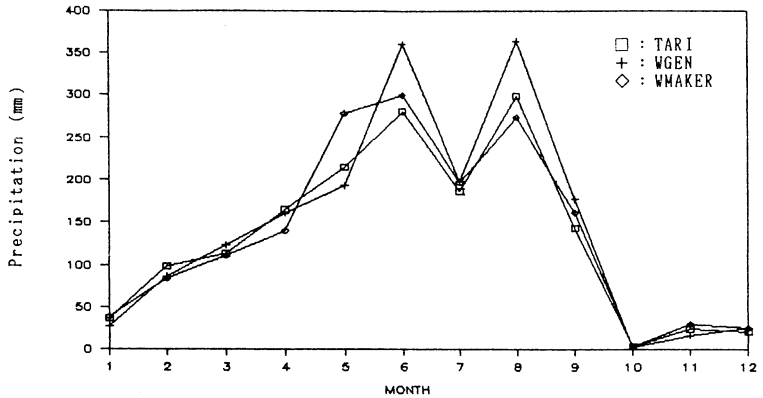
綜合以上的結果顯示，對於霧峰地區氣象變數的模擬 WGEN 較 WMAKER 具有更佳的特性，並且模擬值相當具有代表性。因此，在作物模式應用於生產潛量之評估上，即無水分、養分或土壤方面的限制時，採用 WGEN 預測每日氣象變數，以提供霧峰地區的主要產量氣象影響因子，如日射量和溫度，應是可行的。

二、WGEN 與 WMAKER 之氣象預測能力測試

以1982～1986年五年的日氣象資料爲模式氣象參數估算之基礎，再預測1987～1990年之每日氣象變數，經過統計後之四年的月平均降雨量、日射量、最高溫和最低溫和實測值之比較如圖九～十六。由於1987～1990年的實測氣象資料並未計入統計，又僅以五年的氣象資料爲基礎，因此預測值與實測值間之差異相對提高，然而與九年資料爲統計基礎之結果相似，除了 WMAKER 對日射量之預測仍有偏高趨勢，模式較能掌握的是溫度，其次是日射量，降雨量則差異較大。WGEN 在以九年資料作爲模式模擬測試時之結果，顯示模式在溫度方面具有相當高的模擬能力，但在改以五年資料爲統計基礎時，則在最高溫與最低溫之預測上仍有幾個月份差距較大（圖十三，十五），比較實測資料則發現1982～1986年這些月份之平均值與1987～1990年之平均值確實差異較大，如1982～1986年二月份五年的平均最高溫爲20.86°C，而1987～1990年四年的二月份平均最高溫爲23.38°C，相差了2.5°C，1982～1986年一月份的平均最低溫爲10.49°C，而1987～1990年爲12.45°C，相差了2.0°C，因此， WGEN 所模擬的1987～1990年四年二月份的平均最高溫與一月份的平均最低溫，都較實測平均值低。在日射量方面，也有類似的現象，如1982～1986年二月份的平均日射量爲10.11 MJ/m²/day，而1987～1990年爲13.96 MJ/m²/day，因此1987～1990年二月份平均日射量的 WGEN 模擬值亦較實測值低了很多。由此顯示以五年的資料作爲統計基礎時，雖可大致模擬溫度、日射量的季節變化，但若要預測較爲準確，則必須有更長的實測氣象資料作爲氣象參數之估算依據，才能掌握該地區的日氣象變數的變異。

