

**PENDUGAAN HERITABILITAS HASIL KACANG TANAH (*Arachis hypogaea* L.)  
TIPE VIRGINIA DI QUEENSLAND AUSTRALIA.\***

*(Yield heritability estimates of virginia type peanuts  
(*Arachis hypogaea* L.) in Queensland Australia)*

o l e h

*Endang Sjamsudin \*\**

**Abstract :**

*Heritability estimates have been made by several workers overseas. However, the estimates varied due to differences of populations, methods and generation studied. There are no published estimates of heritability for virginia x virginia peanuts grown under Queensland conditions. The experiment used three methods of heritability estimates namely variance component, standard unit and realized 20%. The results shown that variance component heritability estimates were inflated by genotype x environment interactions. Furthermore, there were no advantage in dividing the target environment domain into sub-regions for production efficiency. Moreover, plant breeding testing program could be reduced by substitution of locations for years.*

**Ringkasan :**

Pendugaan heritabilitas telah diamati beberapa peneliti hanya saja nilai-lainya beragam tergantung populasi, metode serta generasinya. Untuk kondisi Queensland belum ada laporan tertulis tentang dugaan heritabilitas dari populasi hasil persilangan kacang tanah virginia x virginia. Dalam penelitian ini digunakan tiga metoda pendugaan heritabilitas yakni dengan komponen ragam, unit baku dan heritabilitas nyata 20%. Hasil penelitian menunjukkan bahwa pendugaan dengan komponen ragam akan berbias karena dipengaruhi interaksi genotipa x lingkungan. Selain itu pembagian wilayah pertanaman kacang tanah untuk mendapat efisiensi produksi tidak perlu dilakukan. Sedangkan program pengujian pemuliaan dapat dipersingkat dengan menggantikan tahun dengan lokasi.

---

\* Merupakan bagian dari tesis Master of Agricultural Sciences penulis di University of Queensland Australia.

\*\* Staf pengajar Jurusan Budi Daya Pertanian, Lab. Pemuliaan Tanaman, Faperta IPB.

## PENDAHULUAN

Program pemuliaan dapat dibagi kedalam tiga tahap yaitu : membuat suatu kumpulan plasma nutfah, memilih individu yang unggul dari kumpulan tersebut dan mempergunakan individu-individu terpilih untuk membentuk suatu varietas unggul (Dudley dan Moll, 1969). Dalam ketiga tahapan tersebut pendugaan ragam genetik, heritabilitas dan korelasi antar sifat amat sangat berguna (Coffelt dan Hammons, 1974).

Heritabilitas dugaan dari populasi bersegregasi amat penting diketahui untuk memahami akibat genetik dari suatu persilangan dan seleksi. Dalam hal kacang tanah, banyak peneliti yang telah melakukan hal ini (Coffelt dan Hammons, 1974; Wynne dan Gregory, 1981; Wynne dan Coffelt, 1982). Akan tetapi dugaan heritabilitas yang diperoleh sangat beragama oleh karena dilakukan dalam populasi, metode dan generasi yang berbeda. Selain itu, umumnya para peneliti ini menggunakan populasi hasil persilangan kacang tanah tipe virginia x spanish.

Dengan basis tanaman generasi  $F_2$ , untuk hasil polong atau biji diperoleh heritabilitas diantara 27 - 79% walaupun umumnya kurang dari 50%. Akan tetapi heritabilitas berdasarkan berat polong atau berat biji per tanaman umumnya diatas 75%. (Linn, 1966; Coffelt dan Hammons, 1974; Mohammed *et al.*, 1978; Gibori *et al.*, 1978; Green *et al.*, 1983).

Berdasar nilai tengah galur generasi  $F_3$  atau generasi lebih lanjut, dengan metode komponen ragam diperoleh dugaan heritabilitas hasil polong atau biji diantara 62 - 82%. (Mohammed *et al.*, 1978, Linn *et al.*, 1971; Chiow dan Wynne, 1983. Arrendell *et al.*, 1985, Wynne dan Rawlings, 1978). Nilai heritabilitas yang tinggi (> 70%) umumnya diperoleh dari analisa dalam satu lingkungan (Arrendell *et al.*, 1985). Sedangkan nilai heritabilitas yang rendah (54%) diperoleh dari analisa gabungan menggunakan dua generasi serta hanya memperhitungkan pengaruh ragam aditif saja (Wynne dan Rawlings, 1978).

