

台灣地區氣象因子對玉米產量模式之影響

I、春作玉米

張佑芳

中央氣象局

摘要

本研究利用複迴歸統計方法，探討台灣地區氣象因子及技術趨勢對春作玉米產量之影響。各地區之二種較佳春作玉米產量模式的誤差均方根，除台東地區外，均以剔除可疑產量資料之模式較小。矯正決定係數亦普遍以剔除可疑產量資料之模式較大。

因此，本研究除台東地區外，其他地區均採用剔除可疑產量資料之入選模式為其較佳春作玉米產量模式。此等模式均具有技術趨勢因子，其對春作玉米產量皆呈正相關，且普遍達 t 檢定之 1% 或 5% 顯著水準。而各模式所包括之自變數不盡相同，計有二至九個不等。

於淨迴歸係數達 t 檢定顯著水準之前提，各氣象自變數對產量之影響，則因地圖而異。以新竹地區之模式而言，六月平均氣溫及二月至六月平均日較差與產量呈正相關，二月至六月總日照時數則為負相關。嘉義地區之模式，僅三月平均氣溫與產量呈負相關。台東地區之模式，二月和四月平均氣溫及六月平均日較差與產量呈正相關，而三月平均氣溫、二月和四月平均日較差與產量呈負相關。各模式之矯正決定係數分別約為 0.76、0.75 和 0.83。

台中、台南和花蓮地區之模式，所具有之氣象自變數，均未達 t 檢定顯著水準，其模式之矯正決定係數分別約為 0.80、0.65、0.94。

關鍵詞：複迴歸、逐步迴歸、決定係數、矯正決定係數、春作玉米、產量模式

一、前言

農作物產量受氣象因子之影響顯著。因此，許多農業氣象學者 (Degaetano *et al.*, 1987 ; Dyer and Gillooly, 1977 ; Feyerherm *et al.*, 1988 ; Feyerherm and Kemp 1986 ; Haun, 1974 ; Jones, 1982 ; Lyall, 1980 ; Runge and Odell, 1960 ; Seshu and Gady, 1984 ; Sharratt *et al.*, 1987 ; Sopher, 1986, 1987) 均積極地研究兩者間之關係，以便能瞭解其變異之相關性。而台灣地區因地理位置及地形特殊，且位處西太平洋颱風路徑之要衝，以致天然災害（如颱風、水害、乾旱和寒霜害等）發生頻仍，所造成之農業災害損失亦頗鉅。其中以颱風災害最為嚴重，約占全部農業災害的 50% 至 70%。所以，一旦本省遭受颱風

侵襲，常會使農產品的供需失調，作物產量減少，導致物價上漲，並對整體經濟產生不良之影響。

本文選用玉米 (*Zea mays L.*) 為研究作物，係由於自民國七十三年起，政府為紓解稻米生產過剩所引發之問題，而實施稻田轉作雜糧計畫，以調整農作物生產結構。期望能增加雜糧自給率，並提高農民的收益。於該轉作計畫中，玉米為其主要推廣作物之一。惟本省氣候條件較特殊，常對玉米生育產生不利之影響。以春作玉米而言，其播種期約在二月至三月，此時若逢遇綿綿不歇的春雨，則常使農民無法適時地進行播種作業，或是使種子因浸水而腐爛。生育中、後期又值梅雨季，過多的雨水往往對其產量與收穫作業有不利的影響。

Denmead and Shaw (1960) 即指出玉米之營養生長期至果穗生長期間對水份極敏感。由其試驗

顯示，以吐絲期 (silking) 缺水時，產量減少最明顯，約有50%，因為此逆境直接影響其同化作用。而當營養生長期（種植後至雄穗抽穗前，約三十天）和果穗發育期（吐絲後三十天）遭遇缺水逆境時，其產量分別減少25%及21%。

在雄穗盛花期 (anthesis) 前二十五天至盛花期後十五天），只要可供玉米利用之水份充足時，即使溫度高達 32.2°C 至 37.8°C ，對其產量仍有正的影響。而當雨量較氣候值偏低時，以偏差較多之溫度下，始可獲得最大之產量。然雨量與氣候值相同時，則以偏差較少之溫度下，方有較大之產量 (Runge, 1968)。

當土壤水勢降至 -0.5bar 以下時，作物生長速率會急劇減少 (Kowal and Kassam, 1973)。

Neild et al. (1987) 分析 Nebraska 州東部 1925 年至 1983 年之雨量資料顯示，在乾旱地區，當玉米收穫後至播種前（約九月一日至五月十五日）之累積雨量，較氣候值偏高時，其產量有增加的趨勢。

Sopher et al. (1973) 以 24 小時內之潛在蒸發散量大於降雨及有效水份含量之和時，定為乾旱日 (drought-day)，探討其對不同生育期之影響。由試驗結果發現，在排水良好之地區，乾旱日對玉米產量變異貢獻大。尤以抽穗期最為顯著，經過五天乾旱日後，其子實產量銳減。在排水差之地區，乾旱日對抽穗期前之營養生長及抽穗期亦有不利之影響。其所建立之模式為

$$Y = a + b_1 P_1 + \dots + b_4 P_4 + b_5 P_1^2 + \dots + b_8 P_4^2 + b_9 P_1 P_2 + b_{10} P_1 P_3 + b_{11} P_1 P_4 + b_{12} P_2 P_3 + b_{13} P_2 P_4 + b_{14} P_3 P_4 + \epsilon$$

Y ：預測產量

b_i ：迴歸係數

P_i ：各生育期之乾旱日數

Chang (1981) 則認為影響作物生育之主要氣候因子可分為二大類，(1)水份平衡(2)熱量。前者依蒸發散量、雨水和土壤特性而定，當水份不足時，會使產量降低。後者則包括溫度、日照和日射量。以溫度而言，其會影響光合作用、呼吸作用及運轉作用，尤以子實充實期最明顯。由於缺乏逐日降雨資料，而無法精確地計算水份缺失量，同時，各不同緯度地帶均有極乾燥和潮濕區域。因此，Chang

捨棄水份平衡，僅以熱量觀點，探討不同緯度地帶玉米產量與其之關係。

由其分析九十八個國家，1975 年至 1977 年之資料顯示，溫帶地區之產量約為熱帶地區的 4 倍。然在管理良好之試驗田區，則減為 2.5 倍。此不同緯度地帶玉米產量之差異，係由於前者之夜溫較低且日照長，後者之夜溫較高且日照短之緣故。而熱帶地區受高夜溫影響，減少之產量約有 30%。其所得之複迴歸模式為

$$Y = -9846.98 - 1.463R - 27.829T + 17.787D$$

$$R^2 = 0.81 (**)$$

Y ：玉米產量 (kg/ha)

R ：種植後第三個月之日射量 (langleys/day)

T ：生育期之平均夜溫 ($^{\circ}\text{F}$)

D ：生育期之平均日長 (分)

陳等 (1985) 利用逐步迴歸，分析平均氣溫、有效積溫、日夜溫差和累積日照四個氣象因子對玉米總乾物重之影響。其結果顯示，日夜溫差為影響總乾物重之重要因子。同時，其在模式中之貢獻顯著，皆高達 75% 以上，其他氣象因子在模式中之貢獻則甚微。

由上述諸位學者之研究顯示，氣候因子對玉米產量之影響甚鉅。因此，倘若能早期獲知玉米產量之變異，對農業政策和農業生產而言，實深具應用之價值。有鑑於此，本文的研究方針，即是利用迴歸統計方法，探討台灣地區溫度、雨量和日照氣象因子與技術趨勢對春作玉米產量之影響。藉由該些數學模式的建立，能迅速且確實地掌握春作玉米產量之變異，以提供農業有關單位參考和應用。

二、材料與方法

根據台灣省農林廳的調查報告顯示，台灣區玉米適栽地區，春作玉米以雲林縣、台南縣、嘉義縣和新竹縣面積較多，均超過二萬公頃。本文探討氣象因子對玉米產量之影響，並顧及氣象資料之準確性和代表性，特選取新竹、台中、嘉義、臺南、花蓮和台東等六地區之玉米產量資料，進行迴歸分析。

(一) 氣候

本文所利用之氣候資料來源為交通部中央氣

表1 台灣地區歷年(民國52年至78年)春作玉米實際單位產量

Table 1 The actual yield of spring corn crop in period from 1963 to 1989 in Taiwan region.