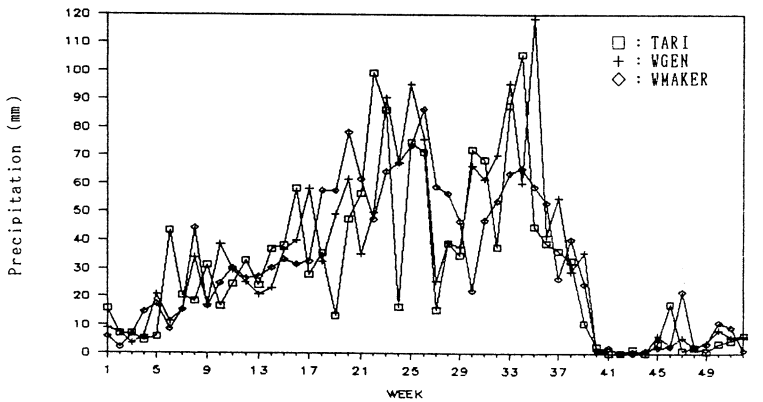
根據模式的統計理論，模式所預測的氣象變數，會隨著逢機變數而異。因此， WGEN 和 MAKER 允許使用者使用模式設定之4個逢機變數序列的起始值（seed value）或使用者可選擇其他起始值。使用模式設定之起始值的好處爲模式將按各地區的氣象參數檔和相同的逢機變數序列，每次執行都產生完全相同的日氣象變數，這會使比較性質的評估工作方便許多。當然，使用者亦可每次都輸入相同的起始值，也會達到同樣的效果。但另一方面，由於逢機變數的改變，模式所預測的日氣象變數，亦會有些更動，即日氣象預測變數，應是一個機率分佈的函數，或是一個範圍，而非僅是一個預測值，但因爲此分佈爲一常態分佈，因此本報告雖僅選擇模式設定的逢機變數序列，進行模式的測試工作，預測值仍具有實質意義。

有了氣象資料模式之後，可進一步對各氣象站資料加以分析整理。因此各地區之氣象形態可以模式代表之，其用處在於提供可預測氣象變化之依據，並且可透過函數整合，將不同數據之氣象資料結合構成一網狀分佈數據面，以利於分析等量線或預測未設氣象站地點之氣象形態（林等，1990）。



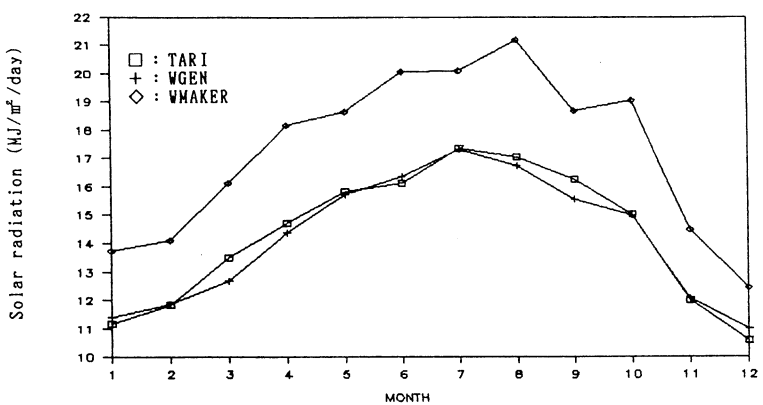
圖一、農業試驗所霧峰1982～1990年九年各月平均降雨量與 WGEN 和 WMAKER 之模擬值比較

Fig 1. Comparison on the mean monthly precipitation generated by WGEN and WMAKER and observed data from 1982 to 1990 at Taiwan Agricultural Research Institute, Wu-feng.



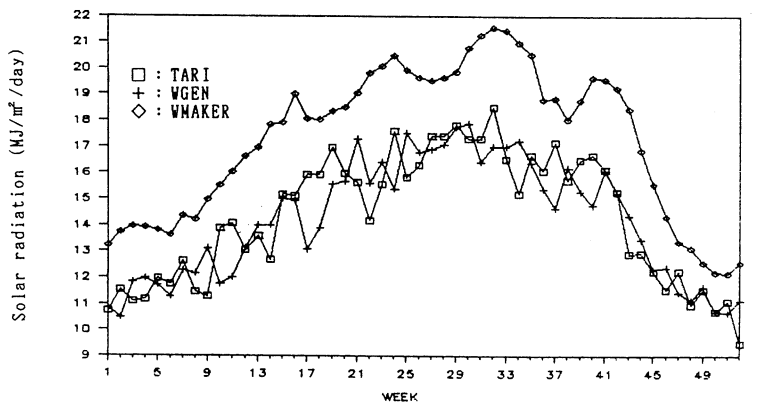
圖二、農業試驗所霧峰1982～1990年九年各週平均降雨量與 WGEN 和 WMAKER 之模擬值比較

Fig 2. Comparison on the mean weekly precipitation generated by WGEN and WMAKER and observed data from 1982 to 1990 at Taiwan Agricultural Research Institute, Wu-feng.



