

ПРЯМОЙ УЧЕТ НЕОПРЕДЕЛЕННОСТИ ИСХОДНЫХ ДАННЫХ В РАСЧЕТАХ МЕТОДОМ МОНТЕ-КАРЛО

П.А. Андросенко, К.М. Колганов

*Обнинский государственный технический университет атомной энергетики,
г. Обнинск*



Описывается новый подход к учету неопределенности исходных данных в расчетах методом Монте-Карло. Предполагаются известными законы распределения неопределенности параметров и их случайные значения моделируются непосредственно в процессе расчета методом Монте-Карло. Возможности предлагаемого подхода демонстрируются на модельных примерах расчетов интегралов с нечетко заданными параметрами. Для задач переноса излучений рассматривается влияние неопределенности исходных данных на оценку мощности дозы от коллимированного источника фотонов. Эта задача была предложена в качестве международного теста для независимого сопоставления расчетов по различным программным кодам в рамках программы Uncertainty Assessment in Computational Dosimetry – CONRAD (A COordinated Network for RAdiation Dosimetry).

ВВЕДЕНИЕ

Обычно при проведении численных расчетов прикладных задач считается, что исходные параметры задачи являются известными. Но зачастую эти параметры известны лишь приблизительно, с некоторой точностью. Тогда встает проблема расчета задачи с учетом этой неопределенности. Чаще всего в таких случаях при малом колебании параметра проводится расчет на границах интервала неопределенности, а затем в предположении корректности задачи проводят интерполяцию результата на интервале значений параметра.

В случае применения метода Монте-Карло также можно оценить решение задачи для крайних значений параметра, а затем проинтерполировать полученное решение. Но возможно и использование метода Монте-Карло с прямым учетом неопределенности исходных данных. Преимуществом такого подхода будет получение распределения оценки, учитывающее распределение значений исходных данных. Кроме того, при наличии корреляции между значениями нескольких параметров этот факт будет учтен в расчете автоматически.

ПРЕДЛАГАЕМЫЙ ПОДХОД

Дополним фазовое пространство задачи вектором $\mathbf{u}=(u_1, u_2, \dots, u_k)$, содержащим неопределенности в исходных данных u_k по каждому k -му параметру. Предполагается, что параметры вектора представляют собой случайные величины с известными законами распределения. Такими распределениями чаще всего являются:

равномерное распределение на отрезке, распределение Симпсона и распределение Гаусса (вообще говоря, усеченное).

Оценка решения задачи методом Монте-Карло является случайной величиной, фактически зависящей от других случайных величин – неопределенностей в исходных данных. Для выяснения распределения оценки нам нужно получить ее смоделированные значения. Образует цикл по количеству историй. В начале каждой истории поочередно моделируем те исходные данные, которые не определены точно. Затем, считая начальные данные зафиксированными, моделируем саму оценку решения задачи.

Предлагаемый подход является универсальным и применим при использовании метода Монте-Карло в любых прикладных областях. Поскольку целью настоящей работы является демонстрация преимуществ этого подхода применительно к задачам переноса излучения, то сначала мы кратко остановимся на основной идее построения метода Монте-Карло для решения интегрального уравнения переноса.

Пусть нам надо оценить линейный функционал $I=(\psi, h)$ от решения $\psi(x)$ интегрального уравнения переноса

$$\psi(x) = \int_X K(x', x) \psi(x') dx' + f(x). \quad (1)$$

Здесь $x = (\vec{r}, \vec{\Omega}, E) \in X$ – точка фазового пространства X координат, направлений и энергий частицы, K – ядро интегрального уравнения, f и h – заданные функции.

В подобных задачах при норме ядра $\|K\| < 1$ оценки метода Монте-Карло строятся, как правило, на основе разложения решения $\psi(x)$ в бесконечный ряд Неймана:

$$\psi(x) = \sum_{n=0}^{\infty} K^n f(x) = \sum_{n=0}^{\infty} \int_{(n \times X)} \dots \int f(x_0) K(x_0, x_1) \dots K(x_{n-1}, x) dx_0 \dots dx_{n-1}.$$

Тогда оцениваемый функционал I также может быть представлен бесконечной суммой соответствующих интегралов:

$$I = \sum_{n=0}^{\infty} (K^n f, h) = \sum_{n=0}^{\infty} \int_{(n+1) \times X} \dots \int h(x_n) f(x_0) K(x_0, x_1) \dots K(x_{n-1}, x_n) dx_0 \dots dx_n. \quad (2)$$

Как хорошо известно, поиск решения уравнения (1) методом Монте-Карло осуществляется путем моделирования цепи Маркова с переходной плотностью, определяемой ядром $K(x', x)$ и построением оценок интегралов в сумме (2) по набору случайных величин x_0, x_1, \dots, x_n – точкам столкновения на траектории частиц (так называемая оценка по столкновениям).

