

ИССЛЕДОВАНИЕ УНИВЕРСАЛЬНОСТИ ПОЛУЭМПИРИЧЕСКОГО ПОДХОДА К ОЦЕНКЕ НЕОПРЕДЕЛЕННОСТИ ЭПР-ДОЗИМЕТРИИ ЗУБНОЙ ЭМАЛИ

*Ю.С. Тимофеев, Е.А. Шишкина, Д.В. Иванов, Р. Fattibene, А. Wieser,
В.И. Заляпин*

UNIVERSALITY INVESTIGATION OF SEMI-EMPIRICAL APPROACH TO UNCERTAINTY ESTIMATION IN EPR-DOSIMETRY OF A TOOTH ENAMEL

*Y.S. Timofeev, E.A. Shishkina, D.V. Ivanov, P. Fattibene, A. Wieser,
V.I. Zalyapin*

Рассматриваются подходы к оценке неопределенностей в ЭПР-дозиметрии зубной эмали

Ключевые слова: ЭПР-дозиметрия, статистическая неопределенность, оценивание, моделирование

The approaches to uncertainty estimation in a EPR-dosimetry of tooth enamel are studied.

Keywords: EPR-dosimetry, statistical uncertainty, estimation, modelling

Введение

Изучение последствий радиоактивного загрязнения для окружающей среды и человека является одной из наиболее актуальных проблем современной радиэкологии и охраны природопользования. Очевидно, что для комплексного анализа последствий проживания человека на радиоактивно загрязненных территориях нужна достоверная дозиметрическая информация. Известно [1], что метод дозиметрии на основе Электронного Парамагнитного Резонанса (ЭПР) эмали зубов является практически единственным методом индивидуальной ретроспективной дозиметрии.

Методика ЭПР-дозиметрии является многоступенчатой (химическое приготовление, спектрометрические измерения, анализ спектров, калибровка), и на каждом из этапов возможно внесение дополнительных погрешностей [2]. Это одна из причин того, что до сих пор не существует стандартизированного алгоритма расчета неопределенностей метода ЭПР-дозиметрии зубной эмали. В работе [3] был предложен метод оценки неопределенностей, который на сегодняшний день является одним из немногих описанных методов для задачи ЭПР-дозиметрии эмали зубов.

Метод представляет собой полуэмпирическую модель, параметры которой оцениваются на основе анализа стандартных отклонений повторных ЭПР-измерений в зависимости от измеренной дозы и рассеяния данных относительно калибровочной кривой. Модель была разработана и верифицирована на основе анализа результатов измерений одной из лабораторий-участниц межлабораторного сравнения результатов ЭПР-дозиметрии, использующей оригинальную методику. Следует заметить, что в рамках этого сравнения тестировалось 9 вариантов ЭПР-дозиметрических методик, выполненных в одинаковом экспериментальном

дизайне [3]. Авторы предположили, что данная модель может применяться и для других методик.

Полуэмпирические методы оценки неопределенностей включают 2 компонента одинаково важных для получения достоверных оценок неопределенностей:

- 1) правильность теоретических предположений о механизме возникновения неопределенностей (конструкция модели);
- 2) постановка эксперимента должна быть такой, чтобы параметры модели могли быть оценены достоверно и с достаточной для применения точностью.

Поэтому, говоря о методе оценки неопределенности, следует иметь в виду, как конструкцию модели, так и достаточность экспериментальных данных для оценки параметров модели.

Целью данной работы является проверка универсальности предложенного метода оценки неопределенностей ЭПР-дозиметрии на зубной эмали человека. Для этого был использован метод статистического моделирования Монте – Карло, с помощью которого варьировались параметры модели в пределах ошибки среднего, оцененные для разных методов (модель с распределенными параметрами). Сопоставление аналитического и статистического решений, полученных для одной и той же модели, прилагаемой к различным методам, позволит сделать вывод об универсальности метода оценки неопределенностей.

1. Описание полуэмпирического метода оценки неопределенности

Предложенный метод базируется на следующих предположениях: – общая неопределенность оценки ЭПР-дозиметрии эмали зубов складывается из двух компонент: неопределенность оценки фоновой дозы σ_{blank} (связанной с естественным радиационным фоном) и оценки техногенной дозы σ_{dosed} (искомая величина, связанная с радиационными инцидентами)

$$\sigma_{tot}^2 = \sigma_{blank}^2 + \sigma_{dosed}^2. \quad (1)$$

Параметр, соответствующий вариации фоновых доз σ_{blank} , определяется на основе оценки рассеяния результатов измерений необлученных образцов; – неопределенность оценки техногенной дозы σ_{dosed} связана, прежде всего, с воспроизводимостью ЭПР-измерения, которая зависит от величины измеряемой дозы, и описывается также двумя компонентами:

- 1) постоянная – σ_{const} ассоциируется в основном со спектральным шумом, оценивается по отклонению ЭПР-измерений эмали, облученной известной дозой, от калибровочной кривой;
- 2) относительная – σ_{rel} , связанная с анизотропией ЭПР-сигнала.