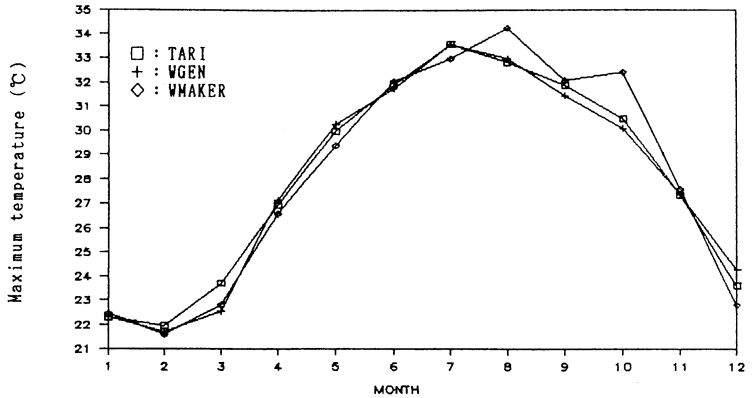
圖三、農業試驗所霧峰1982～1990年九年各月平均日射量與 WGEN 和 WMAKER 之模擬值比較

Fig 3. Comparison on the mean monthly solar radiation generated by WGEN and WMAKER and observed data from 1982 to 1990 at Taiwan Agricultural Research Institute, Wu-feng.



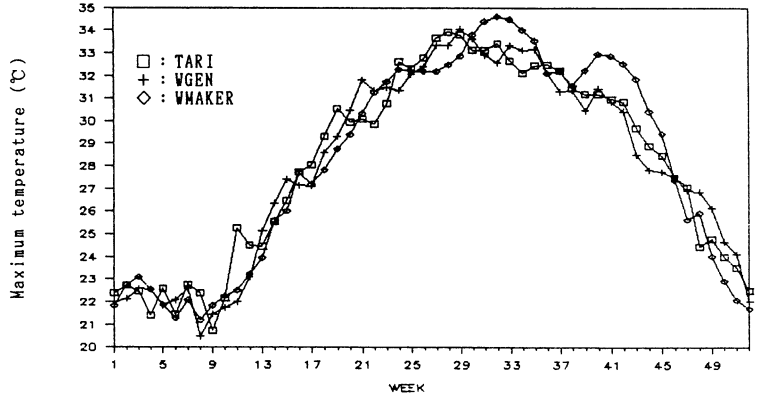
圖四、農業試驗所霧峰1982～1990年九年各週平均日射量與 WGEN 和 WMAKER 之模擬值比較

Fig 4. Comparison on the mean weekly solar radiation generated by WGEN and WMAKER and observed data from 1982 to 1990 at Taiwan Agricultural Research Institute, Wu-feng.



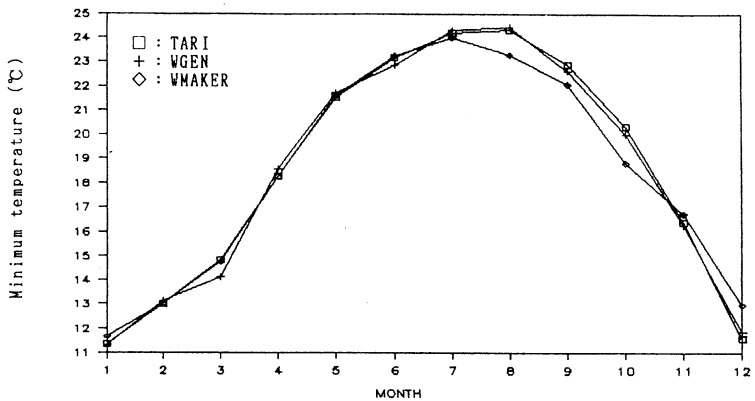
圖五、農業試驗所霧峰1982～1990年九年各月平均最高溫與 WGEN 和 WMAKER 之模擬值比較

Fig 5. Comparison on the mean monthly maximum temperature generated by WGEN and WMAKER and observed data from 1982 to 1990 at Taiwan Agricultural Research Institute, Wu-feng.



