EESTI NSV TEADUSTE AKADEEMIA TOIMETISED 26. KÖIDE BIOLOOGIA. 1977, NR. 4

ИЗВЕСТИЯ АКАДЕМИИ НАУК ЭСТОНСКОЙ ССР. ТОМ 26 БИОЛОГИЯ, 1977, № 4

https://doi.org/10.3176/biol.1977.4.07

УДК 576.858.9

# Олег ТООМПУУ, Авигея ИВАНОВА, Виктор ЩЕРБАКОВ

# ИЗУЧЕНИЕ КОЛИЧЕСТВЕННЫХ ЗАКОНОМЕРНОСТЕЙ ГЕНЕТИЧЕСКОЙ РЕКОМБИНАЦИИ У ФАГА Т4. V. ОПТИМИЗАЦИЯ ПАРАМЕТРОВ ТЕОРИИ С УЧЕТОМ РАЗЛИЧНОЙ КОРРЕКТИРУЕМОСТИ МУТАЦИЙ

В предыдущей работе (Тоомпуу и др., 1976) обнаружено, что частота рекомбинаций между двумя очень тесно сцепленными мутациями rII чувствительна к присутствию в системе третьего, не проявляющегося фенотипически маркера, если последний вводится в непосредственной близости от изучаемых мутаций. Этот факт позволия предположить, что коррекция молекулярных гетерозигот у Т4 зависит от структуры репарируемого участка и, следовательно, должна быть аллель-специфической. Действительно, последующие исследования показали, что частота коррекции к дикому типу варьирует для разных мутантов от величин менее 1.10-2 до 1.10-1 (Тоомпуу, Щербаков, 1976а; Щербаков и др., 1977а; Щербаков и др., 1977б). В случае малых частот рекомбинации при сопоставлении теории (Тоомпуу, Щербаков, 1975) с экспериментом в тестах на аддитивность (Тоомпуу, Щербаков, 1976б) и на интерференцию (Тоомпуу, Щербаков, 1976в) разная корректируемость мутаций должна отражаться в увеличении разброса точек из-за непостоянства параметра корректируемости. К сожалению, имеющиеся в литературе данные по двух- и трехфакторным скрещиваниям мутантов rII фага T4 (Chase, Doermann, 1958; Edgar и др., 1962; Fisher, Bernstein, 1965) относятся к маркерам с неизвестной корректируемостью. В этой связи в данном исследовании измерялись частоты рекомбинации между такими мутантами rII, о корректируемости которых мы имели представление по независимым экспериментам (Щербаков и др., 1977а; Щербаков и др., 1977б). Частоты группировали по мутантам с близкой корректируемостью, и на ЭВМ по критерию минимальной интерференции проводился поиск наилучших параметров теории, учитывая при этом распределение длины гибридной области, а также вклад двойных статистически независимых рекомбинационных событий в измеряемые частоты рекомбинации.

### Материал и методика

Питательные среды, получение фаговых клонов, определение титра фагов и техника стандартных скрещиваний описаны ранее (Тоомпуу и др., 1976).

Бактерии. В работе использованы штаммы Escherichia coli BB, 594( $\lambda$ ), K233 (получены из коллекции ВНИИ-Генетика), CA244, CA265, CA180 (получены от Ф. Сталя, США). Штамм BB использовался в качестве хозяина во всех фаговых скрещиваниях, для приготовления фаговых клонов и определения титров в них, а также для измерения тотального выхода фага в скрещиваниях. Штамм 594( $\lambda$ ) непермиссивен

для всех мутантов rII. Штамм K223, лизогенный по  $\lambda$ , пермиссивен для мутантов rII типа опал (кодон УГА) и непермиссивен для прочих мутантов rII. Штаммы CA265 и CA180, также лизогенные по  $\lambda$ , являются пермиссивными для мутантов rII типа амбер (кодон УАГ) и непермиссивными для прочих мутантов rII. Штаммы CA265, CA180 и CA244 изогенны.

Бактериофаги. Использованные в работе мутанты rII фага T4 приведены на рисунке. Мутации a4, a5,  $\beta1$ , FC1,  $\beta8$ , FC9,  $\beta9$ ,  $\beta10$  и FC0относятся к мутациям типа сдвига фазы. Маркеры H72 (амбер), UV200 (охра), amUV200 (амбер), HE122 (амбер), UV375 (охра), amUV375(амбер), 360 (охра), X511 (охра), opUV357 (опал) представляют собой мутации типа замены основания (нонсенс), а маркер W8-33 — делецию локализованную в дистальном участке гена rIIB. Мутации a1, a2 и a3 это спонтанные точковые мутации неизвестной структуры. Мутация a2выделена как предположительный внутригенный супрессор a1 (Чирков и др., 1976). Однако при прямой проверке потомства от скрещивания a1+a2 среди рекомбинации с фенотипом  $rII^+$  двойной мутант a1a2не обнаружен.



