

**СООБЩЕНИЯ  
ОБЪЕДИНЕННОГО  
ИНСТИТУТА  
ЯДЕРНЫХ  
ИССЛЕДОВАНИЙ  
ДУБНА**

**P10-86-311**

**В.Н.Покровский, И.А.Простаков\*, В.П.Чистяков\***

**СТАТИСТИЧЕСКИЙ КРИТЕРИЙ ОЦЕНКИ ПИКОВ  
НИЗКОЙ ИНТЕНСИВНОСТИ**

---

\*

Московский инженерно-физический институт

**1986**

## 1. ВВЕДЕНИЕ

Проблемы оценки пиков низкой интенсивности возникают в целом ряде экспериментальных задач, например, при поиске двойного безнейтринного ( $2\beta_{0\nu}$ ), распада по линии в суммарно-энергетическом спектре электронов /см., например, <sup>1,2/</sup> или поиске слабых линий в спектрах  $\gamma$ -лучей или совпадений. Характерным для этих задач является то, что положение пика, его форма и энергетическая зависимость фона могут считаться известными.

В этих условиях гипотезы о наличии или отсутствии пика становятся простыми, и наиболее мощным критерием для их проверки является, согласно лемме Неймана - Пирсона /см., например, <sup>3/</sup>, критерий отношения правдоподобий. Этот же критерий может быть применен для оценки максимальной интенсивности пика в том случае, когда данные эксперимента совместимы с гипотезой об отсутствии такового. Таким образом, подобный критерий позволяет, например, судить о чувствительности планируемых экспериментов по поиску  $2\beta_{0\nu}$ -распада и оценивать значения периодов полураспада, совместимые с уже полученными данными.

В настоящей работе предлагается критерий отношения правдоподобий для полиномиального распределения чисел отсчетов в каналах и исследуются оптимальные условия его применения в том случае, когда форма пика является гауссовой, а фон не зависит от энергии.

## 2. КРИТЕРИЙ ОТНОШЕНИЯ ПРАВДОПОДОБИЙ ДЛЯ ПОЛИНОМИАЛЬНОГО РАСПРЕДЕЛЕНИЯ

Полиномиальное распределение /см., например, <sup>4/</sup>, а также <sup>5/</sup>

$$P = \frac{N!}{n_1! \dots n_K!} \prod_{i=1}^K p_i^{n_i}, \quad /1/$$

где  $n_i$  - число отсчетов в  $i$ -м канале спектрометра, полученное в эксперименте или при моделировании,  $K$  - число каналов,  $N = \sum n_i$  - полное число набранных отсчетов,  $p_i$  - вероятность проявления отсчета в  $i$ -м канале, дает вероятность появления данного набора отсчетов  $\{n_i\}$  при условии, что их полное число равно  $N$ . Достоинство этого распределения состоит в том, что оно позволяет сосредоточиться на изучении формы спектра.

Величину  $p_i$  можно выразить через нормированные вероятности  $a_i, b_i$  заполнения  $i$ -го канала истинным или фоновым событием

$$p_i = \gamma a_i + (1 - \gamma) b_i, \quad /2/$$

где  $\gamma$  - доля эффекта в общем числе событий. Далее,

$$a_i = \int_{E_i}^{E_i + \delta} Y(E, E_0) dE, \quad /3/$$

где  $E_i$  - граница  $i$ -го канала,  $\delta$  - ширина канала,  $Y(E, E_0)$  - функция отклика спектрометра на моноэнергетическое излучение с энергией  $E_0$ . Величина  $b_i$  определяется энергетической зависимостью фона.