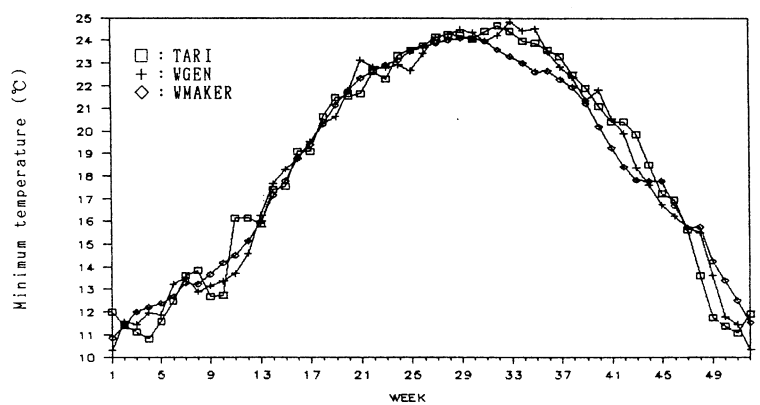
圖六、農業試驗所霧峰1892～1990年九年各週平均最高溫與 WGEN 和 WMAKER 之模擬值比較

Fig 6. Comparison on the mean weekly maximun temperature generated by WGEN and WMAKER and observed data from 1982 to 1990 at Taiwan Agricultural Research Institute, Wu-feng.



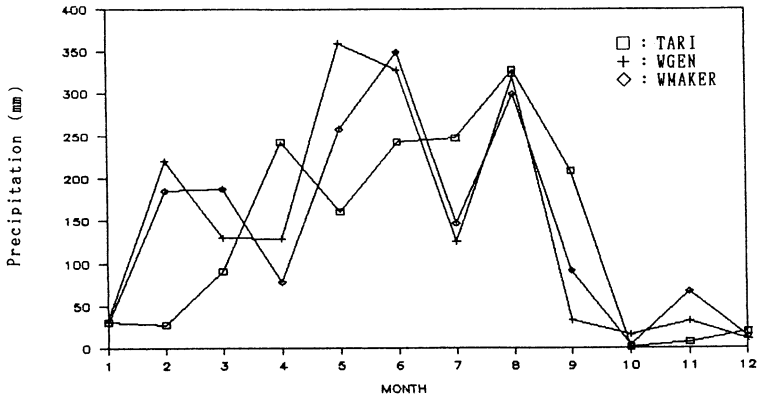
圖七、農業試驗所霧峰1982～1990年九年各月平均最低溫 WGEN 和 WMAKER 之模擬值比較

Fig 7. Comparison on the mean monthly minimum temperature generated by WGEN and WMAKER and observed data from 1982 to 1990 at Taiwan Agricultural Research Institute, Wu-feng.



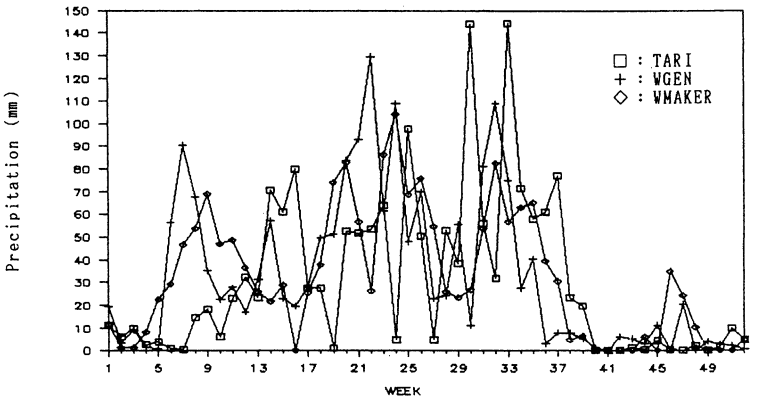
圖八、農業試驗所霧峰1982～1990年九年各週平均最低溫與 WGEN 和 WMAKER 之模擬值比較

Fig 8. Comparison on the mean weekly minimum temperature generated by WGEN and WMAKER and observed data from 1982 to 1990 at Taiwan Agricultural Research Institute, Wu-feng.



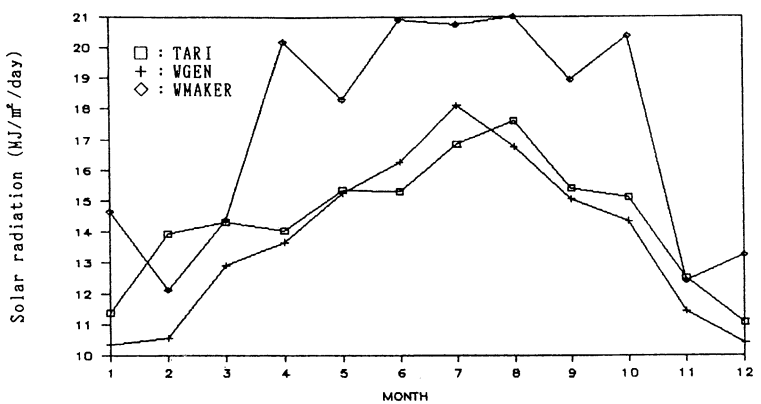
圖九、農業試驗所霧峰1987～1990年四年各月平均降雨量與 WGEN 和 WMAKER 之模擬值比較

Fig 9. Comparison on the mean monthly precipitation generated by WGEN and WMAKER and observed data from 1987 to 1990 at Taiwan Agricultural Research Institute, Wu-feng.