Dugaan heritabilitas menggunakan regresi tetua dengan keturunannya mendapatkan nilai yang lebih rendah dari pada dugaan dengan komponen ragam (Mohammed *et al.*, 1978; Chiow dan Wynne, 1983). Dengan cara ini diperoleh heritabilitas untuk hasil polong antara 16 - 24%.

Sebagian besar kacang tanah yang ditanam di Queensland Australia adalah dari tipe virginia. Sebelum penelitian ini dilakukan, tidak ada laporan tertulis tentang pendugaan heritabilitas hasil polong dan sifat-sifat biji dari hasil persilangan tipe virginia x virginia yang ditanam pada kondisi di Queensland. Tulisan ini dibatasi untuk membahas heritabilitas hasil serta metoda yang digunakannya dalam populasi kacang tanah yang bersegregasi, sebagai landasan program pemuliaan selanjutnya.

## BAHAN DAN METODA

Digunakan keturunan  $F_2$  acak dari tiga persilangan yang diuji dalam generasi  $F_4$  (1981-1982) dan generasi  $F_5$  (1982-1983) di Kingaroy Queensland Selatan dan Kairi Queensland Utara. Masing-masing persilangan tersebut adalah A3:Virginia Bunch (VB) x Florunner, A7:VB x P1258883 dan A10:NC17 x VB. VB adalah varietas komersial di Queensland, Florunner dan NC17 varietas introduksi dari Amerika Serikat sedangkan P1268883 introduksi dari Zimbabwe. Seluruh tetua yang digunakan tergolong tipe virginia (Gibbons, *et al.*, 1972). Masing-masing populasi terdiri dari

97, 43 dan 76 galur untuk populasi A3, A7 dan A10. Pekerjaan lapang dari percobaan ini dilakukan oleh pegawai "Queensland Department of Primary Industries" (QDPI).

Untuk setiap populasi di tiap lokasi, digunakan rancangan kelompok dengan dua ulangan. Satuan percobaan terdiri dari satu baris sepanjang 9 m dengan jarak antar baris 0,91 m. Lapangan percobaan disetiap lokasi dikelola seperti budi daya umumnya. Pengamatan yang dilakukan adalah :

1. Hasil polong ( $\text{kg ha}^{-1}$ ), kering udara.
2. Hasil biji ( $\text{kg ha}^{-1}$ ), kering udara.
3. VKI (%), biji yang tidak lolos dalam saringan dengan diameter 10.3 mm.
4. EK (%), biji yang lolos dari saringan dengan diameter 10.3 mm tapi tertahan pada diameter 7.9 mm.
5. OK (%), biji yang lolos dari saringan dengan diameter 7.9 mm.
6. Nilai hasil ( $\text{\$ ha}^{-1}$ ) yang dihitung berdasarkan rumus :

Hasil polong  $(1.1 (\text{EK}-56) + 0.22 (\text{OK}-13) + 0.22 (\text{VKI}) + 50)/100$ .

Ukuran saringan adalah yang digunakan oleh "Queensland Peanut Marketing Board" (QPMB), demikian juga rumus nilai hasil dengan asumsi dasar harga polong  $\text{\$ 0.50 kg}^{-1}$ . Pembahasan selanjutnya dalam tulisan ini hanya dibatasi dalam peubah hasil polong, hasil biji dan nilai hasil saja.

#### Prosedur statistik

Analisa statistik antar galur disetiap lingkungan dan antar lingkungan untuk semua sifat dilakukan sesuai dengan pola Kempthorne (1952). Pengaruh galur (G), tahun (T) dan lokasi (L) diasumsikan acak. Simpangan baku dari komponen ragam dihitung secara Satterwaite (1946) dan Anderson dan Bancroft (1952).

Digunakan tiga metode untuk menghitung heritabilitas yaitu secara :

1. Komponen ragam (Kempthorne, 1952), diperoleh dari penguraian kuadrat tengah dari sidik ragam dengan ragam heritabilitas seperti yang digunakan Osborne dan Paterson (1952).
2. Unit baku (Frey dan Horner, 1957): sebagai korelasi antara nilai tengah galur di satu lokasi dengan rata-rata dari lingkungan lainnya dimana diperoleh pengujian sidik ragam yang nyata.
3. Heritabilitas nyata menurut Rosielle dan Frey (1975).  
$$h^2 \% = 100 [(x_{ot} - x_t)/s_t] / [(x_{oa} - x_a)/s_a]$$

dimana  $x_a$ ,  $s_a$  dan  $x_{oa}$  adalah nilai tengah dan simpangan baku fenotipik dari keseluruhan populasi dan nilai tengah dari galur-galur terpilih dalam lingkungan seleksi 'a'. Sedangkan  $x_t$ ,  $s_t$  dan  $x_{ot}$  merupakan statistik yang sama untuk lingkungan pengujian 't'. Dalam penelitian ini masing-masing kombinasi lokasi dan tahun merupakan lingkungan seleksi, sedangkan lingkungan pengujian merupakan rata-rata dari lingkungan lainnya. Dalam hal ini digunakan intensitas seleksi 20%.