單位：公噸／公頃

年別 地區	新竹	台中	嘉義	台南	花蓮	台東
52	1.284	1.683	1.703	1.261	1.160	1.154?
53	1.649	2.128	2.524	2.037	1.345	2.003
54	1.739	1.591	3.095	2.990	1.603	1.747
55	1.354	1.751	2.877	2.077	1.629	2.571
56	1.302	1.884	3.397	3.449	1.739	2.728
57	1.362	2.493	2.989	3.425	1.676	2.278
58	1.487	2.368	2.738	2.297	1.476	2.279
59	1.443	2.312	2.629	2.851	1.696	2.498
60	1.465	2.121	2.806	2.187	1.742	2.448
61	1.722	2.113	2.814	2.206	1.748	2.483
62	2.277	2.295	2.951	3.168	1.753	2.901
63	1.671	2.613	2.773	3.011	1.889	2.069
64	1.845	2.709	3.569?	2.895	2.159	2.191
65	2.020	2.741	2.920	2.981	2.403	2.365
66	1.956	2.441	3.148	2.690	2.236	1.784
67	2.474	2.645	2.854	3.126	2.222	2.635
68	2.144	2.706	2.752	3.496	2.165	2.554
69	2.053	2.350	2.576	3.321	2.305	2.160
70	1.859	2.456	2.723	3.456	2.468	2.717
71	1.994	2.465	2.994	2.889?	2.558	2.791
72	2.496	3.502	2.504?	2.520?	2.602	3.356
73	4.738?	4.368?	3.993	3.798	2.862	2.680
74	2.198	3.737	3.944	3.793	2.688	2.585
75	3.111	4.060	4.123	3.933	2.315?	3.091
76	3.917	4.230	3.818	5.006	2.943	3.054
77	3.224	4.025	4.544	4.959	2.925	3.014
78	3.049	3.545	4.205	4.383	2.879	3.374
52-78	Mean					
	2.142	2.716	3.108	3.119	2.118	2.467
	Std. Err.					
	0.836	0.803	0.638	0.865	0.516	0.502

? : 可疑產量資料

資料來源：台灣農業年報

局所屬氣象站，新竹、台中、台南、花蓮和台東等五站，民國五十二年至七十八年間之氣象觀測資料，以及嘉義氣象站民國五十八年至七十八年間之氣象觀測資料（因該站於民國五十七年設立）。

(二)產量

由台灣省農林廳編印之“台灣農業年報”（民國五十三年版至七十九年版），摘錄新竹、台中、嘉義、台南、花蓮和台東等六地區，五十二年至七十八年歷年春作玉米之實際單位產量（表1）。

(三)模式的建立

1.氣象變數

由於玉米生育期較短，因此，本省玉米的栽植期作包括春作、秋作和裏作三種。由台灣地區玉米、高粱適栽地區調查報告顯示，春作玉米播種期約在二月中旬。因此，本研究春作玉米之生育期以二月至六月劃分，再依據影響其產量最重要之四個氣象因子，雨量、氣溫、日夜溫差和日照，計算春作玉米生育期間之氣象變數，計有十四項氣象變數（表2）。

表2 台灣地區春作玉米產量模式之氣象自變數
Table 2 The weather predictors of yield model of spring corn crop in Taiwan region.

氣象自變數	Weather predictors
春雨（二月至四月總雨量）	X ₁
梅雨	X ₂
二月平均氣溫	X ₃
三月平均氣溫	X ₄
四月平均氣溫	X ₅
五月平均氣溫	X ₆
六月平均氣溫	X ₇
二月平均日較差	X ₈
三月平均日較差	X ₉
四月平均日較差	X ₁₀
五月平均日較差	X ₁₁
六月平均日較差	X ₁₂
二月至六月總日照時數	X ₁₃
二月至六月平均日較差	X ₁₄

2.模式類型的評估

採用複迴歸（multiple regression）之統計方法，建立模式。而歷年使用之品種、施肥量、整地培技術、農機具的利用和採收作業方式等之技術趨勢，均以時間虛擬變數（dummy variable）代表，納入對照模式中作為比較。同時，為瞭解可疑產量資料對模式之影響，而將其剔除（參見表1），並以相同模式類型進行分析。

採用表2所列十四項氣象自變數，依五種不同類型之模式需求，納入模式。其中對照模式係另加入技術趨勢因子。

各模式類型列於下：

$$\text{Model I } Y = a + bX_1 + \epsilon$$

X₁：春雨

$$\text{Model II } Y = a + bX_2 + \epsilon$$

X₂：梅雨

$$\text{Model III } Y = a + \sum c_i X_i + \epsilon$$

i = 1, 2, ..., 7, 14

X₁：春雨

X₂：梅雨

X₃：二月平均氣溫

X₄：三月平均氣溫

X₅：四月平均氣溫

X₆：五月平均氣溫

X₇：六月平均氣溫

X₁₄：二月至六月平均日較差

$$\text{Model IV } Y = a + \sum c_i X_i + \epsilon$$

i = 1, 2, ..., 7, 13, 14

X₁：春雨

X₂：梅雨

X₃：二月平均氣溫

X₄：三月平均氣溫

X₅：四月平均氣溫

X₆：五月平均氣溫

X₇：六月平均氣溫

X₁₃：二月至六月總日照時數

X₁₄：二月至六月平均日較差

$$\text{Model V } Y = a + \sum c_i X_i + \epsilon$$

X_i：由逐步迴歸篩選之

以SAS PROC REG, SELECTION=STEPWISE, SLENTRY and SLSTAY均0.15選拔水準篩選氣象變數（X₁—X₁₃）。

$$CK \text{ model } Y = a + bT + \sum c_i X_i + \epsilon$$

此對照模式係依上述各模式所包括之氣象自變數，再加入技術趨勢因子。該技術趨勢因子以時間虛擬變數（T）代表，即以起始年期1963年為1，1964年為2，依此類推至終止年期1989年為27。

所有模式的計算均利用SAS PROC REG 運算之。

3. 較佳模式的選擇

於F檢定(F test)達5%或1%顯著水準之前提下，主要以誤差均方根(root mean square error)及自變數的多寡為選擇較佳春作玉米產量模式之根據；並參考矯正決定係數(Adj R²)之值。

4. 誤差百分率的計算

$$\text{估算產量之誤差百分率} = \frac{| \text{估算產量} - \text{實際產量} |}{\text{實際產量}} \times 100\%$$

三、結果

採用十四項氣象自變數，依五種不同類型之模式需求，納入模式，其中對照模式係另行加入技術趨勢因子。茲將統計分析結果列於後：

(一) 未剔除可疑產量資料之統計結果

新竹地區：由F檢定顯示，除模式Ⅱ及模式Ⅲ未達5%顯著水準外，其他模式均達1%或5%顯著水準。各模式之誤差均方根(Root MSE)，均以對照模式者較小，其中尤以對照模式V(CK V)為最小(表3)。矯正決定係數(Adj R²)亦以此模式最大，約為0.72。因此，採用該模式為新竹地區春作玉米之較佳產量模式。其所包括之氣象自變數係由逐步迴歸0.15選拔水準篩選出，計有六月平均氣溫、二月和三月平均日較差及二月至六月總日照等四項，另包括技術趨勢因子。