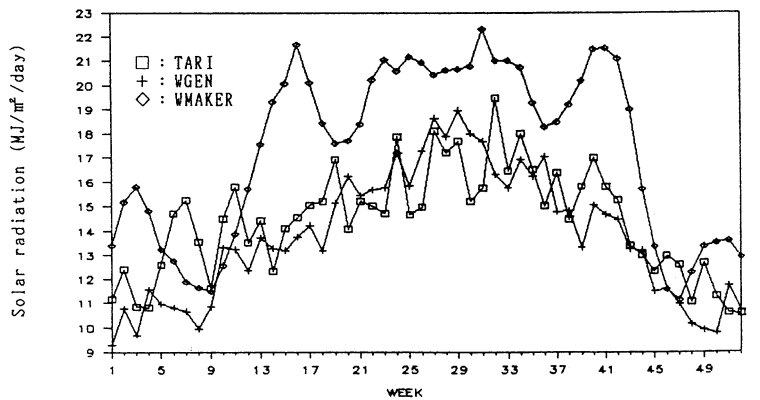
圖十、農業試驗所霧峰1987～1990年四年月各週平均降雨量與 WGEN 和 WMAKER 之模擬值比較

Fig 10. Comparison on the mean weekly precipitation generated by WGEN and WMAKER and observed data from 1987 to 1990 at Taiwan Agricultural Research Institute, Wu-feng.



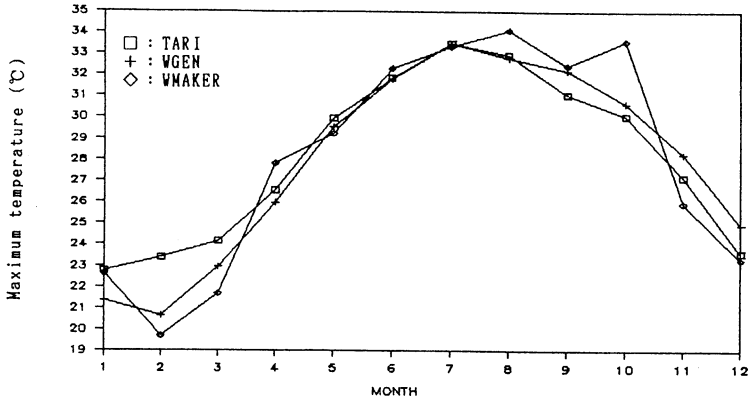
圖十一、農業試驗所霧峰1987～1990年四年各月平均日射量與 WGEN 和 WMAKER 之模擬值比較

Fig 11. Comparison on the mean monthly solar radiation generated by WGEN and MAKER and observed data from 1987 to 1990 at Taiwan Agricultural Research Institute, Wu-feng.



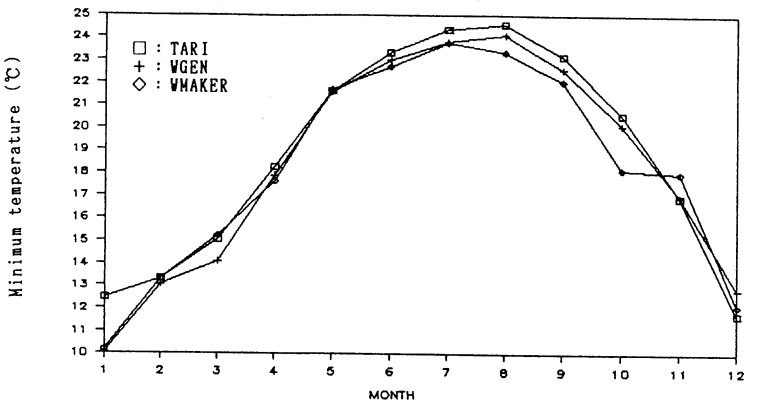
圖十二、農業試驗所霧峰1987～1990年四年各週平均日射量與 WGEN 和 WMAKER 之模擬值比較

Fig 12. Comparison on the mean weekly solar radiation generated by WGEN and WMAKER and observed data from 1987 to 1990 at Taiwan Agricultural Research Institute, Wu-feng.