## HASIL DAN PEMBAHASAN

Koefisien keragaman dari analisa masing-masing lingkungan dalam percobaan ini berkisar antara 8.2 - 19.8% dimana keragaman yang tinggi diperoleh pada peubah nilai hasil. Lokasi Kairi terutama untuk tahun tanam 1981-1982 tidak menunjukkan adanya keragaman dari galur-galur untuk populasi A7 dan A10.

Sidik ragam antar lingkungan menunjukkan tidak adanya pengaruh G x T serta G x L serta besarnya ragam genetik untuk peubah yang diamati dari ke tiga populasi ini lebih kecil dari ragam dugaan G x T x L (Tabel 1). Hal ini berarti untuk mendapatkan hasil yang baik, daerah pertanaman tidak perlu dibagi menjadi sub areal yang lebih homogen. Akan tetapi adanya pengaruh interaksi genotipa x lingkungan menunjukkan kemungkinan substitusi tahun percobaan oleh lokasi sehingga suatu program pemuliaan dapat dipercepat.

Besarnya rata-rata heritabilitas secara komponen ragam dalam percobaan ini untuk hasil polong umumnya sama dengan yang telah dilaporkan oleh Wynne dan Rawlings (1978) dan Chiow dan Wynne (1983) akan tetapi sedikit lebih rendah dibanding dengan hasil yang diperoleh Gibori *et al.*, (1978) atau Arrendell *et al.*, (1985). Heritabilitas yang diperoleh dari komponen ragam lebih besar dari dua metoda lainnya (Tabel 2.). Dalam suatu lingkungan, heritabilitas yang diperoleh secara unit baku dan heritabilitas nyata menunjukkan nilai yang tidak jauh berbeda. Hal ini dapat terjadi karena adanya pengaruh interaksi genotipa x lingkungan dalam pendugaan heritabilitas dengan komponen ragam.

Tabel 1. Komponen ragam dan simpangan bakunya (dalam tanda kurung) dari analisa gabungan lokasi dan tahun untuk populasi A3, A7 dan A10.

Tabel 1. *Variance components and approximate standard errors (in parentheses) from across site-year analyses for A3, A7 and A10 populations)*

Sumber +	Hasil x 10 <sup>4</sup>		
	polong	biji	nilai
Populasi A3			
G	4.4(1.3)	1.4(0.9)	1.6(0.8)
G x T	0	0	0
G x L	0	1.0(1.1)	1.1(0.9)
G x T x L	8.8(2.4)	4.2(1.5)	3.0(1.1)
Populasi A7			
G	2.6(1.5)	1.3(0.8)	1.1(0.6)
G x T	0	0	0
G x L	0.9(2.1)	0.4(1.1)	0.3(0.8)
G x T x L	6.2(3.1)	1.7(1.6)	1.3(1.1)
Populasi A10			
G	5.0(1.4)	3.2(1.0)	2.1(0.8)
G x T	0	0	0.3(0.7)
G x L	0	0	0.4(0.7)
G x T x L	7.6(2.6)	2.2(1.4)	1.3(1.0)

+ G, G x T, G x L, G x T x L menunjukkan galur, galur x tahun, galur x lokasi dan galur x tahun x lokasi.

Menurut Rosielle dan Frey (1975) pendugaan dengan unit baku dan heritabilitas nyata tidak terpaat dengan pengaruh interaksi genotipa x lingkungan. Sehingga apabila pengaruh interaksi genotyps x lingkungan besar, dengan kedua pendugaan tersebut nilai heritabilitasnya akan lebih kecil. Akan tetapi adanya kedominanan serta pengaruh epistasi dapat mempengaruhi dugaan heritabilitas dengan unit baku maupun heritabilitas nyata. Untuk hasil polong, hal tersebut didukung oleh penelitian Mohammed *et al.*, (1978) serta Sangha dan Labana (1982) yang menunjukkan

Tabel 2. Persentase heritabilitas berdasar komponen ragam, unit baku dan nyata 20% dari populasi A3, A7 dan A10 yang ditanam di empat lingkungan tumbuh.