台中地區：經F檢定顯示，僅模式Ⅱ未達顯著水準，其他模式均達1%顯著水準。同時，其誤差均方根，亦均以對照模式者較小，其中尤以對照模式V為最小，矯正決定係數亦以此模式最大，約0.79(表3)。因此，台中地區亦採用對照模式V(CK V)為春作玉米之較佳產量模式。該模式所包括之氣象自變數由逐步迴歸0.15選拔水準篩選出，計有梅雨、二月、五月和六月平均日較差等

四項，以及技術趨勢因子。

嘉義地區：由F檢定發現，僅對照模式Ⅰ、Ⅱ、Ⅲ和Ⅴ，以及模式V達1%或5%顯著水準。各模式之誤差均方根，亦以對照模式者較小，尤以對照模式Ⅲ(CK Ⅲ)為最小。矯正決定係數亦以此模式最大，約0.53(表3)。故採用此模式為嘉義地區春作玉米之較佳產量模式。其含有春雨、梅雨、二月至六月各月平均氣溫和二月至六月平均日較差等八項氣象自變數，以及技術趨勢因子。

台南地區：由F檢定結果顯示，各對照模式及模式V達1%顯著水準。各模式之誤差均方根，亦以對照模式者較小，其中以對照模式Ⅱ(CK Ⅱ)者為最小，矯正決定係數亦以此模式最大，約0.58(表4)。因此，採用該模式為台南地區春作玉米之較佳產量模式。其僅具有梅雨一項氣象自變數，以及技術趨勢因子。

花蓮地區：經F檢定顯示，除模式Ⅰ和Ⅱ外，其他模式均達1%顯著水準。其誤差均方根，亦均以對照模式者較小，尤以對照模式Ⅰ和Ⅱ(CK Ⅰ、CK Ⅱ)為最小，矯正決定係數亦以此二模式較大，約為0.91(表4)。因此，花蓮地區採用此二模式為其春作玉米之較佳產量模式。其均只具有一項氣象自變數，分別為春雨、梅雨，另包括技術趨勢因子。

台東地區：由F檢定結果發現，與花蓮地區相同，亦除模式Ⅰ和Ⅱ之外，其他模式均達1%顯著水準。其誤差均方根，亦均以對照模式較小，其中尤以對照模式V(CK V)為最小，矯正決定係數亦以該模式最大，約0.83(表4)。此模式所具有之氣象自變數，係由逐步迴歸0.15選拔水準篩選出，具有春雨、二月至五月各月平均氣溫、二月、四月和六月平均日較差等八項氣象自變數，以及技術趨勢因子。

上述各地區選出之春作玉米較佳產量模式，經迴歸分析顯示(表5)，新竹地區之模式具有五項自變數，其中四項氣象自變數之淨迴歸係數(Partial regression coefficients)均達t檢定之1%或5%顯著水準。同時，除二月至六月總日照時數對產量為負的影響外，六月平均氣溫、二月和三月平均日較差對春作玉米產量均呈現正的影響。而技術趨勢對產量雖為正的影響，然未達顯著水準。

表3 新竹、台中和嘉義地區未剔除可疑產量資料之春作玉米產量模式的統計結果

Table 3 The statistical analysis of yield model of spring corn crop with undeleting questionable yield data in Hsinchu, Taichung and Chiayi regions.

地 區	模 式 類 別	R ²	Adj	誤 差 均 方 根 Root MSE	F	自 由 度	
			R ²	Value	迴 歸	誤 差	
新 竹	I	0.178	0.145	0.773	5.409*	1	25
	CK I	0.598	0.565	0.552	17.848**	2	24
	II	0.005	-0.035	0.851	0.129	1	25
	CK II	0.602	0.568	0.549	18.112**	2	24
	III	0.423	0.166	0.764	1.646	8	18
	CK III	0.644	0.456	0.617	3.419*	9	17
	IV	0.760	0.633	0.507	5.983**	9	17
	CK IV	0.781	0.643	0.499	5.691**	10	16
	V	0.748	0.702	0.456	16.336**	4	22
	#CK V	0.775	0.721	0.442	14.440**	5	21
台 中	I	0.280	0.251	0.695	9.722**	1	25
	CK I	0.766	0.746	0.405	39.169**	2	24
	II	0.128	0.093	0.765	3.668	1	25
	CK II	0.749	0.728	0.419	35.848**	2	24
	III	0.776	0.676	0.457	7.792**	8	18
	CK III	0.855	0.778	0.378	11.132**	9	17
	IV	0.776	0.658	0.470	6.546**	9	17
	CK IV	0.855	0.765	0.389	9.461**	10	16
	V	0.791	0.752	0.400	20.752**	4	22
	#CK V	0.831	0.791	0.367	20.660**	5	21
嘉 義	I	0.0001	-0.053	0.645	0.001	1	19
	CK I	0.551	0.502	0.444	11.063**	2	18
	II	0.109	0.062	0.609	2.315	1	19
	CK II	0.510	0.456	0.464	9.383**	2	18
	III	0.342	-0.097	0.659	0.780	8	12
	#CK III	0.741	0.530	0.431	3.502*	9	11
	IV	0.445	-0.009	0.632	0.980	9	11
	CK IV	0.742	0.485	0.451	2.881	10	10
	V	0.273	0.235	0.550	7.126*	1	19
	CK V	0.535	0.483	0.452	10.333**	2	18

: 較佳之入選模式

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

Model I $Y = a + bX_1 + \epsilon$, X_1 : 春雨 (二月至四月)Model II $Y = a + bX_2 + \epsilon$, X_2 : 梅雨Model III $Y = a + \sum c_i X_i + \epsilon$, $i = 1, 2, \dots, 7, 14$ Model IV $Y = a + \sum c_i X_i + \epsilon$, $i = 1, 2, \dots, 7, 13, 14$ Model V $Y = a + \sum c_i X_i + \epsilon$, X_i : 由逐步迴歸篩選之CK model $Y = a + bT + \sum c_i X_i + \epsilon$ (原模式再加入技術趨勢作對照模式)

表4 台南、花蓮和台東地區未剔除可疑產量資料之春作玉米產量模式的統計結果

Table 4 The statistical analysis of yield model of spring corn crop with undeleting questionable yield data in Tainan, Hualien and Taitung regions.

地 區	模 式 類 別	R ²	Adj	誤 差 均 方 根 Root MSE	F	自 由 度		
			R ²	Value	迴 歸	誤 差		
台 南	I	0.051	0.013	0.860	1.338	1	25	
	CK I	0.580	0.545	0.584	16.600**	2	24	
	II	0.056	0.018	0.858	1.479	1	25	
	#CK II	0.611	0.579	0.562	18.846**	2	24	
	III	0.452	0.208	0.770	1.855	8	18	
	CK III	0.700	0.541	0.586	4.405**	9	17	
	IV	0.547	0.307	0.720	2.281	9	17	
	CK IV	0.715	0.537	0.589	4.020**	10	16	
	V	0.503	0.438	0.649	7.759**	3	23	
	CK V	0.632	0.566	0.570	9.464**	4	22	
花 蓮	I	0.007	-0.033	0.525	0.171	1	25	
	#CK I	0.915	0.907	0.157	128.449**	2	24	
	II	0.003	-0.037	0.526	0.083	1	25	
	#CK II	0.915	0.908	0.157	129.394**	2	24	
	III	0.789	0.696	0.285	8.422**	8	18	
	CK III	0.933	0.898	0.165	26.335**	9	17	
	IV	0.811	0.711	0.278	8.116**	9	17	
	CK IV	0.933	0.891	0.170	22.319**	10	16	
	V	0.793	0.755	0.255	21.068**	4	22	
	CK V	0.918	0.899	0.164	47.144**	5	21	
台 東	I	0.062	0.025	0.495	1.660	1	25	
	CK I	0.712	0.688	0.280	29.669**	2	24	
	II	0.039	0.0003	0.502	1.007	1	25	
	CK II	0.534	0.496	0.356	13.767**	2	24	
	III	0.741	0.626	0.307	6.434**	8	18	
	CK III	0.805	0.702	0.274	7.806**	9	17	
	IV	0.751	0.618	0.310	5.681**	9	17	
	CK IV	0.809	0.690	0.279	6.775**	10	16	
	V	0.847	0.779	0.236	12.458**	8	18	
	#CK V	0.887	0.828	0.208	14.865**	9	17	

