

生 系 遗 传 学

K. 梅 賽 爾 著

科 學 出 版 社

K. MATHER
BIOMETRICAL GENETICS

Methuen & Co. Ltd.

London, 1949

內容提要

連續變異的性質是進化理論以及改良動植物實踐的基礎，本書為連續變異的研究提供理論與方法。全書涉及的內容有遺傳的基礎、性狀、尺度、變異的成分、連系、有效因子的數目等等。

本書可供遺傳學、生物、農業研究與教學工作者參考。

生 統 遺 伝 學

K. 梅賽爾 著

吳仲賢 譯

*

科学出版社出版 (北京朝陽門大街 117 号)

北京市書刊出版業營業許可證出字第 061 号

中国科学院印刷厂印刷 新华书店總經售

*

1958 年 8 月第一版

书号：1333 字数：123,000

1963 年 8 月第三次印刷

开本：850×1168 1/32

(京) 4,086—5,685

印张：4 13/16

定价：0.85 元

目 录

第一章 遺傳學的基礎.....	1
1. 生物統計与遺傳學.....	1
2. 多基因的分离与联鎖.....	4
3. 多基因和主要基因.....	13
第二章 性狀.....	20
4. 表型与基因型.....	20
5. 遺傳分析与体质分析.....	23
6. 性狀的組合.....	27
第三章 尺度.....	34
7. 标尺度的原理.....	34
8. 标尺度的准则.....	36
9. 标尺度測驗的几个例子.....	39
10. 变换与剩余相互作用.....	45
第四章 变異的成分.....	47
11. 显性与势能.....	47
12. 子二代和子三代的变異.....	49
13. 分解子二代及其产物的变異.....	53
14. 回交.....	64
15. 随机交配的羣体.....	67
第五章 联鎖.....	78
16. 联鎖的效应.....	78
17. 联鎖的測驗.....	87
18. 大麦中的相引.....	92
第六章 有效因子的数目.....	97
19. 估計的来源.....	97

20. 估計的程序.....	103
21. 有联鎖时的預見.....	108
22. 选择下的进展速度.....	113
第七章 結果与概念.....	119
23. 生統遺傳学中的試驗.....	119
24. 显性和相互作用.....	128
25. 有效因子.....	134
符号彙錄.....	144
参考文献.....	147

第一章 遺傳學的基礎

1. 生物統計与遺傳學

我們今天所知道的遺傳科學，是隨着 1900 年孟德爾 (Mendel) 工作的重新發現而開始成長的。但是在那時候，已經有遺傳學的研究在活躍地進行；雖然這些研究對於遺傳學的理論發展貢獻較少，然而它們還是有其本身的重要性。它們是由佛郎士·高爾敦 (Francis Galton) 創始的，他在“天然的遺傳”一書中發表了他的方法和發現的一般記載 (1889)；這些工作後來為卡尔·皮爾遜 (Karl Pearson) 和他的弟子們所承繼。由於他們，統計數學對於生物學的應用問題獲得了巨大的推進；僅僅由於這個原因，他們在數量生物學的開展中就標誌著一個重要的階段。

這種工作在它所宣示的目的，闡明父母與子女的遺傳關係方面的相對失敗，是由不同的原因造成的。孟德爾自己認為他的先輩的失敗，是由於他們的試驗不可能“確定雜種的後代所借以出現的不同類型的數目，或是把它們按照它們的各別世代予以可靠的歸類，或是明白地探討它們的統計關係”。固然高爾敦的工作在這第三方面不能夠認為是失敗了，但他所選擇的材料的性質使他在另兩方面沒有可能成功。他之大量利用人類資料，及其小的家系與遺傳方面不可靠的先代，已經引進了足夠的困難；然而從遺傳規律的眼光來看，注定他的工作要失敗的，却是他之選擇數量性狀，如選擇人的高度。這些性狀在寬廣的極限間表現連續的變異，中間型在任何家系或羣體中出現得最多，而發生頻率當我們朝着任一極端前進時逐漸減少（見圖 2）。不同程度表現的頻率分佈，有時像人的高度一樣，緊緊近似於正態分佈；但是雖然保持同樣的一般形狀，在其他例子里它們與此嚴格類型有所不同，例如，是不對稱的。簡單的孟德爾比例，及其對