Критерий отношения правдоподобий для проверки простой гипотезы  $H_0: s = s_0$  / $s$  - интенсивность пика/ при простой альтернативной гипотезе  $H_1: s = 0$  можно записать в виде:

$$\eta_N = \sum_{i=1}^K n_i \ln \frac{p_i(H_0)}{p_i(H_1)} = \sum_{i=1}^K n_i \ln h_i, \quad /4/$$

где  $p_i(H_j)$  - значения вероятностей  $p_i$  в том случае, когда верна  $j$ -я гипотеза. Величина  $p_i(H_0)$  имеет вид /2/, а  $p_i(H_1) = b_i$ . Как нетрудно показать, математические ожидания величины  $\eta_N$  и ее дисперсии при справедливости гипотезы  $H_j$  равны

$$M[\eta_N(H_j)] = Nc_j, \quad D[\eta_N(H_j)] = N\sigma_j^2, \quad /5/$$

где

$$c_j = \sum_{i=1}^K p_i(H_j) \ln h_i, \quad \sigma_j^2 = \sum_{i=1}^K p_i(H_j) \ln^2 h_i - c_j^2. \quad /6/$$

Критерий  $\eta_N$  имеет приближенно нормальное распределение, так что значение  $\tilde{\eta}_\alpha$ , определяющее критическую область, и значения вероятностей ошибок первого рода  $\alpha$  /размер критерия/ и второго рода  $\beta$  /мощность критерия/ связаны очевидным соотношением

$$\tilde{\eta}_\alpha = Nc_0 - \sqrt{N}\sigma_0 |u_\alpha| = Nc_1 + \sqrt{N}\sigma_1 |u_\beta|, \quad /7/$$

где  $u$  - квантиль нормального распределения /0; 1/.

Соотношение /7/ может быть использовано для определения значения  $\tilde{\eta}_\alpha$ , соответствующего заданному уровню достоверности и величине ошибки второго рода. Если наложить требование  $\alpha = \beta$ , то получим значение квантиля

$$u_\alpha = \sqrt{N} \frac{c_0 - c_1}{\sigma_0 + \sigma_1}, \quad /8/$$

откуда можно найти соответствующий размер критерия  $\alpha$  и значение критерия  $\eta_\alpha$ . Очевидно, что эти величины зависят не только от полной статистики  $N$ , но и от таких параметров, как фон, разрешенные спектрометра, число каналов и т.д.

Дальнейшее изучение свойств критерия  $\eta_N$  проводилось для конкретной модели - пик гауссовской формы на фоне, не зависящем от энергии. В этом случае

$$Y(E, E_0) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left[-\frac{(E - E_0)^2}{2\sigma^2}\right] \quad /9/$$

описывает пик с полной шириной на половине высоты  $R = 2\sqrt{2 \ln 2} \sigma$ ,  $b_i = 1/K$  /10/

определяет вероятность регистрации фонового события, а величина  $\gamma$  может быть записана в виде

$$\gamma = \frac{S}{S+B} = \frac{st}{st + fK\delta t} = \frac{s}{s + fK\delta}, \quad /11/$$

где  $S, B$  - числа истинных и фоновых событий,  $t$  - длительность измерений,  $s$  - интенсивность, а  $f$  - величина типа индекса фона с размерностью  $\text{имп} \cdot \text{единица энергии}^{-1} \cdot \text{единица времени}^{-1}$ .

Предположим также, что положение пика  $E_0$  соответствует середине измеряемого энергетического диапазона  $\Delta = K\delta$  и что область определения пика  $\pm 3\sigma$  соответствует  $M$  каналам ( $M \leq K$ ).

### 3. СВОЙСТВА КРИТЕРИЯ ОТНОШЕНИЯ ПРАВДОПОДОБИЙ

Свойства критерия  $\eta_N$  в описанном выше случае были исследованы с помощью вычислительного эксперимента, который проводился на ЭВМ СМ-4.

Прежде всего была проверена допустимость использования нормального приближения для распределения  $\eta_N$ . Мы задались значениями  $R = 5$  кэВ,  $M = 10$ ,  $K = 30$ ,  $f = 2$   $\text{имп}/\text{кэВ}/\text{т}$  и меняли  $s$  и  $t$  таким образом, чтобы с увеличением времени набора  $t$  суммарная статистика  $N$  возрастала при одновременном уменьшении доли истинных событий.

