

спектре нейтронов деления, указывает на удовлетворительное их согласие с учетом корреляции между оцениваемыми параметрами  $a_i$  и  $T_i$ .

Анализ общей картины поведения относительного выхода и периода групп показывает, что при делении  $^{237}\text{Np}$  нейтронами энергией в районе порога реакции деления (0,4—1 МэВ), а также вблизи порога реакции деления с предварительным испусканием нейтрона ( $n, n'$ ) (3—5 МэВ) наблюдается заметное систематическое уменьшение крутизны кривой спада интенсивности по мере уменьшения энергии падающих нейтронов. При этом форма кривых спада нейтронной активности при энергии падающих нейтронов 1 и 3 МэВ почти одинакова. С физической точки зрения такой характер изменения кривой спада можно интерпретировать как увеличение среднего времени жизни ядер-предшественников запаздывающих нейтронов, которое, в свою очередь, обусловлено соответствующим изменением распределения суммарного выхода продуктов деления в изучаемом диапазоне энергии нейтронов.

Работа выполнена при финансовой поддержке Российского фонда фундаментальных исследований, грант № 96-02-17439.

#### СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Brady M., England T. Delayed neutron data and group parameters for 43 fissioning systems. — Nucl. Sci. Engng, 1989, v. 103, p. 129—149.
2. England T., Brady M., Arthur E., Labauve R. Status of evaluated precursor and aggregate spectra. — In: Proc. Specialists' Meeting on Delayed Neutron Properties, 15—19 September, 1986, University of Birmingham, England, p. 117—148.
3. Keepin G., Wimet T., Zeigler R. Delayed neutrons from fissionable isotopes of uranium, plutonium and thorium. — J. Nucl. Energy, 1957, v. 6, p. 1—21.
4. Пиксайкин В.М., Балакшев Ю.Ф., Исаев С.Г. и др. Измерения относительных выходов запаздывающих нейтронов и периодов полураспада их предшественников при делении  $^{237}\text{Np}$  быстрыми нейтронами. — Вопросы атомной науки и техники. Сер. Ядерные константы, 1997, вып. 1—2, с. 18—25.
5. Pikaikin V.M., Balakshev Yu.F., Isaev S.G. et al. An experimental set-up for investigation of the delayed neutron emission at electrostatic accelerator of IPPE. — In: Proc. of XIII Meeting on Physics of Nuclear Fission, Obninsk, 1995, p. 295—302.
6. Гольдманский В.И., Куценко А.В., Подгорецкий М.И. Статистика отсчетов при регистрации ядерных частиц. М.: Гос. изд-во физ.-мат. лит., 1959.
7. Pronyaev V.G., Pikaikin V.M. Factors determining the energy dependence of delayed neutron yields in neutron induced fission. — Вопросы атомной науки и техники. Сер. Ядерные константы, 1997, вып. 1—2, с. 32—37.
8. Benedetti G., Cesana A., Sanquist V. et al. Delayed neutron yields from fission of Uranium-233, Neptunium-237, Plutonium-238, -240, -241 and Americium-241. — Nucl. Sci. Engng, 1982, v. 80, p. 379—387.
9. Rudstam G. Six-group representation of the energy spectra of delayed neutrons from fission. — Ibid., 1982, № 80, p. 238—255.
10. Гудков А.Н., Живун В.М., Звонарев и др. — Измерение выходов запаздывающих нейтронов при делении  $^{233}\text{U}$ ,  $^{236}\text{U}$ ,  $^{237}\text{Np}$ ,  $^{240}\text{Pu}$ ,  $^{241}\text{Pu}$  нейтронами спектра быстрого реактора. — Атомная энергия, 1989, т. 66, вып. 2, с. 100—103.
11. Колдобский А.Б., Живун В.М. Универсальная библиотека по выходам продуктов деления и выходам групп запаздывающих нейтронов деления. — Вопросы атомной науки и техники. Сер. Ядерные константы, 1995, вып. 1—2, с. 74—88.
12. Saleh H., Parish T., Raman S., Shinohara N. Measurements of delayed neutron decay constants and fission yields from  $^{235}\text{U}$ ,  $^{237}\text{Np}$ ,  $^{241}\text{Am}$ ,  $^{243}\text{Am}$ . — Nucl. Sci. Engng, 1997, v. 125, p. 51—60.
13. Waldo R., Karam R., Meyer R. Delayed neutron yields: time dependent measurements and a predictive model. — Phys. Rev. C, 1981, v. 23, № 3, p. 1113—1127.
14. Максютенко Б.П., Балакшев Ю.Ф., Волкова Г.И. Относительные выходы запаздывающих нейтронов при делении  $^{237}\text{Np}$  нейтронами с энергией 0,4—1,2 МэВ. — Ядерная физика, 1974, т. 19, вып. 4, с. 748—750.
15. Spriggs G. In-pile measurement of the decay constants and relative abundances of delayed neutrons. — Nucl. Sci. Engng, 1993, № 114, p. 342—351.