: 較佳之入選模式

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

Model I $Y = a + bX_1 + \epsilon$, X_1 : 春雨(二月至四月)Model II $Y = a + bX_2 + \epsilon$, X_2 : 梅雨Model III $Y = a + \sum c_i X_i + \epsilon$, $i = 1, 2, \dots, 7, 14$ Model IV $Y = a + \sum c_i X_i + \epsilon$, $i = 1, 2, \dots, 7, 13, 14$ Model V $Y = a + \sum c_i X_i + \epsilon$, X_i : 由逐步迴歸篩選之CK model $Y = a + bT + \sum c_i X_i + \epsilon$ (原模式再加入技術趨勢作對照模式)

台中地區之模式具有五項自變數，除五月平均日較差和技術趨勢的淨迴歸係數達 t 檢定之 5 % 顯著水準外，其他三項氣象自變數梅雨、二月和六月平均日較差則均未達 5 % 顯著水準。同時僅技術趨勢對春作玉米產量呈現正的影響，其他四項氣象自變數均為負的影響。

嘉義地區之模式具有九項自變數，僅有技術趨勢之淨迴歸係數達 t 檢定之 1 % 顯著水準，且對春作玉米產量為正的影響。另八項氣象自變數均未達 5 % 顯著水準，其中除四月和五月平均氣溫及二月至六月平均日較差外，其他五項氣象自變數、春雨、梅雨、二月、三月和六月平均氣溫對春作玉米產量均呈現負的影響。

台南和花蓮地區之模式均只有二項自變數，且僅有技術趨勢的淨迴歸係數達 t 檢定之 1 % 顯著水準，並對春作玉米產量呈現正的影響。而氣象自變數之淨迴歸係數則均未達 5 % 顯著水準。其中台南地區之模式，梅雨對其產量呈現負的影響。而花蓮地區之二個模式中，春雨、梅雨對春作玉米產量均呈現正的影響。

台東地區之模式具有九項自變數，僅有五月平均氣溫之淨迴歸係數未達 t 檢定之 5 % 顯著水準外，其他七項氣象自變數和技術趨勢均達 1 % 或 5 % 顯著水準。而春雨、二月、四月和五月平均氣溫及六月平均日較差對春作玉米產量為正的影響，三月平均氣溫、二月和四月平均日較差對產量則呈現負的影響。

各地區較佳春作玉米產量模式之估算誤差百分率，因地區而有不同程度之變異，以台南地區變化最顯著。其中新竹地區約在 0.003 % 至 46.58 %，台中地區約在 0.12 % 至 25.39 %，嘉義地區約在 2.70 % 至 22.94 %，台南地區約在 1.09 % 至 76.12 %，花蓮地區對照模式 I 約在 0.41 % 至 18 %，對照模式 II 約在 0.07 % 至 18.60 %，台東地區約在 0.24 至 18.57 %。

(二) 剔除可疑產量資料之統計結果

新竹地區：由 F 檢定顯示，仍以模式 II 和 III 未達顯著水準，其他模式均達 1 % 或 5 % 顯著水準。各模式之誤差均方根，亦以對照模式較小，且尤以對照模式 V (CK V) 為最小。矯正決定係數，亦以對照模式 V 最大，約 0.76 (表 6)。因此，選

擇該模式為新竹地區春作玉米之較佳產量模式。

台中地區：經 F 檢定發現，各模式均達 1 % 顯著水準。同時，其誤差均方根，亦以對照模式較小。其中以對照模式 V 為最小，而矯正決定係數，以此模式為最大，約為 0.80 (表 6)。故採用該模式為台中地區春作玉米之較佳產量模式。

嘉義地區：由 F 檢定顯示，各對照模式及模式 V 均達 1 % 或 5 % 顯著水準。各模式之誤差均方根，亦以對照模式較小，尤以對照模式 III 為最小。矯正決定係數，亦以此模式為最大，約為 0.75 (表 6)。因此，採用該模式為嘉義地區春作玉米之較佳產量模式。

臺南、花蓮和台東地區：由 F 檢定得知，三區除模式 I 和 II 外，其他模式均達 1 % 或 5 % 顯著水準。同時，各模式之誤差均方根，亦以對照模式較小。而臺南和花蓮地區均以對照模式 II (CK) 為最小，且其矯正決定係數亦為最大，分別約 0.65 、 0.94 。台東地區以對照模式 V 之誤差均方根最小，並以其矯正決定係數為最大，約為 0.76 (表 7)，故選擇此三模式為其春作玉米之較佳產量模式。

上述各地區選出之春作玉米較佳產量模式，迴歸分析顯示 (表 8)，新竹地區之較佳模式，二月至六月總日照外，三月和六月均溫、二月至六月平均日較差和技術趨勢對產量均呈現正的影響。惟僅有三月平均氣溫未達 t 檢定之顯著水準，其自變數則均達 1 % 或 5 % 顯著。

台中地區之較佳產量模式，具有四項自變數，除技術趨勢因子外，梅雨、五月平均日較差和二月至六月平均日較差對玉米產量均呈現負的影響。此四項自變數均未達 t 檢定之顯著水準。

嘉義地區之較佳產量模式，具有九項自變數，其中技術趨勢因子、四月和五月平均氣溫及二月至六月平均日較差對產量為正的影響。而春雨、梅雨、二月、三月和六月平均氣溫對產量均呈現負的影響。惟僅有技術趨勢因子和三月平均氣溫達 t 檢定之 1 % 或 5 % 顯著水準。

臺南和花蓮地區之較佳產量模式，均只有技術趨勢因子和梅雨二項自變數，其中技術趨勢因子產量均為正的影響，且達 t 檢定之 1 % 顯著水準而梅雨對春作玉米產量的影響，臺南地區呈現負

表 5 台灣地區未剔除可疑產量資料之較佳春作玉米產量模式的迴歸分析

Table 5 The regression analysis of better yield model of spring corn crop with undeleting questionable yield data in Taiwan regions.

	地						區					
	新	竹	台	中	嘉	義	台	南	花	蓮	台	東
截 距 Intercept	-8.650429	7.684451	3.455747	2.223616	1.195405	1.201383					0.823954	
自 變 數												
淨 回 歸 係 數 Partial Regression Coefficients												
技 術 趨 勢 T	0.028716	0.0394		0.090839	0.01392886	0.06252	0.062139				0.027419	
春 雨 X ₁					-0.0009			0.00022273			0.001604	*
梅 雨 X ₂				-0.000582	-0.000179	-0.000529			0.000139			*
二 月 平 均 氣 溫 X ₃					-0.004013					0.177391		**
三 月 平 均 氣 溫 X ₄					-0.18418					-0.17752		*
四 月 平 均 氣 溫 X ₅					0.057742					0.135805		*
五 月 平 均 氣 溫 X ₆					0.180127					0.04617		
六 月 平 均 氣 溫 X ₇	0.423912			-0.167609								
二 月 平 均 日 較 差 X ₈	0.227418	-0.058881									-0.233253	*
三 月 平 均 日 較 差 X ₉	0.273864											
四 月 平 均 日 較 差 X ₁₀											-0.462458	**
五 月 平 均 日 較 差 X ₁₁				-0.429789								
六 月 平 均 日 較 差 X ₁₂					*							*
二 月 至 六 月 總 日 照 時 數 X ₁₃	-0.006939											
二 月 至 六 月 平 均 日 較 差 X ₁₄					0.141074						0.237489	

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

^：該區此二模式之誤差均方根相同

表 6 新竹、台中和嘉義地區剔除可疑產量資料之春作玉米產量模式的統計結果

Table 6 The statistical analysis of yield model of spring corn crop with deleting questionable yield data in Hsinchu, Taichung and Chiayi regions.