Когда ЭПР-сигнал существенно превышает величину спектрального шума (высокие дозы), воспроизводимость ЭПР-измерений определяется в основном второй компонентой. Обе компоненты σ_{dosed} чувствительны к алгоритму анализа спектров. Зависимость σ_{dosed} от величины измеряемой дозы D определяется уравнением

$$\sigma_{dosed}^2 = \left[\sigma_{const}^2 + \left(\frac{\sigma_{rel}D}{100} \right)^2 \right] \theta(D - DC). \quad (2)$$

Здесь $\theta(D - DC)$ – функция, определяющая характер неопределенности дозовой зависимости

$$\theta(D - DC) = 1 - \exp\left(-\frac{D}{DC}\right). \quad (3)$$

Неопределенность оценки внешней дозы вносит значимый вклад в общую неопределенность только тогда, когда полученная доза выше критической DC . Критическая доза, в свою

очередь, определяется по рассеянию измерений фоновых доз и равна 95-й процентили их распределения. В данной работе они рассчитывались согласно уравнению

$$DC = 1,645 \frac{\sigma_{blank}}{b}. \quad (4)$$

в приближении нормального распределения фоновых доз.

Параметры данной модели было предложено [3] оценивать по данным эксперимента, представляющего собой построение калибровочной кривой в приближении линейной зависимости доза-ЭПР-отклик с использованием однородной смеси, приготовленной из эмали зубов. Смесь должна быть разделена на 30 порций по 95 – 110 мг каждая. Порции должны быть облучены известными дозами согласно схеме, представленной в таблице 1. Средние значения трех повторных измерений образца используются в качестве оценки дозы. Соответственно и при оценке параметров модели используются тройные измерения каждой порции и их стандартные отклонения. Модель разрабатывалась и верифицировалась изначально для метода ЭПР-дозиметрии зубной эмали, использующегося в ЭПР лаборатории Исследовательского центра Гельмгольца (HMGU, Мюнхен).

Таблица 1

Схема облучения образцов						
Доза облучения Гр	0	0,1	0,2	0,5	1	1,5
Количество образцов	5	5	5	5	5	5

2. Материалы и методы

2.1. Экспериментальные методы

Проверка универсальности предложенной модели осуществлялась с помощью набора измерений, выполненных в аналогичном дизайне, но с использованием различных методик приготовления образцов и оценки ЭПР-сигналов. Исследование проводилось в рамках межлабораторного сравнения, подробно описанного в [3].

В эксперименте участвовало 3 лаборатории: уже названная лаборатория HMGU, ЭПР центр при Институте Физики Металлов (ИФМ) и ЭПР лаборатория Высшего Института Здравоохранения (ISS, Рим). Каждая из лабораторий, согласно собственному протоколу, приготовили однородную смесь из эмали зубов. Облучение и измерения образцов проводились согласно предложенной методике. В результате для каждой дозы облучения имелось 5 значений интенсивности ЭПР-отклика, полученных на основе трех повторных ЭПР-измерений. Затем лаборатории обменялись образцами и повторили измерения для образцов, приготовленных коллегами. Таким образом, всего было получено 9 пулов экспериментальных данных, соответствующих 9-ти вариантам. Поскольку целью данной работы не является сравнение конкретных методов, то произвольным образом пронумеруем методики и, в дальнейшем, будем использовать просто номера. Оценки параметров модели (1) – (4) для всех 9-ти методов приведены в таблице 2.

Как было отмечено выше, один из вариантов методики использовался для создания модели неопределенности. В таблице 2 соответствующие ему данные представлены под номером 9. Именно потому, что модель изначально была разработана для этой методики, параметры здесь оценены с наименьшим рассеянием.

2.2. Численное решение уравнений (1) – (4)

Параметры модели, как это видно из таблицы 2, были оценены с некоторой точностью. Поскольку модель подгонялась методом наименьших квадратов, то в случае соответ-

ствия модели экспериментальным данным, значения параметров модели концентрируются в окрестности наиболее вероятного значения. Для численного решения уравнений (1) – (4) был проведен статистический эксперимент, в рамках которого по нормальному закону разыгрывались параметры модели со средними значениями и стандартными отклонениями, соответствующим результатам, приведенным в таблице 2.

Таблица 2

Параметры полуэмпирической модели (приведены по данным [3])

Методика ЭПР-дозиметрии	Параметры			
	$\sigma_{blank}(\xi_{blank})$, мГр – мат.ожид. (ст. откл.)	$\sigma_{rel}(\xi_{rel})$, % – мат.ожид. (ст. откл.)	$\sigma_{const}(\xi_{const})$, мГр – мат.ожид. (ст. откл.)	ДС – критическая доза, мГр
1	66(72)	11(5)	51(141)	157
2	46(26)	7(2)	0(>10000)	104
3	112(52)	9(7)	83(120)	242
4	60(33)	4(6)	90(33)	165
5	22(37)	0(>1000)	50(28)	56
6	30(19)	5(1)	43(19)	63
7	35(42)	7(4)	70(34)	77
8	36(14)	5(1)	30(23)	88
9	10(2)	2(0,2)	37(1)	22

Нормальная случайная величина ψ , моделируемая по заданным параметрам – m – математическое ожидание и σ – среднеквадратичное отклонение, вычислялась с использованием формулы:

$$\psi = \sigma \left(\sum_{i=1}^{12} \lambda_i - 6 \right) + m, \quad (5)$$

где, λ_i – случайное число из интервала от 0 до 1, полученное с помощью генератора псевдослучайных чисел Borland C++ Builder 6.0.