於遺傳結構和傳遞的粒子性或不連續性的明顯含意，取決於某些性狀的利用，根據這些性狀個體可以不含混地分為幾個（往往兩個）不同的小組：它們不能由連續變異得來。事實上，孟德爾自己在他的材料中故意忽視了這類的變異，可能是由於明白地認識到它在他的分析中只能有迷亂的影響。

但是這種連續變異不能完全加以忽視。達爾文（Darwin）自己曾經強調過小的積累步伐在進化變革中的重要性，而對於任何現存物种，特別是最熟習的人類的觀察，說明個體之間有多少的變異是屬於這一類的。因此，連續變異的遺傳問題繼續向遺傳學家挑戰；尤其是在生物統計方面，高爾敦和皮爾遜已經顯然證明這類變異至少是部分地遺傳的，雖然他們沒有發現傳遞的方式。無論高爾敦或孟德爾的方法靠自己本身都不能提供這個問題的解決。連續變異的理解有待於這兩個研究方法，遺傳和生物統計之綜合，因為它們相互補充了彼此的不足。一個給予了我們分析所必須根據的原理；另一個說明了處理連續變異的方法，如何把它用一種形式代表，以致可能作出有效的分析。

但是，由於在孟德爾的工作被重新發現以後，生物統計學家和孟德爾學者之間發生了爭論，以致綜合工作被延遲了。這種延遲為對進化變革中連續與非連續變異的重要性有不同的意見所加重，而由於雙方主角的爭辯以致分歧益深。到了一個時期，期望和解這兩種不同見解的企圖對於任何一方來說都不受歡迎。原有的分歧之所以發生似乎是由於任何一方都不了解孟德爾對於定子與效果，基因型與表型之基本區分的全部含意。生物統計學家們似乎認為連續的體質變異就包含著連續的遺傳變異的含意，而孟德爾學者們則似乎認為非連續的遺傳變異，除了顯然的非連續體質變異之外，與任何其他東西都不相容。實際上，德弗里（De Vries）把表型的變異的連續性當作是它不能遺傳的標誌。

因而，在生物統計與遺傳學的方法可以匯合以前，必須採取兩個重要的步驟。在1909年，約翰生（Johannsen）發表了他的“準確遺傳的理論綱要”。在這篇文章裏面，他敘述了導致他建立他的純系理論

的蚕豆試驗。特別是他說明了在他所研究的種子重量的變異中，發生作用的同時有能遺傳的和不能遺傳的因素；它們的效果範圍大小相同；並且除了用繁殖試法之外，沒有方法可以區分它們對於變異貢獻的多少。這樣，基因型與表型之間的關係就變得較為明白了。由於環境的作用，基因型的不連續效果可以變得均整，而連續變異在表型中得到實現。

在同一年，另一個斯堪地那維亞遺傳學家，尼爾遜·艾勒（Nilsson-Ehle），採取了另一步驟。他發現在小麥和燕麥裏面，存在有遺傳因子，這些因子不完全相同，但作用非常相似。在小麥裏，有三種這類的紅粒對白粒的因子。任何一種，在單獨分離時，子二代都可以產生的 3 紅 : 1 白的比例。兩種因子在一塊分離則產生 15 紅 : 1 白的比例，三種因子都在一塊則產生 63:1 的比例。子二代的紅粒植株遺傳結構不同，可以用栽培子三代家系的方法來証實。其中有些產生 3 紅 : 1 白的比例，其他的產生 15:1、63:1，還有產生全紅的。然而在由不同的因子造成的紅色植株之間，並沒有可發覺的顏色差異。當然在紅色方面有一些差異，但是這些似乎是與所存在的因子的數目，而不是與某些特殊的因子有關。第一級的紅色可能同樣為三個基因型 $Aabbcc$ 、 $aaBbcc$ 和 $aabbCc$ 所產生；第二級的為六個基因型 $AAbbcc$ 、 $aaBBcc$ 、 $aabbCC$ 、 $AaBbcc$ 、 $AabbCc$ 和 $aaBbCc$ 所產生等等。這樣，似乎不同的因子可能有同樣的作用，而且至少在某種程度上累積的作用。