УДК 615.849.9:621.391.2.26

## ОЦЕНКА НЕОБХОДИМОГО ОБЪЕМА НАБЛЮДЕНИЙ ДЛЯ ПРОВЕРКИ АДЕКВАТНОСТИ МОДЕЛЕЙ ЗАВИСИМОСТИ ДОЗА—ЭФФЕКТ

Радаев Н.Н. (Военная академия РВСН им. Петра Великого)

Модель зависимости доза—эффект в области малой дозы облучения  $E < E_m$  ( $E_m = 0,1—0,5$  Зв) полагается линейной и не имеющей дозового порога [1]. Единственный параметр этой зависимости — коэффициент риска  $r_0 = Q_E/E_m$  ( $Q_E$  — индивидуальная вероятность наступления неблагоприятного эффекта при эффективной дозе облучения  $E_m$ ) был определен по популяции японцев, подвергшихся при атомной бомбардировке облучению большой дозой и мощностью дозы. Кроме линейной беспороговой на основе теоретических представлений предположены и другие виды моделей зависимости доза—эффект [2, 3].

Изучение вида и параметров зависимости  $Q_E(E)$  при облучении малой дозой и мощностью дозы сопряжено со значительными трудностями. С уменьшением дозы неблагоприятные эффекты становятся все более редкими событиями, т.е. вероятность наступления эффектов снижается, а необходимый объем наблюдений для их оценки с заданной точностью возрастает. Поэтому изучение адекватности моделей требует представительной популяции, возрастающей со снижением дозы облучения.

Целью статьи является получение соотношений для определения объема наблюдений, необходимого для проверки адекватности предполагаемых (теоретических) моделей зависимости доза—эффект.

Постановка задачи. Ограничимся рассмотрением в качестве неблагоприятного эффекта смертельных случаев рака в течение последующей жизни после облучения. Пусть  $Q$  — индивидуальная вероятность смерти от рака. Тогда индивидуальная вероятность смерти от радиационно-индуцированного рака при облучении дозой  $E$  (зависимость доза—эффект) определится соотношением

$$Q_E(E) = Q(E) - Q(E = 0), \quad E < E_m, \quad (1)$$

где  $Q(E)$ ,  $Q(E = 0)$  — индивидуальная вероятность смерти от рака при облучении дозой  $E$  и в отсутствие облучения соответственно.

Для оценки вероятности  $Q_E$  при дозе облучения  $E_1 \in (E_\phi, E_m)$  рассмотрим две популяции: 1) облученную индивидуальной дозой  $E_1$  и 2) контрольную, подвергшуюся воздействию лишь фонового излучения  $E_\phi$ . Численность первой популяции составляет  $n_1$  (коллективная эффективная доза  $S_1 = n_1 E_1$ , чел·Зв), второй —  $n_2$  ( $S_2 = n_2 E_\phi$ , чел·Зв). Будем полагать, что  $n_1 = n_2 = n$ , причем контрольная популяция имеет аналогичную облученной структуре.