По известным значениям  $p_i$  моделировалось  $L$  спектров с полиномиальным распределением, и найденные наборы  $\{n_i\}$  использовались для вычисления значения критерия  $\eta_N^{(l)}$ . Выборочные среднее и дисперсия этих величин служили оценкой значений /5/, а сравнение отдельных значений  $\eta_N^{(l)}$  с теоретическими значениями  $\tilde{\eta}_\alpha$ , соот-

ветствующими доверительным уровням  $CL = 1 - \alpha$ , давало относительное число случаев  $\eta_N^{(0)} > \bar{\eta}_\alpha$ , принимавшееся за доверительный уровень  $CL_{MC}$ .

Полученные таким образом данные представлены в табл.1. Видно, что даже в случае очень малого полного числа событий допустимо использование нормального приближения для нахождения критического значения  $\eta_N$ . Аналогичные результаты были получены и при неизменном  $\gamma = 0,05$  и увеличении  $N$  за счет возрастания времени набора  $t$ .

Таблица 1

Сравнение характеристик критерия  $\eta_N$ , полученных из нормального приближения и методом Монте-Карло / $R = 5$  кэВ,  $M = 10$ ,  $K = 30$ ,  $f = 2$  имп/кэВ/т,  $L = 2000$ /

$N$	$\gamma$	$\frac{c_{0,MC}}{c_0}$	$\frac{\sigma_{0,MC}}{\sigma_0}$	$CL_{MC} /68\%$	$CL_{MC} /90\%$
11	0,155	0,95	0,76	65/1/	90/1/
21	0,110	0,92	0,93	65/1/	91/1/
41	0,077	0,85	0,98	65/1/	90/1/
81	0,055	0,97	0,96	66/1/	91/1/
159	0,038	0,96	0,99	66/1/	90/1/
392	0,024	1,00	1,01	68/1/	90/1/

Таким образом, для оценки влияния параметров спектрометра мы могли пользоваться теоретическим значением доверительного уровня  $CL$  /соответствующим условию равенства ошибок первого и второго рода/, который может быть достигнут при заданных значениях параметров.

Влияние разрешения и относительного энергетического диапазона при постоянных  $s, f$  и  $t$  иллюстрирует рис.1. Заметим, что во всех случаях  $M = 10$ , что определяет цену канала. Как видно из рис.1, ухудшение разрешения при данном числе каналов  $K$  приводит к снижению  $CL$ , что объясняется уменьшением  $\gamma$  /рост величины  $\Delta$  при постоянстве  $f$  / при неизменных  $p_1$ . В то же время увеличение относительного энергетического диапазона /рост числа каналов  $K$ /, хотя при этом  $\gamma$  несколько уменьшается, приводит к росту  $CL$  за счет более четкой обрисовки пика. Видно, что при  $K/M \geq 3$  заметного увеличения  $CL$  не происходит.

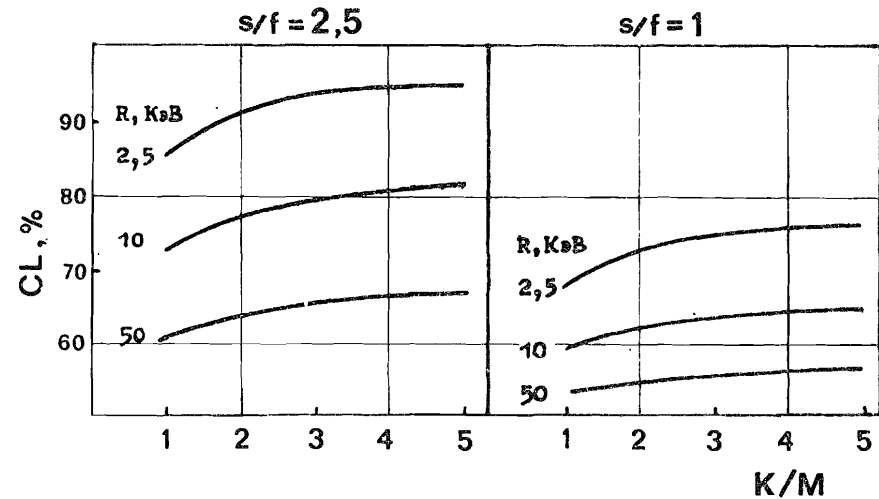


Рис.1. Зависимости доверительного уровня  $CL$  от разрешения и относительного диапазона измерений.