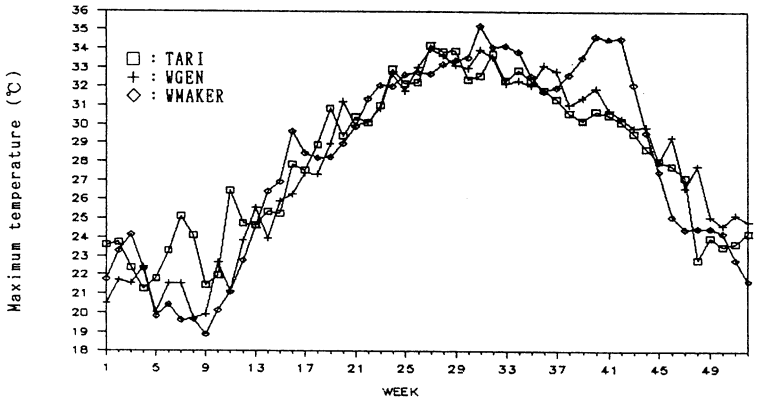
圖十三、農業試驗所霧峰1987～1990年四年各月平均最高溫與 WGEN 和 WMAKER 之模擬值比較

Fig 13. Comparison on the mean monthly maximum temperature generated by WGEN and WMAKER and observed data from 1987 to 1990 at Taiwan Agricultural Research Institute, Wu-feng.



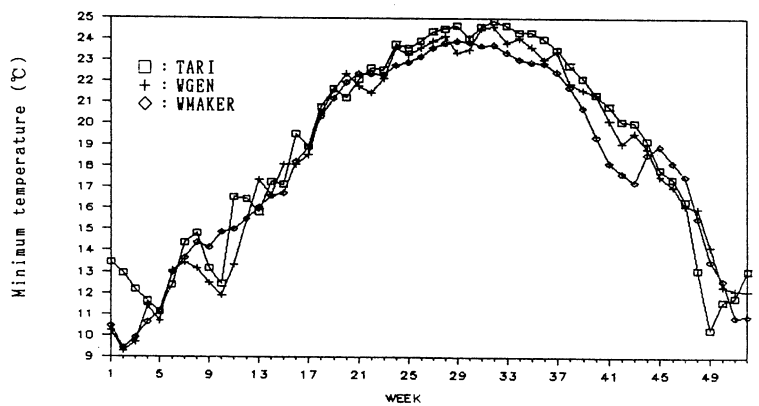
圖十五、農業試驗所霧峰1987～1990年四年各月平均最低溫 WGEN 和 WMAKER 之模擬值比較

Fig 15. Comparison on the mean monthly minimum temperature generated by WGEN and WMAKER and observed data from 1987 to 1990 at Taiwan Agricultural Research Institute, Wu-feng.



圖十四、農業試驗所霧峰1897～1990年四年各週平均最高溫與 WGEN 和 WMAKER 之模擬值比較

Fig 14. Comparison on the mean weekly maximum temperature generated by WGEN and WMAKER and observed data from 1987 to 1990 at Taiwan Agricultural Research Institute, Wu-feng.



圖十六、農業試驗所霧峰1987～1990年四年各週平均最低溫與 WGEN 和 WMAKER 之模擬值比較

Fig 16. Comparison on the mean weekly minimum temperature generated by WGEN and WMAKER and observed data from 1987 to 1990 at Taiwan Agricultural Research Institute, Wu-feng.

