

基因型與環境交感效應變方成分劃分在落花生 品系試驗中環境評估之應用¹

盧煌勝 曾文隆 楊金興²

摘要 本研究利用二十個落花生品系(種)為材料,於臺中縣霧峰及雲林縣崙背進行春、秋兩期作之田間試驗,估算籽粒產量之基因型變方成分、環境變方、廣義遺傳率、遺傳相關、基因型與環境交感效應之變方成分,並進行基因型與環境交感效應之變方成分劃分,藉以評估目前農試所品系試驗中對於試區與期作選定之適當性。試驗結果顯示:劃分基因型與環境交感效應之變方成分,在所有情形下,基因型與環境交感效應主要由於不同環境間遺傳相關差異所引起(64.85~99.97%),而僅有一小部分乃係由於不同環境間之基因型變方不等所佔有(0.03~35.15%)。本研究結果建議:為求正確評估品系之籽粒產量潛力,本所同時在臺中縣霧峰與雲林縣崙背進行春、秋兩期作之品系選拔試驗,乃屬必要。

關鍵詞: 落花生, 基因型與環境交感效應, 基因型變方成分, 廣義遺傳率, 遺傳相關。

基因型與環境間交感效應 (genotype×environment interaction, $G \times E$) 是每一位育種家必須面對的問題。由於 $G \times E$ 之存在,往往降低了作物外表型與基因型的相關性,而使得選拔工作變得異常複雜^(1,4)。育種家或可針對育種目標,將此問題作不同的方式處理,例如:選拔產量高、 $G \times E$ 小、適應性廣的品種;或選拔產量高、 $G \times E$ 大、適合於某些特殊環境之品種等等。

早在1951年, Sprague and Federer⁽²⁸⁾ 即利用變方分析中之均方期望值,在逢機模式假設前提下,估算基因型、環境及交感作用等效應,並用以演算試驗之最適年數、地區數及重複次數。其後, Miller *et al.*⁽²¹⁾ 更清楚劃分各種交感效應之變方成分。Schultz⁽²⁶⁾ 也加以擴充到混合模式的運用。Plaisted and Peterson⁽²³⁾ 更利用品種×地區變方成分以評估品種之可靠性 (dependability)。對於最適試驗年數、地區數及重複次數之估算公式的導衍,以及環境是否逢機等之討論,學者意見頗多^(4,8,9,12,17,27)。一般相信,當基因型×年度×地區、或基因型×年度、或基因型×地區等交感效應顯著時,品系評估試驗必須考慮在較多不同的環境下執行,方能得到適應性廣的品種。不過,變方成分分析法,除了 Plaisted and Peterson⁽²³⁾ 的方法外,確實很難提供穩定性基因型之鑑別標準。

Falconer⁽⁵⁾ 於1952年即提到可將 $G \times E$ 變方成分劃分成二部分,一部分是由於在不同環境下之基因型變方不等所引起,另一部分乃是由於在不同環境之間的遺傳相關不大所引起。就此而言,當 $G \times E$ 變方成分顯著時,如果主要是前一部分所佔比例較重,則不一定需要在很多環境下進行品系評估試驗;但如果後一部分所佔比例較重,則非在較多環境下進行評估工作不可。故前一部分對育種家的影響較小,但後一部分將影響育種家對試驗地點、試驗年數的抉擇了。Cockerham⁽³⁾ 更將 Falconer⁽⁵⁾ 原有之二個環境運算公式推衍至多環境之應用。 $G \times E$ 效應亦可經由選拔而加以改變, Moll *et al.*⁽²²⁾ 及 Hoard and Crosbie⁽¹⁰⁾ 在研究中發現:輪迴選種對直接選拔之性狀具有持續改變其基因型與環境交感效應變方成分的效果,但對間接選拔之性狀則無,他們並致力於增進交感效應變方成

1. 臺灣省農業試驗所 研究報告第 1522 號。

2. 本所農藝系研究員、助理研究員及助理。臺灣省 臺中縣 霧峰鄉。

分中基因型變方差異所佔之比例。

多年來，農試所落花生高級品系試驗均在春、秋兩期作同時在臺中霧峰及雲林崙背進行。此四個環境的評估試驗是否適當？本研究擬利用 $G \times E$ 變方成分劃分方法，作一檢討。

材料與方法

一、試驗材料：

本試驗使用的材料為二十個落花生品系（種），取自農試所落花生育種計畫中高級品系（ $F_{10} \sim F_{12}$ ）試驗之參試品系（種），其代號名稱及背景資料列如表 1。

Table 1. Background of the twenty peanut lines evaluated.