На рис.2 показаны зависимости  $CL$  от разрешения  $R$  и числа каналов на пик  $M$  для тех же самых значений  $s, f$  и  $t$ . Здесь одинаковые относительные энергетические интервалы, в три раза превосходящие область определения пика, разбиваются на разное число каналов, так что первая точка соответствует пику в пределах только одного канала. При малом числе каналов, когда их границы могут не совпадать с областью определения пика, обнаруживаются заметные колебания  $CL$ , которые практически исчезают при  $M \geq 5$ . Дальнейшее увеличение числа каналов не приводит к существенному увеличению достоверности выделения пика.

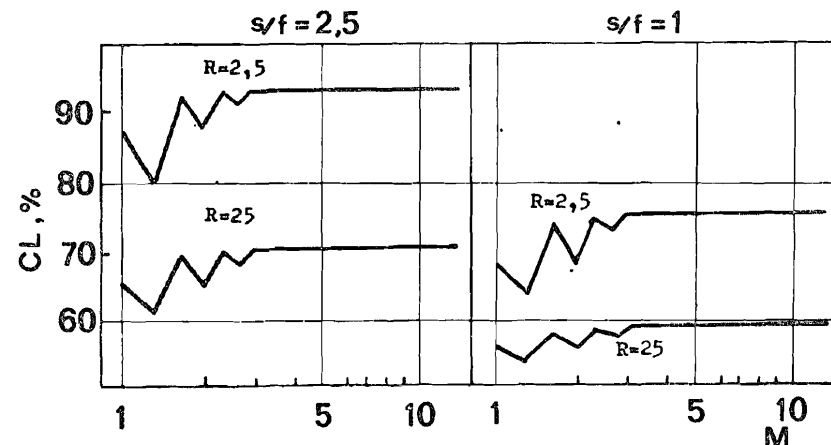


Рис.2. Зависимости доверительного уровня  $CL$  от числа каналов, приходящихся на пик.

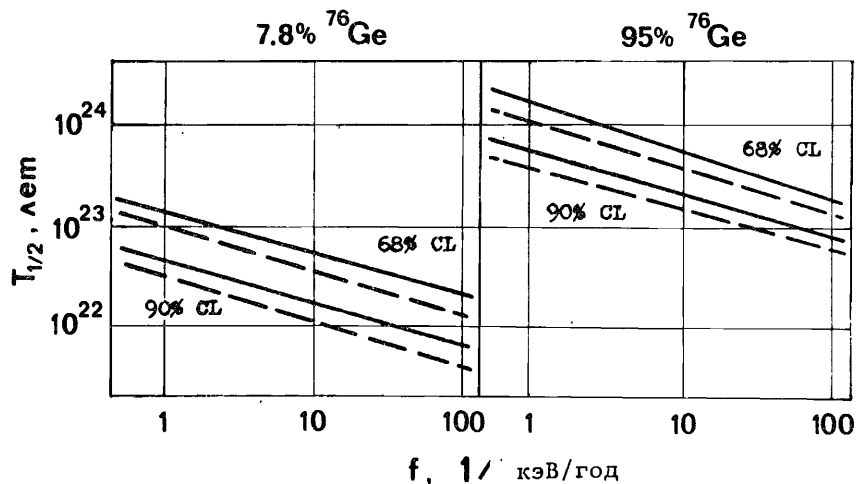


Рис.3. Оценки периодов полураспада  $^{76}\text{Ge}$ , достижимых при различных уровнях фона.