Таким образом, многие характерные особенности предложенного подхода можно понять на примере вычисления обычных определенных интегралов (понятно, что эта задача и сама по себе представляет значительный интерес).

ВЫЧИСЛЕНИЕ ИНТЕГРАЛОВ С НЕЧЕТКО ЗАДАНЫМИ ПАРАМЕТРАМИ

Первый пример расчета с использованием такого подхода представляет собой оценку интеграла

$$I(\xi) = \int_0^1 2\xi \cdot x \cdot dx = \xi,$$

где $\xi \sim U[9,11]$ – равномерно распределенная случайная величина на отрезке $[9,11]$. В табл. 1 приведены начальные моменты случайной величины $I(\xi)$, полученные с помощью вышеприведенной схемы расчета, и их теоретические значения

Таблица 1

**Начальные моменты интеграла $I(\xi)$
(примеры 1 и 2)**

Порядок	Пример 1		Пример 2	
	Оценка	Точное значение	Оценка	Точное значение
1	10.000714	10.000000	0.34670087	0.346573590
2	100.34573	100.33333	0.12507764	0.125000000
3	1010.1590	1010.0000	0.04691004	0.046875000
4	10201.982	10200.200	0.01824285	0.018229167
5	103361.71	103343.33	0.00732895	0.007324219
6	1050478.2	1050300.1	0.00302872	0.003027344
$DI(\xi)$	0.331450	0.333333	0.00487615	0.004886750

ния. Количество реализаций метода Монте-Карло в расчете составило 10^4 . Как видно из таблицы, значения теоретических и расчетных моментов очень близки.

Второй пример представляет собой более интересный расчет следующего интеграла:

$$I(\xi) = \int_0^1 x^{\xi-1} \cdot dx = \xi^{-1}.$$

Здесь $\xi \sim U[a, b]$ ($b > a > 0$). Легко получить аналитические выражения для функции плотности распределения вероятностей интеграла $I(\xi)$ и начальных моментов этой случайной величины:

$$f_{I(\xi)}(x) = \frac{x^{-2}}{b-a}, \quad b^{-1} < x < a^{-1}; \quad MI(\xi) = \frac{\ln(b) - \ln(a)}{b-a};$$

$$MI^k(\xi) = \frac{a^{1-k} - b^{1-k}}{(b-a)(k-1)}, \quad k > 1.$$

Для конкретного расчета значения параметров были взяты следующими: $a = 2$, $b = 4$. Результаты моделирования сведены также в табл. 1, из которой явно видно полное соответствие результатов моделирования и аналитического расчета. Количество реализаций метода Монте-Карло здесь составило $4 \cdot 10^4$. Для этого примера еще было проведено сравнение функций плотностей распределения $I(\xi)$, полученных в результате теоретического расчета и вычислительного эксперимента. Эти результаты представлены на рис. 1.

Предыдущий расчет был проведен, исходя из равномерного распределения ξ , однако на практике приходится сталкиваться и с другими распределениями – усеченным гауссовым распределением и распределением Симпсона. Поскольку все эти распределения симметричны относительно середины отрезка, то во всех трех случаях распределения ξ математические ожидания оценки интеграла совпадают, что подтверждается результатами вычислительных экспериментов. Дисперсии оценок отличаются даже теоретически, результаты моделирования представлены ниже:

- $DI(\xi) = 0.00474652$ при равномерном распределении;
- $DI(\xi) = 0.00231463$ при распределении Симпсона;
- $DI(\xi) = 0.00035300$ при нормальном распределении.

Третий пример интересен тем, что в нем линейная и степенная неопределенности «уничтожают» друг друга:

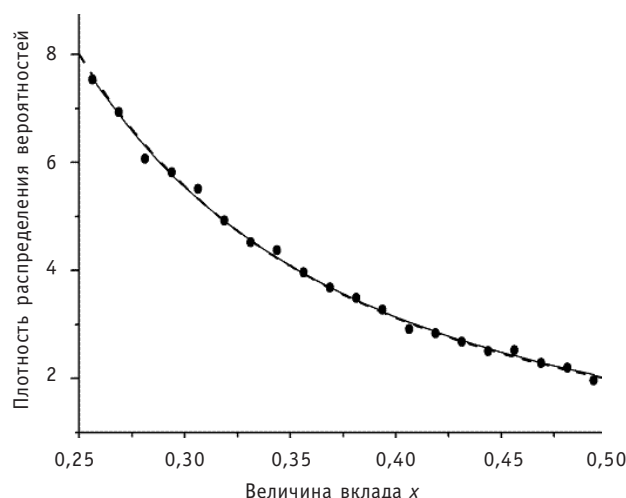


Рис. 1. Теоретическая и экспериментальная плотности распределения $I(\xi)$:
 ● – расчет методом Монте-Карло; — — — подбор параметров $f(x) = 0.51468x^{-1.9739}$;
 - - - - аналитическая функция $f(x) = 0.5x^{-2}$