Line	Background
79F-G-2	79S-O × Tainan S. 9
79F-M-3	N. M. Val. A × Tainan S. 9
79S-A-3	Tainan S. 9 × Manipintar
79S-B-5	Tainan S. 9 × Hypogaea
80F-E-5	75S-F-77 × Tainan S. 9
80F-H-3	75S-F-81 × Tainung 4
80F-I-6	80S-F × Tainan S. 9
80F-P-1	80S-K × PI 315608
80F-Q-2	Tainung 4 × PI 315608
80S-H-2	79F-H × Tainan S. 9
80S-J-2	Tainan S. 9 × Makulu red
80S-X-14	Tainan S. 9 × PI 314817
81S-A-5	Tainan S. 9 × EM 12
81S-C-7	EM 9 × NC Acc. 401
81S-IE-1	N. M. Val. C × PI 337409
81S-IK-8	Tainan S. 9 × N. M. Val. A
81S-IK-9	Tainan S. 9 × N. M. Val. A
81S-IL-2	73-F-150 × N. M. Val. A
Tainan S. 9	Selected from cultivar "GIAY" (Binh Long, Vietnam)
Tainung 5	Spanish white × CJ 444

二、試驗方法：

二十個落花生品系（種），於民國76年春、秋兩期作，在臺中霧峰及雲林崙背同時進行試驗。田間採用逢巒完全區集設計，重複四次，5行區，行長 5m，行株距 35×10cm。肥料用量及田間栽培管理同一般落花生栽培法。成熟收穫後，兩處試區均調查籽粒產量。

三、統計分析：

兩期作兩試區之試驗資料，依 McIntosh⁽¹⁹⁾ 提議的方法進行綜合變方分析，變因計分成：期作 (crop)、試區 (location)、期作×試區、區集/試區×期作、品系 (line)、期作×品系、試

區×品系、期作×試區×品系、及機差 (pooled error) 等九項，其中期作、試區及品系均設定為逢機型。各變因之顯著性測驗係以其適當之交互效應行之。其次，依期作及試區之不同，分別作獨立分析，估算變域 (range)、平均值 (mean, \bar{X})、標準機差 (standard error, SE)、環境變異係數 (environmental coefficient of variation, CV)、基因型變方成分 (genotypic variance component, $\hat{\sigma}_g^2$)、環境變方成分 (environmental variance component, $\hat{\sigma}_e^2$) 及廣義遺傳率 (broad sense heritability, \hat{h}^2)。 $\hat{h}^2 = \hat{\sigma}_g^2 / (\hat{\sigma}_g^2 + \hat{\sigma}_e^2 / r)$, r 為重複次數， \hat{h}^2 之 95% 信賴限界 (confidence interval, CI) 是根據 Kanpp *et al.* (14) 提議的方法計算。兩期作兩試區之四個獨立環境，復又兩兩配對，而成六組變積分析 (covariance analysis) 資料，估算遺傳相關 (genetic correlation, \hat{r}_g)， $\hat{r}_g = \hat{\text{cov}}_{ij} / (\hat{\sigma}_i \cdot \hat{\sigma}_j)$, $\hat{\text{cov}}_{ij}$ 為 i 環境及 j 環境間之基因型變積； $\hat{\sigma}_i^2$ 及 $\hat{\sigma}_j^2$ 為參試品系分別在 i 環境及 j 環境所估得之 $\hat{\sigma}_g^2$ 。基因型與環境交互效應變方成分 (genotype by environment component of variance, $\hat{\sigma}_{gxe}^2$) 則又依四、三及二個環境之不同，分別估算之。最後，循 Cockerham (3) 的方法，將 $\hat{\sigma}_{gxe}^2$ 劃分成兩個部分，一部分為不同環境下之基因型變方不等所引起，另一部分乃由於不同環境下之遺傳相關差異所引起。其估算公式列如下：

$$\hat{\sigma}_{gxe}^2 = \sum_{i < j} \frac{(\hat{\sigma}_i - \hat{\sigma}_j)^2}{e(e-1)} + \sum_{i < j} \frac{2\hat{\sigma}_i \hat{\sigma}_j (1 - \hat{r}_{ij})}{e(e-1)}$$