地 區	模 式 類 別	R ²	Adj	誤 差 均 方 根	F	自由度		
			R ²	Root MSE	Value	迴	歸	誤
新 竹	I	0.167	0.133	0.623	4.828*	1	24	
	CK I	0.696	0.669	0.385	26.296**	2	23	
	II	0.204	0.134	0.622	2.940	2	23	
	CK II	0.712	0.673	0.383	18.133**	3	22	
	III	0.389	0.101	0.634	1.352	8	17	
	CK III	0.780	0.656	0.392	6.293**	9	16	
	IV	0.734	0.584	0.431	4.901**	9	16	
	CK IV	0.836	0.727	0.349	7.659**	10	15	
	V	0.721	0.667	0.386	13.531**	4	21	
	#CK V	0.812	0.764	0.325	17.225**	5	20	
台 中	I	0.284	0.254	0.645	9.499**	1	24	
	CK I	0.766	0.746	0.376	37.695**	2	23	
	II	0.379	0.325	0.613	7.025**	2	23	
	CK II	0.771	0.739	0.381	24.633**	3	22	
	III	0.762	0.649	0.442	6.787**	8	17	
	CK III	0.859	0.780	0.350	10.849**	9	16	
	IV	0.762	0.628	0.456	5.683**	9	16	
	CK IV	0.863	0.772	0.357	9.462**	10	15	
	V	0.796	0.768	0.360	28.584**	3	22	
	#CK V	0.830	0.798	0.336	25.705**	4	21	
嘉 義	I	0.078	0.024	0.628	1.444	1	17	
	CK I	0.662	0.620	0.392	15.654**	2	16	
	II	0.121	0.070	0.613	2.344	1	17	
	CK II	0.659	0.616	0.394	15.464**	2	16	
	III	0.467	0.041	0.623	1.096	8	10	
	#CK III	0.875	0.751	0.318	7.017**	9	9	
	IV	0.642	0.283	0.538	1.790	9	9	
	CK IV	0.879	0.727	0.332	5.794*	10	8	
	V	0.301	0.260	0.547	7.319*	1	17	
	CK V	0.668	0.626	0.389	16.063**	2	16	

: 較佳之入選模式

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

Model I $Y = a + bX_1 + \epsilon$, X_1 : 春雨(二月至四月)Model II $Y = a + bX_2 + \epsilon$, X_2 : 梅雨Model III $Y = a + \sum c_i X_i + \epsilon$, $i = 1, 2, \dots, 7, 14$ Model IV $Y = a + \sum c_i X_i + \epsilon$, $i = 1, 2, \dots, 7, 13, 14$ Model V $Y = a + \sum c_i X_i + \epsilon$, X_i : 由逐步迴歸篩選之CK model $Y = a + bT + \sum c_i X_i + \epsilon$ (原模式再加入技術趨勢作對照模式)

表 7 台南、花蓮和台東地區剔除可疑產量資料之春作玉米產量模式的統計結果

Table 7 The statistical analysis of yield model of spring corn crop with deleting questionable yield data in Tainan, Hualien and Taitung regions.

地 區	模 式 類 別	R ²	Adj	誤 差 均 方 根 Root MSE	F	自由度		
			R ²	Value	迴歸	誤差		
台 南	I	0.109	0.070	0.859	2.801	1	23	
	CK I	0.677	0.648	0.529	23.069**	2	22	
	II	0.047	0.006	0.888	1.141	1	23	
	#CK II	0.680	0.651	0.526	23.360**	2	22	
	III	0.650	0.474	0.646	3.698*	8	16	
	CK III	0.778	0.645	0.531	5.837**	9	15	
	IV	0.685	0.497	0.632	3.631*	9	15	
	CK IV	0.784	0.630	0.542	5.079**	10	14	
	V	0.571	0.532	0.609	14.641**	2	22	
	CK V	0.675	0.628	0.543	14.521**	3	21	
花 蓮	I	0.006	-0.036	0.534	0.136	1	24	
	CK I	0.941	0.936	0.133	182.585**	2	23	
	II	0.003	-0.039	0.535	0.069	1	24	
	#CK II	0.944	0.940	0.129	195.461**	2	23	
	III	0.809	0.719	0.279	8.976**	8	17	
	CK III	0.950	0.922	0.147	33.748**	9	16	
	IV	0.834	0.741	0.268	8.927**	9	16	
	CK IV	0.950	0.917	0.151	28.592**	10	15	
	V	0.810	0.774	0.250	22.423**	4	21	
	CK V	0.949	0.936	0.132	74.598**	5	20	
台 東	I	0.023	-0.018	0.440	0.552	1	24	
	CK I	0.638	0.607	0.273	20.283**	2	23	
	II	0.014	-0.027	0.442	0.336	1	24	
	CK II	0.471	0.425	0.331	10.228**	2	23	
	III	0.645	0.478	0.315	3.859**	8	17	
	CK III	0.732	0.581	0.282	4.849**	9	16	
	IV	0.662	0.471	0.317	3.474**	9	16	
	CK IV	0.738	0.563	0.288	4.219**	10	15	
	V	0.800	0.705	0.237	8.479**	8	17	
	#CK V	0.847	0.760	0.213	9.808**	9	16	

: 較佳之入選模式

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

Model I $Y = a + bX_1 + \epsilon$, X_1 : 春雨(二月至四月)Model II $Y = a + bX_2 + \epsilon$, X_2 : 梅雨Model III $Y = a + \sum c_i X_i + \epsilon$, $i = 1, 2, \dots, 7, 14$ Model IV $Y = a + \sum c_i X_i + \epsilon$, $i = 1, 2, \dots, 7, 13, 14$ Model V $Y = a + \sum c_i X_i + \epsilon$, X_i : 由逐步迴歸篩選之CK model $Y = a + bT + \sum c_i X_i + \epsilon$ (原模式再加入技術趨勢作對照模式)

表 8 台灣地區剔除可疑產量資料之較佳春作玉米產量模式的迴歸分析

Table 8 The regression analysis of better yield model of spring corn crop with deleting questionable yield data in Taiwan regions.

	地					區		
	新竹	台中	嘉義	台南	花蓮	台東		
截 距 Intercept	-10.86607 *	7.417914 **	0.619031	2.072058 **	1.147532 **	0.784015		
自 變 數	淨迴歸係數 Partial Regression Coefficients							
技術趨勢 T	0.046118	0.03584	0.099551	0.096847	0.066631	0.026114	**	*
春雨 X ₁			-0.000908			0.00149		*
梅雨 X ₂		-0.000326	-0.000055442	-0.000393	0.00019			
二月平均氣溫 X ₃			-0.037249			0.170572	**	
三月平均氣溫 X ₄	0.050654		-0.214917			-0.179529	*	
四月平均氣溫 X ₅			*				*	
五月平均氣溫 X ₆			0.080596			0.134674	*	
六月平均氣溫 X ₇	0.310305		-0.00886			0.059644		
二月平均日較差 X ₈		*				-0.228405	*	
三月平均日較差 X ₉								
四月平均日較差 X ₁₀						-0.468284	**	
五月平均日較差 X ₁₁		-0.279774						
六月平均日較差 X ₁₂						0.23242	*	
二月至六月總日照時數 X ₁₃	-0.005124 **							
二月至六月平均日較差 X ₁₄	0.904088	-0.31998	0.148829					