$$I(\xi) = \int_0^1 \xi \cdot x^{\xi-1} \cdot dx = 1.$$

Как видно, значение интеграла не зависит от параметра ξ . Однако оценка математического ожидания этого интеграла методом Монте-Карло имеет довольно сложный вид и на первый взгляд совсем не очевидно, что это есть оценка единичной константы (ниже ξ_j – смоделированные значения параметра $\xi \sim U[2,4]$, γ_k – равномерно распределенные на отрезке $[0,1]$ случайные величины):

$$\eta = \frac{1}{J \cdot N} \sum_{j=1}^J \sum_{k=1}^N \xi_j \gamma_k^{\xi_j-1}.$$

Тем не менее, уже при статистике в 10^4 реализаций метода Монте-Карло все начальные моменты (аналог табл. 1) отличаются от единицы менее чем на 10^{-4} , а оценка дисперсии равна 10^{-6} вместо точного значения ноль.

ОЦЕНКА МОЩНОСТИ ДОЗЫ ОТ КОЛЛИМИРОВАННОГО ИСТОЧНИКА ФОТОНОВ

Рассматриваемая ниже задача была предложена в качестве теста для независимого сопоставления расчетов по различным программным кодам в рамках программы Uncertainty Assessment in Computational Dosimetry – CONRAD (A COordinated Network for RAdiation Dosimetry). Наряду с нами (мы использовали комплекс программ BRAND [1]), в рамках данного проекта в решении рассматриваемой задачи принимали участие 13 международных научных групп из 10 стран. Были использованы коды MCNP-4c2, MCNP-5, MCNPX, MCNPX-2.5f, MCNPX-2.6b, AMOS, FLUKA, EGSnrc и PENELOPE. Таким образом, уверенно можно говорить о том, что проведено всестороннее сопоставление результатов, полученных по программе BRAND, со всеми известными кодами по моделированию процесса переноса фотонов.

В рамках вышеуказанного теста было предложено на расстоянии 50 см от центра коллимированного источника фотонов оценить мощность дозы и профиль мощности дозы в плоскости, перпендикулярной оси источника. Задача состояла в оценке влияния неопределенностей значений исходных данных на неопределенность конечного результата.

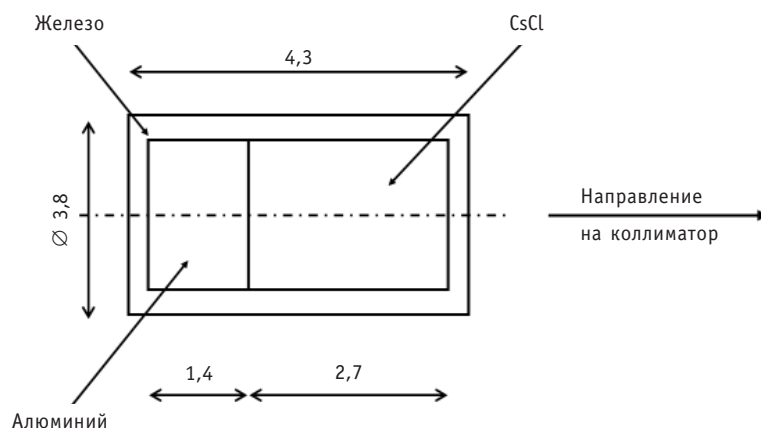


Рис. 2. Источник ^{137}Cs : толщина стенок железного контейнера 0.1 см (размеры приведены в см)

Постановка задачи следующая [2,3]. Необходимо оценить мощность дозы гамма-излучения от источника фотонов изотопа ^{137}Cs (моноэнергетическая линия с энергией 661.66 кэВ, угловое распределение частиц изотропное). Объемный источник порошка CsCl находится в железном контейнере с алюминиевой пробкой (см. рис. 2), тот в свою очередь – в свинцовой камере-коллиматоре (см. рис. 3). Стенки коллиматора покрыты набором вольфрамовых колец. Дизайн коллиматора основан на спецификациях стандарта ISO 4037, ч. 1 [4].