\hat{r}_{ij} 即為合併 i 環境及 j 環境所估得之 \hat{r}_g , e 為環境數目。

結果與討論

兩期作兩試區之試驗資料經綜合變方分析，結果列如表 2。其中期作×試區及期作×試區×品系等效應均為極顯著，品系效應為顯著。在春、秋兩期作，霧峰試區之變域均略大於崙背試區 (表 3)。平均值間比較，不管是霧峰試區或崙背試區，春作均顯著高於秋作。環境變異係數介於 11.3~13.5% 之間，崙背試區之春、秋作均略高於霧峰試區。

實際育種工作中，育種家對於品系評估試驗之環境選定是非常重要的。環境的適當與否，將影響選種效率以及育種成敗。一般而言，在有利環境下 (favorable environment) 或最適環境下 (optimum environment)，由於環境變異 (environmental variation) 較小，或環境變異受到較

Table 2. Combined analysis of variance for kernel yield (kg/ha) of 20 peanut lines grown at two locations in spring and fall crop of 1987.

Sources of variation	df	Mean squares
Crops	1	41,957,642
Locations	1	142,883
Crops×Locations	1	4,382,155**
Blocks/Locations×Crops	12	147,247
Lines	19	486,070*
Crops×Lines	19	159,199
Locations×Lines	19	151,261
Crops×Locations×Lines	19	141,298**
Pooled error	228	38,147

*, **: Significantly different from 0 at $\alpha = 0.05$ and 0.01, respectively.

Table 3. Range, mean (\bar{X}), standard error (SE) and environmental coefficient of variation (CV) for kernel yield (kg/ha) among 20 peanut lines.

Estimates	Wu-feng		Lung-bei	
	Spring	Fall	Spring	Fall
Range (kg/ha)	1,298.2—2,638.9	405.2—1,673.2	1,499.5—2,327.8	788.8—1,708.2
$\bar{X} \pm SE$ (kg/ha)	2,220.2 \pm 134.8	1,262.0 \pm 71.4	1,943.9 \pm 131.1	1,453.7 \pm 97.4
CV (%)	12.1	11.3	13.5	13.4

有效的控制，基因型得以充分表現，基因型間之差異也較容易被辨識出來。在此種環境下，外表型與基因型亦更為接近（廣義遺傳率較高），選拔效率理當相對的提高^(2,6,7,11,15,16,18,20,22,24,25)。當然，廣義遺傳率同時受到基因型變方成分與環境變方大小所左右，由其估算公式可知，並非基因型變方成分大者，其廣義遺傳率必大⁽¹¹⁾。本試驗中，所有兩期作兩試區之基因型變方成分及廣義遺傳率均顯著異於0（表4），在四個環境所估得之基因型變方成分，同一試區之春秋作間約略相近；但由於環境變方差異較大，兩試區均為春作大於秋作（1.8~3.6倍），故廣義遺傳率亦有懸殊（表4）。單就廣義遺傳率觀之，品系評估試驗在臺中霧峰進行似乎比在雲林崙背有利；而秋作評估似更優於春作評估。

為了進一步瞭解參試品系在不同環境間相互之遺傳相關關係，遂將兩期作兩試區之四個環境兩兩配對，計分成六組。結果遺傳相關值介於0.0024~0.8332之間，其中四組達極顯著，兩組不顯著。遺傳相關高，表示所有參試品系對兩個環境差異表現較為一致之反應；反之，遺傳相關小，則表示至少部分參試品系對兩個環境差異表現相當不一致之反應（表5）。

在兩個以上的環境評估一批育種材料，尤其當參試基因型多的情況下，環境與基因型交感問題極難避免。一般認為，當基因型與試區或基因型與期作交感效應顯著時，基因型應在多試區或多期作下進行評估與選拔。在此情形下，當然亦可將基因型或試區依特殊需要加以分割，以減小交感效應的發生，並育成適合某些特殊區域需要的作物品種。本試驗中，基因型與環境交感效應之變方成分，四個環境下所估得之值為25,236，四組三個環境下所估得之值介於16,835~69,704，六組二個環境下所估得之值介於11,150~42,339之間（表5）；不管是四、三或二個環境之分割，所有基因型與環境交感效應之變方成分均達極顯著。

另一方面，依 Falconer⁽⁵⁾ 及 Cockerham⁽³⁾ 之解釋，基因型與環境交感效應之變方成分可劃分成兩部分，一部分主要為不同環境下之基因型變方不等所引起，另一部分主要為不同環境間的遺傳相