結 論

以臺中縣霧峰鄉農試所1982～1990年氣象資料爲統計依據，估算氣象模式 WGEN 與 WMAKER 個別的模式系統參數值，並預測各年的每日的氣象參數，以進行 WGEN 與 WMAKER 在模擬霧峰地區降雨量、日射量、最高溫與最低溫等氣象變數的適用性，並另以1982～1986年氣象資料爲統計依據，比較1987～1990年之模式預測值與實測值之差距，測試模式之預測能力。在模式模擬測試方面，以統計 T-TEST 進行氣象變數月平均與年平均比較時，結果顯示 WGEN 具有相當的適用性；而 WMAKER 在日照量的模擬與預測則較差，已達統計之極顯著差異水準。在溫度與降雨達15㎜日數之模擬亦有部分月份不佳。在模式預測能力測試上，則仍然顯示 WGEN 優於 WMAKER 。另亦顯示以5年的資料爲統計依據，雖可模擬日照量與溫度之主要季節變化，但要確實的掌握每日氣象變數的變異，以準確的預測每日的氣象變數，則需要更長的實測氣象資料爲統計基礎。綜合以上結論，以九年的氣象資料爲統計依據，採用 WGEN 作爲每日氣象變數的預測模式，以應用於霧峰地區作物生產潛量之評估應是可行的。

參考文獻

1. 林正錛、葉明智・1990・簡易氣象資料模式用於估算作物需水潛量之研究・中華農學會報. 新152：1－12.
2. Bond, D. C. 1979. Generating daily weather values by computer simulation techniques for crop yield forecasting models. USDA-SRS (formerly USDA-ESCS), Statis. Res. Div., Washington, D. C., P. 38.
3. Bruhn, J. A., W. E. Fry, and G. W. Fick. 1980. Simulation of daily weather data using theoretical probability distributions. J. Appl. Meteor. 19：1029－1036.
4. Finklin, A. I. 1983. Summarizing weather and climatic data-a guide for wildland managers. USDA. Forest Serv. INT-148, p.43.
5. Jones, J. W., R. F. Colwick, and E. D. Threadgill. 1972. A simulated environmental model of temperature, evaporation, rainfall, and soil moisture. Trans. ASAE 15：366－372.
6. Keller, A. A. 1982. Development and analysis of an irrigation scheduling program with emphasis on forecasting consumptive use. Master Thesis, Utah State University.
7. Keller, A. A. 1987. Modeling command area demand and response to water delivered by the main system. Agricultural and Irrigation Engineering Department, Utah State University, Ph. D. dissertation, p. 224.
8. Larsen, G. A. and R. B. Pense. 1981. Stochastic simulation of daily climatic data. USDA－SRS, Statis. Res. Div. Rpt. No. AGES810831. Washington, D. C.
9. Nicks, A. D. and J. F. Harp. 1980. Stochastic generation of temperature and solar radiation data. J. Hydrology. 48：1－17.
10. Richardson, C. W. 1981. Stochastic simulation of daily precipitation, temperature, and solar radiation. Water Resources Res. 17：182－190.
11. Richardson, C. W. 1982a. A comparison of three distributions for the generation of daily rainfall amount. In Singh, V. P. (ed.), Statistical analysis of Rainfall-Runoff, p.67－78, Proc, Int. Symp. on Rainfall -runoff Modeling, Water Resources Publications.
12. Richardson, C. W. 1982b. Dependence structure of daily temperature and solar radiation. Trans. ASAE 25：735－739.
13. Richardson, C. W., and D. A. Wright. 1984. WGEN: A model for generating daily weather variables. U. S. Department of Agriculture, Agricultural Res. Service, ARS－8, p. 80.

Applicable Measurement and Analysis of Climatic Data Models[1]

Chi-Ling Chen[2], Kung-Shy Chi[3], Chen-Fang Lin[4]

Summary

Daily weather data are required for many applications and assessments. Two computer simulation models, namely, WGEN and WMAKER, were used to generate the daily precipitation, solar radiation, maximum temperature, and minimum temperature. This study tests the simulation accuracy of the models, based on the daily weather data collected at Taiwan Agricultural Research Institute, Wu-feng, Taiwan from 1982 to 1990. This study also tests their predictability, based on the weather data from 1982 to 1987, on predicting the weather data of the next four years. The statistical t-tests of mean monthly and annual weather variables revealed that applying WGEN on simulating and predicting the daily weather data at Wu-feng, Taiwan are highly acceptable, although WMAKER does not promise well for the test especially in the simulation of solar radiation. In conclusion, it is suitable to apply WGEN as weather generator, as was proved by analyzing the nine years historical weather data at Taiwan Agricultural Research Institute, Wu-feng.

Key words : WGEN, WMAKER, weather model, weather prediction.

