

ОПТИМИЗАЦІЯ ПРОБООТБОРА ПРИ ОЦЕНКЕ ПЛОТНОСТИ РАДІОАКТИВНИХ ВЫПАДЕЙ

Ю. В. Хомутинин

*Український науково-исследовательский институт
сельскохозяйственной радиологии (УНИІСХР), Київ*

Рассмотрены вопросы оптимального планирования числа отбираемых проб почвы при оценке трендов радиоактивных выпадений, а также задача достоверного выявления пятен загрязнения на фоне тренда. Предложены методы расчета минимально необходимых объемов проб почвы для оценки монотонного тренда плотности загрязнения почвы с заданной относительной погрешностью и для выявления пятен загрязнения на его фоне.

Радиоактивное загрязнение огромных территорий, вызванное аварией на ЧАЭС, потребовало проведения массовых радиоэкологических обследований сельскохозяйственных полей, лугов, пастбищ, лесных угодий. Одной из особенностей радиоактивных чернобыльских выпадений является их большая пятнистость, которая потребовала детального обследования территорий и выявления пятен радиоактивного загрязнения, а также оценки уровней загрязнения конкретных полей и пастбищ. Большой объем отбираемых и измеряемых проб, трудозатраты по их отбору и измерению сделали актуальным вопрос оптимизации числа отбираемых проб при обеспечении необходимой точности получаемых оценок. Вопросам оптимизации отбора проб при радиоэкологическом мониторинге посвящена монография [1], где приводятся методы расчета минимально необходимого объема проб, гарантирующего заданную погрешность средней плотности загрязнения безградиентных по загрязнению радионуклидами площадок. Это такие площадки, в пределах которых изменение загрязнения, обусловленное градиентом следа радиоактивных выпадений, не превышает вариабельность, обусловленную случайными факторами. Выделение таких площадок до проведения пробоотбора является в общем случае не тривиальной задачей. Применение предложенного в [2] метода разбиения обследуемой территории на квазибезградиентные участки по радиоактивному загрязнению, где в качестве порогового значения принято 30 %-ное отличие γ -фона на таких участках, возможно только при загрязнении территории γ -излучающими радионуклидами. При загрязнении территории α -, β -излучателями и суперпозицией γ -излучающих радионуклидов, активности которых не коррелированы между собой, этот подход не работает.

Настоящая работа является обобщением и развитием методов оптимизации пробоотбора, рассмотренных в [1]. В ней изложен метод расчета оптимального объема отбираемых проб при радиоэкологических обследованиях территорий (площадок) в случае отсутствия требований их безградиентности по загрязнению радионуклидами. Данный метод может быть использован при планировании обследований таких мест, где радиоактивные выпадения имеют глобальный градиент, на фоне которого могут быть отдельные пятна загрязнения.

1. Постановка задачи

Плотность загрязнения тем или иным радионуклидом обследуемого участка территории может быть рассмотрена как некоторая функция координат местности $f(x, y)$. Ее удобно представить в виде произведения региональной, локальной и случайной компоненты

$$f(x, y) = f_{\text{рег}}(x, y) \cdot f_{\text{лок}}(x, y) \cdot f_c. \quad (1)$$

Региональная компонента $f_{\text{рег}}(x, y)$ характеризует убывание или возрастание плотности загрязнения (тренд) в пределах обследуемого участка в целом. Локальная компонента

$f_{лок}(x, y)$ характеризует отклонения плотности загрязнения от тренда (« пятна » загрязнения). Случайная компонента f_c обусловлена микронеоднородностью выпадений, методикой и процессом пробоотбора, подготовкой и измерением проб. Она не зависит от координат точки пробоотбора [1]. Поскольку функция $f(x, y)$ является строго положительной, то представим ее в виде $f(x, y) = \exp(z(x, y))$, где $z(x, y)$ – логарифм плотности загрязнения. При этом мультиплекативная модель $f(x, y)$ заменяется аддитивной моделью

$$z(x, y) = z_{peг}(x, y) + z_{лок}(x, y) + z_c. \quad (2)$$

Поскольку оценка плотности загрязнения тем или иным радионуклидом в конкретной точке является случайной величиной и удовлетворительно описывается логнормальным законом распределения [1], то при использовании аддитивной модели (2) имеем две компоненты: детерминированную – $z_{peг}(x, y) + z_{лок}(x, y)$ и случайную – z_c , с нормальным законом распределения и нулевым математическим ожиданием. Представление плотности загрязнения в виде формулы (1) является достаточно общим. Такой моделью может быть описана плотность загрязнения практически любой сложности, но при монотонном региональном тренде. Эта идея хорошо зарекомендовала себя при картировании геологических признаков [3] и была использована в УНИИСХР при построении карты загрязнения ^{90}Sr 30-километровой зоны ЧАЭС [4].