Пусть индивидуальная вероятность смерти в первой популяции, объясняемая спонтанным и радиационно-индуцированным при облучении дозой  $E_1$  раком, составляет  $Q_1$  (рис. 1). Индивидуальная вероятность смерти во второй популяции, обусловленная

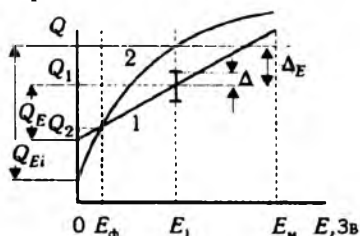


Рис. 1. Линейная беспороговая (1) и предсказываемая зависимость доза—эффект (2)

спонтанным и радиационно-индуцированным раком от фонового излучения, равна  $Q_2$ . В облученной популяции наблюдаются  $d_{01}$  смертельных случаев от спонтанного рака, включающих  $d_{\phi 1}$  случаев, объясняемых фоновым облучением, а также  $d_E$  избыточных смертельных случаев от радиационно-индуцированного рака. В контрольной популяции наблюдаются лишь  $d_{02}$  случаев смерти от спонтанного рака, включая  $d_{\phi 2}$  смертельных случаев, обусловленных фоновым излучением.

Так как истинная зависимость  $Q_E(E)$  неизвестна, то в качестве нулевой гипотезы при оценке объема наблюдений примем линейную беспороговую модель зависимости доза—эффект  $Q_{E0}(E) = r_0 E$  с параметром  $r_0$ . В качестве альтернативной гипотезы рассмотрим некоторую теоретическую модель  $Q_{Ei}(E)$ , которая в сечении по  $E$  дает отличие в индивидуальной вероятности смерти  $\Delta_E = |Q_E(E) - Q_{Ei}(E)|$  или относительное отклонение  $\delta_E = \Delta_E / Q_E$  (в качестве  $Q_E$  будем принимать значение  $Q_{E0}$ ). Это отклонение является мерой методической погрешности прогноза риска, связанной с неопределенностью информации о зависимости доза—эффект в области малой дозы.

Определим численность популяций, необходимых для оценки вероятности  $Q_E$  при дозе облучения  $E$  с такой точностью, чтобы доказать с установленной доверительной вероятностью  $\gamma$  отличие предполагаемой зависимости от принятой на заданную величину  $\delta_E$ .

Решение задачи. Из рис. 1 следует, что  $Q_2 = Q(E=0) + Q_E(E_\Phi)$ , где  $Q_E(E_\Phi)$  — индивидуальная вероятность смерти от радиационно-индуцированного рака в результате фонового излучения. Отсюда  $Q(E=0) = Q_2 - Q_E(E_\Phi)$ . Тогда с учетом соотношения (1)

$$Q_E = Q_1 - Q_2 + Q_E(E_\Phi). \quad (2)$$

Определим нижний  $\Delta_*(n)$  и верхний  $\Delta^*(n)$  доверительные интервалы для оцениваемой вероятности  $Q_E$ . Если  $\Delta_*(n)$  или  $\Delta^*(n)$  (в зависимости от вида альтернативной модели) меньше  $\Delta_E$ , то гипотезы различимы и правомерно уточнение вида и(или) параметров модели зависимости  $Q_E(E)$ . В противном случае достаточных оснований для ее изменения нет.

Пусть  $\Delta_*(n) = \Delta^*(n) = \Delta(n)$  (справедливо при больших  $n$ ). Тогда необходимый объем популяций  $n$ , обеспечивающий требуемую разрешающую способность для проверки статистической гипотезы, определится из неравенства

$$\delta(n, E) \leq \delta_E, \quad (3)$$

где  $\delta(n, E) = \Delta(n) / Q_E(E)$  — относительная статистическая погрешность оценки  $Q_E(E)$  при дозе  $E$ ;  $\delta_E$  — относительное отклонение предполагаемой зависимости доза—эффект от принятой модели. Таким образом, предполагаемая модель может быть принята (адекватна наблюдениям) только тогда, когда статистическая погрешность  $\delta(n, E)$  ее определения при дозе облучения  $E$  не превышает  $\delta_E$ .

Установим зависимость статистической погрешности оценки  $Q_E$  от  $n$  и  $E$ .

Пусть смерть от рака каждого человека из некоторой популяции является независимым событием, реализующимся с вероятностью  $Q$ . Тогда при известной численности популяции  $n$  число смертей  $D$  имеет биномиальное распределение ( $0 \leq D \leq n$ ). Для биномиального распределения вероятность принятия случайной величиной  $D$  значения  $d$  определяется формулой

$$P(D = d | n, Q) = \frac{n!}{d!(n-d)!} Q^d (1-Q)^{n-d},$$

где  $d = 0, 1, \dots, n$ .

