

Дозиметрический парадокс вычитания фона и способ его преодоления

“Закон о радиационной безопасности населения” и регламенты индивидуального радиационно-дозиметрического контроля и учета предусматривают отдельную регистрацию фоновой и техногенной составляющих радиационного воздействия. В условиях безаварийной работы персонала группы Б и для населения фоновый и техногенный уровни радиации могут быть сопоставимы. Если их измерения производятся однотипными приборами, возникает вычислительная проблема вычитания фона, которая обычно решается арифметическими методами, либо вообще игнорируется. Это приводит к известному парадоксальному искажению дозиметрической информации, допускающему смещение или существование отрицательных оценок доз или отрицательных активностей. В публикации рассмотрен способ, позволяющий преодолеть подобный парадокс.

Ключевые слова:

радионуклиды, радиация, доза, фон, риск, индивидуум, ущерб, распределение, неопределенность, математическое ожидание, медиана, дисперсия, случайность, протокол.

В.Ф.Обеснюк

(Южно-Уральский институт биофизики
ФМБА РФ, г. Озерск, Челябинская обл.)

Нередко в научно-технических отчетах, статьях, выступлениях, а также методических рекомендациях и стандартах, посвященных вопросам дозиметрии, можно встретить указания на “существование” отрицательных доз или активностей. Обычно это наблюдается для оценок нижнего предела доверительного интервала. Например, в публикации [1] можно найти указание на то, что “... поглощенная доза в печени от инкорпорированного плутония составила $0,23 \pm 0,77$ Гр ...”. Еще пример: в тексте российского стандарта при описании примера оценки удельной активности ^{90}Sr для образца пищевой продукции можно найти запись: $-2,1 \pm 6,1$ Бк/кг [2]. Здесь отрицательное значение наблюдается уже не только для нижней доверительной границы, но и для центра доверительного интервала. Заметим, что это не небрежность оформления текста, а принципиальное мнение авторов. Проистекают подобные результаты вследствие рекомендуемой и широко используемой процедуры арифметического вычитания фоновых доз или активностей из результатов эмпирических

наблюдений. Более того, российский стандарт [2] рекомендует именно такое представление результатов измерений в качестве единственного метрологически верного, а сами подобные примеры наблюдаются в таблицах и приложениях Б, В, Г текста [2] неоднократно. Такое отношение к оформлению результатов радиационных измерений присуще не только российским инженерам. Оно прослеживается и в ряде международных стандартов [3,4], опирающихся на методологию оценивания, по-видимому, впервые предложенную Ллойдом Кэри [5] в рамках концепции сопоставления нулевой и альтернативной гипотез Неймана/Пирсона. В основе способа – прямое арифметическое вычитание из оценки “сигнал+фон” величины оценки фона с последующей апостериорной оценкой неопределенности.

И вот здесь мы часто сталкиваемся с парадоксальной ситуацией, когда подлежащая контролю и заведомо неотрицательная величина техногенной радиационной составляющей после вычитания из измеренной суммы сопоставимого по величине естественного радиационного фона или фона измерительного устройства неожиданно может оказаться отрицательной. При этом ситуация с получением отрицательных оценок доз или активностей может непосредственно касаться здоровья и безопасности людей [6,7]. Иногда заведомо неотрицательная оцененная техногенная составляющая может иметь настолько большую неопределенность, что ее доверительный интервал накрывает часть отрицательного диапазона. И уж настоящий парадокс заключается в том, что стандарты [3-5] предписывают фиксировать именно эту ситуацию в отчетных материалах как “объективную”, несмотря на то, что в их тексте можно найти прямой запрет на подобную интерпретацию. Например, пункт 7.5 стандарта [2] указывает: “Доверительный интервал не может включать в себя значения, лежащие вне физически возможного диапазона ...”, несмотря на то, что в том же тексте пункт 7.2 прямо задает процедуры, приводящие к смещению как центральных оценок, так и границ доверительного интервала.

Парадокс хорошо известен большинству практикующих дозиметристов. В научных публикациях и различных методических рекомендациях о нем можно найти неоднократные упоминания, однако никто так и не дал обоснованного способа его разрешения, несмотря на очевидное рукотворное его происхождение, связанное с недостаточным пониманием природы случайных величин, к которым можно отнести поглощенную дозу, мощность дозы, оценки активности. Например, хорошо известна довольно основательная публикация [6], в которой был предложен алгоритм переоценки отрицательных “наблюдений”, однако он базировался на очевидно ложном предположении, будто радиационный фон может быть описан нормальным законом распределения, теоретически допускающим значения меньше нуля. В методических документах [2,8] предлагаются более простые “алгоритмы”. Например, в работе [2] после получения оценки активности $-0,5 \pm 1$ Бк, в тексте отчетного документа рекомендуется в качестве центральной оценки писать половину от верхней доверительной границы, т. е. 0,25 Бк, что кажется лишенным всякого статистического обоснования. В методических указаниях [8] вопреки самому документу (п/п 3.3 МУ 2.6.1.3015-12) в ряде случаев вообще предлагается исключение дозового фона из списка контролируемых дозиметрических показателей. Более того, в п/п 6.5 МУ 2.6.1.3015-12 непосредственно указаны мотивы этого решения: “Вычитание значений доз от природного фона из показаний экспонированных индивидуальных дозиметров не производится. При малых значениях индивидуальных доз вычитание природного фона приводит к ошибкам в сотни процентов, а при дозах свыше 1 мЗв фоновые дозы оказываются меньше, чем погрешность измерений индивидуальной дозы, и не оказывают влияния на конечный результат”. На том же самом