Задачу оптимизации числа отбираемых проб при обследовании участка территории в общей постановке (плотность загрязнения радиоактивными выпадениями $f(x, y)$ может иметь региональный тренд, на фоне которого могут быть отдельные пятна) решить очень трудно. Однако можно найти приближенное решение, разбив общую задачу на два последовательно выполняемых этапа (обследования). *Первый этап* – оценка минимально необходимого числа проб для выявления тренда плотности загрязнения с заданной достоверностью (погрешностью), в предположении отсутствия пятен на фоне тренда. *Второй этап* – оценка минимально необходимого числа проб для выявления пятна (нескольких пятен) на фоне тренда с заданной достоверностью, если для этого есть основания. Целесообразность этого этапа определяется после статистической обработки результатов измерений, полученных на первом этапе и выявления тренда плотности загрязнения, если таковой имеется.

2. Минимально необходимое число проб для оценки тренда плотности загрязнения

Рассмотрим линейный тренд функции $z(x, y)$ на некоторой площадке размерами $L_x \times L_y$ в виде $z_{peг}(x, y) = a_0 + a_1 x + a_2 y$, при условии $z_{лок}(x, y) = 0$. Прямоугольная форма площадки не отразится на общности полученных результатов, поскольку произвольную площадку всегда можно оконтурить прямоугольником. Этот тренд может быть получен методом наименьших квадратов на основе значений функции $z(x_i, y_i)$ ($i = 1 \dots n$), вычисленных по точкам отбора проб почвы. В случае нормального распределения остатков $z_i(x_i, y_i) - z_{peг}(x_i, y_i)$ и априори известной остаточной дисперсией σ_{ocm}^2 верхняя относительная погрешность δ монотонного тренда плотности загрязнения $f_{peг}(x, y)$, в соответствии со статистическими выводами [5], определяется выражением

$$\delta(x, y) = \frac{f_{peг}^\beta(x, y) - f_{peг}(x, y)}{f_{peг}(x, y)} = \exp\left(u_p \cdot \sigma_{ocm} \sqrt{x_{ocm}^T (X^T X)^{-1} x_{ocm}}\right) - 1, \quad (3)$$

где $f_{peг}^\beta(x, y)$ – верхняя оценка монотонного тренда; u_p – квантиль нормального распределения для доверительной вероятности p ; X – матрица наблюдений (см., например, [5, 6]); x_{ocm} –

вектор-столбец $(1; x; y)$, характеризующей точку тренда $(x; y)$, в которой определяется относительная погрешность δ . Для остаточной дисперсии линейного тренда логарифма плотности загрязнения почвы при отборе на обследуемой территории n проб имеет место оценка

$$\sigma_{ocm}^2 \cong s_{ocm}^2 = \frac{1}{n-m} \sum_{i=1}^n (z(x_i, y_i) - \bar{z}(x_i, y_i))^2, \quad (4)$$

где m – число оцениваемых параметров в тренде (в нашем случае $m = 3$, для безградиентной по загрязнению площадки $m = 1$). Остаточная дисперсия σ_{ocm}^2 для произвольной площадки в случае отсутствия пятен загрязнения является обобщением s_{noz}^2 – дисперсии логарифма плотности загрязнения почвы на безградиентной площадке. В первом приближении можно считать $\sigma_{ocm}^2 = \lim_{n \rightarrow \infty} s_{ocm}^2 \cong s_{noz}^2$. Оценки σ_{ocm} для различных случаев приведены в разделе 4.

Произведение матриц $x_{bc}^T (X^T X)^{-1} x_{bc} = D(n, x_{bc})$ зависит о числа и расположения отбиравемых проб и координат точки, в которой определяется погрешность тренда. Зная σ_{ocm}^2 или ее оценку (в данном случае s_{noz}^2) и разрешая соотношение (3) относительно n при заданной погрешности $\delta(x, y)$, получаем неявное выражение для минимально необходимого числа проб почвы при оценке линейного тренда $z_{pez}(x, y)$.

$$n \geq \left(\frac{u_p \cdot \sigma_{ocm}}{\ln(1 + \delta(x, y))} \right)^2 \cdot \left(n \cdot x_{bc}^T (X^T X)^{-1} x_{bc} \right). \quad (5)$$

Как видно из соотношения (5), искомое число проб равно минимально необходимому числу проб для оценки средней плотности загрязнения на эквивалентной безградиентной площадке [1] (при $\sigma_{ocm} = s_{noz}$), умноженной на некоторую величину, зависящую от координат точки, в которой задана относительная погрешность определения тренда δ .

Пусть центр площадки имеет координаты (x_0, y_0) . Для дальнейшего изложения введем новые координаты $x' = \frac{x - x_0}{0.5L_x}$, $y' = \frac{y - y_0}{0.5L_y}$. В новых переменных тренд имеет аналогичный