Для каждого значения дозы по аналогии с методикой физического эксперимента (см. табл. 1) проводились розыгрыши нормальных случайных величин ξ_{blank} , ξ_{const} , ξ_{rel} с соответствующими параметрами из таблицы 2. Суммарная неопределенность ξ_{tot} рассчитывалась по формуле, полученной из системы (1) – (4):

$$\xi_{i,tot} = \sqrt{\xi_{i,blank}^2 + (\xi_{i,const}^2 + \left(\frac{\xi_{i,rel}D}{100}\right)^2)(1 - \exp^{-\frac{D}{DC}})}, \quad (6)$$

где $\xi_{i,x}$ – i -я реализация соответствующей случайной величины. В качестве математического ожидания и среднеквадратичного отклонения суммарной неопределенности использовались их несмещенные оценки:

$$m(\xi_{tot}) = \frac{1}{N} \sum_{i=0}^N \xi_{i,tot} \quad (7)$$

$$\sigma^2(\xi_{tot}) = \frac{1}{N-1} \sum_{i=0}^N (\xi_{i,tot} - m(\xi_{tot}))^2. \quad (8)$$

Количество розыгрышей комбинаций случайных величин (уравнение (6)) должно быть таким, чтобы оценка математического ожидания имела погрешность менее 1% с вероятностью 0,99 для всех методов.

$$P\{|m^* - m| < 0,01m\} \geq 0,99, \quad (9)$$

где $m^* = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \xi_i^2$ – несмещенная оценка математического ожидания. Чтобы оценить требуемое количество испытаний, необходимы предварительные оценки m^* и σ^* . Эти оценки получим, положив, первоначально, $n = 100$. Известно [4], что тогда N должно удовлетворять следующему неравенству:

$$2F\left(\frac{0,01m}{\sigma} \sqrt{N}\right) - 1 \geq 0,99, \quad (10)$$

где F – стандартная функция Лапласа. Из формулы (10) получаем:

$$N \geq \frac{2,58^2 \sigma^2}{0,01^2 m^2}. \quad (11)$$

Неизвестное математическое ожидание m заменим на его нижнюю оценку:

$$m^* - \varepsilon_m \leq m, \quad (12)$$

где $\varepsilon_m = \frac{\sigma^* t_{0,995}}{\sqrt{n}}$, $t_{0,995}$ – квантиль распределения Стьюдента с n степенями свободы, отвечающий надежности 0,995, $\sigma^{*2} = \frac{1}{n-1} \sum_{i=0}^n (\xi_i - m^*)^2$ – несмещенная оценка дисперсии.

Среднеквадратичное отклонение, наоборот, заменим его верхней оценкой:

$$\sigma^2 \leq \frac{(n-1)\sigma^{*2}}{\lambda}, \quad (13)$$

где, $\lambda = G_{n-1}^{-1}\left(\frac{1-0,995}{2}\right)$, $G_{n-1}(x)$ – функция распределения хи-квадрат с $n - 1$ степенями свободы. Таким образом, окончательно для N получим следующую оценку:

$$N \leq \frac{2,58^2 (n-1) \sigma^{*2}}{0,01^2 \lambda (m^* - \varepsilon_m)^2}. \quad (14)$$

Проведя численный эксперимент для $n = 100$ и рассчитав для него оценки m^* и σ^* , получим по формуле (14), что N необходимо взять равным 10 000. Поэтому для каждого значения дозы проводилась серия из 10 000 розыгрышей параметров модели, по которым получали 10 000 значений суммарной неопределенности.

Решения, полученные статистически, сравнивались с аналитическим выражением, получаемым подстановкой в уравнения (1) – (4) значений σ_{blank} , σ_{const} и σ_{rel} из таблицы 2.

3. Результаты

Поскольку предложенный метод оценки неопределенности является полуэмпирическим, то следует проверить как достаточность экспериментальной постановки, так и универсальность аналитического описания (1) – (4). Анализируя подгоночные параметры модели (1) – (4), представленные в таблице 2, приходим к выводу, что большинство параметров оценены крайне неточно. Точность оценок практически всех параметров модели хуже 30% от их среднего значения, за исключением метода 9. При этом σ_{const} для метода 2 и σ_{rel} для метода 5 в принципе невозможно описать как рассеянную величину. Это может быть обусловлено двумя причинами: либо статистической недостаточностью экспериментальных данных (неуниверсальность экспериментальной постановки в методике), либо невозможностью подогнать

данную модель к данным, полученным с использованием иной методики (неуниверсальность модели). Кроме того, возможно, что какая-либо из методик в принципе некорректна (например, если методика измерений несовместима с методикой приготовления образцов).

Если предположить, что метод оценки неопределенностей корректен и универсален, а слишком большое рассеяние подгоночных параметров в методах 2 и 5 связано с некорректностью методик, то для методов 1, 3, 4, 6, 7 и 8 аналитическое описание неопределенности должно совпасть со статистическим (здесь мы допускаем систематический сдвиг), и стандартное отклонение статистически моделируемой неопределенности не должно быть хуже 25% от среднего значения (мы принимаем это значение за удовлетворительную точность модели неопределенности применительно к конкретному методу). Так, для метода 9, на основе которого и создавалась проверяемая модель, аналитическая оценка неопределенностей практически полностью совпадает с оценкой математического ожидания суммарной неопределенности, полученной статистически (см. рис. 1).