Случайная величина  $D$  имеет функцию распределения

$$F(d) = P(D \leq d) = \sum_{k=0}^d \frac{n!}{k!(n-k)!} Q^k (1-Q)^{n-k} \quad (4)$$

с математическим ожиданием

$$M[D] = nQ \quad (5)$$

и дисперсией

$$\sigma^2[D] = nQ(1 - Q). \quad (6)$$

Из равенства (5) следует, что  $Q = M[D]/n$ , а ее несмещенная оценка  $\tilde{Q}$  совпадает с оценкой максимального правдоподобия и вычисляется по формуле

$$\tilde{Q} = d/n. \quad (7)$$

Дисперсия оценок (7) с учетом равенства (6) вычисляется по формуле

$$\sigma^2[\tilde{Q}] = \frac{1}{n^2} \sigma^2[D] = \frac{Q(1 - Q)}{n} \approx \frac{Q}{n}, \quad (8)$$

их абсолютная статистическая погрешность  $\Delta(n) = Z_\gamma \sigma[\tilde{Q}]$ , где  $Z_\gamma$  — квантиль нормального распределения уровня  $\gamma$ .

Следовательно, относительная статистическая погрешность

$$\delta(n) = \frac{\Delta(n)}{Q} = \frac{Z_\gamma}{\sqrt{Qn}}. \quad (9)$$

При замене  $Q$  на  $Q_E$  соотношение (9) может быть использовано для приближенной оценки статистической погрешности определения зависимости доза—эффект. На ее точность влияют объем популяции  $n$  и оцениваемая вероятность  $Q$ . Со снижением  $Q$  погрешность увеличивается и, следовательно, возрастает необходимый объем популяции для достижения заданной точности оценки. Объем популяции, необходимый для обеспечения заданной точности, определяется из выражения  $n \geq Z_\gamma^2 / Q\delta^2$ . Если исследуемая популяция  $n \rightarrow \infty$ ,  $Q \rightarrow 0$ , причем  $nQ = a = \text{const}$ , то биномиальное распределение переходит в распределение Пуассона, имеющее функцию распределения

$$F(d) = \sum_{k=0}^d \frac{a^k}{k!} \exp(-a),$$

где  $a = M[D]$  — параметр распределения Пуассона (среднее число смертельных случаев от рака в исследуемой популяции).

Когда  $a \rightarrow \infty$ , распределение Пуассона приближается к нормальному с параметрами  $M[D]$  и  $\sigma[D]$ . Поэтому приближенно в качестве функции (4) можно применять [4]

$$F(d) = \Phi\left(\frac{d - M[D]}{\sigma[D]}\right),$$

где  $\Phi(\cdot)$  — функция Лапласа.

Используя в качестве истинной (оцениваемой) вероятности нулевую гипотезу, определим необходимый объем наблюдений для оценки с заданной точностью  $Q_E$ .

В соответствии с выражениями (2) и (7)

$$\tilde{Q}_E = \tilde{Q}_1 - \tilde{Q}_2 + Q_E(E_\Phi) \approx \frac{d_{01} + d_E}{n} - \frac{d_{02}}{n} + Q_{E0}(E_\Phi) \approx \frac{d_E}{n} + Q_{E0}(E_\Phi).$$

Дисперсия оценок  $\tilde{Q}_E$  для линейной комбинации двух нормально распределенных случайных величин с учетом равенств (2) и (8) вычисляется по формуле

$$\begin{aligned} \sigma^2[\tilde{Q}_E] &= \sigma^2[\tilde{Q}_1] + \sigma^2[\tilde{Q}_2] = \frac{Q_1(1 - Q_1) + Q_2(1 - Q_2)}{n} \approx \\ &\approx \frac{Q_1 + Q_2}{n} = \frac{Q_E(E) + 2Q_2 - Q_E(E_\Phi)}{n}. \end{aligned}$$