принципе простого арифметического вычитания двух случайных величин построены и другие методические документы [9-11], однако такая позиция справедливо и неоднократно подвергалась объективной критике в специализированных изданиях [12,13], хотя и без конструктивных предложений по разрешению парадокса.

Объективная необходимость раздельного контроля и учета фонового уровня радиации и ее низкоинтенсивной техногенной составляющей

Прежде чем перейти к изложению статистически корректной процедуры вычитания фона, ответим на главный вопрос – зачем нужно вычитать фон? Согласно ГОСТ 8.638-2013 под радиационными измерениями подразумеваются:

- а) оценка активностей источников;
- б) оценка полей ионизирующих излучений;
- в) контроль радиационного облучения технических и биологических объектов.

Попадание оценок техногенной составляющей в отрицательную область значений, очевидно, характерно только для случаев оценки сравнительно низкой интенсивности воздействия по отношению к фону и только в случаях “б” и “в”. Здесь можно полностью исключить случаи контроля технических объектов, так как их состояние вряд ли может ухудшиться при слабом воздействии радиации. Таким образом, проблема вычитания фона актуальна преимущественно при контроле облучения биологических объектов, когда основной интерес представляет не само излучение, а тот вред, который оно может нанести. По современным представлениям индивидуальный риск радиогенного заболевания или смерти от рака зависит от кумулятивной (суммарной) дозы [14], следовательно, для осуществления управления риском необходимо измерение средних значений поглощенных доз за все периоды контроля. С этой точки зрения отрицательное значение техногенной дозы за любой период контроля – это нонсенс. В свою очередь, активность в дозиметрии зачастую применяется в качестве меры количества радиоактивного вещества или его удельного содержания, которые в принципе не могут быть отрицательными. Подчеркнем также, что Нормы [14] регулируют только избыточное (сверхфоновое) радиационное воздействие, устанавливая пределы допустимого избыточного радиационного риска. Именно это – главная причина, по которой необходима процедура вычитания фона, а отнюдь не любовь к составлению статистических отчетов. Корректный учет вклада фона необходим также при контроле потенциально вредных техногенных радиационных полей и при анализе биологических проб, содержащих радионуклиды, например, с целью исключения влияния фона измерительной установки.

Возможно, это кого-нибудь удивит, но понимание описанной проблемы контроля отражено даже в тексте Федерального Закона «О радиационной безопасности населения». В частности, статьей 18 ФЗ [15] учет индивидуальных доз облучения прямо предусмотрен как раздельный:

- 1) при использовании источников ионизирующего излучения;
- 2) при проведении медицинских рентгенорадиологических процедур;
- 3) при контроле естественного и техногенно-измененного радиационного фона.

Все меры индивидуального контроля предусмотрено проводить в рамках государственной единой системы контроля индивидуальных доз, создаваемой в порядке, определяемом Правительством Российской Федерации (ЕСКИД Министерства здравоохранения РФ и формы статистического наблюдения № 1, 2, 3, 4 – ДОЗ, разработанные Роспотребнадзором).

Отсутствие информации о техногенном радиационном облучении или ограничение ее доступности нарушают право граждан на радиационную безопасность, предусмотренное статьей 22 [15]. По этой причине все попытки оперировать отрицательными дозами или активностями, либо попытки игнорировать проблему корректного вычитания фона, характерные для подзаконных документов [2-4,8] и их аналогов, на территории Российской Федерации противоречат не только законам физики и математики.

Корректная процедура вычитания фона

Где же корень проблемы? Очевидно, разработчики методических указаний не принимают во внимание особенностей измерения случайных величин, к которым в полной мере относятся активности и кумулятивные дозы, причем не важно, идет ли речь о поглощенных дозах, эквивалентных дозах, воздушной керме или косвенно определенных дозах внутреннего облучения, пересчитанных по оценкам активности радионуклидов в пробах биологических жидкостей организма человека или животного.