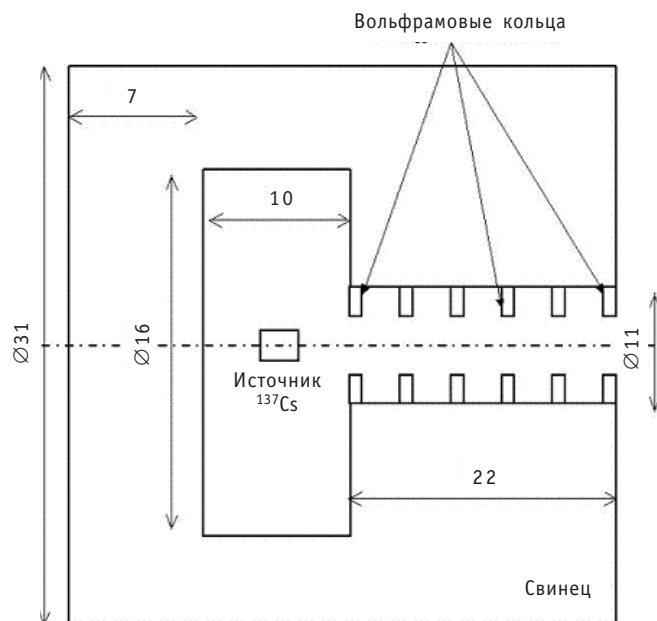


Рис. 3. Геометрия коллиматора: толщина вольфрамовых колец 2 см, внутренний диаметр 7 см, расстояние между кольцами 2 см

Сначала остановимся на сопоставлении результатов различных авторов при нулевой погрешности параметров задачи. Как уже отмечалось, все расчеты проводились участниками программы «вслепую» и результаты сравнений были представлены в обзорной работе [3]. Эти данные приведены на рис. 4. Очевидно, что оценка мощности дозы в воздухе $k_{air} = 8.1900$ пГр, полученная по программе BRAND

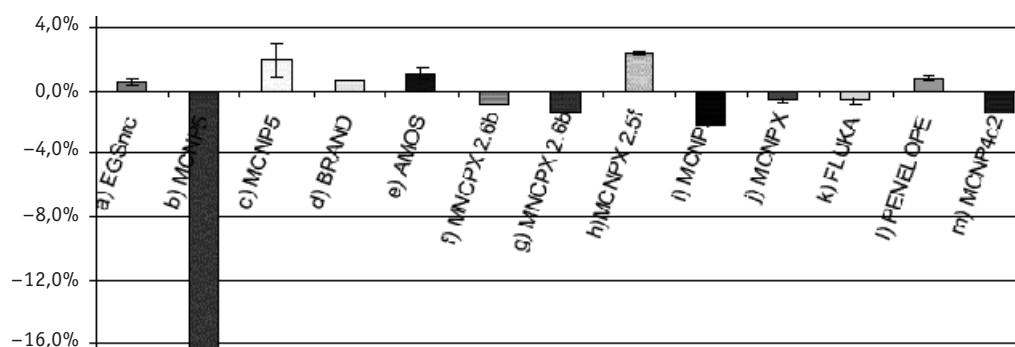


Рис. 4. Относительное отличие мощности дозы, вычисленное по разным программам (рисунок скопирован из работы [3])

(статистическая погрешность составляет 0.002%), очень хорошо согласуется с эталонным решением.

Теперь перейдем к оценке величины интервала неопределенности для рассчитанной дозы. Предполагается, что некоторые параметры задачи известны с некоторой ошибкой (размеры объектов, их взаимное расположение, плотности материалов и т.д., всего в [2] было предложено исследовать более 10 параметров). Необходимо определить влияние этих ошибок на неопределенность конечного результата. Мы рассматривали влияние девяти «источников» неопределенности, заранее понимая, что большинство из предложенных для исследования нечетко заданных параметров, не окажут существенного влияния на результат. Первые пять параметров были предложены авторами теста в качестве обязательных для исследования, еще восемь были оставлены на усмотрение авторов. Интересно, что один из этих 8 параметров оказался вторым по значимости, что не было предугадано авторами теста и лишний раз свидетельствует о сложности задач учета влияния неопределенности исходных данных на конечный результат. Ниже приведены названия параметров и значения величин их неопределенностей, влияние которых мы и оценивали.

Название параметра	Его значение и неопределенность				Обязательный
1. Осевое смещение источника	0.00	+	0.05	см	Да
2. Глубина камеры источника	10.00	+/-	0.2	см	Да
3. Внутренний диаметр колец коллиматора	7.00	+/-	0.05	см	Да
4. Плотность вольфрамового сплава	16.90	+/-	0.2	г/см ³	Да
5. Плотность CsCl	4.00	+/-	0.2	г/см ³	Да
6. Продольное смещение источника	0.00	+/-	0.1	см	Нет
7. Плотность алюминия	2.70	+/-	0.05	г/см ³	Нет
8. Плотность железа	7.87	+/-	0.05	г/см ³	Нет
9. Плотность свинца	11.34	+/-	0.1	г/см ³	Нет