Последовательность маркеров в области rII фага Т4. Расстояния между маркерами даны не в соответствии с масштабом,

Дикий штамм T4D получен от К. Эбисузаки (Канада). Мутанты UV200, HE122, FC1, UV375, 360, X511, FC9, FC0 получены от С. П. Чеймпа (США), мутант H72 — от Ю. П. Винецкого (Институт общей генетики АН СССР), мутант W8-33, первоначально выделенный С. Бензером (США), — от Н. И. Матвиенко (Институт биохимии и физиологии микроорганизмов АН СССР). Амбер-мутант amUV200 получен нами

Частоты рекомбинации в двух- и трехфакторных скрещиваниях rll-мутантов фага Т4

13	Маркеры				The survey of the second	200 000 000	
rpyum	i	j	k	$M_{i/j} \cdot 10^2$	$M_{j/h} \cdot 10^2$	$M_{j/ik} \cdot 10^4$	
1	2	3	4	5	6	7	
I	H72 H72 H72 H72 H72 H72 H72 amUV200 amUV200 amUV200 amUV200 HE122 HE122 HE122 HE122 HE122	$\begin{array}{c} UV375\\ 360\\ X511\\ FC9\\ UV375\\ 360\\ X511\\ FC9\\ UV375\\ 360\\ X511\\ FC9\\ UV375\\ 360\\ X511\\ FC9\\ UV375\\ 360\\ X511\\ FC9\end{array}$	opUV357 opUV357 opUV357 W8-33 W8-33 W8-33 W8-33 opUV357 opUV357 opUV357 opUV357 opUV357 opUV357 opUV357 opUV357 opUV357	${}^{3}6,90\pm0,84$ ${}^{3}8,64\pm1,02$ ${}^{4}6,28\pm0,84$ ${}^{3}7,12\pm0,64$ ${}^{3}6,90\pm0,84*$ ${}^{3}8,64\pm1,02*$ ${}^{3}6,28\pm0,84*$ ${}^{3}7,12\pm0,64*$ ${}^{2}2,68\pm0,14$ ${}^{3}2,30\pm0,18$ ${}^{2}3,20\pm0,20$ ${}^{3}2,82\pm0,16$ ${}^{3}0,206\pm0,018$ ${}^{3}0,270\pm0,010$ ${}^{3}0,340\pm0,014$	${}^{3}0,272\pm0,014$ ${}^{3}0,286\pm0,024$ ${}^{3}0,208\pm0,010$ ${}^{3}0,162\pm0,010$ ${}^{3}3,40\pm0,52$ ${}^{3}3,38\pm0,14$ ${}^{3}3,06\pm0,56$ ${}^{3}0,224\pm0,022$ ${}^{3}0,226\pm0,012$ ${}^{3}0,198\pm0,006$ ${}^{3}0,133\pm0,008$ ${}^{3}0,194\pm0,014$ ${}^{3}0,204\pm0,028$ ${}^{3}0,157\pm0,030$ ${}^{3}0,110\pm0,009$	$\begin{array}{c} {}^{3}9,86\pm0,74\\ {}^{3}10,9\pm1,0\\ {}^{3}7,84\pm0,74\\ {}^{3}5,10\pm0,52\\ {}^{3}127\pm28\\ {}^{3}127\pm10\\ {}^{3}128\pm16\\ {}^{3}119\pm1\\ {}^{3}4,82\pm0,42\\ {}^{3}5,18\pm0,50\\ {}^{3}4,06\pm0,22\\ {}^{3}2,82\pm0,02\\ {}^{3}1,41\pm0,22\\ {}^{3}2,48\pm0,28\\ {}^{3}1,31\pm0,08\\ {}^{3}0,734\pm0,040\\ \end{array}$	