Table 4. Estimates of variance component and heritability for kernel yield (kg/ha) of 20 peanut lines

Estimates	Wu-feng		Lung-bei	
	Spring	Fall	Spring	Fall
$\hat{\sigma}_g^2$	66,113**	64,249**	25,724**	28,423**
$\hat{\sigma}_e^2$	72,643	20,368	68,787	37,971
\hat{h}^2	78.5(57.3, 90.5) ⁺	92.7(85.4, 96.8)	59.9(20.7, 82.4)	75.0(50.4, 89.0)

** : Significantly different from 0 at $\alpha = 0.01$.

+ : Confidence intervals at 95% level for h^2 estimates are presented in parenthesis.

Table 5. Estimates of genetic correlations (\hat{r}_g) and genotype \times environment interaction component ($\hat{\sigma}_{g \times e}^2$) for kernel yield (kg/ha) of 20 peanut lines.

Environments	\hat{r}_g	$\hat{\sigma}_{g \times e}^2$
WS-WF-LS-LF	—	25,236.3**
WS-WF-LS	—	32,438.7**
WS-WF-LF	—	16,835.5**
WS-LS-LF	—	69,709.4**
WF-LS-LF	—	28,434.4**
WS-WF	0.6408**	23,417.5**
WS-LS	0.3483**	31,556.1**
WS-LF	0.8332**	11,150.4**
WF-LS	0.0651	42,339.4**
WF-LF	0.7113**	15,939.2**
LS-LF	0.0024	27,008.9**

W : Wu-feng, L : Lung-bei, S : Spring crop, F : Fall crop.

** : Significantly different from 0 at $\alpha = 0.01$.

關差異所造成。因此，當基因型與環境交感效應存在時，若認定必須在多環境下進行評估試驗就不見得正確了。因為，若基因型與環境交感效應主要是來自不同環境間之基因型變方差異，則基因型在不同環境間之排名順序並未受影響，在此種情況下，選擇一或少數有利環境或最適環境進行評估試驗，可能正確選拔到所需基因型，而達到提高育種效率的結果；若在多環境下進行評估反而變成多餘而不經濟。反之，若基因型與環境交感效應主要來自不同環境間的遺傳相關差異所造成，那麼，基因型在環境間的排名順序業已改變，如果育種家為了育成一個適應於多環境之品種，品系評估試驗就非得在多環境下進行不可。由基因型與環境交感效應變方成分劃分公式，亦可看出遺傳變方成分差異與遺傳相關差異相互間對基因型與環境交感效應變方成分的關係，當遺傳相關值等於 1 時，交感效應將完全由環境間之遺傳變方成分差異所支配；當二遺傳變方成分沒有差異時，交感效應將完全由遺傳相關差異所左右。而當遺傳相關值不等於 1 時，遺傳變方成分差異愈大，遺傳變方成分差異貢獻於交感效應之比例愈大（如霧峰春作一崙背秋作及霧峰秋作一崙背秋作等）；反之，遺傳變方成分差異愈小，遺傳變方成分差異貢獻於交感效應之比例則愈小（如霧峰春作一霧峰秋作）。但不管如何，當遺傳變方成分差異存在時，遺傳相關愈小，遺傳相關差異部分所貢獻於交感效應之比例必然愈大（如霧峰秋作一崙背春作及崙背春作一崙背秋作），這將不利於育種家的評估與選拔工作。因此，對育種家而言，當遺傳相關值高且遺傳變方成分差異大時，乃是最有利的。本試驗中，很不幸的，不管是四個環境下、四組三個環境下或六組二個環境下，其交感效應變方成分劃分結果（表 6），基因型變方成分差異部分（V）均未達 50%，而遺傳相關差異的部分（C）却占了 64.85~99.97%。因此，品系評估試驗在現有之四個環境進行，似乎已不可免。

在多年多試區進行試驗，當進行變方分析時，亦經常面臨模式設定之爭議問題^(9,21,26)。一般多將年度與試區設定為逢機型，而將參試品系設定為固定型。在某些試驗中亦有很多學者將品系設定為逢機型。就統計的觀點而言，將有限的幾個年度、試區及品系假設為所有可能年度、地區及品種之一逢機樣品，其代表性都值得商榷。育種家往往必須考慮到試驗進行的困難及解釋上的需要，而有不同的看法^(3,4,6,10,11,15,16,21,22,28)。本試驗中，將期作、試區及品系均設定為逢機型，也有便利運算及解釋之考量，只是，這裏將品系假設為農試所歷年來所有參與品系試驗之一組逢機材料，而其延伸之參

Table 6. Partitioning of genotype×environment interaction component for kernel yield (kg/ha) into the component due to differences in genotypic variance (V) and due to differences in genetic correlations from one environment to another (C).