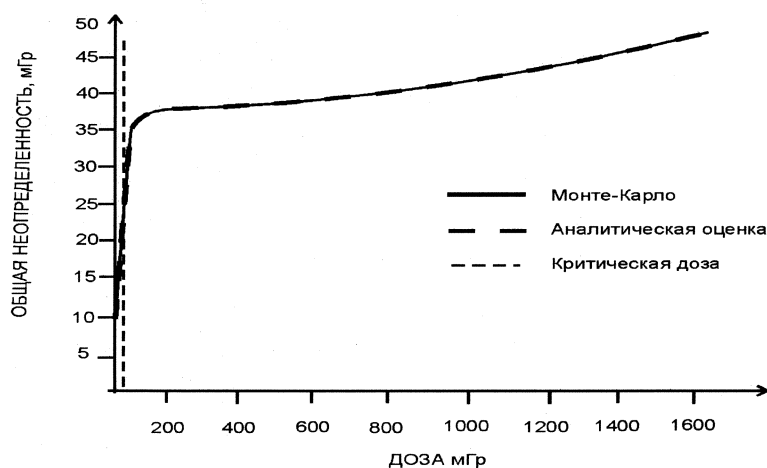


Рис. 1. Совпадение оценок неопределенностей, полученных на основе аналитического и статистического подходов

Если вышеназванные условия по удовлетворительной точности рассматриваемой модели не выполняются, то следует проверить экспериментальную постановку на универсальность. Если экспериментальная постановка окажется удовлетворительной для всех методов, то мы не обнаружим значимой корреляции между ошибками оценок параметров модели и разницей между аналитическим и статистическим описанием. Если ошибки параметров модели не коррелируют с разницей между двумя описаниями, то сама модель – не универсальна.

3.1. Проверка универсальности модели (1) – (4)

Для методов 1, 3, 4, 6, 7 и 8, которые мы условно приняли за «хорошие», было проведено статистическое решение уравнений (1) – (4) с учетом нормального рассеяния параметров. Сопоставление неопределенностей, полученных статистически и аналитически, по аналогии с расчетами, представленными для метода 9 на рис. 1, показало, что результаты статистического моделирования смещены для большинства наборов относительно аналитических оценок. На рис. 2, на примере методов 6 и 3 показаны сопоставления дозовых зависимостей неопределенностей (а, б) и корреляции между двумя оценками стандартных отклонений, полученными на интервалах доз выше критического значения (в, г).

Для метода 6 наблюдается систематический сдвиг данных статистического расчета относительно данных аналитического (рис. 2 а, в). С поправкой на систематический сдвиг

результаты расчета модели можно считать удовлетворительными. Для метода 3 кроме систематического сдвига присутствует различие между наклонами линии полного совпадения и линии регрессии (рис. 2 г), и одной только поправкой на систематический сдвиг полного совпадения добиться не удастся. Это различие в наклоне ожидаемой и наблюдаемой регрессий означает, что модель (1) – (4) не может быть признана удовлетворительной применимо к методу 3.

Таким образом, параметры линейной регрессии между данными аналитического и статистического расчетов являются показателями корректности и, следовательно, применимости рассматриваемого полуэмпирического метода для различных методик ЭПР-дозиметрии. Как показывает анализ – линейная регрессия хорошо описывает корреляцию между стандартными отклонениями для всех рассматриваемых методов. Параметры регрессий приведены в табл. 3.