Изучение количественных закономерностей... V

1	2	3	4	5	1 1/10	6	1	7
	H72 H72 H72	<i>FC1</i> β8 <i>FC</i> 1	opUV357 opUV357 W8-33	<sup>3</sup> 8,24±1,24 <sup>3</sup> 7,54±0,20 <sup>3</sup> 8,24±1,24* <sup>3</sup> 7,54±0,20	3( 3( 32	$0,628\pm0,0$ $0,720\pm0,0$ $3,24\pm0,22$	62 84	$^{327,6\pm2,4}$ $^{326,4\pm3,2}$ $^{3133\pm15,2}$
II	H12 H72 amUV200 amUV200 HE122 HE122	β8 β9 FC1 β8 FC1 β8	W8-33 W8-33 opUV357 opUV357 opUV357 opUV357	${}^{37,54\pm0,20*}$ ${}^{37,40\pm1,40*}$ ${}^{33,10\pm0,14}$ ${}^{32,72\pm0,16}$ ${}^{30,580\pm0,012}$ ${}^{30,600\pm0,064}$	333 30 30 30 30 30 30 30	$32\pm0,20$ $3,48\pm0,54$ $3,528\pm0,00$ $3,524\pm0,00$ $3,524\pm0,00$ $3,418\pm0,00$ $3,460\pm0,00$	72 60 08 24	$^{3}108\pm4.0$ $^{3}112\pm19$ $^{3}18,2\pm2.4$ $^{3}20,8\pm2.2$ $^{3}22,4\pm2.6$ $^{3}26,2\pm4.0$
III	H72 H72 a1 a2 a3 a4	UV200 UV200 UV200 UV200 UV200 UV200 UV200	opUV357 W8-33 amUV375 amUV375 amUV375 amUV375	$^{24,96\pm0.30}$ $^{24,96\pm0.30*}$ $^{42,98\pm0.26}$ $^{42,38\pm0.14}$ $^{42,50\pm0.18}$ $^{41,25\pm0.11}$	252 34 452 452 452 452	$2,90\pm0,34$ $4,32\pm0,30$ $2,68\pm0,10$ $2,68\pm0,10$ $2,68\pm0,10$ $2,68\pm0,10$ $2,68\pm0,10$ $2,68\pm0,10$	**	$253,0\pm8,6$ $3115\pm15$ $452,8\pm3,6$ $443,6\pm2,4$ $447,2\pm3,8$ $428,2\pm2,8$
	α5 H72	UV200 α2	amUV375 opUV357	$^{41,27\pm0,09}$ $^{22,20\pm0,12}$	42 24	$1,68 \pm 0,10$ $4,18 \pm 0,18$	} *#: #f	$^{4}32,4\pm0,0$ $^{2}44,8\pm5,6$
IV	H72 H72	α3 α2	opUV357 W8-33	$^{23,40\pm0,06}$ $^{22,20\pm0,12*}$	2; 3(	$5,04\pm0,20$ $5,24\pm0,50$		$^{265,4\pm8,6}$ $^{381,8\pm8,4}$
	a1 a1 a2	α2 α3 α3	amUV375 amUV375 amUV375	$^{3}0,618 \pm 0,064$ $^{5}1,13 \pm 0,64$ $^{7}0,520 \pm 0,20$	- 44	$5,76\pm0,54$ $5,76\pm0,54$ $5,04\pm0,50$ $6,04\pm0,50$	)**  **  **	${}^{3}21,6\pm0,0$ ${}^{5}32,0\pm1,2$ ${}^{7}17,2\pm0,7$
	H72 H72 H72 H72 H72 H72 H72 H72 H72 H72	$a1 \\ a4 \\ a5 \\ \beta1 \\ a1 \\ a4 \\ a5 \\ \beta10 \\ FC0 \\ a4 \\ a5 \\ 81 \\ e1$	opUV357 opUV357 opUV357 opUV357 W8-33 W8-33 W8-33 W8-33 W8-33 W8-33 amUV375 amUV375	$^{2}2,46\pm0,14$ $^{2}4,22\pm0,40$ $^{2}4,22\pm0,02$ $^{3}7,16\pm0,60$ $^{2}2,46\pm0,14*$ $^{2}4,20\pm0,40*$ $^{2}4,22\pm0,02*$ $^{3}7,16\pm0,60*$ $^{3}6,84\pm0,86*$ $^{3}7,08\pm0,44*$ $^{7}3,08\pm0,10$ $^{5}3,02\pm0,16$ $^{3}6,94\pm0,28$	2: 2: 3: 3: 3: 3: 3: 3: 3: 3: 3: 3: 3: 4: 3: 3: 5: 4: 5: 5: 5: 5: 5: 5: 5: 5: 5: 5: 5: 5: 5:	$5,04\pm0.26$ $3,40\pm0.20$ $3,66\pm0.14$ $0,536\pm0.24$ $5,58\pm0.26$ $4,90\pm0.38$ $2,84\pm0.12$ $3,06\pm0.22$ $3,04\pm0.10$ $4,30\pm0.28$ $4,36\pm0.22$	6 ) 220 4 5 3 2 ) ) 3** 2**	$247.8 \pm 1.4$ $252.6 \pm 8.0$ $252.2 \pm 7.6$ $320.6 \pm 1.0$ $377.6 \pm 6.4$ $3109 \pm 6.2$ $398.4 \pm 11.8$ $3114 \pm 16.8$ $318 \pm 9.0$ $3116 \pm 10.2$ $771.0 \pm 3.2$ $557.8 \pm 4.6$
v	a1 a1 a2 a2 a2 a2 a3 a3 a3 a3 a3 a3 a3 a3 a4 a4 a5 a5	$\beta 1$ HE 122 a4 a5 $\beta 1$ HE 122 a4 a5 $\beta 1$ HE 122 $\beta 1$ HE 122 $\beta 1$ HE 122 $\beta 1$ HE 122	amU V375 amUV375 amUV375 amUV375 amUV375 amUV375 amUV375 amUV375 amUV375 amUV375 amUV375 amUV375 amUV375	${}^{3}5,06\pm0.38$ ${}^{3}7,08\pm0.42^{**}$ ${}^{9}2,74\pm0.10$ ${}^{9}2,44\pm0.10$ ${}^{3}4,46\pm0.06$ ${}^{3}5,50\pm0.40^{**}$ ${}^{4}2,98\pm0.18$ ${}^{5}2,62\pm0.34$ ${}^{3}4,50\pm0.20$ ${}^{3}5,90\pm0.36^{**}$ ${}^{3}3,30\pm0.14$ ${}^{3}4,96\pm0.32^{**}$ ${}^{3}3,56\pm0.42$ ${}^{3}4,60\pm0.20^{**}$	3; 10; 6 7, 3; 10, 6, 7, 3 10, 3, 10, 3 10, 3 10, 3	$0.334\pm0.0$ $0.282\pm0.0$ $4.30\pm0.282\pm0.0$ $4.36\pm0.22$ $0.334\pm0.0$ $0.282\pm0.0$ $4.36\pm0.22$ $0.334\pm0.0$ $0.282\pm0.0$ $0.334\pm0.0$ $0.334\pm0.0$ $0.334\pm0.0$ $0.334\pm0.0$ $0.334\pm0.0$ $0.334\pm0.0$ $0.334\pm0.0$ $0.334\pm0.0$ $0.334\pm0.0$ $0.334\pm0.0$ $0.334\pm0.0$ $0.334\pm0.0$ $0.334\pm0.0$ $0.334\pm0.0$ $0.334\pm0.0$ $0.334\pm0.0$ $0.334\pm0.0$ $0.0334\pm$	152** 116** 3** 152** 106** 3** 106** 3** 106** 1	${}^{3}8,84\pm0,84$ ${}^{3}10,5\pm0,6$ ${}^{9}61,6\pm2,2$ ${}^{9}49,0\pm2,2$ ${}^{3}8,54\pm0,58$ ${}^{6}10,8\pm0,7$ ${}^{4}72,2\pm2,8$ ${}^{5}55,4\pm3,4$ ${}^{3}9,16\pm0,60$ ${}^{3}11,4\pm1,4$ ${}^{3}7,24\pm0,40$ ${}^{3}8,00\pm0,38$ ${}^{3}7,62\pm0,84$ ${}^{2}8,14\pm0,50$