Environments	V	C
WS—WF—LS—LF	2,761.6 (10.94)	22,474.7 (89.06)
WS—WF—LS	3,005.2 (9.26)	29,433.5 (90.74)
WS—WF—LF	2,508.9 (14.90)	14,326.6 (85.10)
WS—LS —LF	8,625.2 (12.37)	61,084.2 (87.63)
WF—LS —LF	2,657.1 (9.34)	25,777.3 (90.66)
WS—WF	6.7 (0.03)	23,410.8 (99.97)
WS—LS	4,679.3 (14.83)	26,876.8 (85.17)
WS—LF	3,919.7 (35.15)	7,230.7 (64.85)
WF—LS	4,331.9 (10.23)	38,007.5 (89.77)
WF—LF	3,602.3 (22.60)	12,336.9 (77.40)
LS—LF	33.6 (0.12)	26,975.3 (99.88)

W : Wu-feng, L : Lung-bei, S : Spring crop, F : Fall crop.

Percentage estimates of the portion of $\hat{\sigma}_{g \times e}^2$ are presented in parenthesis.

考範圍亦將僅及於農試所之品系試驗部分。本研究原擬利用基因型與環境交感效應之變方成分劃分方法，尋出多年來農試所落花生品系試驗沿用之試驗環境間之關係，藉以探討是否能縮減試驗環境以達到節省人力物力及提高育種效率的可能，很顯然的，根據本資料分析結果，農試所落花生品系試驗至少仍需於春、秋兩期作同時在臺中霧峰及雲林崙背進行。至於是否需要更多之環境下進行品系試驗，則有待進一步研究。

參考文獻

- Allard, R. W., and A. D. Bradshaw. 1964. Implications and genotype-environmental interaction in applied plant breeding. *Crop Sci.* 4 : 503-508.
- Castleberry, R. M., C. W. Crum, and C. F. Krull. 1984. Genetic yield improvement of U. S. maize cultivars under varying fertility and climatic environments. *Crop Sci.* 24 : 33-35.
- Cockerham, C. C. 1963. Estimation of genetic variances. p. 53-94. *In* W. D. Hanson and H. F. Robinson, (eds.), *Statistics and Plant Breeding*. NSA-NRC. Washington, D. C., Publ. 982.
- Comstock, R. E., and R. H. Moll. 1963. Genotype-environment interactions. *In* W. D. Hanson and H. F. Robinson (eds.). *Statistical Genetics and Plant Breeding*. Nat. Academy of Sci.
- Falconer, D. S. 1952. The problem of environment and selection. *Am. Nat.* 86 : 293-298.
- Frey, K. J. 1964. Adaptation reaction of oat strains selected under stress and non-stress environmental conditions. *Crop Sci.* 4 : 55-58.
- Gotoh, K., and S. Osani. 1959. Effectiveness of selection for yield under different fertilizer levels in a wheat cross. *Jap. J. Breed.* 9 : 173-178.
- Gupton, C. L., P. D. Legg, L. A. Link, and N. F. Ross. 1974. Genotype×environment interactions in barley tobacco variety tests. *Crop Sci.* 14 : 811-814.
- Hanson, W. D. 1964. G×E interaction concepts for field experimentation. *Biometrics* 20 : 540-553.
- Hoard, K. G., and T. M. Crosbie. 1986. Effects of recurrent selection for cold tolerance on genotype-