這些小麥和燕麥中的因子具有足夠大的效果，以致使孟德爾的分析可以進行；但是尼爾遜·艾勒，以及伊斯特（East）分別地認識到，個別作用較小的類似因子可以解釋連續的數量變異，假如它們有足夠的數目在分離的話。每一個因子都按照孟德爾的方式遺傳，並且它的變革（change）會是不連續的或者質量性的（qualitative）。但是有了一些這類有同樣累積作用的因子之後，就可能產生許多不同的劑量，在其中中間型的就會是最多的（圖 1）。假如表型的表現與因子的劑量成比例，變異就會是數量的，會遵守高爾敦的頻率曲線，並且差不多是連續的。連續性會為不能遺傳的因素的迷糊作用所完

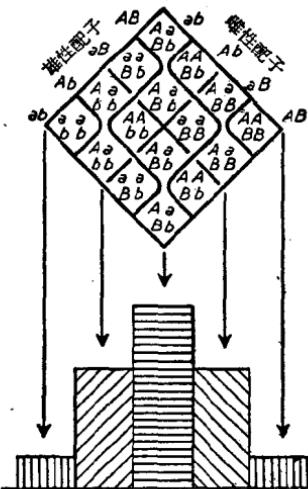


圖1 多基因或多基因因子理論。有兩個有同等加性效果但無顯性的因子時，在子二代所獲得的表型的分佈，假定忽視不能遺傳的變異。表型的表現與基因型中大寫字母的數目成比例。如有三個這類基因就有七個表型小組，四個基因有九個小組， n 個基因有 $2n+1$ 個小組。

成，這當然會使不同基因型的表現範圍相互重疊。

在以後的十年中，這個多重因子假設，按照那時的稱呼，被應用、特別是被伊斯特及其同事與費歇（Fisher）應用於許多不同的生物。伊斯特證明在煙草和玉米中，有一些連續變異的性狀的遺傳完全可以用這種看法來解釋〔例如，伊斯特，1915；艾墨遜（Emerson）與伊斯特，1913〕。費歇把生物統計與遺傳學的綜合推進得更遠一些。他證明生物統計學家們自己的結果，特別是他們發現的人類親屬間的相關，根據新的看法是必然會出現的（費歇，1918）。從生物統計學家們自己的資料，他能證明多重因子的顯性，並且他首先試圖把連續變異，分成多重因子假設使他期望獲得的幾個組

成部分。

2. 多基因的分离与联鎖

多因子假設的主要特點有二：主導的因子或基因是按照孟德爾方式遺傳的；這些因子彼此有相似的效果，互為補充，並且與不能遺傳的變異，或至少是整個變異比較起來算是小的效果。這樣，表型的勻整、連續變異就可能由基因型的不連續、量子式的變異所產生。

在假設這些多因子或多基因系統時有一個顯然的危險。構成的基因在它們的效果方面如此相似，並且如此為不能遺傳的因素所模擬，以致它們在這些系統中不能個別地辨認。既然這些基因顯然不能用孟德爾式的技术來追蹤，我們怎樣能肯定它們的確是載於染色體上，並因而遵守孟德爾式的遺傳呢？

在消極方面，有正反交的証據。雖然假定由於多基因的控制，這些正反交在連續變異的性狀方面有時有一些差異，但是這種差異不比非連續性變異性狀的差異為多。因此，兩個親本對於子代基因型的貢獻一般相同，如所期望於核遺傳的一樣；而並非不等的，如遺傳為別種方式時所期望的。

但是，還有更加積極的証據。由核所攜帶的基因的特徵有二，即分離與聯鎖。雖然所討論的基因的分離或聯鎖都不能用通常的方法觀察，但是，必需的測驗可以用其他的方法來進行。

假如我們拿兩個不同的近親繁殖系，並因而是差不多很忠實繁殖的品系，它們和它們的子一代將只在不能遺傳的因素起作用的方面表現變異。但是在子二代中，區分親本的核基因的遺傳分離將會發生，並且它所造成的能遺傳的變異將會加在不能遺傳的變異之上。因而子二代應該比親本和子一代的變異性都大；它的頻率分佈將會較寬較平。此外，正如孟德爾所證明的，每個基因在子二代個體的半數中是雜合的。分離在子三代的家系中還會發生，但是平均說來，只有半數的基因會這樣做。因此，子三代家系的平均變異，將一方面位於子二代、而另一方面位於親本和子一代的變異之間；但是這些家系本身之間將會有差異，有的具有接近一個極端的方差，有的接近另一極端的方差，多數的介乎其中。同時，子二代個體所借以區分的純合基因將會產生子三代家系的平均表型之間的差異；而這些平均數將與子二代親本的表型相關。即使在親本品系並非很忠實地繁殖的地方，子二代一般（雖則不無可避免地）會表現比無論是子一代或親本都要大的變異。