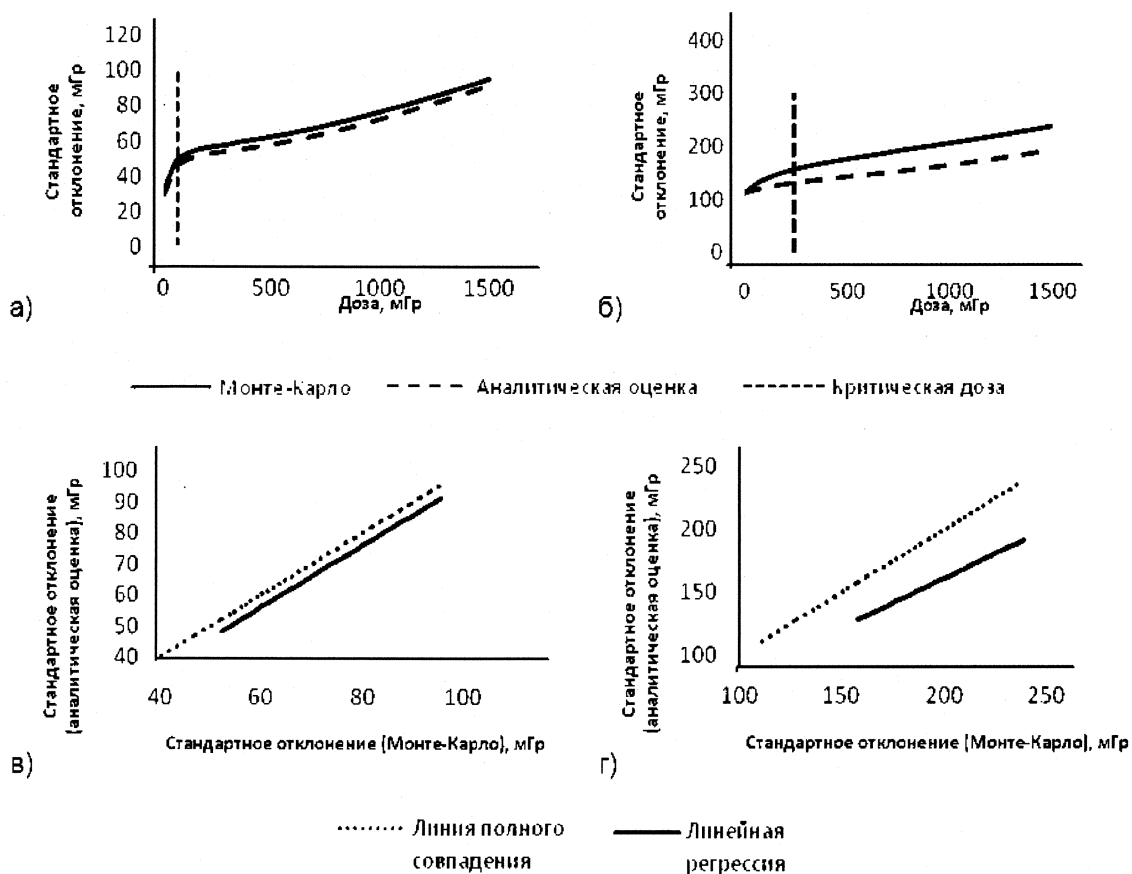


Рис. 2. Примеры сопоставления аналитических и статистических оценок неопределенностей для методов 6 и 3: а) дозовая зависимость неопределенности для метода 6; б) дозовая зависимость неопределенности для метода 3; в) корреляция между оценками стандартных отклонений для метода 6; г) корреляция между оценками стандартных отклонений для метода 3

Наибольшее различие между аналитическими и статистическими оценками наблюдается для методов с большей критической дозой (см. табл. 2). Тем не менее, критическая доза не является очевидным показателем применимости модели. Например, для метода 5 параметр σ_{rel} нельзя описать статистически из-за большого рассеяния, хотя значение критической до-

зы невелико. Для методов 3 и 4 мы не можем принять результаты аналитического расчета, т.к. наклон регрессионных прямых значительно отличается от 1. Тем не менее, для большинства методов угол наклона близок к единице, что свидетельствует о систематическом смещении статистических решений от аналитических оценок.

Для методов 1, 6, 7, 8 мы можем использовать поправку на систематический сдвиг ($\Delta = \text{const}$), которую можно взять равной $-y_0$ (y_0 с обратным знаком) из таблицы 3. Систематическое смещение возникает из-за формы распределения общей неопределенности, которая не является нормальной для всех методов на всем интервале исследуемых доз.

Таблица 3

Параметры уравнений линейной регрессии, описывающей корреляцию между стандартными отклонениями, полученными аналитически (переменная y) и методом статистического моделирования Монте-Карло (переменная x)

Метод	Параметры уравнения линейной регрессии $y = y_0 + ax^1$	
	y_0	a
1	-86(± 7)	1,1($\pm 0,03$)
3	4 (± 5)	0,79($\pm 0,02$)
4	49(± 4)	0,5($\pm 0,03$)
6	-3,7($\pm 0,7$)	1($\pm 0,01$)
7	-9 (± 1)	0,96($\pm 0,01$)
8	-5,6($\pm 0,5$)	1,018($\pm 0,006$)

На рисунке 3 а представлена гистограмма значений общей неопределенности в сравнении с ожидаемой нормальной плотностью для метода 1 и дозы 200 мГр. Экспериментальные значения общей неопределенности не могут быть надежно описаны каким-либо стандартным распределением, таким как нормальное или логнормальное распределение.

Также наблюдается дозовая зависимость статистических решений системы (1) – (4) для методов 1, 3, 4, 7 (рис. 3 б). На рисунке представлена зависимость рассеяния неопределенности от дозы для метода 3.

Как видно из рисунка 3 б, для метода 3 рассеяние неопределенности увеличивается в два раза на исследуемом интервале доз от 0 до 1500 мГр. Поэтому для больших значений доз точность оценки неопределенности хуже для методов 1, 3, 4, 7.

В таблице 4 представлены минимальные и максимальные значения рассеяния моделируемого стандартного отклонения и ширина 95% доверительного интервала в процентном отношении от среднего значения. Корреляционный анализ проводился для значений доз выше критического уровня.

Как видно из таблицы 4, точность решений системы (1) – (4) сильно различается. Заметим, что рассеяние стандартного отклонения меньше чем 3 – 4% от его среднего значения, и ширина 95% интервала находится в пределах от 4% до 7% для метода 9 (метод, на основе которого была построена данная модель). В допущении, что для применимости модели рассеяние стандартного отклонения должно быть меньше чем 25%, то только для методов 8, 6 и 4 мы можем принять оценки неопределенности. Поэтому, либо параметры модели должны быть уточнены для остальных методов (т.е. необходимо провести серии дополнительных испытаний), либо должен быть пересмотрен подход к оценке неопределенности.