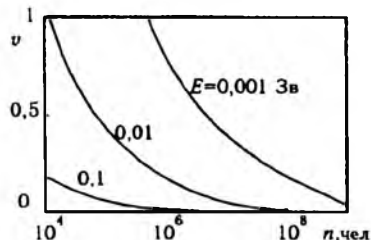
Следовательно,

$$\delta(n, E) = \frac{Z_\gamma}{Q_E(E)} \sqrt{\frac{2Q_2 + Q_E(E) - Q_E(E_\Phi)}{n}}. \quad (10)$$

Анализ показывает, что статистическая погрешность с уменьшением  $n$  и  $E$  увеличивается. Зависимость коэффициента вариации

$$v = \frac{\sigma[\tilde{Q}_E]}{Q_E} = \sqrt{\frac{Q_E + 2Q_2 - Q_E(E_\Phi)}{nQ_E^2}}$$

оценки индивидуальной вероятности смерти от объема популяции приведена на рис. 2. Здесь и далее принималось  $r = 5 \cdot 10^{-2} \text{ Зв}^{-1}$ ,  $E_\Phi = 10^{-3} \text{ Зв}$  и  $Q_2 = 1,4 \cdot 10^{-3} [5]$ . Из сравнения соотношений (9) и (10) следует, что использование для оценки статистической погрешности выражения (9) приводит к ее занижению от 20 при  $E = 0,1 \text{ Зв}$  до 87% при  $E = E_\Phi$ . Увеличение требуемой доверительной вероятности с  $\gamma$  до  $\gamma'$  приводит к расширению доверительных интервалов в  $Z_{\gamma'}/Z_\gamma$  раз, где  $Z_\gamma$  и  $Z_{\gamma'}$  — квантили нормального распределения уровней  $\gamma$  и  $\gamma'$ . Так, увеличение  $\gamma$  с 0,9 до 0,95 повышает  $\delta(n, E)$  в  $1,64/1,28 = 1,28$  раза. Соответственно возрастает необходимый объем популяции, определяемый с учетом равенства (10) из условия (3) по выражению



Р и с. 2. Зависимость коэффициента вариации оценки  $Q_E$  от объема популяции

$$n \geq \left[ 2Q_2 + Q_E(E) - Q_E(E_\Phi) \right] \left( \frac{Z_\gamma}{\delta_E Q_E(E)} \right)^2. \quad (11)$$

Практически нормальным приближением пользуются при  $a > 100$ . Очевидно, что правомерность использования нормального приближения зависит от требуемой точности  $\delta_E$  и при фиксированных  $Q_1$  и  $Q_2$  допустима при определенных  $n$ . Для проверки выражения (10) определим погрешность оценки индивидуальной вероятности смерти в результате облучения по двум выборкам на основе биномиального распределения.

Найдем по наблюдаемому значению  $d$  при доверительной вероятности  $\gamma$  по соотношениям [6] нижние  $Q_*$  и верхние  $Q^*$  односторонние доверительные границы для параметра  $Q$  биномиального распределения. Тогда абсолютная погрешность вычисления вероятности составит  $\Delta_*(n) = \tilde{Q} - Q_*$ ,  $\Delta^*(n) = Q^* - \tilde{Q}$ . Доверительные границы для  $Q_E$  могут быть вычислены, в частности, интервальными методами [7]

$$Q_{E*} = Q_{1*} - Q_2^* + Q_E(E_\Phi) = \tilde{Q}_E - [\Delta_{1*}(n) + \Delta_2^*(n)];$$

$$Q_E^* = Q_1^* - Q_{2*} + Q_E(E_\Phi) = \tilde{Q}_E + [\Delta_1^*(n) + \Delta_{2*}(n)],$$

где  $\Delta_1^*(n)$ ,  $\Delta_{1*}(n)$ ,  $\Delta_2^*(n)$ ,  $\Delta_{2*}(n)$  — верхние и нижние доверительные интервалы оценок вероятностей  $Q_1$  и  $Q_2$ . Тогда абсолютные статистические погрешности для индивидуальной вероятности смерти от радиационно-индуцированного рака определяются по формулам  $\Delta_*(n) = \Delta_{1*}(n) + \Delta_2^*(n)$ ,  $\Delta^*(n) = \Delta_1^*(n) + \Delta_{2*}(n)$ . С учетом принятых допущений

$$\Delta(n) = \Delta_1(n) + \Delta_2(n), \quad (12)$$

где  $\Delta_1(n)$ ,  $\Delta_2(n)$  — абсолютная погрешность вычисления  $Q_1$ ,  $Q_2$ .