這樣，分離的必要測驗可以在雜交後不同世代的相對變異中找到。只需要說，在任何一次作了嚴格的測驗之後，而且許多的測驗也已經做過，結果總是與根據核遺傳的期望相符。一個代表性的情況顯示於圖2中。

聯鎖是核基因的第二種性質，它的測驗可以有兩類。我們可以尋找數量基因（或多基因，假如我們按照它們所決定的多基因變異來稱呼它們）與帶有主要效果的基因的聯鎖，這些主要基因可以用孟德

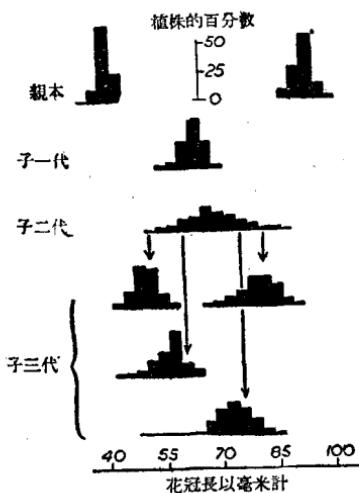


圖2 茄草(*Nicotiana longiflora*)中花冠長的遺傳(伊斯特, 1915)。為了表达的方便, 結果以个体分組的頻率百分數來表示, 每組包括3毫米長度的範圍, 並且中心為34、37、40毫米等等。這種分類很勉強, 並且所出現的間斷性是虛偽的: 花冠長的變異性事實上很連續。

子一和子二代的平均數介乎親本的平均數之間。四個子三代家系的平均數, 按照箭頭所示, 與它們所由產生的子二代植株的花冠長相關。親本和子一代的變異全是由遺傳的, 因此比子二代的變異為小, 在這裏面還有由於在交配中所牽涉到的基因的分離所表現的額外變異。子三代的變異平均說來比子二代的要小, 但是比親本和子一代的要大些。它的大小在不同的子三代中有差異, 依分離基因的數目而定。

要基因相聯鎖的最後証據。這種效果可能是由於P本身多效的第二級效應。然而, 這樣的一種批評在其他的試驗中被否定了。拉斯莫孙(Rasmussen, 1935)研究了豌豆雜交中開花期的變異。開花期作為與每年為此而種的某些標準品種的平均開花期的以日計的偏差來說明。一個正的偏差表示開花期比標準的要晚些, 而一個負的偏

爾的方法來探究。或者我們可以尋找多基因本身之間的聯鎖。

明顯的多基因與主要基因之間的聯鎖的第一個事例是薩格斯(Sax)(1923)所報導的。他把一個有大的帶色種子的菜豆(*Phaseolus vulgaris*)品系與另一個有小的白色種子的品系雜交。種子的大小表明其本身為一個有連續變異的性狀, 但是色素証實為一個基因差異所造成, 子二代產生了3個帶色: 1個白色種子植株的比例。根據子三代的後代, 帶色的子二代植株又分為純合子與雜合子。當測定子二代的三組植株, PP、Pp與pp的菜豆重量時(P是產生色素, 而p不產生色素的), 賓得了表1中所列舉的豆子平均重量。

標準誤差說明種子重量的差異是顯著的。如在親本中一樣, P與大種子, 而p則與小種子相聯繫。事實上, 平均重量幾乎與所存在的P等位因子成比例。

當然, 這並非控制種子重量的一個以上的多基因與控制色素的主要基因相聯鎖的最後証據。這種效果可能是由於P本身多效的第二級效應。然而, 這樣的一種批評在其他的試驗中被否定了。拉斯莫孙(Rasmussen, 1935)研究了豌豆雜交中開花期的變異。開花期作為與每年為此而種的某些標準品種的平均開花期的以日計的偏差