вид $z_{pez}(x, y) = a'_0 + a'_1 x' + a'_2 y'$, где $a'_1 = 0,5a_1 L_x$, $a'_2 = 0,5a_2 L_y$, $a'_0 = a_0 + a_1 x_0 + a_2 y_0$. Это своего рода нормировка, поскольку при любых размерах площадки переменные x' и y' изменяются от -1 до 1 и вместо различных площадок размерами $L_x \times L_y$ достаточно рассмотреть одну площадку размером 2×2 . При этом выражения (3) и (5) будут иметь тот же вид с заменой x, y, X, x_{bc} на x', y', X', x'_{bc} . Так как минимально необходимое число проб зависит от схемы расположения точек пробоотбора на площадке, то рассмотрим наиболее важные с практической точки зрения схемы. Это регулярные сетки, шахматный порядок (покрытие «конвертами»), расположение точек пробоотбора на диагоналях и т.д. Общее в этих схемах то, что точки пробоотбора расположены симметрично относительно центральных осей площадки. В этом случае центр пробоотбора совпадает с началом координат x', y' . В полярной системе координат $x' = \rho \cdot \sin(\alpha)$ и $y' = \rho \cdot \cos(\alpha)$, $0 \leq \rho \leq 1$, $0 \leq \alpha \leq 2\pi$ (ρ – нормированное расстояние от центра пробоотбора), ввиду симметричности матрицы $(X'^T X')^{-1}$, величину $D(n, x'_{bc})$ можно представить в виде $D(n, x'_{bc}) = \frac{1}{n} (1 + \rho^2 \cdot C(n))$, где $C(n)$ некоторая функция объема выборки, не зависящая от ρ , ее поведение при различных схемах

пробоотбора показано на рис. 1. Там же для сравнения приведены также средние значения функции $C(n)$, вычисленные методом статистического моделирования, при «квазислучайном» расположении точек пробоотбора на площадке (в углах площадки – обязательно, остальные – случайным образом), с возможными отклонениями в конкретной реализации. Из рисунка видно, что при $n > 35$ схема пробоотбора практически не влияет на значения $C(n)$.

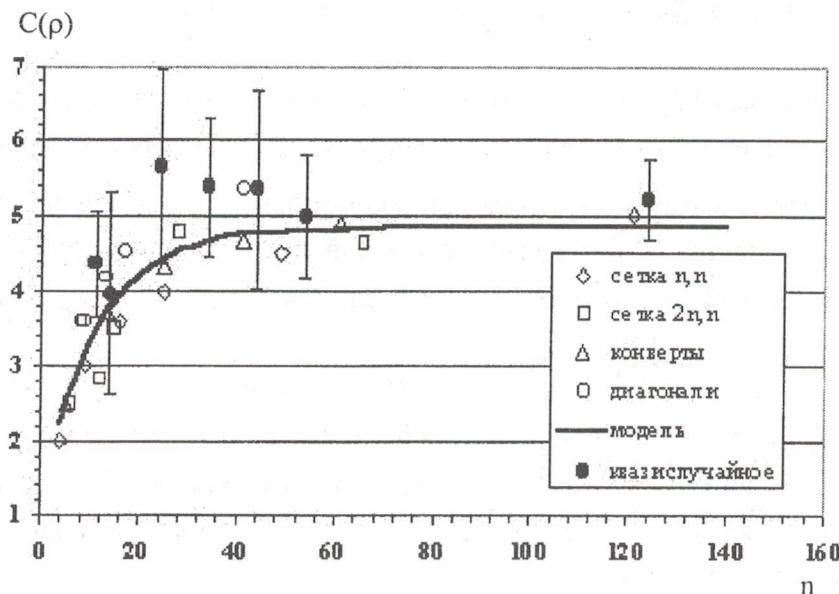


Рис. 1. Зависимость $C(n)$ при различных схемах пробоотбора.

Максимальная верхняя относительная погрешность $\delta(x', y')$ монотонного тренда плотности загрязнения реализуется в точках наибольшего удаления от центра пробоотбора (углы площадки). Для рассматриваемой совокупности симметричных схем пробоотбора относительные погрешности тренда в углах площадки будут одинаковыми. Минимальная верхняя погрешность $\delta(x', y')$ тренда реализуется в центре пробоотбора (центре площадки), где $D(n, x'_{ac}) = 1/n$. Для этой совокупности схем пробоотбора поведение $C(n)$ практически не зависит от конкретной схемы и оно может быть аппроксимировано для всей совокупности некоторой эмпирической моделью. Предлагаемая автором модель имеет вид $C(n) = 4,86(1 - 0,77 \exp(-0,088 \cdot n))$, поведение которой также показано на рис. 1.

В дальнейшем в качестве относительной погрешности тренда будем рассматривать погрешность в точках, находящихся от центра пробоотбора на расстоянии $\rho^2 = 0,5$. На рис. 2 представлена номограмма определения минимально необходимого числа проб для оценки монотонного тренда плотности загрязнения и заданной относительной погрешности δ . Расчеты были проведены для различных схем пробоотбора, доверительной вероятности $p = 0,9$ и $\sigma_{ocm} = 0,31$. Эта величина получена в [1] для безградиентных площадок при отборе единичных проб почвы и измерении ^{137}Cs на γ -спектрометре с относительной погрешностью $\leq 10\%$ на уровне $\pm \sigma$ в цилиндрических образцах 100 см^3 . При других значениях σ_{ocm} и p номограмма корректируется в соответствии с выражением (5). Из рис. 2 видно, что схема пробоотбора не оказывает существенного влияния на минимально необходимый объем отбираемых проб. Если относительная погрешность тренда задается в центре площадки $D(n, x'_{ac}) = 1/n$, то минимально необходимое число проб равно соответствующему числу проб для безградиентной площадки. На рисунке также приведена номограмма, полученная методом статистического моделирования, для «квазислучайного» расположение точек пробоотбора. Несмотря на некоторые различия в значениях функции $C(n)$ при малых n (см.