Всякая измеряемая случайная величина имеет статистическую неопределенность. В журнал наблюдений записывается не она сама, а ее выборочная оценка, полученная в рамках некоторого измерительного протокола. Для правильно спроектированного средства измерений регистрируемая доза, мощность поглощенной дозы или активность пропорциональны числу отсчетов в некотором чувствительном объеме дозиметра за время измерения, определенное протоколом. Все остальное является результатом реконструкции с применением дозиметрических моделей. Даже если ставится задача измерения поглощенной дозы, измерительное устройство регистрирует не ее саму, а результат развития накопительного пуассоновского процесса, связанного с ионизирующей способностью излучения в указанном объеме. В условиях одного и того же радиационного поля при многократном повторении процедуры измерения можно получать различные оценки доз, обладающие некоторым распределением вероятностей. Это означает, что дозы или оценки активностей являются интервальными величинами, которые невозможно записать одним числом. Их следует описывать некими распределениями неотрицательной случайной величины. Это утверждение относится как к фоновой составляющей, так и к техногенной. Если в процессе измерения фигурирует сумма, то и она будет интервальной величиной со своим законом распределения на положительной полуоси. Отрицательным дозам или активностям просто неоткуда взяться, если мы хотим оценить отдельные слагаемые суммы. Однако надо отдавать себе отчет в том, что это – обратная задача, требующая адекватных математических методов своего решения. Математически точно вычленив отдельные случайные слагаемые из известной суммы просто невозможно, однако варианты сочетания слагаемых можно ранжировать на вероятностной основе, а значит, можно оценить распределение оценок. Напротив, широко распространенные методические документы [2-11] все как один рассматривают проблему исключения фона как прямую операцию простого арифметического вычитания оценок. Интервальные же оценки применяются уже к его результату в качестве некоего статистического украшения. Подчеркнем, что говоря об интервальных оценках, мы имеем в виду их аппроксимации или выборочные статистики, но никак не точные расчеты. Главное, чтобы они были адекватны объекту измерения и не порождали новых неопределенностей сверх имеющихся. Отрицательным примером здесь служит широкое использование нормального распределения, допускающего существование физически бессмысленных отрицательных значений техногенной активности в силу

своих математических свойств, и, тем не менее, рекомендуемого современными методиками. Более адекватным является применение байесовских оценок в комбинации с разумным выбором законов распределения измеряемых случайных величин.

Например, если:

- а) за время измерения T радиоактивное вещество не успевает в какой-либо заметной мере распасться,
 - б) чувствительность средства измерения и истинные активности стационарны во времени,
 - в) распады ординарны и не имеют последствий при регистрации,
 - г) взаимное расположение источника и чувствительного элемента таковы, что все неточности, связанные с геометрией и самопоглощением излучения в пробе, можно практически точно описать детерминированным коэффициентом поправки на эффективность (например, при использовании сосуда Маринелли),
- то регистрируемые отсчеты S истинной техногенной составляющей активности λ априорно подчиняются закону распределения Пуассона.

Парным ему является байесовский аналог (гамма-распределение), описывающий вариабельность оценок $\tilde{\lambda}$ искомой активности λ . Он строго задан в неотрицательной области аргумента:

$$\psi(\tilde{\lambda}|S, T) = \begin{cases} \frac{(\tilde{\lambda} T)^S}{S!} T \exp(-\tilde{\lambda} T), & \tilde{\lambda} \geq 0; \\ 0, & \tilde{\lambda} < 0. \end{cases} \quad (1)$$

По этой причине при любых $S \geq 0$ соответствующие интервальные оценки неизвестной активности просто не способны быть отрицательными.

Заметим, что искомая техногенная активность пробы λ не является наблюдаемой величиной. Если она стационарна, то ее оценивание следует отнести к типу “Б” по классификации [16], в отличие от случайного числа отсчетов, обладающего дискретным распределением. Вместо самой истинной активности в практическом смысле будем применять статистическую оценку $\tilde{\lambda}$ по типу “А”, которая уже будет относиться к непрерывным случайным величинам с условным распределением. При регистрации мощности дозы, поглощенной в дозиметре, наблюдается схожая ситуация, отличающаяся только тем, что измеряемое сразу является стохастической величиной типа “А”, к которому допустимо применять аппроксимации, подобные (1). Это выражение следует из применения байесовского подхода в предположении равновероятного доопытного ожидания любых возможных оценок. Оно было предложено, например, в монографии [17] в 1949 году, если не раньше. К моменту публикации такая аппроксимация не казалась какой-то особенно новой или оригинальной, несмотря на резкую критику байесовского подхода основоположниками современной статистики [18] в целом. Заметим, что современные метрологические стандарты уже не отрицают методологии Байеса и Лапласа [16]. Немедленному использованию соотношения (1) мешает только то, что величина S не известна и не измеряется прямо. Более того, она случайна. Вместо нее за период T приборами регистрируется $N = M + S$ отсчетов, где M – случайное фоновое целое неотрицательное число, также распределенное по Пуассону и связанное со своей неизвестной истинной активностью $\mu > 0$. Несмотря на то, что S неизвестно, это число ограничено и должно подчиняться условному распределению в силу ограничения $N = M + S$. Это обстоятельство открывает возможность подсчета условной вероятности P_S . Тогда в рамках байесовской методологии плотность распределения вероятности “наблюдения” (ПРВ) произвольных оценок $\tilde{\lambda}$ может быть выражена в виде средневзвешенного:

$$f(\tilde{\lambda}) = \sum_{S=0}^N P_S \cdot \psi(\tilde{\lambda}|S, T) \text{ с условием } \sum_{S=0}^N P_S = 1. \quad (2)$$