(Table 2. Variance component, standard unit and 20% realized heritability percentages for A3, A7 and A10 populations grown in four environments).

Peubah	Populasi									
	A3			A7			A10			
	Basis pendugaan			Basis pendugaan			Basis pendugaan			
Lingkungan	komponen ragam	unit baku	nyata 20%	komponen ragam	unit baku	nyata 20%	komponen ragam	unit baku	nyata 20%	
Hasil polong (kg ha <sup>-1</sup> )										
Kingaroy 81/82	81( 2) <sup>+</sup>	32	36	55( 7)	- 10	-24	76( 3)	46	29	
Kingaroy 82/83	66( 7)	46	30	71( 4)	-10	-14	76( 3)	39	41	
Kairi 81/82	31( 7)	15	18	-	-	-	-	-	-	
Kairi 82/83	47( 5)	29	18	-	-	-	38( 7)	42	45	
Rata-rata <sup>++</sup>	52(20)	31	27	43(31)	-10	-20	56(23)	42	38	
Hasil biji (kg ha <sup>-1</sup> )										
Kingaroy 81/82	81( 2) <sup>+</sup>	24	19	53( 7)	-5	5	79( 2)	46	59	
Kingaroy 82/83	67( 3)	43	24	73( 4)	-5	2	79( 2)	46	55	
Kairi 81/82	35( 7)	14	5	-	-	-	-	-	-	
Kairi 82/83	-	-	-	-	-	-	-	-	-	
Rata-rata	33(22)	27	16	-	-5	3	61(23)	46	57	
Nilai hasil (\$ ha <sup>-1</sup> )										
Kingaroy 81/82	82( 2)	28	14	56( 7)	-14	-11	75( 3)	43	49	
Kingaroy 82/83	66( 3)	38	32	74( 4)	-14	-5	79( 2)	38	56	
Kairi 81/82	42( 6)	29	24	-	-	-	-	-	-	
Kairi 82/83	39( 6)	24	22	-	-	-	-	-	-	
Rata-rata	39(21)	30	23	43(31)	-14	-8	53(23)	38	48	

+ Nilai dalam tanda kurung menunjukkan simpangan baku.

++ Dihitung berdasar transformasi  $Z = 1/2(\ln(1+r) - \ln(1-r))$  (Snedecor dan Cochran, 1980).

§ Tidak dihitung karena kuadrat tengah galur tidak berbeda nyata ( $P > 0.05$ ).

adanya pengaruh ragam yang tidak aditif. Rata-rata heritabilitas secara komponen ragam dari analisa gabungan juga menunjukkan nilai yang lebih kecil dengan simpangan baku yang lebih besar dibanding analisa dalam masing-masing lingkungan. Hal ini juga menunjukkan adanya pengaruh dari interaksi genotipa x lingkungan dalam pendugaan heritabilitas untuk suatu lingkungan.

Adanya heritabilitas negatif pada populasi A7 baik dengan metoda unit baku maupun dengan heritabilitas nyata menunjukkan adanya perubahan derajat keunggulan dari penampilan galur-galur yang digunakan di Kingaroy. Oleh karena pada populasi ini lingkungan pengujian merupakan lokasi yang sama hanya berbeda generasi yang ditanam. Pada populasi A3 dan A10 mungkin tidak terjadi perubahan derajat keunggulan dari galur-galur yang digunakannya. Kemungkinan lain masalah ini tidak terlihat pada pendugaan heritabilitas untuk kedua populasi tersebut karena lingkungan pengujinya merupakan rata-rata dari ketiga lingkungan lainnya.

### KESIMPULAN

Dalam usaha membuat daerah pertanaman kacang tanah lebih produktif, daerah pertanaman tidak perlu dibagi menjadi sub-sub areal. Bagi program pemuliaan, waktunya dapat dipersingkat dengan membuat percobaan dengan menambah lebih banyak lokasi tanpa perlu membuat pengujian antar tahun. Pendugaan heritabilitas yang hanya berdasar satu lingkungan akan berbias oleh karena adanya pengaruh interaksi genotipa x lingkungan serta kemungkinan adanya peran gen dominan dan epistasi sehingga penafsiran heritabilitasnya harus dilakukan dengan lebih hati-hati dan dengan penuh pertimbangan.