Интервальные методы дают надежные двусторонние границы для  $Q_E$ . Однако методы интервальной арифметики являются детерминированными и не опираются на какие-либо другие допущения относительно исходных данных, кроме их нахождения в заданных интервалах. Поэтому для статистической погрешности, которая является случайной, а не систематической, они дают завышенные границы для  $Q_E$ .

Улучшить оценку  $Q_E$  можно за счет дополнительной информации об изменении погрешностей. Учитывая свойство асимптотической нормальности оценок для  $Q_1$  и  $Q_2$  с ростом  $n$ , основная часть распределения статистических погрешностей сосредоточится в центральной части, вблизи 0. Это позволяет вместо равенства (12) использовать

$$\Delta(n) = \sqrt{\Delta_1(n)^2 + \Delta_2(n)^2}. \quad (13)$$

Результаты, получаемые с помощью выражения (13), почти совпадают с рассчитанными по соотношениям (10). Сравнение выражений (12) и (13) указывает, что интервальные методы дают более высокую (примерно в  $\sqrt{2}$  раза) оценку погрешности определения  $Q_E$ .

Учитывая, что точечная оценка  $Q_E$  сама является случайной величиной, определим ее доверительные границы методом статистических испытаний. Моделирование оценивания  $Q_E$  включает два этапа.

1) Рассматриваются независимые случайные события  $A_1$  и  $A_2$  наступления неблагоприятного эффекта: в облученной фиксированной дозой  $E_1$  популяции с вероятностью  $P(A_1) = Q_1$  и контрольной с  $P(A_2) = Q_2$ . Моделируется реализация случайных событий  $A_1$  и  $A_2$  (факта наступления неблагоприятного эффекта у  $k$ -го индивидуума в каждой популяции) по заданным вероятностям  $Q_1$  и  $Q_2$  их наступления:

$$a_k = \begin{cases} 1, & \text{если у } k\text{-го индивидуума эффект наступил;} \\ 0 & \text{— в противном случае.} \end{cases}$$

Вычисляются оценки вероятностей  $Q_1$  и  $Q_2$  по сгенерированным выборкам объемом  $n$ , затем по уравнению (2) оценка  $\bar{Q}_E$ .

2) Первый этап повторяется  $N$  раз с определением оценок  $\bar{Q}_{Ej}$  ( $j = 1, \dots, N$ ). По множеству  $N$  сгенерированных выборок объемом  $n$  строится гистограмма оценок  $\bar{Q}_E$ , по которой находится доверительный интервал оценки и ее абсолютная статистическая погрешность  $\Delta(n)$ .

Анализ гистограмм подтверждает близость распределения оценок  $\bar{Q}_E$  к нормальному. Поэтому для определения доверительных интервалов использованы статистические оценки среднеквадратичного отклонения  $s$  оценки  $\bar{Q}_E$  относительно ее среднего значения  $M[\bar{Q}_E]$ . Так как центральные моменты могут быть выражены через начальные, то оценку  $s$  выполняли в ходе статистического моделирования по формуле

$$s^2 = \frac{1}{N-1} \sum_{j=1}^N Q_{Ej} - \frac{1}{N(N-1)} \left( \sum_{j=1}^N Q_{Ej} \right)^2.$$

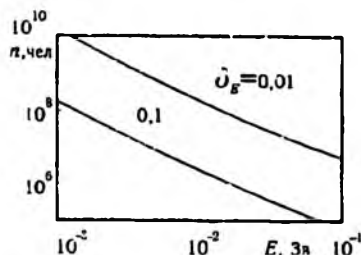
Анализ результатов. Сравнение результатов, полученных по теоретическим моделям, с данными статистического моделирования при умеренных выборках показывает, что интервальные методы дают верхние оценки статистической погрешности, нормальное приближение — нижние. При этом погрешность расчетов в нормальном