表1 菜豆的一个子二代的种子重量
(以厘克計) (薩格斯, 1923)

植株的数目	顏色結構	平均种子重量
45	PP	30.7±0.6
80	Pp	28.3±0.3
41	pp	26.4±0.5

於一个主要基因, A-a。在这兩個品种的子二代中, 有色植株的平均开花期为 5.37 ± 0.31 , 而白色植株的为 2.11 ± 0.76 。差異是显著的, 而有色的比白的要晚些, 就像由亲本中所期望的一样。差異比亲本之間的差異要小, 但是这只能說明色素基因与控制开花期的多基因系統之間的联系不完全。

至此为止, 結果是与菜豆的情况相似; 但在以前还作过一次杂交, 从而选出了一个早期开花的有色品系(HRT-II)。它的平均开花期几乎像 Bism 的开花期一样早, 即 -6.1 。在 HRT-II \times Bism 的第二子代中, 有色的平均数为 -7.97 ± 0.36 , 而白的为 -8.30 ± 0.81 。与顏色有联系的开花期的差異不見了。因此原有杂交的差異必然是由於有一个以上的开花期基因与控制色素的主要基因相联鎖。HRT-II 含有携带 Gj 的顏色基因和 Bism 的早期开花的一个或更多的基因的重組染色体。

为了使本例完整, 可以指出在 HRT-II 与一个晚期开花的白色品种 St 的杂交中, 子二代的有色植株的平均开花期为 -1.24 ± 0.20 , 而白色的为 1.63 ± 0.23 。这里的关系按照由联鎖所期望的方式正好相反。

表2 豌豆的开花期 (拉斯莫孙, 1935)

杂交	子二代植株的平均开花期		开花期的差異 (A-a)
	有色的 (A)	白的 (a)	
Gj \times Bism	5.37	2.11	3.26
HRT-II \times Bism	-7.97	-8.30	0.33
HRT-II \times St	-1.24	1.63	-2.87

差則表示要早些。

以他的一个杂交为例, 带有顏色的花的品种 Gj 的平均开花期为 8.5, 而带有白色花的 Bism 为 -9.3。花之有色对白色决定

主要基因与控制連續变異的多基因之間的联鎖的許多事例曾經有人报导，虽然在多数的里面，主要基因的多效作用的可能性沒有經重組的證明最后排除掉。在果蝇 (*Drosophila melanogaster*) 中，在这里所有的染色体都可以用主要基因来标誌着，已經有可能證明它們都帶有影响一个單獨的連續变異性狀，如卵的大小的多基因 [瓦倫 (Warren), 1924]。在几个这类試驗中，把一些沒有标記的染色体与同一有标記的測驗染色体加以比較之后，也已經證明其差異不可能是由主要基因本身造成的。必然也有多基因在起作用。梅賽尔在这种蝇类中所敍述的情况(1942)可引以为例。

影响一个連續变異性狀腹剛毛数的基因在染色体中的分佈，在四个原系 O、B、H 和 L 中被追随着。其中的每一个都与一个共同的測驗原系杂交，在它里面大的第二和第三染色体各有基因 Pm 和 Sb 作标記。小的第四染色体沒有标記，因而不能追随。X 染色体在 B 和 H 本身里有基因 B 作标記，因而在它們的測交中可以追随；但是在 O 和 L 里沒有标記，因而不能在其測交中加以追随。从四种子一代中都培养了子二代，同时每种也各与其亲本 O、B、H 或 L 回交。在雄蝇中当然沒有重組。在雌的里面，第二染色体的重組大部为一个逆位所抑制，第三染色体的部分为一个較小的逆位所抑制，在 X 中的不受影响。由标記基因所区分的各組蝇的腹剛毛平均数被記下来，并由此来测定不同染色体的影响。第二子代和回交的結果合列於表 3 之内。