Объем выборки, п

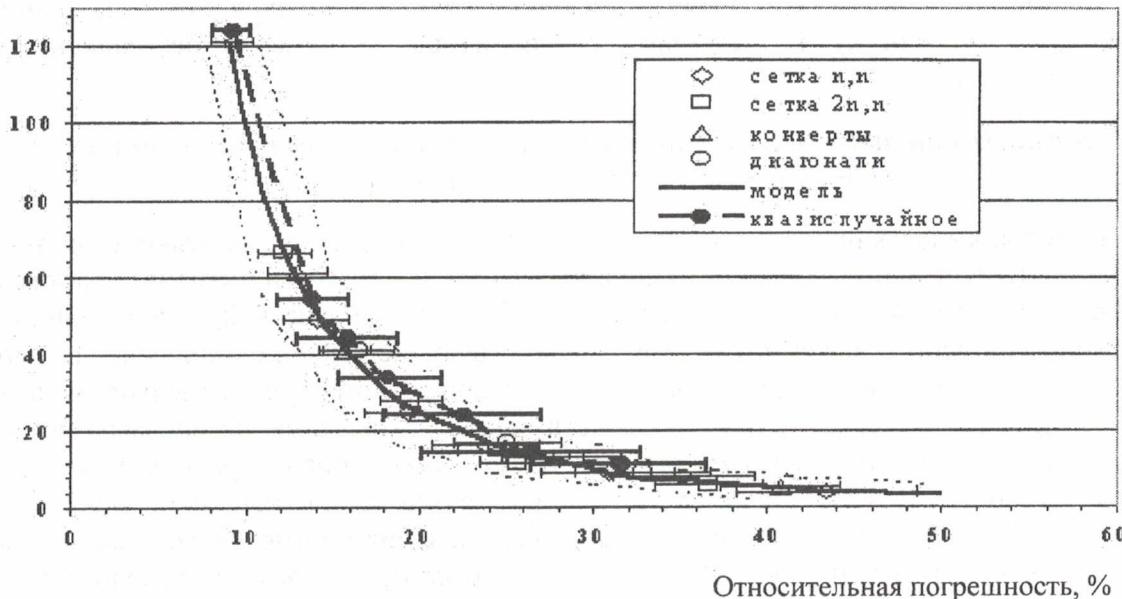


Рис. 2. Минимально необходимый объем единичных проб для оценки монотонного тренда плотности загрязнения почвы ^{137}Cs с заданной относительной погрешностью при доверительной вероятности $p = 0,9$. (Погрешность измерения радионуклида в почвенных образцах $\leq 10\%$ на уровне $\pm \sigma$.)

рис. 1), минимально необходимое число проб для рассматриваемого класса схем пробоотбора, включая и «квазислучайную», практически не меняется.

Используя эмпирическую модель для $C(n)$, минимально необходимый объем проб для оценки монотонного тренда плотности загрязнения радионуклидом $n_{mp}(\delta)$ при выбранных схемах пробоотбора можно выразить через соответствующий объем проб, необходимый для оценки среднего значения плотности загрязнения этим же радионуклидом с той же погрешностью δ на эквивалентной безградиентной площадке $n_{безгр}(\delta)$ при условии, что $\sigma_{ост}^2 \equiv s_{ноч}^2$:

$$n_{mp}(\delta) \cong n_{безгр}(\delta) \cdot (1 + \rho^2 \cdot C(n)). \quad (6)$$

Это приближение (модель), полученное при тех же параметрах и условиях, показано на рис. 2 сплошной линией, где видно, что соотношение (6) можно использовать и при «квазислучайном» пробоотборе. Зависимость $C(n)$ позволяет для планирования минимально необходимого объема проб при $\delta < 20\%$ использовать асимптотическое приближение $n_{mp}(\delta) \cong 3,5 \cdot n_{безгр}(\delta)$. Если относительная погрешность измерения содержания ^{137}Cs в почве на уровне $\pm \sigma$ превосходит 10 %, то в величину $n_{безгр}(\delta)$ необходимо включить дополнительное число проб для компенсации этой погрешности [1].

Используя указанное асимптотическое приближение для $n_{mp}(\delta)$, при $\delta < 20\%$ и той же доверительной вероятности легко получить для других значений $\sigma_{ост}$ минимально необходи-

мые объемы выборки $n = n_0 \cdot \left(\frac{\sigma_{ост}}{0.31} \right)^2$, где n_0 – базовое значение $n_{mp}(\delta)$ (см. рис. 2). Оценки

$\sigma_{ост}$ при различных способах отбора почвенных проб и измерения в них удельного содержания радионуклидов приведены в разделе 4.

После проведения спланированного пробоотбора и измерения содержания радионуклидов в пробах методами математической статистики определяются коэффициенты a_0 , a_1

и a_2 тренда $f_{per}(x, y) = \exp(a_0 + a_1x + a_2y)$. Окончательное решение о наличии такого тренда принимается при статистически значимом отличии от нуля хотя бы одного из коэффициентов a_1 или a_2 . В противном случае площадка является безградиентной по загрязнению.