Так как критерии для точности и надежности решений, а именно совпадение статистического и аналитического решений и не превышение рассеяния стандартного отклонения статистически моделируемой неопределенности порога в 25% от среднего значения, не выполняются, то следует определить, является ли постановка эксперимента статистически недостаточной, либо модель в ее математической формулировке не является универсальной.

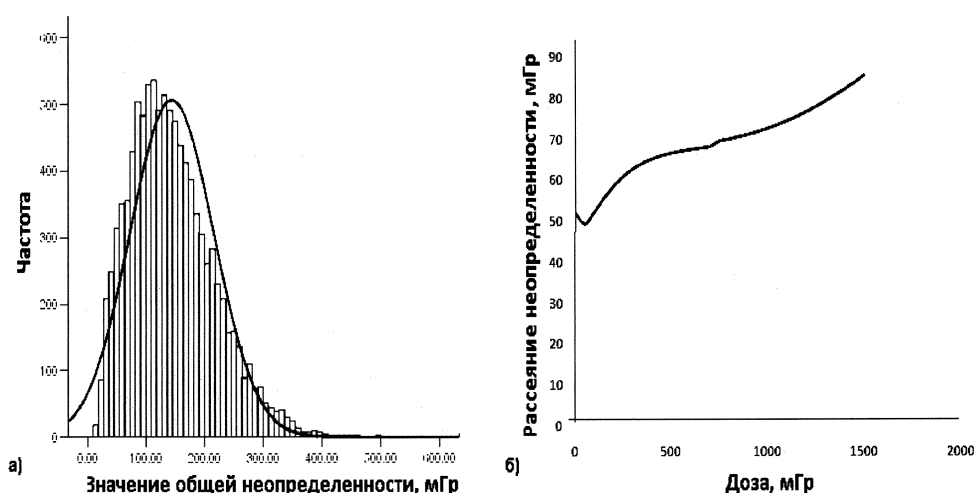


Рис. 3. а) гистограмма значений общей неопределенности и график плотности нормального распределения для метода 1 и дозы 200 мГр, б) зависимость рассеяния неопределенности в зависимости от дозы для метода 3

Таблица 4

Характеристика точности оценок общей неопределенности, полученных численным моделированием с помощью модели (1) – (4)

Метод	Процентные доли от среднего значения (%) для	
	стандартного отклонения	ширины 95% доверительного интервала
1	33–50	56–92
3	33–38	56–69
4	26–33	44–59
6	17–32	28–52
7	29–38	47–67
8	17–32	30–56

Проверим экспериментальную постановку на универсальность. Корреляционный анализ зависимости параметров y_0 (см. табл. 4) от математических ожиданий и среднеквадратических отклонений параметров полуэмпирической модели (см. табл. 2) показывает, что наклон линейной регрессии в большей степени влияет математическое ожидание и дисперсия постоянной компоненты σ_{const} , тогда как параметр y_0 обладает слабой зависимостью от параметров модели. Результаты анализа приведены в таблице 5. Данные представлены значением коэффициента корреляции между соответствующими параметрами линейной регрессии и параметрами модели на уровне значимости $\alpha = 0,05$.

Как видно из таблицы 5, не обнаружено значимой корреляции между стандартными отклонениями (являющимися показателями точности оценок параметров модели) и разницей между аналитическим и статистическим описанием. Поэтому именно модель [3] в ее математической формулировке не может быть признана универсальной.

Таблица 5

Результаты корреляционного анализа зависимости параметров линейной регрессии от параметров полуэмпирической модели

Параметры полуэмпирической модели		Параметры линейной регрессии	
		a	y_0
Математическое ожидание	σ_{blank}	-0,4	-0,05
	σ_{rel}	0,24	-0,7
	σ_{const}	-0,8	0,42
Стандартное отклонение	σ_{blank}	-0,018	-0,55
	σ_{rel}	-0,58	0,04
	σ_{const}	0,07	-0,6

4. Дискуссия

Приведенный метод эмпирического изучения неуниверсальности модели неопределенности ЭПР базируется только на данных о средних значениях и точности оценок параметров модели. Во внимание не принимается какая-либо априорная информация о самих методах ЭПР-измерений. Поэтому, исключение из рассмотрения методов 2 и 5 в допущении, что они «плохие», не должно быть понято как критика этих методик. Предлагаемый метод проверки универсальности модели изначально строился так, чтобы он мог быть использован независимо от экспертных суждений, тогда, когда объективные оценки надежности того или иного метода не доступны. И предложенный нами подход с использованием сравнения результатов аналитического и статистического моделирования, как видно из результатов, является удобным и наглядным.

Однако, чтобы у читателя не сложилось мнение о том, что методы, исключенные из рассмотрения, являются на самом деле некорректными, стоит заметить, что, по крайней мере, метод 5 использует новейшее и наиболее чувствительное оборудование; тесты приготовления образцов в рамках этого метода так же удовлетворительны [5]. Кроме того, метод участвовал в ряде международных межлабораторных сравнений и всегда входил в пятерку лучших [6, 7].