四种被測驗的第二染色体超出共同測驗者作用范围的数目，按照剛毛的平均数来衡量，为 -1.05 至 3.09，而第三染色体的为 -2.65 至 0.48。这些結果也可以述为超出数間的相互比較，借以消除用作測驗的染色体，以及与其一道用作标記的主要基因的影响。这样，O 的第二染色体比測驗者的就超出了 0.93。B 的第二染色体超出了 0.23。因而 O 的染色体比 B 的超出了 0.93 - 0.23。用这种方式所作的比較說明於表 3 的下面部分，而从标准誤差中很显然，O、B、H 和 L 的第二与第三染色体的多基因內容必須認為本身間有所不同。在唯一能够在杂交中追随 X 染色体的兩种原系 B 和 H 中，在它們的

表3 果蝇 *Drosophila melanogaster* 的腹剛毛数

(梅賽爾, 1942)

原 系	平均腹剛毛数		归於染色体的剛毛数差異*		
	♂	♀	X	II	III
O	39.9	44.6	—	0.93	-0.67
B	36.1	43.5	0.89	0.23	-0.96
H	44.4	52.3	3.10	3.09	0.48
L	27.6	34.5	—	-1.05	-2.65
平 均					
O 和 B	38.0	44.1	—	0.58	-0.81
H 和 L	36.0	43.4	—	1.02	-1.09

* 在所有各例中均作为超出測驗者的來說明。

比 較	染 色 体 的 差 異		
	X	II	III
O-B	—	0.70±0.91	0.29±0.85
O-H	—	-2.17±0.91	-1.15±0.85
O-L	—	1.98±0.85	1.98±0.85
B-H	-2.21±1.12	-2.86±0.98	-1.44±0.85
B-L	—	1.28±0.91	1.69±0.85
H-L	—	4.14±0.91	3.13±0.85

X 染色体之間，也有同样的差異。-

我們可以使分析更进一步。品系 B 和 L 在雄体中差異为 8.3 根剛毛，在雌体中为 8.8 根。与三个主要染色体 X、II 和 III 相联系的差異各为 2.21、2.86 和 1.44，总数共为 6.51 根剛毛。因此測驗可以解釋原系本身間四分之三的差異。我們知道，培养第二子代和回交的技术，在这种情形下，只可以显露 O、B、H 和 L 基因中某些基因的全部作用，它們對於用作測驗的原系中它們的等位因子是完全隐性的。O、B、H 和 L 中的完全显性的多基因完全不能發現，而部分显性的多基因的影响只能按照它們隐性的程度得到觀察。根据染色体所解釋的 6.5 根剛毛的总数因此不能代表 B 和 H，所以不同的所有多基因的作用，除了在某种不大可能的情形下，即它們對於測驗者

中，它們的等位因子全都是完全隱性的。因而，根據我們從這個測驗所能判斷的程度，不僅剛毛數的連續變異是處於染色體中的多基因的控制之下，而且原系間所有的能遺傳的變異都可以合理地歸屬於這類多基因。

這個試驗在另一方面也有興趣。品系 H 和 L 原來是由 B 與 O 間的雜交選擇高和低的剛毛數得來的。從表中很顯然，不同染色體的基因內容在這種過程中受到了改變。這樣，O 與 B 在第二或第三染色體方面並沒有顯著的差異，雖然 O 比 B 略高。但是 O 在二者方面都肯定比 H 低和比 L 高，而 H 和 L 則甚至差異更大。

然而 H 和 L 對於測驗者的平均超出數在第二染色體為 1.02，而在第三染色體則為 -1.09。這些數字類似於 O 和 B 的超出數平均時所獲得的數字 0.58 和 -0.81。似乎 H 和 L 彼此間含有與 O 和 B 同樣的影響剛毛數的多基因，而從 $B \times O$ 選擇 H 和 L 主要是造成這些基因的重新分配。新的差異似乎並沒有產生至若何的程度。這與建立 H 和 L 品系時突變不能解釋所獲得的大部分選擇反應的發現相符合（梅賽爾，1941）。換言之，影響腹剛毛數的多基因在所選的品系中必然是得到了重組，以致 O 和 B 染色體中的 +— 与 —+ 組合各為 H 和 L 中的 ++ 与 -- 組合所代替。多基因不僅與主要基因表現聯鎖，它們彼此間也表現聯鎖。因而我們所預見的兩種聯鎖在這個試驗里都得到了証實。