 $M_{j/ik}$  — удвоенная частота рекомбинантов дикого типа в трехфакторном скрещивании;  $M_{i/j}$ ,  $M_{j/k}$  — частоты рекомбинации, определяемые как удвоенные частоты рекомбинантов одного реципрокного класса. Эти частоты, за исключением отмеченных звездочками, определялись в тех же трехфакторных скрещиваниях, что и  $M_{j/ik}$ , посевом на соответствующие супрессорные штаммы *E. coli* (см. текст). Верхний левый индекс при частотах обозначает число определений.

\* Частота рекомбинации определена в скрещивании данного маркера *j* с двойным мутантом *H*72*opUV*357.

\*\* Частота рекомбинации определена в двухфакторном скрещивании.

из UV200 за счет спонтанной транзиции АТТ → АТЦ. Происхождение остальных маркеров описано ранее (Чирков и др., 1976; Щербаков и др., 1977а). Все двойные мутанты rII (таблица) получены нами.

Анализ данных на ЭВМ. Применялся усовершенствованный вариант нашей рекомбинационной модели (Щербаков, Тоомпуу, 1977). Задавались функции

$$R_{i/j} = B + \left\{ A \ erf\left(\frac{D_{ij}}{\sqrt{\pi}}\right) + (A + B - C) \left[1 - erf\left(\frac{D_{ij}}{\sqrt{\pi}}\right)\right] \right\} D_{ij} - (B - C) \ e^{-\frac{(D_{ij})^2}{\pi}},$$
(1)

$$R_{j/k} = B + \left\{ A \ erf\left(\frac{D_{jk}}{\sqrt{\pi}}\right) + (A+B-C) \left[ 1 - erf\left(\frac{D_{jk}}{\sqrt{\pi}}\right) \right] \right\} D_{jk} - (B-C) \ e^{-\frac{(D_{jk})^2}{\pi}},$$
(2)

$$2R_{j/ik} = B + (B - C) \left\{ \left[ erf\left(\frac{D_{ij} + D_{jk}}{\sqrt{\pi}}\right) - erf\left(\frac{D_{ij}}{\sqrt{\pi}}\right) \right] D_{ij} + \left[ erf\left(\frac{D_{ij} + D_{jk}}{\sqrt{\pi}}\right) - erf\left(\frac{D_{jk}}{\sqrt{\pi}}\right) \right] D_{jk} - e^{-\frac{(D_{ij})^2}{\pi}} - e^{-\frac{(D_{jk})^2}{\pi}} + e^{-\frac{(D_{ij} + D_{jk})^2}{\pi}} \right\},$$

$$(3)$$

где  $R_{i/j}$  и  $R_{j/k}$  — частоты рекомбинации в скрещиваниях  $i^+j^- \times i^-j^+$  и  $j^+k^- \times j^-k^+$  соответственно;  $R_{j/ik}$  — частота рекомбинации по центральному маркеру j в скрещивании  $i^-j^+k^- \times i^+j^-k^+$ ;  $D_{ij}$  и  $D_{jk}$  — генетические расстояния i-j и j-k, выраженные в единицах длины гибридной области (средняя генетическая длина гибридной области норми-