Разумеется, точный расчет весов P_S невозможен, так как точные значения λ и μ не известны. Однако если S и M – независимые пуассоновские величины, связанные условием $N = M + S$, то вероятность P_S подчиняется [19] биномиальному закону:

$$P_S = P(S|\lambda, \mu, T, N) = \frac{N!}{S!(N-S)!} (1-\alpha)^S \alpha^{N-S}, \text{ где } \alpha = \mu / (\mu + \lambda). \quad (3)$$

Формулой (3) можно воспользоваться в виде аппроксимации, построенной на имеющихся наблюдениях $\mu + \lambda \approx N/T$ и априорной информации $\lambda > 0$. Дополнительно потребуется также автономный этап оценки одной только фоновой активности μ по наблюдаемым отсчетам K за период наблюдения T_0 . Тогда трехпараметрическая аппроксимация (2) распределения оценок $\tilde{\lambda}$ может быть использована для интервального описания. При этом нельзя упускать из виду то, что истинная активность μ может двояким образом оказывать математическое влияние на наши оценки, поскольку одна и та же ее величина проявляла себя как на этапе калибровки фона, так и на этапе измерения отсчетов суммы “фон + сигнал”. Это влияние можно выразить в виде двух способов записи ПРВ оценок фоновой активности: $\psi(\tilde{\mu}|K, T_0)$ и $\psi(\tilde{\mu}|M + K, T + T_0)$. Очевидно, что второй вариант точнее и предпочтительнее первого, потому что приводит к более устойчивым оценкам. Можно показать, что эта плотность распределения может быть получена из соответствующего закона распределения Пуассона $\phi(M|\mu, T)$ байесовским методом с использованием $\psi(\tilde{\mu}|K, T_0)$ в качестве приора.

Полезно отметить, что байесовский подход к учету фона, описанный в предыдущем абзаце, логично обобщается также на случай многократного измерения фона. Если тот измеряется n раз за периоды T_0, T_1, \dots, T_{n-1} , то распределение оценок активности, учитывающее прирост точности за счет повторений, будет описываться ПРВ $\psi(\tilde{\mu}|M_0 + M_1 + \dots + M_{n-1}, T_0 + T_1 + \dots + T_{n-1})$. Это выражение эквивалентно однократному измерению фона с суммарным числом отсчетов $M_0 + M_1 + \dots + M_{n-1}$, полученных за суммарное время $T_0 + T_1 + \dots + T_{n-1}$. Таким образом, для априорно пуассоновских отсчетов многократное измерение фона фактически эквивалентно однократному измерению с удлиненным периодом накопления.

Если справедлива аппроксимация (2) для сигнальной составляющей, то следует ожидать приемлемых оценок и для ПРВ фоновой активности:

$$g(\tilde{\mu}) = \sum_{S=0}^N P_S \cdot \psi(\tilde{\mu}|N - S + K, T + T_0) \text{ с условием } \sum_{S=0}^N P_S = 1. \quad (4)$$

Продемонстрируем работоспособность и преимущества этой методики на примере анализа эмпирических данных, полученных в результате сравнения двух процедур снятия отсчетов за два периода экспозиции (табл.1). При этом будем предполагать, что эффективность регистрации $k_{эфф} = 0,1$.

Табл.1. Результаты калибровки фона и однократного измерения.

Время фоновой экспозиции	Отсчеты фона	Время измерения	Отсчеты “фон + сигнал”
T_0	K	T	$N = M + S$
35 ед.	37	45 ед.	61

Сразу отметим, что для приведенных данных оценка доли фоновых отсчетов второго этапа попадает в априорно ожидаемый реалистический интервал значений $0 < \alpha < 1$: $\alpha = \mu / (\mu + \lambda) \approx \tilde{\alpha} = (K \cdot T) / (N \cdot T_0) = 0,780$. Это позволяет сразу воспользоваться аппроксимацией (2), а также сравнить ее с аналогичным распределением регистрируемых фоновых оценок (4). Зная $f(\tilde{\lambda})$, можно прямым вычислением определить регистрируемую центральную оценку и ее доверительный интервал: $\tilde{\lambda} = 0,32$ (90% ДИ: 0,16–0,52) распадов в единицу времени. За центр здесь следует принять математическое ожидание (среднее) распределения, поскольку в дальнейшем суммироваться за разные периоды контроля будут именно средние значения, в силу того, что среднее от суммы равно сумме средних точно. При оценке доз оперирование модами, медианами или другими центральными величинами не допускает своего дальнейшего суммирования при подсчете индивидуальных кумулятивных доз за всю жизнь или иной длительный промежуток времени. С учетом действовавшего коэффициента эффективности $k_{эфф} = 0,1$, окончательным результатом измерения будет $\tilde{\lambda} = 3,2$ (90% ДИ: 1,6–5,2) распадов в единицу времени.