приближении не превышает 4%. Поэтому консервативно в уравнение (10) введем поправочный множитель, равный 1,04. Тогда выражение (11) запишется в виде

$$n \geq 1,08 [2Q_2 + Q_E(E) - Q_E(E_{\phi})] \left( \frac{Z_{\gamma}}{\delta_E Q_E(E)} \right)^2. \quad (14)$$

График зависимости  $n(E)$  приведен на рис. 3. Так, при  $E = 1$  сЗв для снижения статистической погрешности до 10% необходим объем популяций по 2 млн чел. (коллективная доза  $S = 2 \cdot 10^6 \cdot 1 \cdot 10^{-2} = 2 \cdot 10^4$  чел·Зв). С уменьшением дозы необходимая численность популяции возрастет. Повышение точности модели в 10 раз требует увеличения численности популяции в 100 раз.

В общем случае наблюдения должны проводиться при фиксированных значениях  $E$ . Для линейной зависимости доза—эффект возможно использование средней дозы  $E_{\text{ср}}$  для популяции. При слабой нелинейности зависимости в области разброса лучевых нагрузок по популяции зависимость доза—эффект может быть линеаризована в окрестности  $E_{\text{ср}}$  и для прогноза выхода сто-



Р и с. 3. Зависимость необходимой численности популяций от  $E$  и  $\delta_E$

хастических эффектов может также применяться коллективная доза (число людей со средней дозой  $E_{\text{ср}}$ ). Пренебрежение нелинейностью зависимости доза—эффект при значительном разбросе лучевой нагрузки в популяции вносит систематическую составляющую в погрешность определения  $Q_E$  [5].

Рассмотрим проявление отдаленных эффектов в популяции из  $n = 119\,416$  участников ликвидации последствий аварии на Чернобыльской АЭС [8], получивших коллективную дозу в 12 483,1 чел·Гр. Точность оценки  $Q_E$  по уравнению (10) с учетом поправки для дозы 10,5 сГр составит 6,6% (для  $\gamma = 0,9$ ). Заметим, что для определения величины  $Q_2$  должна быть сформирована контрольная популяция, обследование которой должно проводиться наравне с облученной в течение последующей жизни.

Можно предположить, что в связи с компьютеризацией уже в ближайшие десятилетия станет реальностью медицинское обследование миллионов людей на протяжении всей их жизни, включая фиксацию неблагоприятных внешних воздействий и причин смерти. Тогда появится возможность формирования популяций по различным признакам, выделения и количественной оценки различных стохастических эффектов. Использование полученных соотношений позволит оценить реальные возможности экспериментальной проверки адекватности теоретических моделей зависимости доза—эффект.

#### СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Радиационная безопасность. Рекомендации МКРЗ 1990 г. Публикация 60 МКРЗ. Ч.2. Пер. с англ. М.: Энергоатомиздат, 1994. 208 с.
2. Филюшкин И.В., Петоян И.М. Теория канцерогенного риска воздействия ионизирующих излучений. М.: Энергоатомиздат, 1988.
3. Гофман Дж. Рак, вызываемый облучением в малых дозах: независимый анализ проблемы. Кн. 1. Пер. с англ. М., Соц.-экол. союз, 1994.
4. Шор Я.Б., Кузьмин Ф.И. Таблицы для анализа и контроля надежности. М.: Сов. радио, 1968.
5. Радаев Н.Н. Прогноз выхода стохастических эффектов облучения малой дозой для нелинейных моделей зависимости доза—эффект. — Атомная энергия, 1997, т. 83, вып. 3, с. 215—221.
6. СТ СЭВ 5315-85. Прикладная статистика. Правила определения оценок и доверительных границ для параметров биномиального и отрицательного биномиального распределения. М.: Изд-во стандартов, 1985. 24 с.
7. Шокин Ю.И. Интервальный анализ. Новосибирск: Наука, 1981.
8. Иванов В.К., Цыб А.Ф., Максютюв М.А. и др. Национальный Чернобыльский регистр России как информационно-аналитическая система для оценки медицинских последствий Чернобыльской катастрофы. — Известия вузов. Ядерная энергетика, 1996, № 1, с. 22—29.

Поступила в Редакцию 1.10.97