#### 4. ПРИМЕР ИСПОЛЬЗОВАНИЯ КРИТЕРИЯ $\eta_N$ : ОЦЕНКА ЧУВСТВИТЕЛЬНОСТИ ЭКСПЕРИМЕНТОВ ПО ПОИСКУ $2\beta_{0\nu}$ -РАСПАДА

В качестве примера использования критерия  $\eta_N$  оценим чувствительность экспериментов по поиску  $2\beta_{0\nu}$ -распада  $^{76}\text{Ge}$ . Задав такие параметры, как разрешение  $R$ , число каналов  $M$  /область определения пика и цена канала/, общее число каналов  $K$  /исследуемый энергетический диапазон/, время измерения  $t$  и характеристика фона  $f$ , можно рассчитать минимальную интенсивность  $\nu$ , требующуюся для разделения гипотез  $H_0$  и  $H_1$  с достоверностью  $CL$ , а отсюда при известном чувствительном объеме детектора /числе ядер  $^{76}\text{Ge}$ / найти максимальный период полураспада  $T_{1/2}$ , который можно обнаружить в данных условиях.

На рис.3 приведены подобные оценки при  $R = 2,5$  и  $5$  кэВ,  $K=30$ ,  $M=10$ ,  $t = 1$  год и уровнях достоверности 68% и 90% для детектора объемом  $150 \text{ см}^3$ , сделанного из обычного  $\text{Ge}$  /с содержанием  $^{76}\text{Ge}$  около 7,8%/ и обогащенного  $^{76}\text{Ge}$  /95%. Диапазон изменения  $f$  примерно соответствует значениям  $f$ , достигнутым в экспериментах / $f \sim 20$  и  $\sim 4$  в опытах миланской группы /6.7/,  $f \sim 1,5$  в опыте Авиньона /8/ или планируемым / $f \sim 0,5$  в телескопе /2/ /.

Чувствительность эксперимента по поиску  $2\beta_{0\nu}$ -распада часто связывают с числом ожидаемых фоновых событий в области определения пика  $N_\Phi$ , полагая, что пик будет обнаружен с доверительным уровнем 68%, если число отсчетов в пике  $S$  будет больше, чем  $\sqrt{N_\Phi}$ . На рис.4 приведены значения  $S_{68}$  и  $S_{90}$ , при которых, со-

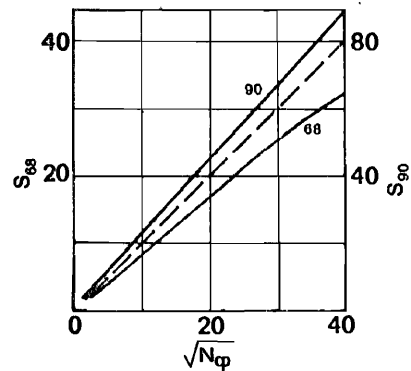


Рис.4. Число отсчетов в пике, который может быть выделен на фоне  $N_\Phi$ , в зависимости от величины  $\sqrt{N_\Phi}$

ласно критерию  $\eta_N$ , гипотезы  $H_0$  и  $H_1$  разделяются на уровне 68% и 90% соответственно, в зависимости от  $\sqrt{N_\Phi}$ . Как видно,  $S_{68}$  несколько ниже  $\sqrt{N_\Phi}$ . Заметим также, что указанные значения, строго говоря, справедливы при  $N_\Phi = B/3$  и  $M = 10$ , но в силу слабой зависимости от  $K/M$  /при  $K/M \geq 3$ / и  $M$  /при  $M \geq 5$ /, отмеченной выше, могут быть использованы для оценок и в других случаях.

#### 5. ОЦЕНКА ИНТЕНСИВНОСТИ ПИКА ИНТЕРВАЛОМ ЗНАЧЕНИЙ

В тех случаях, когда с экспериментальными данными совместима гипотеза  $H_1$  об отсутствии пика, часто бывает необходимо /например, с целью оценки периода полураспада/ найти максимальную активность /число импульсов/ пика  $S^*$ , который мог бы быть скрыт в фоновом спектре. Иными словами, здесь стоит вопрос о получении интервальной оценки  $S$ :  $0 < S < S^*$  с заданным уровнем достоверности.