3. Минимально необходимое число проб для достоверного выявления пятен плотности загрязнения на фоне тренда

Целесообразность проведения дополнительного пробоотбора для выявления пятен на фоне тренда (средней плотности загрязнения) зависит от целей мониторинга, а также от размеров обследуемой площадки, производственно-технологической, экономической и радиологической необходимости. Поэтому соответствующие решение о проведение *второго этапа* обследования должно приниматься в каждом конкретном случае отдельно. Если такое решение принято, то, ввиду неопределенности места нахождения пятен загрязнения, на *первом этапе* обследования следует выбрать схему пробоотбора с равномерным шагом, поскольку в общем случае диаметр выделяемых пятен не может быть меньше шага пробоотбора. Признаки пятен (резко выделяющиеся значения плотности загрязнения) могут быть обнаружены статистическим анализом результатов *первого этапа* обследования. При наличии признаков пятен загрязнения можно оценить минимально необходимого число проб для достоверного выявления каждого пятна на фоне тренда (или средней плотности загрязнения).

Выделение пятен плотности радиоактивных выпадений на фоне тренда радиоактивного загрязнения является задачей того же класса, что и выделение первичных геохимических ореолов в геологии (обнаружение аномальных концентраций химических элементов). Такие задачи в геологии решаются с использованием различных статистических критериев, основанных в основном на нормальном законе распределения, при этом широко используются как классические методы кластерного анализа, так и специальные статистические методы, учитывающие особенности геологических объектов [7, 8]. Понятие первичного геохимического ареала по сути эквивалентно пятну загрязнения в радиоэкологии. Для характеристики контрастности ареала на фоновом пространстве в геологии используют коэффициент аномальности – отношение оценки среднего содержания элемента по ареолу к величине геохимического фона. В нашем случае фоном выступает тренд плотности загрязнения. После нормировки плотности загрязнения на тренд и последующего логарифмирования получаем

$$z_{hop}(x, y) = z(x, y) - z_{per}(x, y) = z_{loc}(x, y) + z_c. \quad (7)$$

Локальная компонента $z_{loc}(x, y)$ является композицией пятен на нулевом фоне для новой величины z_{hop} , которую назовем нормированной плотностью загрязнения. В дальнейшем для нее каждое пятно будем рассматривать как отдельный безградиентный участок со своим средним значением \bar{z}_i (i – номер пятна). Для выявления признаков пятен загрязнения и мест их возможного нахождения необходимо выяснить с помощью статистических тестов, используя результаты *первого этапа* обследования и дисперсию логарифма плотности загрязнения на безградиентной площадке s_{loc}^2 , есть ли резко выделяющиеся значения среди величин z_{hop} в точках уже проведенного пробоотбора. Если таких значений нет, то пятен с диаметром больше чем шаг пробоотбора не существует и все наблюдаемые отклонения имеют случайный характер с дисперсией, не превышающей s_{loc}^2 . Если такие значения есть, то участки, на которых они наблюдаются, необходимо оконтурить, а параметры тренда (коэффициенты a_0 , a_1 и a_2) скорректировать, исключив резко выделяющиеся значения. Априорное оконтуривание мест возможных пятен имеет ориентировочный характер и его

надо проводить с некоторым «запасом» по площади. Для этого можно использовать как методы кластерного анализа, так и геостатистические методы картирования. Их необходимо применить к нормированной плотности загрязнения z_{nor} .

Расчет минимально необходимого числа проб для выявления каждого пятна проводится независимо. Не нарушая общности, полагаем, что на площадке имеется только одно пятно и его центр имеет координаты $(x_0; y_0)$. При логнормальном распределении возможных значений плотности загрязнения в точке для характеристики контрастности пятна удобно использовать величину $K_A = \exp(z)$ – отношение оценки медианы плотности загрязнения в пятне к тренду плотности загрязнения. Это, по сути, обобщение используемого в геологии коэффициента аномальности геохимического ореола. Величину K_A будем также называть коэффициентом аномальности пятна радиоактивного загрязнения. Оценка $\ln(K_A)$, полученная на основе результатов пробоотбора, проведенного на участке пятна, имеет нормальное распределение с параметрами $\bar{z}; s_{noч} / \sqrt{n_n}$, где n_n – общее число проб, отобранных на участке пятна на *первом и втором этапах* обследования. В соответствии с известными статистическими выводами [4, 5] критерий статистической значимости величины K_A имеет вид

$$\ln(K_A) \geq u_p \cdot s_{noч} \sqrt{\frac{1}{n_n} + D(n_{mp} - n_A, x_{0,cc})}, \quad (8)$$

где $s_{noч}$ – среднее квадратическое отклонение логарифма плотности загрязнения почвы на безградиентных площадках; n_A – число аномальных проб, отобранных на пятне на *первом этапе* обследования); $x_{0,cc}$ – вектор-столбец $(1; x_0; y_0)$.