Один из общепринятых подходов оценки влияния неопределенности исходных данных основан на линейной теории малых возмущений [5]. На его основе и в соответствии со стандартом ISO 13005 [6] авторы теста [2] рекомендовали участникам следующий алгоритм для вычисления интервала неопределенности мощности дозы Δk_{air} : было предложено каждый раз варьировать только один параметр задачи, определяя его с заданной выше погрешностью. Итоговая неопределенность

результата может быть получена, исходя из предположения, что зависимость величины отклонения значения мощности дозы от величины отклонения параметров линейна, и что корреляцией между параметрами можно пренебречь. Тогда можно по очереди перебрать значения всех неточно заданных параметров в крайних точках их интервалов неопределенности, каждый раз проводя расчет методом Монте-Карло при фиксированных значениях исходных параметров. Такая задача легко (с технической точки зрения) может быть решена с помощью стандартных монте-карловских пакетов программ для моделирования задач переноса излучений.

Результаты наших вычислений по такому алгоритму с помощью комплекса программ BRAND представлены в табл. 2, где приведено влияние пяти обязательных параметров и только одного необязательного, оказавшегося вторым по значимости. Данные по остальным параметрам, вариации которых оказались несущественными, опущены.

Таблица 2

Результаты моделирования методом Монте-Карло по алгоритму [2]

Название параметра X	Отклонения параметра в расчетах			Заданная неопределенность в параметрах (4)	Неопределенность ΔK_{air} мощности дозы K_{air}	
	ΔX (1)	$(\partial K_{air} / \partial x)$ (2)	$(\partial K_{air} / \partial x) \Delta X$ (3)		u (5)	ΔK_{air} (6)
Осевое смещение источника	+0.05 см	0.3060	0.0153	0.05	0.05 / $2\sqrt{3}$	0.00441
Глубина камеры источника	+/- 0.2 см	0.0013	0.0005	0.4	0.4 / $2\sqrt{3}$	0.00015
Диаметр колец коллиматора	+/- 0.05 см	0.0920	0.0092	0.1	0.1 / $2\sqrt{3}$	0.00265
Плотность вольфрамового сплава	+/- 0.2 г/см ³	0.0260	0.0104	0.4	0.4 / $2\sqrt{3}$	0.00300
Плотность CsCL	+/- 0.2 г/см ³	0.4670	0.1868	0.4	0.4 / $2\sqrt{3}$	0.05392
Продольное смещение источника	+/- 0.1 см	0.3560	0.0356	0.2	0.2 / $2\sqrt{3}$	0.02055

Опишем подробнее содержимое табл. 2. В левой колонке расположен список параметров, которые будут варьироваться в процессе расчетов. В столбце (1) располагаются величины отклонения параметра ΔX от своего номинального значения: они могут быть взяты из литературы, основаны на физической модели и т.д. Причем, значение в столбце может быть представлено как ± 0.2 см, так и +0.05 см (как в случае первого параметра – расположения источника относительно оси коллиматора). В следующем столбце приведена чувствительность $(\partial K_{air} / \partial x)$ величины мощности дозы к изменяемому параметру, вычисленная с использованием предварительных расчетов на основе метода Монте-Карло.

$\Delta K = SK_{-\Delta X/2} - K_{+\Delta X/2}S$ – это разница значений дозы, рассчитанной при крайних значениях параметра X . Здесь необходимо принять во внимание точность расчета методом Монте-Карло u_{MC} . Применение линеаризационной модели имеет следующее ограничение: $u_{MC} / \Delta K < 0.1$ – значение статистической ошибки расчета методом Монте-Карло должно быть мало по сравнению с величиной вариации оцениваемого результата. Для выполнения этого условия можно либо увеличивать интервал изменения параметра ΔX , либо повышать точность расчета метода Монте-Карло (например, увеличивая количество моделируемых траекторий).

В колонке (5) указан специальный коэффициент, величина которого зависит от значения колонки (4) и от вероятностного закона распределения параметра. Отметим, что при таком подходе вероятностный закон должен быть выбран из каких-то априорных соображений. Например, для гауссовского распределения $u = (\text{колонка } 4)/6$, для равномерного – $u = (\text{колонка } 4)/(2 \cdot \sqrt{3})$ (более подробно эта методика описана в стандарте ISO 13005). В колонке (6) записывается итоговое значение неопределенности мощности дозы, вычисленное как $\Delta k_{air} = (\partial k_{air} / \partial x) \cdot u$.