Для решения этой задачи возможно применить процедуру с использованием критерия отношения правдоподобий, основанную на следующих предположениях. Пусть критерий  $\eta$ , зависящий от  $S$ , имеет функцию распределения

$$F(x; S) = \int_{-\infty}^x f(u) du = P(\eta < x), \quad /12/$$

где  $f(u)$  - функция плотности. Тогда величина  $F(\eta; S)$  имеет равномерное распределение, и справедливо следующее выражение:

$$P\{\epsilon_1 < F(\eta; S) < 1 - \epsilon_2\} = 1 - (\epsilon_1 + \epsilon_2). \quad /13/$$

В случае монотонности функции  $F(\eta; S)$  по  $S$  неравенство в фигурных скобках выражения /13/ можно решить и найти соответствующий интервал значений  $S$ . Обычно функция  $F(\eta; S)$  убывает по  $S$ .

Если нас интересует односторонний интервал для  $S$ , то можно записать:

$$P\{a < F(\tilde{\eta}; S) < 1\} = P\{S < S_{1-a}^*(\tilde{\eta})\} = 1 - a, \quad /14/$$

где  $\tilde{\eta}$  - экспериментальное значение критерия,  $S_{1-a}^*(\tilde{\eta})$  - решение уравнения

$$F(\tilde{\eta}; S) = a. \quad /15/$$

Таким образом, процедура нахождения интервала сводится к решению уравнения /15/.

Отметим, что все приведенные выше рассуждения справедливы для любого критерия, важно лишь знать его функцию распределения и убедиться в ее монотонности по  $S$ . Выше было показано, что для критерия  $\eta_N$  можно использовать нормальную функцию распределения.

Для проверки получаемых с помощью  $\eta_N$  интервальных оценок на ЭВМ было смоделировано 30 спектров / $K = 30$ ,  $M = 10$ / с разными уровнями фоновых отсчетов в области пика  $N_\Phi$  и значениями  $S$ . Полученные средние значения  $S^*$  и их среднеквадратичные отклонения /в скобках/ приведены в табл.2, где указаны также значения  $S_{90}$ , при которых критерий  $\eta_N$  позволил бы на 90% доверительном уровне принять гипотезу  $H_0$ . Последняя графа таблицы соответствует, таким образом, тому случаю, когда интервальное оценивание производится без проверки справедливости гипотезы  $H_0$ .

Таблица 2

Значения верхней границы 90% доверительного интервала, полученные с помощью разных критериев / $K = 30$ ,  $M = 10$  для  $\eta_N$ /

$N_\Phi$ , имп.	$S_{90}$ , имп.		$S$ , имп.		
			0	10	50
64	20	$\eta_1$	14/10/	26/12/	66/13/
		$\eta_2$	12/10/	25/12/	65/14/
		$\eta_N$	10/6/	23/7/	65/10/
127	27	$\eta_1$	19/16/	26/16/	66/17/
		$\eta_2$	16/16/	23/16/	63/17/
		$\eta_N$	13/8/	25/11/	63/10/
255	38	$\eta_1$	29/24/	38/26/	78/17/
		$\eta_2$	24/24/	34/26/	74/18/
		$\eta_N$	22/14/	31/15/	78/12/

Для сравнения в табл.2 приведены также интервальные оценки, полученные аналогичным методом с использованием "трехбиновых" критериев, когда исследуемый энергетический диапазон делится на три участка - два фоновых и один с полезным сигналом. Фоновые участки используются для получения оценки фона в области пика  $\hat{N}_\Phi$ .

Критерий  $\eta_1$  возьмем в виде

$$\eta_1 = \frac{N_0 - (S + \hat{N}_\Phi)}{\sigma}, \quad /16/$$

где  $N_0$  - наблюдаемое число импульсов в области пика, а  $\sigma$  - среднеквадратичное отклонение величины  $N_0 - \hat{N}_\Phi$ . Согласно /9/ критерий  $\eta_1$  имеет приближенно нормальное распределение /0; 1/.