Минимально необходимое число проб для достоверного выявления пятна с коэффициентом аномальности не меньше, чем K_A определяется выражением

$$n_n \geq \frac{(u_p \cdot s_{noч})^2}{\ln^2(K_A) - D(n_{mp} - n_A, x_{0,cc})}. \quad (9)$$

При этом дополнительное число проб, которые необходимо отобрать на *втором этапе* обследования, равно $n_n - n_A$. Из выражения (9) видно, что на фоне тренда можно достоверно выделить только те пятна, для которых выполняется неравенство $K_A > \exp(\sqrt{D(n_{mp} - n_A, x_{0,cc})})$. Например, при оценке монотонного тренда плотности загрязнения почвы ^{137}Cs с погрешностью $\delta = 20\%$ (см. раздел 2, $n_{mp} = 35 - 40$) K_A должен быть не меньше 1,4. Если необходимо достоверно выделить пятна с K_A меньше 1,4, то монотонный тренд плотности загрязнения необходимо оценивать с меньшей погрешностью (увеличить n_{mp}). Другой особенностью является зависимость n_n от места расположения пятна. Для достоверного выделения пятна, находящегося в центре площадки, требуется меньше проб, чем для пятен, расположенных на периферии площадки. Это обусловлено возрастанием погрешности тренда от центра пробоотбора к периферии.

4. Статистическая вариабельность плотности загрязнения относительно монотонного тренда

В случае логнормального распределения $f(x, y)$ в точке и отсутствии пятен загрязнения на площадке характеристикой ее статистической вариабельности является дисперсия логарифма плотности загрязнения $s_{noч}^2$ для безградиентной площадки или остаточная дисперсия σ_{octm}^2 на площадке, имеющей монотонный тренд загрязнения. Как уже

отмечалось, для линейного тренда $z_{pe2}(x, y) = a_0 + a_1x + a_2y$ σ_{ocm}^2 является обобщением $s_{noч}^2$. Их оценки, полученные по результатам пробоотбора, являются идентичными при условии $a_1 = a_2 = 0$, в других случаях они практически не различаются при $n > 30$. Поэтому в первом приближении для линейных трендов можно использовать соотношение $\sigma_{ocm}^2 \cong s_{noч}^2$.

Проба почвы может быть получена различными способами: путем отбора в одном месте (единичная пробы) и путем объединения нескольких единичных проб (объединенная пробы). Ниже для этих способов пробоотбора приведены обобщенные оценки статистической вариабельности логарифма плотности загрязнения территории различными радионуклидами относительно линейного тренда при отсутствии пятен загрязнения $\sigma_{ocm} \cong s_{noч}$.

Загрязнение территории ^{137}Cs . Исходя из оценок среднего квадратического отклонение логарифма плотности загрязнения почвы ^{137}Cs $s_{noч.Cs}$ на безградиентных площадках при площади пробоотбора $> 0,005 \text{ м}^2$ и относительной погрешности измерения ^{137}Cs в почвенных образцах $\leq 10\%$ на уровне $\pm \sigma$ [1], для $\sigma_{ocm.Cs}$ имеем следующие оценки:

единичные пробы: $\sigma_{ocm.Cs} = 0,31 \pm 0,10$ – при измерении цилиндрических образцов 100 см^3 ; $0,27 \pm 0,09$ – при измерении сосудов Маринелли 1000 см^3 ;

объединенные пробы (пять единичных проб методом конверта с общей площадью пробоотбора $> 0,005 \text{ м}^2$): $\sigma_{ocm.Cs} = 0,26 \pm 0,08$ – при измерении цилиндрических образцов 100 см^3 ; $0,21 \pm 0,07$ – при измерении сосудов Маринелли 1000 см^3 .

Оценка дисперсии $s_{noч.Cs}^2$ имеет две составляющие: дисперсию, обусловленную погрешностью определения загрязнения в конкретной точке площадки (включая объемную неоднородность загрязнения пробы «горячими» частицами); дисперсию, обусловленную микронеоднородностью загрязнения площадки (вариабельность между точками). В случае объединенных проб почвы при оценке $\sigma_{ocm.Cs}$ была использована консервативная оценка объемной неоднородности единичной пробы [1].

Приведенные оценки $\sigma_{ocm.Cs}$ получены в основном по материалам исследований выполненных в 30-километровой зоне и на прилегающей к ней территории. Однако их можно использовать для планирования пробоотбора и за пределами 30-километровой зоны ЧАЭС на конденсационных следах радиоактивных выпадений в качестве консервативных оценок. При этом рассчитанное минимально необходимое число проб возможно будет несколько завышенным, но находится в пределах приведенных на номограмме (см. рис. 2) погрешностей. Это следует из отсутствия статистически значимых различий между $s_{noч.Cs}$ для топливных и конденсационных следов радиоактивных выпадений при одинаковых условиях пробоотбора и измерения ^{137}Cs [1].