在這樣一個選擇試驗里，在其中反應差不多完全決定於染色體中基因重組所造成的新分佈，在我們所選擇的性狀以外的連續變異性狀必然也時常受到影響。因為在任何控制另一性狀的基因與控制當前任性狀的基因沿着染色體混雜的地方，一組的重組將意味着另一組的重組。用選擇重新分佈的基因組合的辦法固定某一性狀將意味着另一性狀的重新分佈的基因組合之固定，結果表型就可能改變了（圖 3）。這樣，另一性狀對於目的原不在改變它的選擇就可能表現一種相關的反應，雖然這種相關反應的方向和大小很可能是不可預測的[維根（Wigan）和梅賽爾，1942]。

這一種相關反應必然是在由 $B \times O$ 選擇 H 和 L 品系時發生的，

因在所選擇的兩個品系中，蠅的繁殖力都降低了。繁殖力的降低事實上一般地伴隨着果蠅剛毛數的選擇性變化。它在魚類中也曾經發現過[斯維爾德遜 (Svärdson), 1944]。這種效果，當然，也可能歸屬於多基因的多效作用，假如兩個性狀的關係被證明是穩定的話。然而現在有證據反對多效作用的假定 [梅賽爾和哈利遜 (Harrison), 1948]。

對於兩個果蠅原系間的雜交蠅，我們進行了增加剛毛數的選擇 (圖 4)。剛毛的平均數升高了 20 代，並且繁殖力也照常同時下降。經過這 20 代的選擇之後，繁殖力如此之低，以致這個品系在選擇之

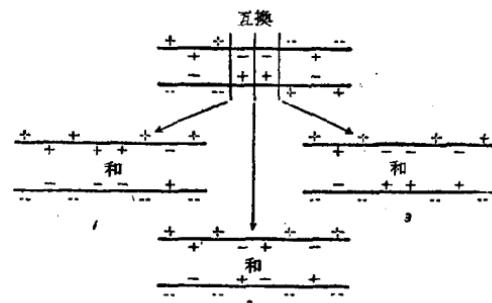


圖 3 對於選擇的相關反應。控制第一性狀的基因 (+ 和 - -) 的重組隨有控制第二性狀的基因 (+ 和 -) 的重組，對於這第二性狀並沒有進行選擇。這種重組，按照產生重組的互換的位置，可能造成或不造成控制第二性狀的基因朝着任一方向的平衡 (2) 或不平衡 (1 和 3)。因此，這個性狀對於第一性狀的選擇的反應可能是朝着任一方向的，或者是不存在的。

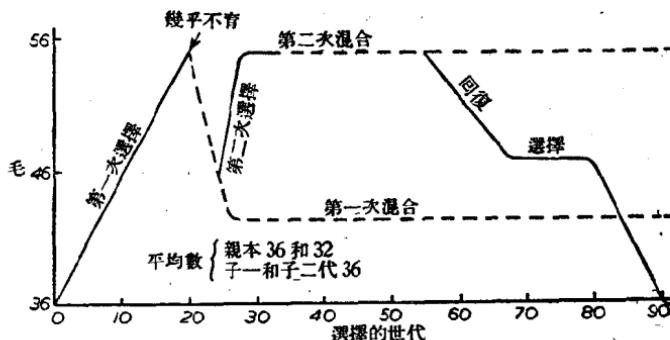


圖 4 果蠅中為了腹剛毛數的增加進行的選擇 (梅賽爾和哈利遜, 1948)。在第一次選擇中，平均剛毛數的增加伴有繁殖力的降低。當剛毛數的選擇放鬆後，繁殖力開始起作用，而剛毛數則降低了。第二次剛毛數的選擇沒有產生繁殖力的相關反應，並且第二次選擇的放鬆不跟有剛毛數的降低，雖然按照有效的回復選擇所證明的，原系並非純合的。整線表示選擇，而斷線則表示沒有選擇的混合培養。

下無法維持。於是就採用混合培养，而繁殖力就立即開始上升，無疑地由於培养瓶中對於繁殖力的自然選擇的結果。這種繁殖力的增加伴隨有相應的剛毛數的急劇下降，按照實際上我們所應該期望的，不論對於繁殖力或剛毛數的影響是決定於同樣基因的多效作用，或者由於降低繁殖力的基因與增加剛毛數的基因相聯鎖。