рована на единицу); 
$$erf(z) = \frac{2}{\sqrt{n}} \int_{0}^{0} e^{-t^{2}} dt$$
 — табулированная функция

ошибок;  $A = \frac{1}{2} F \overline{m} \xi \alpha$ ,  $B = \frac{1}{2} F \overline{m} \xi \beta$  и  $C = \frac{1}{2} F \overline{m} \xi \mu \left( 1 - \frac{\mu}{2} \right)$  — параметры модели; F — поправочный коэффициент Леннокса;  $\overline{m}$  — среднее число элементарных актов рекомбинации на одну фаговую частицу в клетке;  $\xi$  — математическое ожидание усеченного по центру нормального распределения, которому согласно модели подчиняется длина гибридной области;  $\alpha$  и  $\beta$  — вероятности распада конфигурации с перекрестной связью на свободные гибридные молекулы ДНК с рекомбинантными и родительскими флангами соответственно ( $\alpha + \beta = 1$ );  $\mu$  — средняя вероятность коррекции участка неспаривания в молекулярной гетерозиготе.

На ЭВМ обрабатывались частоты рекомбинации R, характеризующие вероятность сегрегации маркеров при условии, что каждый рекомбинант в лизате является результатом одного элементарного рекомбинационного события. Для того, чтобы иметь экспериментальные значения R, в измеряемые частоты M вводились поправки  $\Delta$  на случайное совпадение независимых рекомбинационных событий. Поправки вычислялись по формулам (Щербаков, Тоомпуу, 1977)  $R_{i/j} = M_{i/j} + \Delta_{i/j}$ ,

$$\begin{array}{l} R_{j/k} = M_{j/k} + \Delta_{j/k}, \ R_{j/ik} = M_{j/ik} - \Delta_{j/ik}, \ \text{где } \Delta_{i/j} = 1,11 \ (M_{i/j})^2, \ \Delta_{j/k} = \\ = 1,11 \ (M_{j/k})^2, \ \Delta_{j/ik} = 1,11 \ M_{i/j}M_{j/k} - 2,22 \ M_{j/ik} \ (M_{i/j} + M_{j/k} - M_{j/ik}). \end{array}$$

Машина вела поиск наилучших параметров функций, решая задачи двух типов: тест на аддитивность и тест на интерференцию.

В тесте на аддитивность для всех экспериментально изученных комбинаций *i*—*j*—*k* по функциям (1) и (2) вычислялись расстояния D<sub>ij</sub> и *D*<sub>jk</sub>. Оптимальными считались такие параметры, которые приводили к минимальному значению функции

$$\Phi_{\text{адд.}}(A, B, C) = \left| \sqrt{\frac{1}{2n} \sum_{i} \sum_{j} \sum_{k} \left[ \left( 1 - \frac{D_{ij} + D_{jk}}{D_{ik}} \right)^{2} + \left( 1 - \frac{D_{ik}}{D_{ij} + D_{jk}} \right)^{2} \right],$$

где *n* — число комбинаций *i*—*j*—*k*.

В тесте на интерференцию для всех исследованных комбинаций i-j-k исходя из экспериментальных значений  $R_{i/j}$  и  $R_{j/k}$  по функциям (1) и (2) находили расстояния  $D_{ij}$  и  $D_{jk}$ , которые затем вставлялись в функцию (3). Вычисленные по последней функции значения  $(R_{j/ik})_{\text{теор.}}$  сравнивали с экспериментальными значениями  $(R_{j/ik})_{\text{аксп.}}$ , полученными в соответствующих трехфакторных скрещиваниях. Оптимальными принимались такие параметры, которые приводили к минимальному значению функции

$$\Phi_{\text{инт.}}(A, B, C) = \sqrt{\frac{1}{2n} \sum_{i} \sum_{j} \sum_{k} \left[ \left(1 - \frac{(R_{j/ik})_{\text{теор.}}}{(R_{j/ik})_{\text{эксп.}}}\right)^2 + \left(1 - \frac{(R_{j/ik})_{\text{эксп.}}}{(R_{j/ik})_{\text{теор.}}}\right)^2 \right]}.$$

Минимизация функций  $\Phi_{адд,}$  и  $\Phi_{инт.}$  проводилась на БЭСМ-6 в Институте химической физики АН СССР. Использовалась программа, реализующая некоторый вариант комбинации метода градиентного спуска с методом конфигураций, составленная З. Андриановой.