Критерий  $\eta_2$  выберем, следуя /8/, в виде

$$\eta_2 = S + \hat{N}_\Phi. \quad /17/$$

Этот критерий имеет пуассоновское распределение, а  $N_0$  указывает его квантиль, соответствующий выбранному уровню достоверности.

Как видно из табл.2, оценки, основанные на критерии  $\eta_N$ , имеют меньший разброс, т.е. менее чувствительны к случайным флуктуациям в спектрах; они дают также в среднем более узкий доверительный интервал. При увеличении истинной активности оценки по разным критериям сближаются. Можно заметить также, что значения  $S_{90}^*$  сдвинуты относительно истинных 90% квантилей пуассоновского распределения /составляющих около 14 и 59 отсчетов при  $S = 10$  и 50 соответственно/ на величину, примерно равную  $\sqrt{N_\Phi}$ . Обращает на себя внимание и то обстоятельство, что при  $S = 0$  очень велика дисперсия получаемых границ интервалов. Это ставит под сомнение надежность определения интервальной оценки по одному спектру.

## 6. ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Такие характеристики эксперимента, как энергетическая зависимость фона и форма пика, обычно можно считать известными. В этих условиях для проверки гипотезы о наличии пика целесообразно применять статистически наиболее мощный критерий - критерий отношения правдоподобий для полиномиального распределения чисел отсчетов в каналах. Для случая пика гауссовой формы на равномерном фоне с помощью вычислительного эксперимента было показано, что использование нормального приближения для функции распределения критерия оправдано даже для малой полной статистики. Кроме того, в этом случае при довольно слабых ограничениях свойства критерия почти не зависят от числа каналов.

Критерий отношения правдоподобий можно использовать также для построения доверительных интервалов. По сравнению с другими изученными методами этот метод позволяет получать оценки с наименьшей чувствительностью к флуктуациям в исходных спектрах.

## ЛИТЕРАТУРА

1. Вылов Ц. ОИЯИ, Р6-83-518, Дубна, 1983.
2. Вылов Ц. и др. ОИЯИ, Р6-84-554, Дубна, 1984.
3. Кендалл М.Дж., Стьюарт А. Статистические выводы и связи. "Наука", М., 1973.
4. Ватулин В.А., Телевинова Т.М., Чистяков В.П. Вероятностные методы в физических исследованиях. "Наука", М., 1985.
5. Покровский В.Н. и др. ОИЯИ, Р6-85-405, Дубна, 1985.
6. Bellotti E. Proc. "Neutrino-82", Budapest, 1982, v.1, p.216..
7. Bellotti E. et al. Phys.Rev.Lett., 1983, 121B, No.1, p.72.
8. Avignone III F.T. et al. Nucl.Instr.Meth., 1985, A234, p.315.
9. Статистические методы в экспериментальной физике. Атомиздат, М., 1976, с.264.

рукопись поступила в издательский отдел  
15 мая 1986 года.

## НЕТ ЛИ ПРОБЕЛОВ В ВАШЕЙ БИБЛИОТЕКЕ?

Вы можете получить по почте перечисленные ниже книги,  
если они не были заказаны ранее.