經過了三代的混合培养之後，又進行了增加剛毛數的選擇。四代的這種選擇把剛毛數恢復到原來必須進行混合培养時所得到的高峯值。但是這一次，沒有發生同樣的繁殖力的喪失，而新的高品系保持了這個高峯值八十年代，以後選擇才又為混合培养所代替。此外，不僅這個新的混合培养保持它自己在一個繁殖力經一代選擇之後很低的水平，而且即使它本身含有使毛數降低的所有基因原料，它還是這樣做了，這是在後來有效地試行朝下的選擇時証實的。這樣，較低的繁殖力現在不是與較高而是與較低的剛毛數相聯繫。

結論是明顯的。在第二次高選擇中，低繁殖力與較高的剛毛數的聯鎖被破壞了，以致第二次的混合品系沒有第一次選擇後所存在的低繁殖力組合的負擔。這一種重新聯繫，根據聯鎖假定的重組，必然會時常發生。根據多效作用的另一假定，它不可能有簡單的解釋。這樣，似乎控制不同性狀的多基因，像控制同一性狀的多基因一樣，也可能是相聯鎖的。

這種聯鎖也不限於控制剛毛數和繁殖力的多基因。在我們所剛敘述的選擇試驗里，剛毛數的選擇在精囊的數目、交配行為和某些眼的變態出現的頻率，以及繁殖力方面，都見到產生有相關的反應。其他的性狀，當然，也可能受到影響，但是沒有被注意到。無論如何，所實際觀察到的相關反應的數目提供一種指示，說明不同多基因系統間聯鎖關係的複雜性。

我們現在已經見到，控制連續變異的基因，在與那些控制不連續孟德爾變異的主要基因同樣的世代內分離；同時它們彼此間，像與某些標誌特殊染色體的主要基因一樣，表現聯鎖。此外，在相反的雜交中，少有牽涉到胞質遺傳所獲得的差異的証據。並且在一張部分收支單可以開出的情況下，它很可能與這種看法相符，即所有能遺傳的

变異都可以用染色体上所携带的基因来解释。核對於細胞的其余部分，無論是在連續变異，或主要的不連續变異的控制方面，显然都是很強有力的。

3. 多基因和主要基因

用主要基因作标记不仅使我們可以看出，多基因是載於染色体上；它也使我們可以證明，在果蝇中，同一多基因系統的不同份子被携带於所有的三个主要染色体， X ，第二和第三上（表 3）。这些染色体中的每一个都提供了由於它所携带的多基因的重組而变革的証据，以致在控制腹剛毛数的連續变異系統中，至少要有六个多基因。

在果蝇中，關於这个性狀，其他杂交的行为与所敘述的有所不同（梅賽爾，1941），因而我們必須假定，它們在其他基因方面还有差異，这些基因也是影响腹剛毛数的多基因系統的份子。因而，这个系統的多基因数目必須超过六个的最低数，虽然我們不能說究竟是多少。

“斯条登特”（‘Student’）（1934）曾經估計，至少要有二十个多基因控制玉米的含油量，而許多研究过連續变異的遺傳学家还要把这个数字訂得更高（見拉斯莫孙，1933）。实际上，“斯条登特”自己的意見是，在他的例子中，基因的数目比較接近二百而不是二十。但是，多基因系統中基因數目的問題，是一个我們將來还必須回头討論的問題。現在只需說明，最低是好些个而不是少数的。

我們以後將說明（节 13）， $B \times O$ 杂交中腹剛毛数的不能遺傳的方差为 6.7。不能遺傳的标准差因而約為 2.6。然而品系 H 和 L 的差異約 17 根剛毛，以致如負責的是不超过六个多基因的最低数，每个基因差異的平均效果將少於 3 根剛毛。因而个别多基因的平均效果至多只有不能遺傳的标准差的大小。如六为多基因數目的低估值，它們的平均效果必然會相应地小於变異的不能遺傳部分。

这个多基因系統的不同份子彼此間只可以由它們的联鎖关系加以区别。它們對於表型有类似的效果，而且这种类似性甚至扩展到整个染色体的大体作用方面。再者，不同基因的效果必定是补充的，