Если для кого-то эмпирическая оценка $\tilde{\alpha} = (K \cdot T) / (N \cdot T_0)$ кажется слишком наивной в силу вынужденного пассивного ожидания события $\alpha < 1$, можно попытаться добиться взаимного согласования распределений оценок $\tilde{\mu}, \tilde{\lambda}, \tilde{\eta}$. Во-первых, естественным было бы требование связи $\tilde{\eta} = \tilde{\mu} + \tilde{\lambda}$, то есть требование зависимости случайной суммы от своих независимых слагаемых. Тогда ПРВ оценок суммарной активности $\tilde{\eta}$ дается формулой (теорема о свертке для суммы двух непрерывных случайных величин):

$$\Phi(\tilde{\eta}, \alpha) = \int_0^{\tilde{\eta}} g(\xi) f(\tilde{\eta} - \xi) d\xi, \quad (5)$$

где параметр α будем считать свободным в диапазоне $0 < \alpha < 1$. Его можно оптимизировать, добившись наилучшего соответствия $\Phi(\tilde{\eta}, \alpha)$ и байесовской ПРВ $\psi(\tilde{\eta} | N, T)$, например, по среднему значению, условно приняв такое за эталон. Можно ожидать, что для суммы достаточно подгонки уже по моменту первого порядка, поскольку для соответствующих пуассоновских или гамма-распределенных величин центрированные моменты 1, 2 и 3 порядка одинаково зависят от

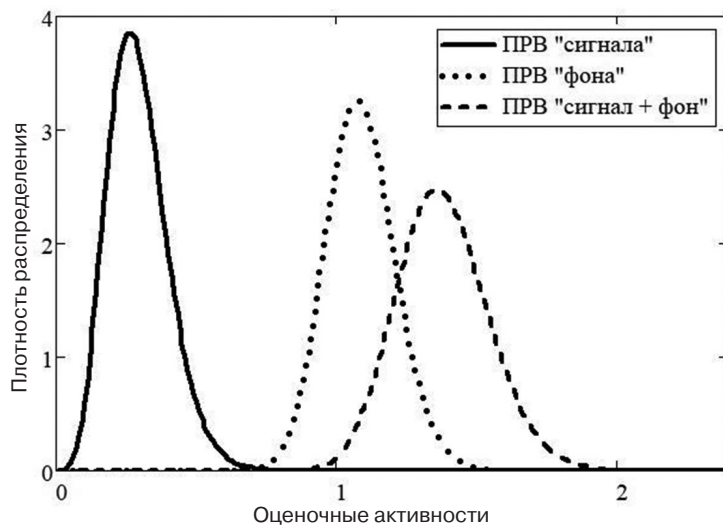


Рис.1. Сравнение плотностей распределения вероятности оценок регистрируемой техногенной активности, фона и их суммы для табл.1.

отсчетов $M + S$. Для примера, приведенного в табл.1, точное среднее для закона $\Phi(\tilde{\eta}, \alpha)$ и среднее $(N + 1) / T$ совпадают при $\tilde{\alpha} = 0,801$, что приводит к результату $\tilde{\lambda} = 2,9$ (90% ДИ: 1,4–4,8). Как можно видеть из рис.1, никаких отрицательных оценок активности здесь нет и быть не может.

Совсем иной результат получается, если принять рекомендации [2,3,5,6,8,10], базирующиеся на предположении

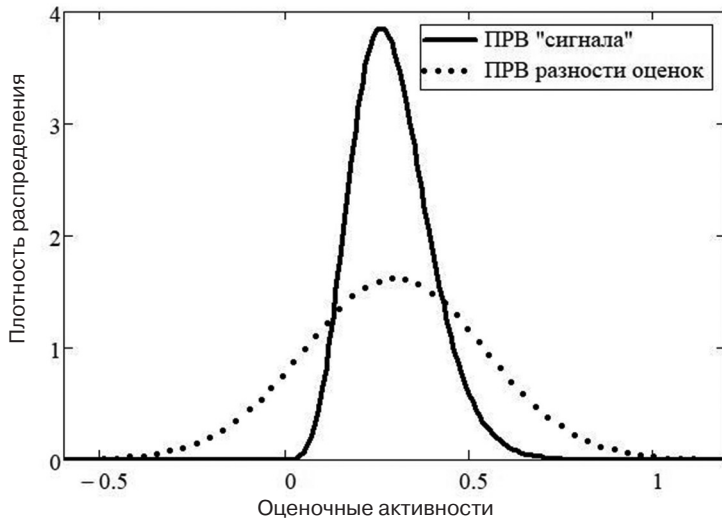


Рис.2. Плотности распределения вероятности оценок регистрируемой техногенной активности согласно байесовскому и традиционному подходам.