Д2-82-568	Труды совещания по исследованиям в области релятивистской ядерной физики. Дубна, 1982.	1 р. 75 к.
Д9-82-664	Труды совещания по коллективным методам ускорения. Дубна, 1982.	3 р. 30 к.
Д3,4-82-704	Труды IV Международной школы по нейтронной физике. Дубна, 1982.	5 р. 00 к.
Д11-83-511	Труды совещания по системам и методам аналитических вычислений на ЭВМ и их применению в теоретической физике. Дубна, 1982.	2 р. 50 к.
Д7-83-644	Труды Международной школы-семинара по физике тяжелых ионов. Алушта, 1983.	6 р. 55 к.
Д2,13-83-689	Труды рабочего совещания по проблемам излучения и детектирования гравитационных волн. Дубна, 1983.	2 р. 00 к.
Д13-84-63	Труды XI Международного симпозиума по ядерной электронике. Братислава, Чехословакия, 1983.	4 р. 50 к.
Д2-84-366	Труды 7 Международного совещания по проблемам квантовой теории поля. Алушта, 1984.	4 р. 30 к.
Д1,2-84-599	Труды VII Международного семинара по проблемам физики высоких энергий. Дубна, 1984.	5 р. 50 к.
Д17-84-850	Труды III Международного симпозиума по избранным проблемам статистической механики. Дубна, 1984. /2 тома/	7 р. 75 к.
Д10,11-84-818	Труды V Международного совещания по проблемам математического моделирования, программированию и математическим методам решения физических задач. Дубна, 1983	3 р. 50 к.
	Труды IX Всесоюзного совещания по ускорителям заряженных частиц. Дубна, 1984 /2 тома/	13 р. 50 к.
Д4-85-851	Труды Международной школы по структуре ядра, Алушта, 1985.	3 р. 75 к.
Д11-85-791	Труды Международного совещания по аналитическим вычислениям на ЭВМ и их применению в теоретической физике. Дубна, 1985.	4 р.
Д13-85-793	Труды XII Международного симпозиума по ядерной электронике. Дубна 1985.	4 р. 80 к.

Заказы на упомянутые книги могут быть направлены по адресу:  
101000 Москва, Главпочтамт, п/я 79  
Издательский отдел Объединенного института ядерных исследований

**ТЕМАТИЧЕСКИЕ КАТЕГОРИИ ПУБЛИКАЦИЙ  
ОБЪЕДИНЕННОГО ИНСТИТУТА ЯДЕРНЫХ  
ИССЛЕДОВАНИЙ**

Индекс	Тематика
1.	Экспериментальная физика высоких энергий
2.	Теоретическая физика высоких энергий
3.	Экспериментальная нейтронная физика
4.	Теоретическая физика низких энергий
5.	Математика
6.	Ядерная спектроскопия и радиохимия
7.	Физика тяжелых ионов
8.	Криогеника
9.	Ускорители
10.	Автоматизация обработки экспериментальных данных
11.	Вычислительная математика и техника
12.	Химия
13.	Техника физического эксперимента
14.	Исследования твердых тел и жидкостей ядерными методами
15.	Экспериментальная физика ядерных реакций при низких энергиях
16.	Дозиметрия и физика защиты
17.	Теория конденсированного состояния
18.	Использование результатов и методов фундаментальных физических исследований в смежных областях науки и техники
19.	Биофизика

Покровский В.Н., Простаков И.А., Чистяков В.П. P10-86-311  
Статистический критерий оценки пиков  
низкой интенсивности

Рассмотрены вопросы оценки пиков низкой интенсивности в спектрах ядерных излучений с помощью статистического критерия отношения правдоподобий. Для случая известной формы пика и вида энергетической зависимости фона исследованы методы проверки статистических гипотез и построения доверительных интервалов. С помощью ЭВМ изучены свойства критерия и проведена оценка чувствительности экспериментов по поиску двойного безнейтринного бета-распада  $^{76}\text{Ge}$ . Показано, что применение критерия отношения правдоподобий позволяет получать оценки с наименьшей чувствительностью к флуктуациям в исходных спектрах.

Работа выполнена в Лаборатории ядерных проблем ОИЯИ.

Сообщение Объединенного института ядерных исследований. Дубна 1986

Перевод О.С.Виноградовой

Pokrovskij V.N., Prostakov I.A., Chistyakov V.P. P10-86-311  
Statistical Criterium for Estimation of Low  
Intensity Peaks

The likelihood ratio statistical criterium for an estimation of low intensity peaks in nuclear spectra is discussed. Both the hypothesis testing and the interval estimation are investigated in the case of the Gaussian peak shape and a constant background. Some properties of the criterium are investigated in a computer experiment and an estimation of a sensitivity of an experiment for search a neutrinoless double-beta decay in  $^{76}\text{Ge}$  is carried out. It is shown that a likelihood ratio criterium is less sensitive to a spectrum fluctuations than others.

The investigation has been performed at the Laboratory of Nuclear Problems, JINR.

Communication of the Joint Institute for Nuclear Research. Dubna 1986