Конечно, предложенный подход проверки модели на универсальность не может дать ответ на вопрос, возможно ли вообще построение универсальной модели неопределенности для различных методов ЭПР-дозиметрии. Чтобы попытаться ответить на этот вопрос, стоит внимательно рассмотреть на многоступенчатость методик ЭПР-дозиметрии, которая проиллюстрирована таблицей 6. Как видно из таблицы 6, одни источники неопределенности интерферируют с другими. Например, качество приготовления образца влияет на форму спектра и величину шума, при этом, в зависимости от параметров записи спектров и типа резонатора, это может быть заметно в большей или меньшей степени, то есть приготовление образцов и аппаратурные настройки не являются независимыми факторами. Кроме того, вариация спектральных шумов и формы ЭПР-сигнала влияет на результат обработки сигнала, который так же зависит и от используемого алгоритма деконволюции для различных спектральных компонент и оценки величины радиационной составляющей суммарного сигнала. Более того, дополнительным источником неопределенности является калибровка (т.е. процесс перехода от относительных единиц величины ЭПР-отклика к абсолютным единицам поглощенной дозы). То есть названные источники неопределенности оценки ЭПР сигнала не являются независимыми для различных методов и могут, накладываясь друг на друга, создавать противоположный эффект. Например, измерения, проводимые в рамках метода 9, демонстрируют высокую точность и малое значение критической дозы при

фиксированном приготовлении образцов (табл. 2). Однако, изменив в методике лишь приготовление образцов, при прочих равных, метод становится одним из худших (метод 3 в табл. 2). Интерференция источников неопределенностей вызывает сомнение в возможности создания унифицированной модели неопределенностей на основе полуэмпирического подхода, подобного описанному выше. Таким образом, разработка описания неопределенности, типичной для каждого конкретного метода ЭПР-дозиметрии, кажется более предпочтительной. Проанализированная полуэмпирическая модель априори предполагала независимость параметров. Вообще говоря, сама возможность такого «примитивного» моделирования неопределенности ЭПР-дозиметрии вызывает некоторые сомнения. На итальянской Национальной Конференции по Радиационной защите, проходившей в г. Пизе в 2008 г. [8] был представлен доклад о сопоставлении неопределенностей, предсказываемых на основе 2-х «примитивных» полуэмпирических моделей и 1-й эмпирической.

Таблица 6

Классификация погрешностей в ЭПР-дозиметрии

Источник неопределенности	Описание и характеристика источника
1. При приготовлении образца качество химической экстракции органических включений;	Независимый параметр общей неопределенности
2. Масса образца – точность измерения массы;	Независимый параметр общей неопределенности
3. При измерении спектра: – аппаратурная погрешность, включая эффект белого шума, стабильность прибора, тип резонатора, параметры записи спектра и т.д ; – поправочные коэффициенты, зависящие от массы образца;	Добротность резонатора зависит от массы образца (фактор 2)
4. Анализ спектра и оценка интенсивности сигнала: – алгоритм анализа спектра – эффект микровключений в образце и отношение сигнал/шум; – анизотропия сигнала;	Неопределенность зависит как от алгоритма анализа спектров, так и от факторов 1 – 3
5. Индивидуальная чувствительность эмали зубов к ионизирующему излучению	Независимый параметр общей неопределенности
6. Калибровочный стандарт	Независимый параметр общей неопределенности
7. Калибровка: – линейная зависимость от дозы; – точность оценки параметров калибровочной кривой	Большая неопределенность в оценке интенсивности сигнала (фактор 4) и индивидуальная вариабельность радиационной чувствительности (фактор 5) влияют на ошибку оценки параметров калибровочной кривой

Все 3 модели подгонялись к данным метода 5 (см. табл. 2). На рис. 4 представлены сопоставления предсказаний трех моделей согласно [8] и исследованной выше модели [3] для

метода 5. Как видно, максимальное различие в предсказаниях моделей неопределенности, построенных на одних и тех же данных (кривые 1, 2, 3), имеют место в области низких доз (< 200 мГр), которые представляют наибольший практический интерес в задачах радиационной защиты населения.

При этом следует иметь в виду, что экспериментальные данные, использованные для оценки неопределенности, были получены на смеси эмали зубов. То есть было искусственно минимизировано влияние некоторых факторов, а именно:

- 1) индивидуальная радиационная чувствительность эмали;
- 2) разная начальная (фоновая) доза у разных доноров;
- 3) индивидуальная вариация парамагнитной анизотропии разных образцов.

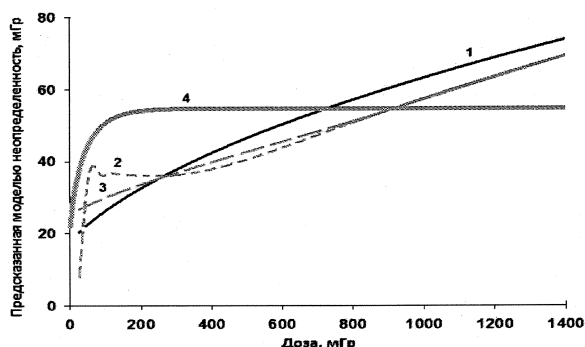


Рис. 4. Сопоставление предсказаний различных моделей неопределенностей с параметрами, подогнанными по одному и тому же набору данных: 1) полуэмпирическая модель 1 [8]; 2) полуэмпирическая модель 2 [8]; 3) эмпирическая модель [8]; 4) полуэмпирическая модель [3]

Иными словами, для индивидуальных измерений зубов наблюдаемые различия между предсказаниями моделей могут значимо увеличиться и в области доз свыше 200 мГр. Судить о том, какая из предложенных моделей неопределенности ЭПР-дозиметрии наиболее адекватна, не представляется возможным.