Поясним детально методику ISO 13005 [6] на примере вычисления вклада в неопределенность Δk_{air} , обусловленную погрешностью знания плотности порошка источника CsCl (напомним, что эта погрешность составляет $\rho_{CsCl} = 4.0 \pm 0.2 \text{ г/см}^3$ и является первой по значимости неопределенностью для конечного результата). Результаты наших расчетов представлены на рис. 5, где приведены данные расчетов величины k_{air} для номинальной плотности источника и с максимально допустимыми отклонениями, т.е. $\rho_{CsCl} = 3.8, 4.0$ и 4.2 г/см^3 . Погрешности расчетов составляют менее 0.003% и это означает, что условие $u_{MC}/\Delta k_{air} < 0.1$ выполняется с большим запасом. Видно, что зависимость k_{air} от ρ_{CsCl} очень хорошо описывается линейной функцией. Интересно, что в обзорной работе [3] упоминается одна научная группа, которая предприняла попытку построить не линейную, а квадратичную аппроксимацию зависимости Δk_{air} от неопределенности исходных данных. Значимого уточнения результата они не получили. Наши исследования этого же вопроса привели к аналогичному результату: достаточно посмотреть на значения k_{air} при $\rho_{CsCl} = 3.9$ и 4.1 г/см^3 на рис. 5.

Построенная нами по методике ISO 13005 неопределенность Δk_{air} в зависимости от плотности источника ρ_{CsCl} в итоге составила 0.66% для равномерного распределения погрешности плотности материала источника. Аналогичные вычисления учета влияния продольного смещения источника (второй по значимости фактор для Δk_{air}) дали величину 0.26% неопределенности мощности дозы. В обзоре [3] на основании анализа представленных работ эти значения составили 0.6 и 0.3% соответственно. Таким образом, результаты расчетов по BRAND с использованием методик [2], [6] очень хорошо согласуются с итоговыми данными работы [3].

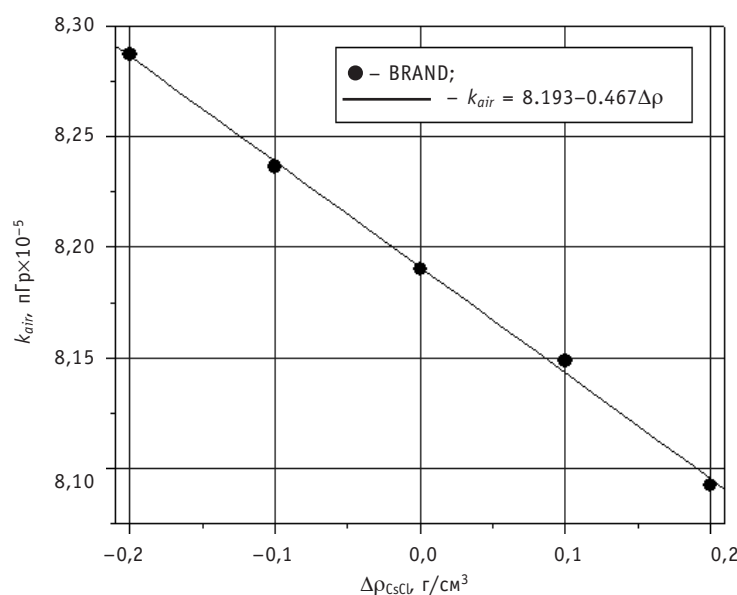


Рис. 5. Зависимость мощности дозы Δk_{air} от плотности источника фотонов

Теперь перейдем к рассмотрению значений тех же неопределенностей, но вычисленных по предлагаемому в настоящей работе подходу. Сначала остановимся на моделировании величины Δk_{air} , обусловленной погрешностью знания плотности источника CsCl. При прямом моделировании с плотностью ρ_{CsCl} , которая полагалась случайной величиной с равномерным распределением на интервале от 3.8 до 4.2 г/см³, оценка неопределенности мощности дозы составила $0.0734 \cdot 10^{-5}$ пГр или 0.9%. Аналогичная оценка в предположении, что ρ_{CsCl} является случайной величиной с усеченным нормальным распределением на том же интервале, привела к результату $\Delta k_{air} = 0.0604 \cdot 10^{-5}$ пГр или 0.74%.

Так, оценки, полученные по предложенному подходу, несколько превышают значения, вычисленные по методике ISO. Нам представляется, что результаты моделирования с прямым учетом неопределенности в процессе расчета следует признать наиболее соответствующими действительности, поскольку все другие подходы содержат ряд априорных предположений (независимость влияния ошибок параметров задачи на конечный результат, справедливость положений линейной теории возмущений, эмпирические константы для различных видов возможных распределений исходных неопределенностей и т.д.).