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

島，花蓮地區為正相關，惟其均未達 t 檢定之顯著水準。

台東地區之較佳產量模式，具有九項自變數。其中之三月平均氣溫及二月和四月平均日較差對產量呈現負的影響。而技術趨勢因子、春雨、二月、四月和五月平均氣溫及六月平均日較差對產量為正的影響。同時，除五月平均氣溫外，其他自變數均達 t 檢定之 1% 或 5% 顯著水準。

各地區剔除可疑產量資料之較佳春作玉米產量模式的估算誤差百分率，亦隨地區而有不同程度之變異。同時，仍以台南地區最為明顯。其中新竹地區約在 0.28% 至 29.04%，台中地區約在 0.35%，至 21.50%，嘉義地區約在 0.48% 至 13.32%，台南地區約在 0.54% 至 67.04%，花蓮地區約在 1.09 至 14.95%，台東地區約在 0.26% 至 19.28%。

四、討 論

各地區春作玉米未剔除及剔除可疑產量資料之二種入選模式均相同，僅由於模式 V 的氣象變數係由逐步迴歸篩選出，而有所差異。各模式之誤差均方根，亦除台東地區外，其他地區均以剔除可疑產量資料之模式較小。各模式之矯正決定係數，亦除台東地區外，其他地區均以剔除可疑產量資料之模式較大，其中花蓮地區之模式約高達 0.94（表 3、表 4、表 6 和表 7）。

二種入選產量模式中，技術趨勢因子對春作玉米產量均呈現正的影響。同時，僅有新竹地區未剔除可疑產量資料之模式及台中地區剔除可疑產量資料之模式未達 t 檢定之 5% 顯著水準，其他地區均達 1% 或 5% 顯著水準。各氣象自變數之表現，則因地區而異（表 5 和表 8）。

雨量對春作玉米產量的影響，於二種入選模式中，以春雨（二月至四月之總雨量）而言，僅嘉義地區呈現負的影響，花蓮和台東地區則為正的影響，然只有台東地區達 t 檢定之 5% 顯著水準。而梅雨對春作玉米產量之影響，除花蓮地區外，台中、嘉義和台南地區均為負的影響，惟其均未達 t 檢定之 5% 顯著水準。

均溫對春作玉米產量的影響，以二月平均氣溫

而言，於二種入選模式中，在嘉義地區為負的影響，台東地區則為正的影響且達 t 檢定 1% 顯著水準。三月平均氣溫，除新竹地區剔除可疑產量資料之模式外，嘉義和台東地區之二種入選模式均為負的影響。同時，僅台東地區達 t 檢定 5% 顯著水準。四月和五月平均氣溫，於二種入選模式中，在嘉義和台東地區均呈現正的影響，惟只有台東地區之四月平均氣溫達 t 檢定之 5% 顯著水準。六月平均氣溫，於二種入選模式中，除嘉義地區外，新竹地區呈現正的影響且達 t 檢定 5% 顯著水準。

平均日較差對春作玉米產量之影響，以二月平均日較差而言，未剔除可疑產量資料之模式，以新竹、台中和台東地區具有該變數；剔除可疑產量資料之模式，僅台東地區具有該變數。除新竹地區外，台中和台東地區為負的影響。其中新竹和台東地區達 t 檢定 5% 顯著水準。三月平均日較差，僅新竹地區未剔除可疑產量資料之模式具有該變數，且對產量呈現正的影響，並達 t 檢定 1% 顯著水準。在四月和五月平均日較差方面，於二種入選模式中，僅台中和台東地區之模式含有此二項變數，其呈現負的影響，並普遍達 t 檢定 1% 或 5% 顯著水準。六月平均日較差，在剔除可疑產量資料之模式中，僅台東地區包括該變數，且達 t 檢定 5% 顯著水準。二月至六月平均日較差，於剔除可疑產量資料之模式中，計有新竹、台中和嘉義地區具有此變數。其除台中地區外，新竹和嘉義地區為正的影響，惟只有新竹地區達 t 檢定 1% 顯著水準。

二月至六月總日照時數對春作玉米產量之影響，於二種入選模式中，均僅有新竹地區之二種模式具有此變數，且達 t 檢定之 1% 顯著水準，惟其為負的影響。

各地區二種春作玉米入選模式之最大誤差百分率，普遍以剔除可疑產量資料者較小。以未剔除可疑產量資料之模式而言（圖 1），新竹地區約為 46.6%，其出現年期為 52 年。台中地區約為 25.4%，其出現年期為 69 年。嘉義地區約為 22.9%，其出現年期為 72 年。台南地區約為 76.1%，其出現年期為 52 年。花蓮地區約為 18.0%，其出現年期為 75 年。台東地區約為 18.6%，其出現年期為 54 年。而剔除可疑產量資料之模式者（圖 2），新

竹地區約為 29.0%，其出現年期為 69 年。台中地區約為 21.5%，其出現年期仍為 69 年。嘉義地區約為 13.3%，其出現年期為 68 年。台南地區約為 67.0%，其出現年期仍為 52 年。花蓮地區約為 15%，其出現年期為 58 年。台東地區約為 19.3%，其出現年期為 54 年。除台南、花蓮和台東地區外，新竹、台中和嘉義地區之最大誤差百分率出現年期均為 69 年。此與該年梅雨屬極空梅有密切之關係，由資料顯示該年中部和東部之常態化偏差指數（

NDI, Normalized departure index) 為 -1，南部為 -1.57 (劉，1988)。

本研究建立之較佳春作玉米產量模式，其決定係數約在 0.65 至 0.94，雖較甘蔗產糖量模式 (約在 0.31 至 0.76) 顯著增加等 (1990a、1990b)。然其估算產量之最大誤差率，並未明顯減少，且局部地區之誤差百分率異，仍相當大。究其原因，可能是各地區所包含技術趨勢和氣象因子在模式中的貢獻能力不一。