Набор использованных данных был ограничен тридцатью трехкратными измерениями для 6-ти доз. Эмпирическое же описание требует специальной постановки эксперимента, более подробной, нежели предложенная выше схема и, в конечном итоге, много большего набора экспериментальных данных для дозовой зависимости. Для метода ЭПР дозиметрии подготовка и измерение 30 образцов — это большой объем рутинной работы. Кроме того, себестоимость каждого из измерений велика. Поэтому комбинация экспериментальных результатов и моделирования — наиболее приемлемый путь к оценке неопределенности.

Таким образом, работа [3] явилась первым шагом на пути к пониманию источников неопределенностей и их нетривиальному пересечению. Анализ предложенной в [3] модели позволил убедиться в том, что единая универсальная аналитическая модель неопределенности метода ЭПР практически нереализуема. Очевидно, что наиболее перспективным для расчета неопределенности ЭПР дозиметрии является применение Байесовского подхода к моделированию.

5. Выводы

Таким образом, предложен объективный метод проверки универсальности модели, позволяющий принимать решения в отсутствие экспертов либо дополнительной априорной ин-

формации. Применение этого метода позволило доказать, что аналитическая модель неопределенности [3] не является универсальной.

Более того, анализ источников неопределенностей и литературных данных позволяет усомниться, что единая универсальная аналитическая модель неопределенности метода ЭПР реализуема.

Литература

1. Egersdorfer, S. Tooth enamel as a detector material for retrospective EPR dosimetry / S. Egersdorfer, A. Wieser, A. Muller. – Appl. Radiat. Isot. – 1996. – P. 1299 – 1303.
2. Toth enamel EPR dosimetry: sources of error and their correction / A.I. Ivannikov, V.G. Skvortsov, V.F. Stepanenko, A.F. Tsyb, L.G. Khamidova, D.D. Tikunov. – Applied radiation and Isotopes. – 2000. – Vol. 52 – P. 1291 – 1296.
3. Assessment of performance parameters for EPR dosimetry with tooth enamel / A. Wieser, P. Fattibene, E.A. Shishkina, D.V. Ivanov, V. De Coste, A. Guttler, S. Onori. – Radiation Measurements. – 2008. – № 43. – P. 731 – 736.
4. Заляпин В.И. Математическая статистика / В.И. Заляпин, Е.В. Харитоновна. – Челябинск, 2008.
5. Comparison of sample preparation and signal evaluation methods for EPR analysis of tooth enamel / A. Wieser, S. Onori, P. Fattibene, D. Aragno, A. Romanyukha, E. Ignatiev, A. Koshta, V. Skvortsov, A. Ivannikov, V. Stepanenko, V. Chumak, S. Sholom, E. Haskell, R. Hayes, G. Kenner. – Applied radiation and Isotopes. – 2000. – № 52 – P. 1059 – 1064.
6. The Second intercomparison on EPR tooth dosimetry / A. Wieser, K. Mehta, S. Amira, D. Aragno, S. Bercea, A. Brik, A. Bugai, F. Callens, V. Chumak, B. Ciesielski, R. Debuyst, S. Dubovsky, O.G. Dului, P. Fattibene, E. Haskell, R. Hayes, E. Ignatiev, A. Ivannikov, V. Kirillov, E. Kleschenko, N. Nakamura, M. Nather, J. Nowak, S. Onori, B. Pass, S. Pivovarov, A. Romanyukha, O. Scherbina, A.I. Shames, S. Sholom, V. Skvortsov, V. Stepanenko, D.D. Tikounov, S. Toyoda. – Radiation Measurements. – 2000. – № 32 – P. 549 – 557.
7. The 3rd international intercomparison on EPR tooth dosimetry: Part 1, general analysis / A. Wieser, R. Debuyst, P. Fattibene, A. Meghziene, S. Onori, S.N. Bayankin, B. Blackwell, A. Brik, A. Bugay, V. Chumak, B. Ciesielski, M. Hoshi, H. Imata, A. Ivannikov, D. Ivanov, M. Junczewska, C. Miyazawa, B. Pass, M. Penkowski, S. Pivovarov, A. Romanyukha, L. Romanyukha, D. Schauer, O. Scherbina, K. Schultka, A. Shames, S. Sholom, A. Skinner, V. Skvortsov, V. Stepanenko, E. Tielewuhan, S. Toyoda, F. Trompier. – Applied radiation and Isotopes. – 2005. – № 62(2)– P. 163 – 171.
8. Protocollo per la valutazione dei limiti di applicabilita della dosimetria con smalto dentale / S. La Civita, P. Fattibene, E. Shishkina, A. Wieser, D. Ivanov, V. De Coste, A. Guttler, S. Onori.– Convegno nazionale di radioprotezione. Cinquantenario AIRP: storia e prospettive della radioprotezione. – Pisa, 2008 – P. 280 – 287.

Кафедра математического анализа,
Южно-Уральский государственный университет
swimmer_86@mail.ru

Поступила в редакцию 10 сентября 2009 г.