Результаты прямого моделирования неопределенностей пяти обязательных параметров (см. табл. 2) дали следующие результаты при равномерном распределении погрешностей

$$k_{air} = 8.1900 \pm 0.0650 \cdot 10^{-5} \text{ пГр или } \Delta k_{air} = 0.79\%,$$

и для нормального распределения

$$k_{air} = 8.1900 \pm 0.0422 \cdot 10^{-5} \text{ пГр или } \Delta k_{air} = 0.52\%.$$

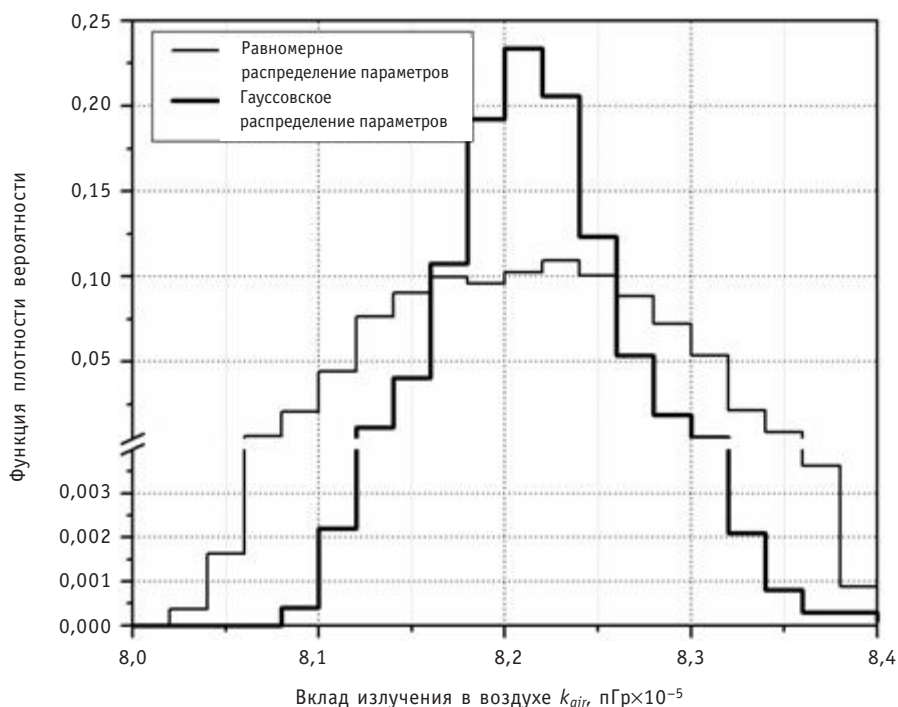


Рис. 6. Функции плотности мощности дозы для случаев равномерного и нормального распределения параметров, содержащих неопределенности

Таким образом, для рассматриваемой задачи наши расчеты однозначно свидетельствуют о некорректности предположения о независимости влияния неопределенностей отдельных параметров на конечный результат (статистические погрешности этих расчетов также составляют менее 0.003%).

Как уже отмечалось, предлагаемый нами подход позволяет получить еще целый ряд очень важных характеристик неопределенности конечного результата. А, именно, моменты и функцию плотности распределения вероятностей оцениваемых величин (как это было продемонстрировано выше на примерах 1–3). Здесь на рис. 6 приведены функции плотности мощности дозы для случаев равномерного и нормального распределения пяти исходных обязательных параметров, содержащих неопределенности. Следует заметить, что при нашем подходе доверительный интервал получается несимметричным, т.к. плотность распределения имеет «длинный тяжелый хвост» (на рисунке не показан, и, конечно, статистика здесь весьма плохая). Приведенные выше наши оценки неопределенности k_{air} (в терминологии ISO 13005) нуждаются в некотором уточнении. Будем находить левую и правую границы доверительного интервала, исходя из равенства соответствующих интегралов от плотности половинному значению уровня доверия. Тогда при доверительной вероятности 0.95 получается, что $k_{air} \in [8.078; 8.334] \cdot 10^{-5}$ пГр для равномерного распределения и $k_{air} \in [8.125; 8.228] \cdot 10^{-5}$ пГр для нормального распределения, т.е. в обоих случаях порядка 60% длины доверительного интервала приходится на значения, лежащие правее математического ожидания.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Разработан новый подход к учету неопределенности исходных данных в расчетах методом Монте-Карло. В предположении знания законов распределения ошибок параметров, их случайные значения моделируются непосредственно в процессе расчета методом Монте-Карло. Возможности предлагаемого подхода демонстрируются на модельных примерах расчетов интегралов с нечетко заданными параметрами. Для задач переноса излучений рассматривается влияние неопределенности исходных данных на оценку мощности дозы от коллимированного источника фотонов.

Подход позволяет найти моменты и функции плотности распределения вероятностей оцениваемых величин, построить для них несимметричные доверительные интервалы. Представляется, что результаты моделирования с прямым учетом неопределенности в процессе расчета следует признать наиболее соответствующими действительности, поскольку все другие подходы содержат ряд априорных предположений (независимость влияния ошибок параметров задачи на конечный результат, справедливость положений линейной теории возмущений, эмпирические константы для различных видов возможных распределений исходных неопределенностей и др.).