Загрязнение территории ^{90}Sr и $^{239, 240}\text{Pu}$. Сравнение $s_{noч.Cs}$ и $s_{noч.Sr}$, полученных в одних и тех же условиях [1], не выявило между ними статистически значимых различий. Однако вариабельность результатов измерений ^{137}Cs и ^{90}Sr в единичной пробе $s_{h,np}^{Cs}$ и $s_{h,np}^{Sr}$, вследствие неоднородности загрязнения образцов (составляющие $s_{noч.Cs}$ и $s_{noч.Sr}$), различаются: при доле топливной компоненты более $10\% - \frac{s_{h,np}^{Sr}}{s_{h,np}^{Cs}} \cong 2$; при доле топливной компоненты менее $10\% - s_{h,np}^{Sr} \cong s_{h,np}^{Cs}$. Эти результаты получены при измерении одних и тех же образцов 100 см^3 , взятых из единичных проб. Меньшее значение величины $s_{h,np}^{Cs}$ на

топливных следах связано со значительной частью активности ^{137}Cs в составе конденсационной компоненты. С течением времени происходит постепенное растворение топливных частиц, ^{137}Cs в основном фиксируется почвой, а ^{90}Sr , особенно в песчаных почвах, мигрирует в более глубокие слои. Поэтому объемная неоднородность загрязнения пробы почвы верхнего слоя по ^{137}Cs в целом будет менее выражена, чем ^{90}Sr , до полного растворения топливных частиц. Поскольку выщелачивание других радионуклидов топливной матрицы происходит параллельно ^{90}Sr , то аналогичная картина по объемной неоднородности единичной пробы почвы (величина $s_{n,np.}$) будет наблюдаться при прямом измерении активности этих радионуклидов (в частности, $^{239+240}\text{Pu}$), с некоторой поправкой на их миграционную способность. Оценки величин $s_{n,np.}^{Cs}$, $s_{n,np.}^{Sr}$ и $s_{noч.Cs}$, полученные в [1], позволяют сделать относительно консервативных оценок $\sigma_{ocm.Sr}$, для оговоренных выше условий пробоотбора проб почвы при измерении активности в образцах 100 см³ с погрешностью $\leq 10\%$, следующие выводы:

единичные пробы: $\sigma_{ocm.Sr} = 0,31 \pm 0,10$ – если доля ^{90}Sr в топливных частицах не превышает 10%; $\sigma_{ocm.Sr} = 0,35 \pm 0,11$ – при доле ^{90}Sr в топливных частицах больше 10%;

объединенные пробы (пять единичных проб методом конверта с общей площадью пробоотбора $> 0,005 \text{ м}^2$): $= 0,26 \pm 0,08$ – если доля ^{90}Sr в топливных частицах не превышает 10%; $\sigma_{ocm.Sr} = 0,29 \pm 0,09$ – при доле ^{90}Sr в топливных частицах больше 10%;

в первом приближении на топливных следах чернобыльских выпадений при планировании пробоотбора допустимо полагать $\sigma_{ocm.Pu} = \sigma_{ocm.Sr}$.

5. Обсуждение результатов

Сложная картина радиоактивного загрязнения территории Украины вследствие аварии на ЧАЭС потребовала детального радиоэкологического обследования отдельных участков территории - полей, пастбищ, уроцищ, лесных угодий и т.д. Целью такого обследования, как правило, является уточнение плотности загрязнения таких участков тем или иным радионуклидом, которую можно представить в виде некоторой функции координат местности $f(x,y)$. Ее истинное значение исследователю не известно. По результатам пробоотбора для нее может быть получена оценка с точностью до некоторой случайной составляющей, обусловленной погрешностью определения загрязнения в конкретной точке (с учетом присутствия в пробах почвы «горячих» частиц), общим объемом отобранных проб и их расположением на участке. Конечно, точность оценки функции $f(x,y)$ зависит и от используемых исследователем методов картирования. Но погрешность, связанная с этим фактором, не является статистической, а носит детерминированный характер.

Естественно, чем больше отобрано проб на обследуемом участке, тем точнее и достовернее можно оценить функцию $f(x,y)$. Однако очень детальное обследование сопряжено с большим объемом отбираемых и измеряемых проб. Это требует огромных затрат на отбор проб и проведение измерений. Как показал опыт ликвидации последствий аварии на ЧАЭС в сельском хозяйстве, для решения конкретных практических задач радиоэкологической реабилитации загрязненных участков часто не нужна избыточная точность оценки функции $f(x,y)$, но погрешность этой оценки должна быть конкретной, ограниченной определенной величиной δ .

Поэтому актуальной является задача априорного определения минимально необходимого числа отбираемых проб, обеспечивающих требуемую погрешность δ оценки на обследуемом участке. С другой стороны, при известной стоимости отбора и измерения

почвенной пробы, априори важно знать, с какой минимальной погрешностью можно оценить плотность загрязнения территории при выделенных объемах финансирования.