0,05 имеющиеся данные в табл.1 нельзя признать в качестве подтверждения факта регистрации статистически значимой положительной сверхфоновой активности.

Причины неадекватности традиционного способа оценивания

Приведенный пример наглядно показывает, что для интервальных величин оценка разности не равна разности оценок, и в процессе обработки эмпирических данных следует учитывать априорные свойства измеряемых величин. В данном случае в роли априорных свойств выступали неравенства $\mu > 0$ и $\lambda > 0$, а также совпадение истинных фоновых активностей на обоих этапах измерения. Очевидно, две сравниваемые методики выполнения оценок одновременно верными быть не могут. Это ясно видно из рис.2 при сопоставлении двух совершенно различных плотностей распределения вероятности по двум методикам. Подчеркнем, что оперирование разностью оценок – причина неадекватности более глубокая, чем необоснованное использование для ее распределения “нормальной” аппроксимации. Действительно, даже если мы откажемся от “нормального” закона и рассмотрим байесовские аппроксимации $\psi(\tilde{\eta}|N, T)$ для оценок суммы и $\psi(\tilde{\mu}|K + M, T_0 + T)$ для распределения оценок фона, разность независимых оценок $\tilde{\lambda} = \tilde{\eta} - \tilde{\mu}$ все равно сохранит возможность получения отрицательных значений с ненулевой вероятностью (теорема о свертке для разности случайных величин):

$$f(\tilde{\lambda}|K, T_0, N, M, T) = \begin{cases} \int_0^{\infty} \psi(\xi|K + M, T_0 + T) \cdot \psi(\tilde{\lambda} + \xi|N, T) d\xi, & \tilde{\lambda} \geq 0; \\ \int_{|\tilde{\lambda}|}^{\infty} \psi(\xi|K + M, T_0 + T) \cdot \psi(\tilde{\lambda} + \xi|N, T) d\xi, & \tilde{\lambda} < 0. \end{cases} \quad (6)$$

Этот результат совершенно понятен, т. к. при вычитании из случайной величины, принадлежащей полубесконечному интервалу $(0; +\infty)$, другой аналогичной случайной величины получим разность, определенную на всей числовой оси $(-\infty; +\infty)$. Ошибка заключалась в использовании широко распространенной процедуры арифметического вычитания оценок.

о том, что в качестве оценки разности $\mu + \lambda$ и μ можно использовать разность оценок, считая хорошей аппроксимацией для распределения последней нормальный закон. Тогда из той же самой табл.1 получается:

$\tilde{\lambda} = 2,98$ (90% ДИ: $-1,06 - 7,02$) с абсурдной отрицательной левой доверительной границей. Более того, соответствующая вероятность “наблюдения” отрицательной активности оценивается как $p = 0,112$, и на типичном уровне значимости

Опора на “нормальный” закон $\lambda \sim \text{Norm}\left(N/T - K/T_0; \sqrt{N/T^2 + K/T_0^2}\right)$ лишь усугубляет ситуацию, несмотря на то, что гауссово распределение само по себе является неплохой аппроксимацией для выражения (6), по крайней мере, при $K, N > 30$ (т. е. при достаточно большом объеме наблюдений).

В традиционном способе оценивания не оговаривается также еще один источник систематического искажения оценок. Это нарушение протокола исследования при возможном планировании продолжительности периодов наблюдения. Действительно, при малых T и T_0 для пуассоновских наблюдений K и N существует конечная положительная вероятность F_0 того, что разность традиционных оценок активностей $\tilde{\eta} - \tilde{\mu} \approx N/T - K/T_0$ может оказаться меньше нуля (дискретная свертка):

$$F_0 = \sum_{N=0}^{\infty} \left[\varphi(N|\eta, T) \sum_{K=\left[\frac{T_0}{T}N\right]+1}^{\infty} \varphi(K|\mu, T_0) \right]. \quad (7)$$

Здесь $\varphi(N|\eta, T)$ и $\varphi(K|\mu, T_0)$ – соответствующие распределения Пуассона. При любых положительных заданных активностях и произвольном допустимом уровне F_0 в пространстве параметров T и T_0 можно всегда указать некую приемлемую область измерений, для которой не только вероятность наблюдения отрицательных центральных оценок, но и отрицательных нижних границ доверительного интервала даже в рамках традиционного способа оценки будет мала.

Например, разумно выбрать $F_0^{KP} = 0,05$, тогда в пространстве параметров T и T_0 соответствующая граница схематически будет иметь вид, указанный на рис.3.