1. Contribution No. 1589 from Taiwan Agricultural Research Institute (TARI).
2. Assistant, Department of Agricultural Chemistry, TARI.
3. Assistant, Department of Agricultural Engineering, TARI, Wufenf 41301, Taichung, Taiwan, ROC.
4. Professor, Department of Soil Science, National Chung Hsing University, Taichung 40227, Taiwan, ROC.

中華農業研究

第四十卷　第三期

中華民國八十年九月出版

發行人：杜金池

總編輯：廖慶樑

編審委員：

農藝組：盧煌勝（主審）
呂秀英　陳一心　劉大江　劉新裕
蔡新聲

園藝組：蕭吉雄（主審）
沈再發　林昭雄　施昭彰　徐信次
曹幸之　陳敏祥　劉政道

農化組：連　深（主審）
張淑賢　劉慧瑛

植病組：彭金騰（主審）
林正忠　程永雄　蔡財旺　蔡武雄

昆蟲組：羅幹成（主審）
李錫山　何琦琛　鄭　允　鄭清煥

農機組：梁連勝（主審）
陳加忠　顏欽崇

另聘請農業評議委員或各大學院校有關學者專家擔任審查委員。

Vol. 40, No. 3 Sep. 1991

JOURNAL OF
AGRICULTURAL RESEARCH OF CHINA

PUBLISHER : Director, C. C. Tu

EDITOR IN CHIEF : C. L. Liaw

EDITORIAL BOARD :

S. Lian (Agri. Chemistry)
J. T. Peng (Plant Pathology)
L. S. Liang (Agri. Machinery)
K. C. Lo (Applied Zoology)
C. H. Shaw (Horticulture)
H. S. Lu (Agronomy)

EDITORIAL ADVISORY BOARD :

S. S. Chang	M. S. Chen	Y. S. Chen	C. H. CHeng
Y. Cheng	Y. H. Cheng	C. C. Her	H. S. Lee
J. J. Lin	J. S. Lin	D. J. Liu	J. D. Liu
S. Y. Liu	H. I. Liu	H. Y. Lu	T. F. Shen
J. J. Shy	S. T. Shyu	W. H. Tsai	S. J. Tsao
H. S. Tsay	T. W. Tsay	C. C. Yen	

Reviewers of Related Fields are Invited from Universities, other Research Organizations, and the Evaluation Committee of Agricultural Researches, Taiwan Provincial Department of Agriculture and Forestry.

Vol. 40, No.3 Sep. 1991

JOURNAL OF AGRICULTURAL RESEARCH OF CHINA

(Formerly Journal of Taiwan Agricultural Research)

CONTENTS

Detection of grapevine viroids by cucumber assay (Research Note) ……I. L. Yang and T. C. Deng…249
Dynamic Studies on Concurrence with Growth Time in Linear Regression Analysis of Genotype-Environment Interactions ……H. Y. Lu…255
The effect of drying temperature on sorption isotherms of peanuts ……C. C. Chen, C. T. Tsao And C. C. Lai…262
Micropropagation of *Aechmea fasciata* Baker in vitro……C. C. Chiou…274
The Ascorbic Acid Contents of Taiwan Fruits ……H. I. Liu and I. H. Hwang…280
Development of Automatic Fruits Peeler ……L. S. Liang, J. R. Tsay and S. R.Yen…291
Field Studies on Litchi Erineum mite (*Eriophyes litchii* Keifer) in Southern Taiwan ……H. C. Wen, H. S. Lee and C. C. Lin…298
Effects of Plant Number Per Hole on Growth and Development of Homogeneous and Hetergeneous Soybean Populations ……S. F. Lin, K. L. Chan and C. K. Wey…305
Principal Component Analysis and Variety Classification in Relation to Regional and Seasonal Differences in Grain Yield and Physiolgical Characteristics in Rice ……J. C. Tsai…315
Occurrence of garlic latent virus in Taiwan and its biological characterization ……T. C. Deng, S. W. Tsai and T. W. Tsai…333
Methods of Measuring Seed Fillness in Peanut ……W. L. Tsaur and H. S. Lu…346
Applicable Measruement and Analysis of Climatic Data Models ……C. L. Chen, K. S. Chi and C. F. Lin…351

Published by
THE TAIWAN AGRICULTURAL RESEARCH INSTITUTE
Taichung, Taiwan, Republic of China

行政院新聞局出版事業登記證局版臺誌字一四八七號
中華郵政中臺字第〇三〇九號登記爲雜誌交寄