Предлагаемый подход достаточно легко реализуем, т. к. изменения, которые требуется вносить в программный код готовых монте-карловских комплексов, не доставляют принципиальных трудностей.

Литература

1. Андросенко П.А., Белоусов В.И., Коньков А.В., Царина А.Г. Современный статус комплекса программ BRAND // Вопросы атомной науки и техники. Сер.: Физика ядерных реакторов. – 2006. – Вып. 1. – С. 74–83.
2. Uncertainty Assessment in Computational Dosimetry – CONRAD (A COordinated Network for RAdiation Dosimetry) European Union, Work Package 4, Bologna, Italy, 2006.

3. *Carlan L. de, Bordy J.-M.* Photon Irradiation Facility: Uncertainty Budget on Air Kerma. Uncertainty Assessment in Computational Dosimetry – CONRAD (A COordinated Network for RAdiation Dosimetry). European Union, Work Package 4, Bologna, Italy, 2007.
4. International Standart ISO 4037. X and gamma reference radiation for calibrating doseimeters and doserate meters and for determining their response as a function of photon energy. – Part 1: Radiation characteristics and production methods. International Standart ISO 4037-1 (1996).
5. *Усачев Л.Н.* Уравнение для ценности нейтронов, кинетика реакторов и теория возмущений// Реакторостроение и теория реакторов. – М.: Изд-во АН СССР, 1955.
6. International Standart ISO 13005. Guide to expression of uncertainty in measurement. International Standart ISO 13005 (1993).

Поступила в редакцию 14.05.2008

УДК 621.039.5

Numerical Analysis of Influence Minor Geometrical Distortions of Flow-Through Part of the Hydraulic Model on Flowrates Distribution in Vessel-Type Reactor Working Channels \ I.A. Chusov, V.A. Sarkisov, A.P. Loobenskiy, Yu.S. Yuryev, D.V. Zaytsev; Editorial board of journal «Izvestia visshikh uchebnich zavedeniy. Yadernaya energetika» (Communications of High Schools. Nuclear Power Engineering). – Obninsk, 2008. – 70 pages, 5 illustrations. – References, 11 titles.

The results of the numerical analysis of the stationary distribution of flowrates via the simulators of the working channels of the vessel-type reactor hydraulic model are provided. The analyses have been performed for the case of the core axis deviation from the axis of the reactor plant model vessel. The variants of the deviation to the 1st degree inclusively are provided. It was shown that the significant re-distribution of flowrates takes place in the channels simulators at minor declination angles. The hypothesis on the probable reasons of the eddy motion in the lower distribution header has been proposed.

УДК 621.039.5+519.85

Direct Taking into account the Initial Data Uncertainty during Monte Carlo Calculations \ P.A. Androsenko, K.M. Kolganov; Editorial board of journal «Izvestia visshikh uchebnich zavedeniy. Yadernaya energetika» (Communications of High Schools. Nuclear Power Engineering). – Obninsk, 2008. – 11 pages, 6 illustrations, 3 tables. – References, 6 titles.

The new method of taking into account the initial data uncertainty during Monte Carlo calculations is described. Distribution laws of initial data uncertainty are supposed to be specified and random values of initial parameters are simulated directly during Monte Carlo calculation. Possibilities of the suggested method are demonstrated by using model examples of integral calculations with nondistinct specified parameters. The problem is aimed at studying the uncertainty budget associated with the air kerma delivered by a simplified calibration beam which could be used for radiotherapy and radiation protection. This problem was suggested as an international test in the framework «Uncertainty Assessment in Computational Dosimetry – CONRAD» (A COordinated Network for RAdiation Dosimetry) for independent comparison of calculations which were to be made by various codes.

УДК 519.28+621.039

Neural Network Experiments on Cross Influence of Alloying Elements on Mechanical Properties of 12 % Cr Ferritic-Martensitic Steels \ S.M. Obratsov, G.A. Birzhevoy, Yu. V. Konobeev, V.I. Rachkov, V.A. Solovyev; Editorial board of journal «Izvestia visshikh uchebnich zavedeniy. Yadernaya energetika» (Communications of High Schools. Nuclear Power Engineering). – Obninsk, 2008. – 6 pages, 5 illustrations, 1 table. – References, 7 titles.

A perspective strategy of development of ferritic-martensitic (F-M) steel with the high temperature strength for BN-800 reactor might be application of methods of the artificial intellect. In the present work results of computer experiments carried out using a neural network model are presented. In particular, calculations have shown, that an increase of manganese content together with the coordinated reduction of molybdenum and niobium contents may result in an increase of high temperature strength of F-M steels.