Точно соблюсти требования, указанные на рис.3, невозможно, если измеряемые активности заранее не известны хотя бы по порядку величины. Это и является причиной массового “наблюдения” отрицательных оценок. Они пропадут, если повторить наблюдения, увеличив одновременно T и T_0 , то есть поступив именно так, как того формально, но правильно требует ГОСТ [2]: “Если ... не выполняются требования к точности результата измерения, то измерительную процедуру следует повторить в условиях, обеспечивающих большую точность измерения”. Заметим, однако, что в случае формального выполнения неравенства $\alpha \approx K \cdot T / (N \cdot T_0) < 1$ байесовский подход к оцениванию позволяет получить корректный результат даже в том случае, если реальные наблюдения табл.1 выпадают из допустимой области, изображенной на рис.3. Однако за это приходится расплачиваться достаточно высокой статистической составляющей

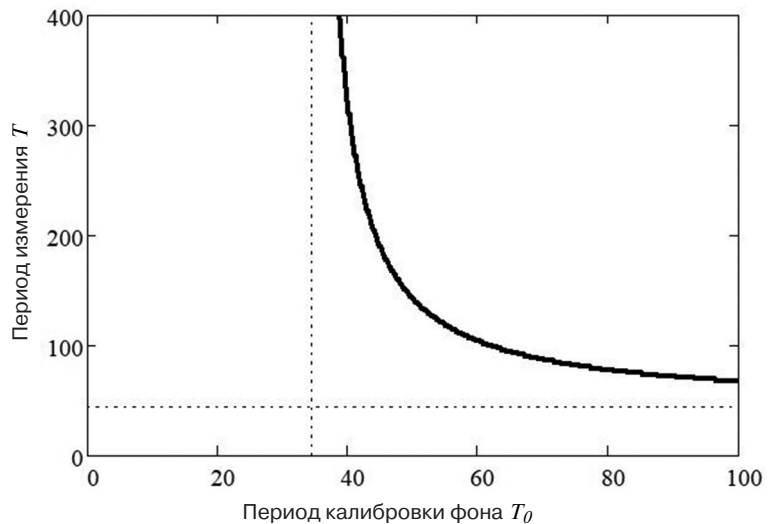


Рис.3. Положение граничной линии, отделяющей допустимые и недопустимые периоды накопления отсчетов в традиционном способе оценки. Асимптоты приблизительно соответствуют критическим значениям $T_0^{kp} \approx 3\mu/\lambda^2$ и $T^{kp} \approx 3\eta/\lambda^2$ и табл.1.

расширенной неопределенности наблюдений (относительная погрешность для табл.1 – около 56–59% среднего уровня техногенной составляющей).

Сопутствующий вывод

С точки зрения байесовской теории оценивания термины “критический уровень” или “чистый уровень сигнала” (*net signal level*) и “предел обнаружения” (*detection limit; minimum detectable activity; DL; MDA*; он же – НПДИ), базирующиеся на понятии “нулевой гипотезы” относительно свойств радиационного фона и возможности его описания “нормальным” распределением с нулевым математическим ожиданием, теряют свой смысл и должны быть отменены, либо требуют замены более приемлемыми понятиями, несмотря на то, что они уже прочно проникли в метрологические рекомендации [2,4,5,20,21].

Заключение

Автор прекрасно отдает себе отчет в том, что его предостережения относительно недопустимости представления оценок доз или активностей в виде отрицательных значений, вероятнее всего, вызовут раздражение у большинства практикующих метрологов и дозиметристов. Можно предположить, что основные аргументированные возражения коллег будут состоять в следующем:

- а) “нарушение инструкций и ГОСТов недопустимо”;
- б) существуют алгоритмы математического преобразования отрицательных оценок в положительные [2,6,7];
- в) усложнение алгоритма оценки с корректным вычитанием фона потребует сопряжения измерительного устройства с цифровым сигнальным процессором, что приведет к существенному удорожанию измерительной техники.

Такой консерватизм приведет к тому, что ошибочная методология в значительной степени будет сохраняться и, как следствие, отдельные положения закона о радиационной безопасности [15] исполняться не будут. Объективные дозиметрические данные останутся недоступными для граждан и ряда организаций единой государственной системы учета индивидуальных доз, предусматривающей полный охват населения. Создать ее за четверть века так и не удалось из-за отсутствия четких процедур, которые должны были бы предусмотреть экспертные органы, подконтрольные правительству РФ. В данной работе была указана только одна из причин, мешающих соблюдению Федерального Закона.

К сожалению, ни отказ от вычитания природного фона при индивидуальном дозиметрическом контроле, ни простое его арифметическое вычитание не имеют объективного методического обоснования для тиражирования установившейся практики. Понимание этого является достаточным основанием для разработки и внедрения метрологически корректных статистических процедур. Важно подчеркнуть, что оценки доз, сделанные на основании измерений, *принципиально имеют интервальный характер*, и, с точки зрения автора, это должно быть в будущем учтено в нормативных документах. Такая работа, безусловно, потребует согласованных усилий специалистов различного профиля: метрологов, дозиметристов и прикладных математиков.