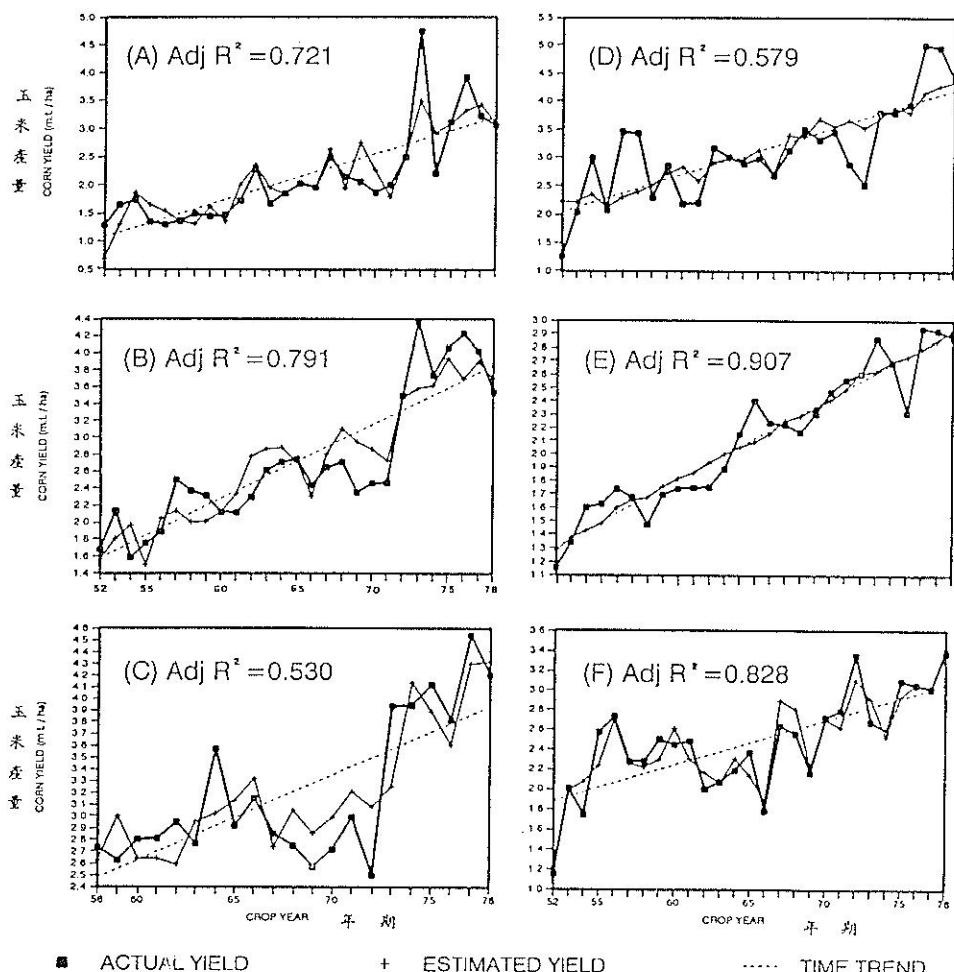


圖 1：台灣地區未剔除可疑產量資料之較佳春作玉米產量模式的估算趨勢。

(a)新竹(b)台中(c)嘉義(d)台南(e)花蓮(f)台東

Fig.1 : The estimated trend of better yield model of spring corn crop with undeleting questionable yield data in Taiwan regions.
(a)Hsinchu (b)Taichung (c)Chiayi (d)Tainan (e)Hualien (f)Taitung

代表牲不充足之緣故。其次，亦因未能找出符合局部地區之特殊氣象因子，並缺乏具有生理意義之生長分析資料，而無法將之納入模式中詳加探討。

以技術趨勢而言，由台灣地區玉米、高粱適栽地區調查報告(1987)證實。紅壤因其對田間管理技術之依賴性大，以致在該土質栽植之玉米產量偏低。而在適宜之土壤肥力和高水準之栽培管理下，土壤對玉米之潛在生產力，主要取決於土壤水份含量和供水能力之大小(Leeper et al., 1974)。惟目前

國內缺乏詳細技術趨勢因子之紀錄，諸如歷年氮肥施用量及土壤性質等，因而未能依實際技術趨勢之變異，設定所須之時間虛擬變數或土壤指數等；而改以線性關係表示。然由本研究建立之較佳春作玉米產量模式發現，各模式之技術趨勢因子，除新竹地區外，其他地區均呈正相關。同時，除台中地區外，其他模式均達t檢定之1%或5%顯著水準，顯見技術勢因子與玉米產量之關係極密切。

以氣象因子而言，本研究採用多數學者一致認

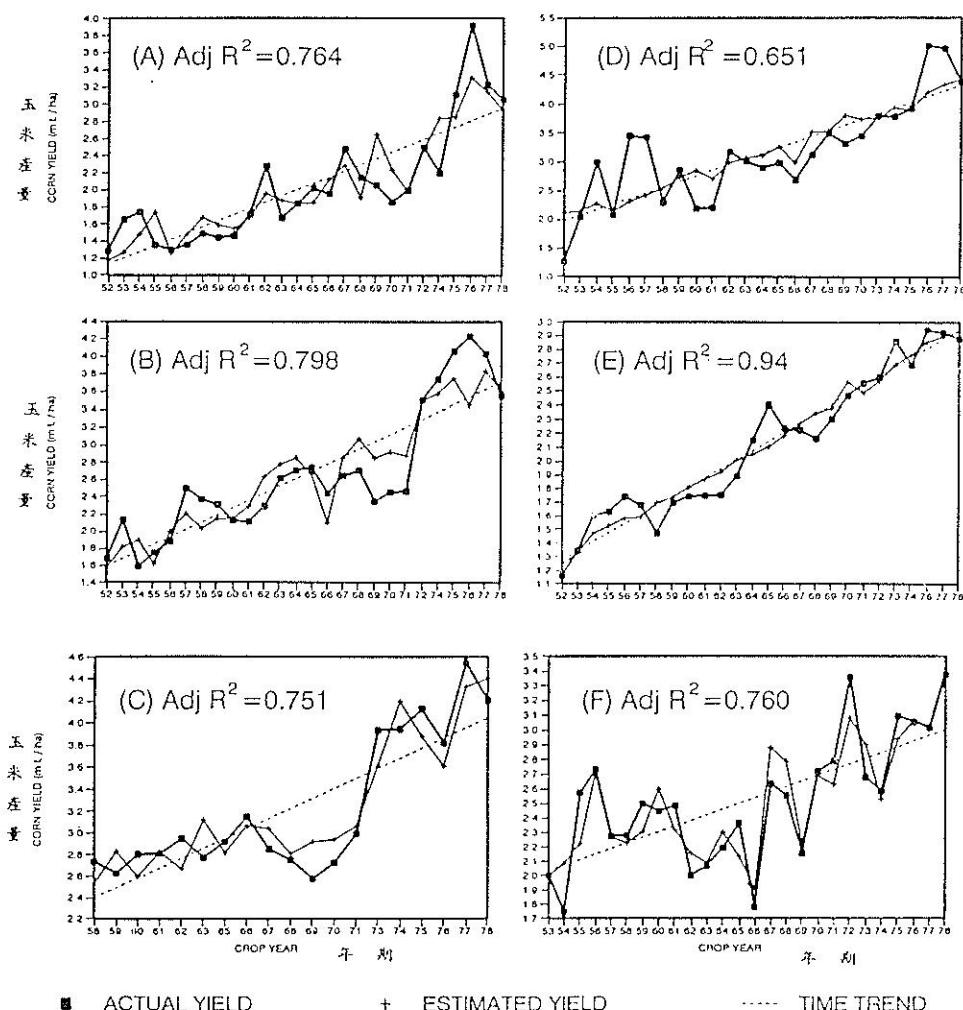


圖 2：台灣地區剔除可疑產量資料之較佳春作玉米產量模式的估算趨勢。

(a)新竹(b)台中(c)嘉義(d)台南(e)花蓮(f)台東

Fig.2 : The estimated trend of better yield model of spring corn crop with deleting questionable yield data in Taiwan regions.
(a) Hsinchu (b) Taichung (c) Chiayi (d) Tainan (e) Hualien (f) Taitung

為影響玉米產量最重要之四項氣象因子，雨量、氣溫、日夜溫差和日照建立模式。然除此之外，土溫和土壤水份含量對玉米產量亦頗重要。Watts(1983)即指出植株之生長速率和穗軸之最終產量與土溫呈正相關。同時，其發現5公分深度之平均土溫對葉面積之相對生長速率影響甚鉅。因此，其認為5公分深度之平均土溫可作為評估玉米生育環境之有效指數。另由於氣象觀測項目的欠缺，例如：日射量。因其資料不全或無該項觀測，以致本研究無法採用此變數。

五、結論

由各地區之春作玉米產量模式統計分析顯示，無論是否剔除可疑產量資料，均以加入技術趨勢因子之對照模式的誤差均方根較小。同時，其決定係數(R^2)和矯正決定係數(Adj R^2)亦明顯增加。

各地區之二種較佳春作玉米產量模式的誤差均方根，除台東地區外，均以剔除可疑產量資料之模式較小。矯正決定係數亦普遍以剔除可疑產量資料之模式較大。因此，本研究除去台東地區外，其他地區均採用剔除可疑產量資料之入選模式為各地區之較佳春作玉米產量模式。這些模式均為對照模式，所包括之自變數計有二至九個不等。

以新竹地區而言，採用對照模式V，計有技術趨勢因子、三月和六月平均氣溫、二月至六月總日照時數和平均日較差等五項自變數。台中地區亦採用對照模式V，包括技術趨勢因子、梅雨、五月和二月至六月平均日較差等四項自變數。嘉義地區採用對照模式III，具有技術趨勢因子、春雨、梅雨、二月至六月各月份平均氣溫和二月至六月平均日較差等九項自變數。台南和花蓮地區均選用對照模式II，僅有技術趨勢因子和梅雨二項自變數。台東地區採用對照模式V，計有技術趨勢因子、春雨、二月至五月各月份平均氣溫、二月、四月和六月平均日較差等九項自變數。