# Результаты и обсуждение

На ЭВМ были обработаны рассмотренные нами ранее данные (Тоомпуу, Щербаков, 1976б) по двухфакторным скрещиваниям, выполненным Р. С. Эдгаром с сотрудниками (Edgar и др., 1962) и К. М. Фишер и Г. Бернштейном (Fisher, Bernstein, 1965) на генах rII. В тесте на аддитивность параметры, соответствующие минимальному значению функции  $\Phi_{\text{адл.}}$  (A, B, C), однозначно найти нельзя, так как минимум вырожденный. Например, при изменении параметра A от  $1 \cdot 10^{-2}$  до  $1 \cdot 10^{6}$  значение  $\Phi_{\text{адл.}}$  практически не менялось, оставаясь около 0,23. С аналогичными затруднениями, связанными с нечувствительностью минимизируемой функции к изменению параметров, столкнулись Ф. Сталь и соавторы при попытке выбрать наилучшую рекомбинационную модель по тесту на аддитивность (Stahl и др., 1964). Следовательно, данные двухфакторных скрещиваний не дают возможности различать модели и определять их параметры, по крайней мере, по критерию аддитивности.

При обработке экспериментальных данных по трехфакторным скрещиваниям, полученных М. Чейс и А. Х. Дерманом (Chase, Doermann, 1958), минимальное значение функции  $\Phi_{инт.}(A, B, C)$ , равное 0,21, найдено при  $A=4,9\cdot10^{-2}$ ,  $B=9,2\cdot10^{-2}$ ,  $C=8,1\cdot10^{-4}$ . В отличие от  $\Phi_{адд.}(A, B, C)$   $\Phi_{инт.}(A, B, C)$  оказалась вблизи минимума чувствительной к изменению параметров. Например, при смещении параметров к вышеупомянутым величинам  $A=1,1\cdot10^{-2}$ ,  $B=1,2\cdot10^{-2}$ ,  $C=1,0\cdot10^{-3}$ получена  $\Phi_{инт.}(A, B, C)$ , равная  $2,5\cdot10^5$ . Это является убедительным доказательством глубины минимума. Однако найденное различие между A и B оказалось недостоверным. Так, при соответствующем минимуму  $C=8,1\cdot10^{-4}$  и со смещенными  $A=B=7,0\cdot10^{-2}$  функция имела значение 0,23, что весьма близко к минимальному.

В надежде, что с учетом различий в корректируемости маркеров удастся улучшить минимум функции мы провели серию трехфакторных скрещиваний типа  $i^{-j+k-} \times i^{+j-k+}$ , в которых имелись сведения о корректируемости центрального маркера. В таблице приведены результаты двух- и трехфакторных скрещиваний по всем изученным нами комби-

нациям i-j-k. Поскольку во многих случаях маркеры двойного мутанта  $i^{-j+k-}$  являются чувствительными к нонсенс-супрессии, имеется возможность определять частоты  $M_{i/j}$  или  $M_{j/k}$  в том же трехфакторном скрещивании, в котором определяется частота  $M_{j/ik}$ , если потомство от скрещивания высевать на соответствующем супрессорном штамме *E. coli*. Например, двойной мутант *H*72*opUV*357 может рассматриваться как одиночный мутант *H*72 при посеве на *K*223 (супрессор опаловых мутаций) и как одиночный мутант *opUV*357 при посеве на *CA*265 или *CA*180 (супрессоры амбер-мутаций). В тех случаях, когда один из маркеров двойного мутанта был несупрессируемым на индикаторных штаммах *E. coli* (точковая мутация типа сдвига фазы или делеция), соответствующую частоту  $M_i/_j$  или  $M_j/_k$  определяли в двухфакторном скрещивании.

При подборе изучаемых комбинаций i-j-k имелись в виду требования независимой корреляции маркеров. Наша модель (Тоомпуу, Щербаков, 1975; Щербаков, Тоомпуу, 1977) рассчитана на достаточно отдаленные маркеры, возможность одновременного захвата которых в один и тот же корректируемый участок исключается. При сближении маркеров на расстояние меньше длины корректируемого участка становится возможной совместная коррекция, что приводит к снижению вклада коррекции в рекомбинацию, не учитываемому моделью. По этой причине в таблицу включались лишь скрещивания между такими маркерами, о которых мы заведомо знали, что они не могут быть захвачены в общий корректируемый участок (Щербаков и др., 1977а).

Когда данные таблицы были подвергнуты обработке на ЭВМ без учета разной корректируемости мутаций, значение  $\Phi_{nur.}(A, B, C)$  не удавалось получить ниже 0,7. Это объясняется, с одной стороны, большими различиями в корректируемости использованных мутаций, а с другой, большим удельным весом коррекции в скрещивании с тесно сцепленными маркерами.

Затем данные по трехфакторным скрещиваниям были разделены на пять групп, как показано в таблице. В каждую группу объединялись скрещивания с близкой корректируемостью центрального маркера, поскольку частота M<sub>i</sub>/<sub>ik</sub> зависит от корректируемости именно центрального маркера *j*. В группу I были включены маркеры *j*, корректируемость которых  $\varkappa$  ( $\rightarrow$  +), определенная ранее по эффекту сужения карты (Щербаков и др., 1977б), находилась в пределах от нуля до 2,2·10-4. В группу II были включены маркеры с высокой корректируемостью (от 14,3.10-4 до 17,4.10-4). Для остальных центральных маркеров мы не имели данных по корректируемости. Группа III составлена из скрещиваний, в которых участвовал один и тот же центральный маркер UV200. В группу IV объединены скрещивания с участием в качестве центральных маркеров мутантов а2 и а3. Эти мутации локализованы близко друг к другу и дают приблизительно одинаковые частоты рекомбинации в трехфакторных скрещиваниях, что говорит об отсутствии существенных различий в корректируемости. На том же основании включены в одну группу (группа V) маркеры HE122 и β1. В эту последнюю пруппу включены также скрещивания, в которых оба расстояния (і—і я і—к) велики, и следовательно, относительный вклад коррекции в частоту  $M_j/_{ik}$  незначителен. .