Настоящая работа является развитием и обобщением методов оптимизации пробоотбора на безградиентных участках, изложенных в [1]. Предлагаемая методика оптимального планирования числа отбираемых проб при радиоэкологических обследованиях участков предназначена для более общего случая. Она не требует безградиентности загрязнения радионуклидами обследуемых участков. Эта методика позволяет оптимально планировать проведение обследований таких участков, где радиоактивные выпадения имеют тренд, на фоне которого могут быть отдельные пятна с повышенной или пониженной плотностью выпадений. Радиоэкологическое обследование таких участков предлагается проводить в два этапа. На первом этапе априори определяется минимально необходимое число проб почвы, гарантирующее заданную погрешность δ монотонного тренда плотности загрязнения участка тем или иным радионуклидом, если таковой имеется, после чего проводится отбор и измерение проб почвы. Если же после обследования выяснится, что тренд отсутствует, то участок можно считать безградиентным, при этом средняя плотность загрязнения, оцененная на основе проведенных измерений, будет иметь погрешность значительно меньшую, чем δ . Целесообразность проведения второго этапа (выявление и оконтуривание пятен на фоне тренда или средней плотности загрязнения) зависит от размеров обследуемой площадки, производственно-технологической, экономической и радиологической необходимости и определяется целями и задачами предстоящего обследования. Окончательное решение о проведение второго этапа обследования (дополнительного отбора проб почвы) принимается после статистической обработки результатов измерений, полученных на первом этапе и выявления тренда плотности загрязнения, если таковой имеется. Например, в поисковой геохимии аномалией считается наличие не менее двух резко выделяющихся значений [9]. После принятия такого решения для каждого предполагаемого пятна априори определяется минимально необходимое число проб для его достоверного выявления на фоне тренда с коэффициентом аномальности не мнение заданного.

Для решения практических задач оптимального планирования пробоотбора в работе приведены оценки параметров статистической вариабельности плотности загрязнения территории ^{137}Cs , ^{90}Sr и $^{239, 240}\text{Pu}$ относительно тренда (или медианы).

Изложенные в работе подходы и методы позволяют четко планировать оптимальное число отбираемых проб и проводить радиоэкологические обследования отдельных участков территории, загрязненных ^{137}Cs , ^{90}Sr и $^{239, 240}\text{Pu}$ с минимальными затратами. Эти методы применимы не только при обследовании территорий, подвергшихся радиоактивному загрязнению в результате аварии на ЧАЭС, но и при потенциально возможных авариях, которые могут привести к радиоактивному загрязнению почвы. Следует подчеркнуть, что они ни в коей мере не заменяют традиционные геостатистические методы картирования результатов уже проведенных измерений. Они предназначены лишь для оптимального планирования предстоящего пробоотбора, гарантирующего заданную достоверность выявления тренда и пятен радиоактивного загрязнения территории.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

- Хомутинин Ю.В., Каипаров В.А., Жебровская Е.И. Оптимизация отбора и измерений проб при радиоэкологическом мониторинге: Монография. - Київ: ВІПОЛ, 2001. - 160 с.
- Лундин С.М., Каипаров В.А., Хомутинин Ю.В., Кадыгоб А.М. Задача оптимального пробоотбора на загрязненных радиоактивными веществами сельхозугодьях и пути ее решения // Проблемы сельскохозяйственной радиологии. - 1993. - Вып. 3. - С. 17 - 30.
- Аронов В.И. Методы построения карт геолого-геофизических признаков и геометризации залежей нефти и газа на ЭВМ. - М.: Недра, 1990. - 304 с.
- Kashparov V.A., Lundin S.M., Khomutinin Yu.V. et al. Soil contamination with ^{90}Sr in the near zone of the Chernobyl accident // Journal of Environment Radioactivity. - 2001. - Vol. 56, No. 3. - P. 285 - 298.

5. Четыркин Е.М. Калихан И.Л. Вероятность и статистика. - М.: Финансы и статистика, 1982. - 319 с.
6. Компьютерная биометрика / Под ред. В.Н. Носова. - М.: Изд-во МГУ, 1990. - 232 с.
7. Григорян С.В., Соловов А.П., Кузин М.Ф. Инструкция по геохимическим методам поисков рудных месторождений. - М.: Недра, 1983. - 191 с.
8. Коган Р.И. Интервальные оценки в геологических исследованиях: Справ. пос. - М.: Недра, 1986. - 160 с.
9. Базанов Г.А., Вахромеев Г.С. Графический метод расчета размеров поисковой сети // Математическая обработка данных в поисковой геохимии. - Новосибирск: Наука, 1976. - С. 5 - 13.

ОПТИМІЗАЦІЯ ПРОБОВІДБОРУ ПРИ ОЦІНЦІ ЩІЛЬНОСТІ ЗАБРУДНЕННЯ РАДОНУКЛІДАМИ ЛОКАЛЬНОЇ ТЕРІТОРІЇ

Ю. В. Хомутінін

Розглянуто питання оптимального планування кількості проб ґрунту, що відбираються, при оцінці локальних трендів забруднення, а також завдання достовірного визначення плям забруднення на фоні тренду. Запропоновано методи розрахунку мінімально необхідних обсягів проб для оцінки монотонного тренду щільності забруднення ґрунту із заданою відносною похибкою та визначення плям забруднення на його фоні.

OPTIMIZATION OF SAMPLING FOR ASSESSMENT OF CONTAMINATION DENSITY BY LOCAL TERRITORY RADIONUCLIDES

Yu. V. Khomutinin

The problems of optimal planning amount of the soil sampling for assessment of the local trends of contamination, as well as the problems of reliable detection of the spots at the trend background are considered. The methods are proposed for calculation of a minimal needed number of the soil samples for the estimation of monotonous trend of the terrestrial density of contamination at the fixed value of relative uncertainty and for detection of the spots at the trend background.

Поступила в редакцию 30.01.02,
после доработки – 04.03.03.