由淨迴歸係數t檢定顯示，技術趨勢因子對各地區春作玉米產量的影響一致，為正相關且普遍達t檢定之顯著水準。由此可知，技術趨勢與作物產量之關係極為密切。而不同地區之模式所包括的氣象自變數則不盡相同。同時，各氣象自變數對產量之影響亦因地區而異。

以梅雨而言，計有台中、嘉義、台南和花蓮區包括此變數。其對春作玉米產量影響，除花蓮區外，其他地區呈現負相關；惟均未達t檢定之顯著水準。

以平均氣溫而言，僅新竹、嘉義和台東地區有該變數。其中新竹和台東地區普遍呈正相關，嘉義地區則普遍呈負相關。各月份平均日較差方面僅台中和台東地區具有該變數，且普遍為負相關。全生育期之平均日較差方面，以新竹、台中和嘉義地區具有該變數。然除台中地區外，其他二地區為正相關。全生育期之總日照時數方面，僅新竹地區具有該變數，並為負相關。

各模式之矯正決定係數和最大誤差百分率，依地區而異。以前者而言，新竹地區約為0.76，台中地區約為0.80，嘉義地區約為0.75，台南地區約為0.65，花蓮地區約為0.94，台東地區約為0.83。後者以台南地區誤差最大，約高達67%，嘉義地區則誤差最小，約為13%，其他地區約為15%至29%。

致謝

感謝張聖顯同學於百忙中，協助電腦繪圖。

參考文獻

- 陳成、陳耀煌、李成章、周微茂 1985 玉米在不同地域及周年栽培環境下之穩定性 中華農學會報新第130期：24—36。
- 張佑芳、朱鈞、彭雲明 1990a 台灣地區氣象因子與甘蔗產量和產糖量關係之研究 I. 產蔗量模式 氣象學報第三十六卷第三期：221—237。
- 1990b 台灣地區氣象因子與甘蔗產量和產糖量關係之研究 II. 產糖量模式 氣象學報第三十六卷第四期：327—345。
- 劉復誠 1988 台灣地區顯梅空梅年500mb高度及海面溫度距平特徵之研究 氣象學報第三十四卷第二期：125—141。
- 農業年報 民國53年版至79年版 台灣省政府農林廳編印。
- 臺灣地區玉米、高粱適栽地區調查報告 1987 台灣省政府農林廳編印。

- Chang, Jen-hu. 1981. Corn yield in relation to photoperiod, night temperature and solar radiation. *Agric. Meteorol.* 24: 253-262.
- Degaetano, A. T. and Sharlman, M. D. 1987. A statistical evaluation of the relationship between cranberry yield in New Jersey and meteorological factor. *Agric. For. Meteorol.* 40 : 323-342.
- Denmead, O. T. and Shaw, R. H. 1960. The effects of soil moisture stress at different stages of growth on the development and yield of corn. *Agron. J.* 52: 272-274.
- Dyer, T. G. J. and Gillooy, J. F. 1977. On a technique to describe crop and weather relationships. *Agric. Meteorol.* 18:197-202.
- Feyerherm, A. M., K. E. Kemp and Paulsen, G. M. 1988. Wheat yield analysis in relation to advancing technology in the midwest United States. *Agron. J.* 80:998- 1001.
- _____. 1986. Development of a weather-yield function for winter wheat. *Agron. J.* 78:1012-1017.
- Haun, J. R. 1974. Prediction of spring wheat yields from temperature and precipitation data. *Agron. J.* 66:405-409.
- Jones, D. R. 1982. A statistical inquiry into crop-weather. *Agric. For. Meteorol.* 26:91-104.
- Kowal, J. M. and Kassam, A. H. 1973. Water use, energy balance and growth of maize at Samaru, northern Nigeria. *Agric. Meteorol.* 12:391-406.
- Leeper, R. A., E. C. A. Runge and Walker, W. M. 1974. Effect of plant-available stored soil moisture on corn yields. I. Constant climatic conditions. *Agron. J.* 66:723-727.
- Lyall, L. T. 1980. The growth of barley and the effect of climate. *Weather* 35:271-276.
- Neild, R. E., D. A. Wilhite and Hubbard, K. G. 1987. Preseason precipitation probabilities as an aid to corn planting decisions. *Agric. Meteorol.* 41:259-266.
- Rung, E. C. A. 1968. Effect of rainfall and temperature interactions during the growing season corn yield. *Agron. J.* 60: 503-507.
- _____, and Odell, R. T. 1960. The relation between precipitation, temperature, and the yield of soybean on the agronomy south farm, Urbana, Illinois. *Agron. J.* 52:245-247.
- SAS Institute. 1985. SAS user's guide : statistics. Version 5 ed. SAS Institute Inc., Cary, NC.
- Seshu, D. V. and Gady, F. B. 1984. Response of rice to solar radiation and temperature estimated from international yield trials. *Crop Sci.* 24:649-654.
- Sharratt, B. S., D. G. Baker and Sheaffer, C. C. 1987. Climate effects on alfalfa dry matter production. Part II. Summer harvests. *Agric. For. Meteorol.*, 39:121-129.
- Sopher, C. D., R. J. McCracken and Mason, D. D. 1973. Relationships between drought and corn yields on selected South Atlantic Coastal Plain soils. *Agron. J.* 65:351-354.
- _____. 1986. Climatic change, weather variability, and corn production. *Agron. J.* 78:649:653.
- _____. 1988. Effects of changes in climate and weather variability on the yields of corn and soybeans. *J. Prod. Agric.* 1:20-27.
- Watts, W. R. 1973. Soil temperature and leaf expansion in Zea mays. *Exp. Agric.* 9:1-8.

EFFECTS OF WEATHER ELEMENTS ON CORN YIELD MODEL IN TAIWAN I. SPRING CORN CROP

Yu-fang Chang
Central Weather Bureau

ABSTRACT

This research is to study the effects of weather elements and technical trend on the corn yield in Taiwan by multiple regression. The root MSE of better corn yield model of spring corn crop with deleting questionable yield data in the other regions, except Taitung region, was smaller. But the Adj R² was commonly larger.

Except Taitung region, the better corn yield models of spring corn crop in the other regions all came from the selected model of deleting questionable yield data. The number of independent variables of those built models was from 2 to 9. Such all models had technical trend factor, which was commonly significant and positive effect on the yield of spring corn crop. However, the weather factors were not necessary the same.

Under the test of partial regression coefficient at significant level, the effect of each variable on the yield of spring corn crop varied with regions:

Hsinchu Region: The mean temperature in June and the mean range of day and night temperature from February to June were positive effects on the corn yield. The total sunshine from February to June was negative effect on the corn yield. The Adj R² of model was about 0.76. The maximum error percentage of model was 29.0%.

Chiayi Region: Only the mean temperature in March was negative effect on the corn yield. The Adj R² of model was about 0.75. The maximum error percentage of model was 13.3%.

Taitung Region: The mean temperature in February and April and the mean range of day and night temperature in June were positive effects on the corn yield. The mean temperature in March and the mean range of day and night temperature in February and April were negative effects on the corn yield. The Adj R² of model was about 0.83. The maximum error percentage of model was 18.6%.

Taichung, Tainan and Hualien Regions: The all weather variables of each model were nonsignificant in such three regions. The Adj R² of model were about 0.80, 0.65, and 0.94 respectively. The maximum error percentage of each model were 21.5%, 67.0% and 15.0% respectively.

Key word: Multiple regression, Stepwise regression, Coefficient of determinant, Adj R², Spring corn crop, Corn yield model.