В программе для ЭВМ поставлено условие общих *A* и *B* для всей совокупности данных и независимых параметров коррекции *C*<sub>I</sub>, *C*<sub>II</sub>, *C*<sub>III</sub>, *C*<sub>IV</sub> и *C*<sub>V</sub> для каждой отдельной группы скрещиваний соответственно. При этом наблюдалось следующее.

При независимых спусках с разных начальных точек достигается

минимальное значение Финт. =0,13-0,14. Параметры С определяются надежно и значения их в независимых спусках различаются не более, чем во втором знаке. Значения параметров А и В находятся в большинстве случаев около 6.10-2. Однако в ряде случаев наблюдались отклонения от этой величины в 2-3 раза при значении Финт. около 0,14. Попытка определить сумму параметров A+B не привела к увеличению надежности определения. В то же время, задание условия A=B не препятствовало снижению Финт. до 0,13.

В одном из спусков с независимыми А и В получены следующие значения параметров:  $A = 6.6 \cdot 10^{-2}$ ,  $B = 5.4 \cdot 10^{-2}$ ,  $C_1 = 2.6 \cdot 10^{-4}$ ,  $C_{\rm II} = 4.1 \cdot 10^{-3}, C_{\rm III} = 4.6 \cdot 10^{-3}, C_{\rm IV} = 2.1 \cdot 10^{-3}, C_{\rm V} = 8.3 \cdot 10^{-4}; \Phi_{\rm HHT} = 0.14.$ В другом спуске при условии А=В получены следующие значения параметров: A=B=6.7.10<sup>-2</sup>, C<sub>I</sub>=2,6.10<sup>-4</sup>, C<sub>II</sub>=4,1.10<sup>-3</sup>, C<sub>III</sub>=4,6.10<sup>-3</sup>,  $C_{\rm IV} = 2, 1 \cdot 10^{-3}, C_{\rm V} = 8, 2 \cdot 10^{-4}; \Phi_{\rm IHT} = 0, 13.$ 

В целом результаты проведенного анализа трехфакторных скрещиваний не противоречат модели с перекрестным обменом нитей и коррекцией молекулярных гетерозигот. Сильное снижение минимума  $\Phi_{\text{инт.}}(A, B, C)$  после разделения скрещиваний на группы и достоверные различия между параметрами С для разных прупп показывают, что параметр С действительно характеризует коррекционный механизм рекомбинации. Более того, значения C1=2,6·10-4 и C11=4,1·10-3 согласуются со значениями корректируемости  $\varkappa(-\rightarrow +)$ , определенными для соответствующих маркеров независимым способом по эффекту сужения карты в двухфакторных скрещиваниях на индикаторных расстояниях (Щербаков и др., 1977б).

## Выводы

В скрещиваниях типа *i-j+k-×i+j-k+* измерены частоты рекомбинации между rII-мутантами фага Т4. Данные подразделялись на группы с близкой корректируемостью центрального маркера и с независимыми параметрами корректируемости. С учетом распределения длины гибридной области в молекулярных гетерозиготах, а также вклада двойных статистически независимых событий в частоту рекомбинации, по критерию минимальной интерференции на ЭВМ методом минимизации соответствующей функции найдены наилучшие значения параметра С и показана зависимость величины С от маркера.

#### ЛИТЕРАТУРА

- Тоомпуу О., Щербаков В., 1975. Изучение количественных закономерностей генетической рекомбинации у фага Т4. І. Теория молекулярных моделей типа разрыва-воссоединения для популяционных фаговых скрещиваний с тесно сцепленными маркерами. Изв. АН ЭССР. Биол. 24: 263—274.
  Тоомпуу О., Сизова С., Ефремова О., Личина М., Плугина Л., Кудря и ова Е., Чирков Г., Щербаков В., 1976. Изучение количественных закономерностей генетической рекомбинации у фага Т4. IV. Эффект маркера в трехфакторных скрещиваниях. Изв. АН ЭССР. Биол. 25: 201—207.
  Тоомпуу О., Г., Щербаков В. П., 1976а. Вклад коррекции молекулярных гетерозигот в генетическую рекомбинацию у фага Т4. Тезисы II съезда генетиков и селекционеров Эстонии, стр. 52—53. Таллин—Харку.
  Тоомпуу О., Щербаков В., 19766. Изучение количественных закономерностей генетической рекомбинацию у фага Т4. II. Анализ данных по стандартным двухфакторным скрещиваниям. Изв. АН ЭССР. Биол. 25: 106—116.
  Тоомпуу О., Щербаков В., 19766. Изучение количественных закономерностей Тоомпуу О., Щербаков В., 1975. Изучение количественных закономерностей