Литература

1. Азизова Т.В., Григорьева Е.С., Хантер Н. и др. Риск смерти от болезней системы кровообращения в когорте работников, подвергшихся хроническому облучению // *Терапевтический архив*. 2017. № 1. С. 18-27.
2. ГОСТ Р 57216–2016. Радиационный контроль. Представление результатов измерений. М: Стандартинформ. 2016, 24 с.
3. Determination of the characteristic limits for measurements of ionizing radiation – Fundamentals and application. International standard ISO 11929:2010(E). Geneva: ISO. 2010. 60 p.
4. Performance Criteria for Radiobioassay. An American National Standard ANSI/HPS no. 13.30-1996. USA: the Health Physics Society. 1996. 114 p.
5. L.A. Currie, «Limits for qualitative detection and quantitative determination», *Anal. Chemistry*, no. 40(3), pp. 586-593, 1968.
6. D. Stram et al., «Disaggregating measurement uncertainty from population variability and Bayesian treatment of uncensored results», *Radiation Protection Dosimetry*, vol. 149, no. 3, pp. 251–267, 2012.
7. G. Miller et al. «Bayesian prior probability distributions for internal dosimetry», *Radiation Protection Dosimetry*, vol. 94, no. 4, pp. 347-352, 2001.
8. Методические указания «Организация и проведение индивидуального дозиметрического контроля. Персонал медицинских организаций». МУ 2.6.1.3015-12. Введены в действие с 19.04.2012.
9. Методические указания. Дозиметрический контроль внутреннего профессионального облучения. Общие требования. МУ 2.6.1.065-14. Введены в действие с 01.01.2015.
10. Методические указания. Дозиметрический контроль внешнего профессионального облучения. Общие требования. МУ 2.6.5.026-14. Введены в действие с 18.05.2016.
11. Методические рекомендации МР 2.6.1.0088-14. Форма федерального статистического наблюдения №4–ДОЗ «Сведения о дозах облучения населения за счет естественного и техногенно измененного радиационного фона». Утверждена приказом Росстата от 16.10.2013, № 411.
12. Григорьев А.И., Панкратов Л.В. Проблемы вычитания фона при индивидуальном дозиметрическом контроле и радиационном контроле на открытой местности // *Радиационная гигиена*. 2011. Т. 4. № 4. С. 42-48.
13. Григорьев А.И. К вопросу о вычитании фона при индивидуальном дозиметрическом контроле // *Радиационная гигиена*. 2013. Т. 6. № 3. С. 53-55.
14. СанПиН 2.6.1.2523-09. Нормы радиационной безопасности НРБ-99/2009. 2009.
15. Федеральный закон РФ от 09.01.1996 № 3-ФЗ. О радиационной безопасности населения. В редакции от 19.07.2011 № 248-ФЗ. 2011.
16. Неопределенность измерения. Часть 1. Межгосударственный стандарт ГОСТ 34100.1-2017. М.: ФГУП «СТАНДАРТИМФОРМ», 2017. 21 с.
17. Фридлиндер Г., Кеннеди Дж., Миллер Дж. Ядерная химия и радиохимия. М.: Мир, 1967, пер. с англ., 567 с.
18. R.A. Fisher, «On the mathematical foundations of theoretical statistics», *Phil. Trans. of the Royal Soc. of London, Series A*, vol. 222., pp. 309–368, 1922.
19. Poisson distribution. URL: https://en.wikipedia.org/wiki/Poisson_distribution (дата обращения 11.10.2019).
20. Молоканов А.А., Кухта Б.А. Развитие системы контроля внутреннего облучения персонала – использование современных технологий // *АНРИ*. 2018. № 4. С. 2-14.
21. ISO 11929-7. Determination of the Detection limit and Decision Threshold for Ionizing Radiation Measurements. Part 7: Fundamentals and General Applications. International Organisation of Standards, Geneva. 2005.

Dosimetric Paradox of Background Subtracting and Method of its Resolution

Obesnyuk Valery

(Southern Urals Biophysics Institute of the FMBA, Ozersk, Chelyabinsk region, Russia)

Abstract. “The Law on Radiation Safety of the Population” and regulations for individual radiation-dosimetry monitoring suppose separate registration of background and technogenic exposure components. Background and technogenic radiation levels are comparable in the conditions of accident-free work of the personnel of group B and for the population. If their measurements are made by the same type of devices, there is a computational problem of background subtraction, which is usually solved by arithmetic methods, or even ignored. This leads to a known paradoxical bias of dosimetric information, allowing the existence of negative dose estimates or negative activities. The way allowing to overcome this paradox is considered in the publication.

Key words: *radionuclides, radiation, dose, background, risk, individual, distribution, uncertainty, expected value, median, dispersion, randomness, protocol.*

В.Ф.Обеснюк (к.ф.-м.н., доцент, с.н.с.) – Южно-Уральский институт биофизики ФМБА РФ, г.Озерск Челябинской обл.

Контакты: тел. +7-35130-75236; e-mail: v-f-o@netmail.ru.