- environment interactions for cold tolerance and agronomic traits in two maize populations. *Crop Sci.* 26 : 238-242.
11. Johnson, G. R., and K. J. Frey. 1967. Heritabilities of quantitative attributes of oats (*Avena* sp.) at varying levels of environmental stress. *Crop Sci.* 7 : 43-46.
 12. Jones, G. L., D. F. Matzinger, and W. K. Collins. 1960. A comparison of flue cured tobacco varieties repeated over locations and years with implications on optimum plot allocation. *Agron. J.* 52 : 195-199.
 13. Kempthorne, O. 1969. An introduction to genetic statistics. The Iowa State Univ. Press. Ames, Iowa. U. S. A.
 14. Knapp, S. L., W. W. Stroup, and W. M. Ross. 1985. Exact confidence intervals for heritability on a progeny mean basis. *Crop Sci.* 25 : 192-194.
 15. Lambert, R. J. 1978. Breeding corn in a non-limiting environment. p. 24-33. *In Proc. Annu. Corn and Sorghum Res. Conf., Chicago, IL. 12-14. Dec. Amer. Seed Trade Assoc. Washington, D. C.*
 16. Lambert, R. J. 1984. Reciprocal recurrent selection of maize in a high-yield environment. *Maydica* 29 : 419-430.
 17. Liang, G. H., E. G. Heyne, and T. L. Walter. 1966. Estimates of variety \times environment interactions in yield tests of three small grains and their significance on the breeding program. *Crop Sci.* 6 : 135-139.
 18. Lu, H. S., and R. J. Lambert. 1983. Response of two maize populations to reciprocal recurrent selection in a high-yield environment. *J. Agric. Res. China* 37(4) : 366-378.
 19. McIntosh, M. S. 1983. Analysis of combined experiments. *Agron. J.* 75 : 153-155.
 20. Medeski, H. J., and D. L. Jeffers. 1973. Yield response of soybean varieties grown at two soil moisture stress levels. *Agron. J.* 65 : 410-412.
 21. Miller, D. A., J. C. Williams, and H. F. Robinson. 1959. Variety-environment interactions and their implications on testing methods. *Agron. J.* 51 : 132-135.
 22. Moll, R. H., C. C. Cockerham, C. W. Stuber, and W. P. Williams. 1978. Selection response, genetic-environmental interaction, and heterosis with recurrent selection for yield in maize. *Crop Sci.* 18 : 641-645.
 23. Plaisted, R. L., and L. C. Peterson. 1959. A technique for evaluating the ability of selection to yield consistently in different locations or seasons. *Amer. Potato J.* 36 : 381-385.
 24. Rosielle, A. A., and J. Hamblin. 1981. Theoretical aspects of selection for yield in stress and non-stress environments. *Crop Sci.* 21 : 943-946.
 25. Rumbaugh, M. D., K. H. Asay, and D. A. Johnson. 1984. Influence of drought stress on genetic variances of alfalfa and wheatgrass seedlings. *Crop Sci.* 24 : 297-303.
 26. Schultz, E. F. Jr. 1955. Rules of thumb for determining expectations of mean squares in analysis of variance. *Biometrics* 25 : 427-430.
 27. Schutz, W. M., and R. C. Bernard. 1967. Genotype \times environment interactions in regional testing of soybean strain. *Crop Sci.* 7 : 125-130.
 28. Sprague, G. F., and W. T. Federer. 1951. A comparison of variance components in corn yield trials. II. error, year \times variety, location \times variety and variety components. *Agron. J.* 43 : 535-541.

Partitioning of Genotype by Environment Component of Variance in Peanut Yield Trials¹

H. S. Lu, W. L. Tsaur, and J. H. Yang²

Summary

Twenty peanut lines were grown in replicated yield trials at two locations in spring and fall crops of 1987. Genotype, environment, genotype×environment interaction effects and genetic correlations for kernel yield of peanut were estimated. In order to determine the optimum combination of crops and locations in peanut yield trials, genotype×environment components of variance were partitioned into two parts: one due to difference in genetic correlations from one environment to another and another due to the differences in genotypic variance.

(1) Partitoning of $\hat{\sigma}_{gxe}^2$ indicated : a substantial portion (64.85—99.97%) of the $\hat{\sigma}_{gxe}^2$ was due to differences in genetic correlations, and only a small portion (0.03—35.15%) accounted for by differences in genotypic variance from one environment to another.

(2) Results from this study suggested: TARI peanut yield trial conducted at four environments (Wufeng and Lungbei in spring and fall crops) is necessary if precision of evaluation and selection are concerned.

Key words: Peanut (*Arachis hypogaea* L.), Genotype×environment interaction, Genotypic variance component, Broad sense heritability, Genetic correlation.

1. Contribution No. 1522 from Taiwan Agricultural Research Institute.

2. Respectively, senior agronomist, assistant agronomist, and research assistant, Department of Agronomy, TARI, Wufeng, Taichung Hsien, Taiwan 41301, ROC.