- Тоом пуу О., Щербаков В., 19766. Изучение количественных закономерностей генетической рекомбинации у фага Т4. III. Анализ данных по трехфакторным скрешиваниям. Изв. АН ЭССР. Биол. 25 : 154—156. Чирков Г. П., Сизова С. Т., Ефремова О. И., Гутникова М. Н., Кудря-шова Е. А., Волкодав Л. П., Щербаков В. П., 1976. Супрессия недо-

статочности по ДНК-лигазе и селективный отбор мутантов и рекомбинантов

- с фенотипом rII у фага Т4. Генетика 12 (6) : 95—102. Щербаков В. П., Чирков Г. П., Плугина Л. А., Кудряшова Е. А., Си-зова С. Т., Ефремова О. И., Тоомпуу О. Г., 1977б. Вклад коррекции молекулярных гетерозигот в генетическую рекомбинацию у фага Т4, измеряемый по эффекту сужения карты. Генетика (в печати).
- Щербаков В. П., Тоомпуу О. Г., 1977. Количественные аспекты образования полухроматидной хиазмы в качестве промежуточного продукта генетической
- рекомбинации у бактериофагов. Генетика 13 (8) : 1409—1424. Щербаков В. П., Чирков Г. П., Сизова С. Т., Ефремова О. И., Плугина Л. А., Кудряшова Е. А., Личина М. В., Гутникова М. Н., Коно-нова С. Д., Тоомпуу О. Г., 1977а. Исследование аллель-специфичности генетической рекомбинации у фага Т4 методом индикаторных скрещиваний. Генетика (в печати).
- C h as e, M., D o er m an n, A. H., 1958. High negative interference over short segments of the genetic structure of bacteriophage T4. Genetics 43 : 352—353.
  E d g a r, R. S., F e y n m a n, R. P., Klein, S., Lielausis, I., Steinberg, C. M., 1962. Mapping experiments with r-mutants of bacteriophage T4D. Genetics 47 : 172 179 - 186.
- Stahl, F. W., Edgar, R. S., Steinberg, J., 1964. The linkage map of bacterio-phage T4. Genetics 50 : 539-552.

Институт экспериментальной биологии Академии наук Эстонской ССР Институт химической физики Академии наук СССР

Поступила в редакцию 21/I 1977

# Oleg TOOMPUU, Avigeja IVANOVA, Viktor ŠTŠERBAKOV

# GENEETILISE REKOMBINATSIOONI KVANTITATIIVSETE SEADUSPÄRASUSTE **UURIMINE BAKTERIOFAAGIL T4. V. TEOORIA PARAMEETRITE** OPTIMEERIMINE MUTATSIOONIDE REPAREERUMISVÕIMEERINEVUSTE ALUSEL

#### Resümee

Määrati faagi T4 rII mutatsioonide vahelised rekombinatsioonisagedused  $i^{-}j^{+}k^{-}\times$  $\times i^+ j^- k^+$  tüüpi ristamistes. Andmed rühmitati tsentraalse markeri repareerumisvõime järgi, kusjuures igale rühmale anti sõltumatu repareerumisparameeter C. Arvestades hübriidse piirkonna pikkuse tõenäosusjaotust molekulaarsetes heterosügootides ning statistiliselt sõltumatute rekombinatsiconisündmuste juhuslikku koosesinemist, leiti elektronarvutil iga rühma parameetri *C* väärtus, mis rahuldab minimaalse interferentsi kriteeriumi.

Eesti NSV Teaduste Akadeemia Eksperimentaalbioloogia Instituut NSV Liidu Teaduste Akadeemia Keemilise Füüsika Instituut

Toimetusse saabunud 21. I 1977

### Oleg TOOMPUU, Avigeya IVANOVA, Victor SHCHERBAKOV

#### THE STUDY OF QUANTITATIVE ASPECTS OF GENETIC RECOMBINATION IN T4 PHAGE. V. A SEARCH FOR BEST PARAMETERS OF THE THEORY TAKING INTO CONSIDERATION DIFFERENT REPAIRABILITY OF MUTATIONS

#### Summary

Recombination frequencies between rII mutants of phage T4 were estimated in  $i^{-}j^{+}k^{-} \times i^{+}j^{-}k^{+}$  type crosses. The data were divided into classes according to repairabilities of the central markers, each class having been endowed with independent repairability parameter C. Taking into account the distribution of the length ob hybrid region in molecular heterozygotes as well as the contribution of a chance coincidence of statistically independent acts into recombination frequencies, a computer analysis of the data was performed. As a result, for each class a best C value giving minimum interference was found.

Academy of Sciences of the Estonian SSR, Institute of Experimental Biology Academy of Sciences of the USSR, Institute of Chemical Physics

Received Jan. 21, 1977