### UCAPAN TERIMA KASIH

Penulis berterima kasih atas kesempatan yang diberikan oleh Queensland Department of Primary Industries baik dalam menggunakan data yang tersedia maupun penggunaan komputer selama penelitian ini berlangsung. Penelitian ini juga mendapat bantuan biaya dari Australian International Development Assistance Bureau.

### DAFTAR PUSTAKA

- Anderson, R.L. and T.A. Bancroft. 1952. *Statistical Theory in Research*. Mc Graw Hill Book Company. Inc. New York.
- Arrendell, S., J. C. Wynne, G. H. Elkan and T. G. Isleib. 1985. Variation for nitrogen fixation among progenies of a virginia x Spanish peanut cross. *Crop Sci.* 25(5) : 865 - 869.
- Chioy, H. Y. and J. C. Wynne. 1983. Heritabilities and genetic correlations for yield and quality traits of advanced generations in a cross of peanut. *Peanut Sci.* 10:13-17.
- Coffelt, T. A. and R. O. Hammons. 1974. Correlation and heritability studies of nine characters in parental and infraspecific-cross populations of *Arachis hypogaea*. *Oleagineux* 29 : 23 - 27.
- Dudley, J. W. and R. H. Moll. 1969. Interpretation and use of estimates of heritability and genetic variances in plant breeding. *Crop Sci.* 9(3) : 257 - 262.
- Frey, K. J. and T. Horner. 1957. Heritability in standard unit. *Agron. J.* 49:59-62.

- Gibbons, R. W., A. H. Bunting and J. Smart, 1972. The classification of varieties of groundnut (*Arachis hypogaea* L.) *Euphytica* 21 : 78 - 85.
- Gibori, A., J. Hillel, A. Cahaner and A. Ashri. 1978. A 9 x 9 diallel analysis in peanuts (*A. hypogaea* L.) : Flowering time, tops' weight, pod yield per plant and pod weight. *Theor. Appl. Genet.* 53:169-179.
- Green, C. C., J. C. Wynne and M. K. Beute. 1983. Genetic variability and heritability estimates based on the F<sub>2</sub> generation from crosses of large-seeded Virginia-type peanuts with lines resistant to *Cylindrocladium* black rot. *Peanut Sci.* 10 : 47 - 51.
- Kemphorne, O. 1952. *The Design and Analysis of Experiments.* John Wiley and Sons. Inc.
- Linn, H. 1966. Studies on the genetic behaviour of quantitative characters in the hybrid progenies of Virginia and Spanish peanut. *J. Agric. Assoc. China.* 16 : 17 - 24.
- Linn, H., C. C. Chen and C. Y. Lin. 1971. Studies on the effect of selection for yield of pod at different planting densities in F<sub>5</sub> bulk population of peanut. *J. Agric. China.* 47 : 27 - 35.
- Mohammed. J. J., J. C. Wynne and J. O. Rawlings. 1978. Early generation variability and heritability estimates in crosses of Virginia and Spanish peanuts. *Oleagineux* 33 : 81 - 86.
- Osborne, R. and W. S. B. Paterson. 1952. On the sampling variance of heritability estimates derived from variance analyses. *Proc. Roy. Soc. Ed. B* 64:456-461.
- Rosielle, A. A. and K. J. Frey. 1975. Estimates of selection parameters associated with harvest index in oat lines derived from a bulk population. *Euphytica* 24 : 121 - 131.
- Sangha. A. S. and K. S. Labana. 1982. Diallel analysis in groundnut (*Arachis hypogaea* L.) *Theor. Appl. Genet.* 64 : 59 - 63.
- Sattherthwaite, F. E. 1946. An Approximate distribution of estimates of variance components. *Biometrics* 2 : 110 - 114.
- Snedecor, G. W. and W. G. Cochran. 1980. *Statistical Methods.* Seventh edition Ames. Iowa State University Press.
- Wynne, J. C. and J. O. Rawlings. 1978. Genetic variability and heritability for an intercultivar cross of peanuts. *Peanut Sci.* 5 : 23 - 26.
- Wynne, J. C. and W. C. Gregory, 1981. Peanut breeding. *Advanced in Agronomy* 34 : 39 - 72.
- Wynne, J. C. and T. A. Coffelt. 1982. Genetics of *Arachis hypogaea* L. In H. E. Pattee and C. T. Young (Eds.). *Peanut Science and Technology.* American Peanut Research and Education Society, 50 - 94.