

**Ю. В. Хомутийн,
В. А. Кашпаров, Е. И. Жебровская**

**ОПТИМИЗАЦИЯ ОТБОРА
И ИЗМЕРЕНИЙ ПРОБ ПРИ
РАДИОЭКОЛОГИЧЕСКОМ
МОНИТОРИНГЕ**

Киев 2001

Хомутинин Ю.В., Кашпаров В.А., Жебровская Е.И.

**Оптимизация отбора и измерений проб при
радиоэкологическом мониторинге**

Киев 2001

**Украинский научно-исследовательский институт
сельскохозяйственной радиологии**

Хомутинин Ю.В., Кашпаров В.А., Жебровская Е.И.

Оптимизация отбора и измерений проб при радиоэкологическом мониторинге

Монография

Киев 2001

Хомутинин Ю.В., Кашпаров В.А., Жебровская Е.И. Оптимизация отбора и измерений проб при радиоэкологическом мониторинге: Монография. –К.: Украинский научно-исследовательский институт сельскохозяйственной радиологии, 2001, -168 с.

Обобщены результаты исследований, проведенных УкрНИИСХР во время ликвидации последствий аварии на ЧАЭС, касающихся основополагающей и актуальной проблемы радиоэкологического мониторинга - репрезентативного отбору проб почвы, растений и молока, а также измерения проб, имеющих существенную объемную неоднородность, (горячие частицы). Рассмотрены вопросы оптимального планирования отбора репрезентативных выборок проб почвы, растений и молока. Предложены методы расчета минимально необходимых объемов выборок для оценки средних значений контролируемых величин с заданной относительной погрешностью.

Книга рассчитана на научных сотрудников, радиоэкологов, аспирантов и студентов, интересующихся проблемами радиоэкологического мониторинга окружающей среды.

Рецензенты: доктор биологических наук, профессор,
академик Академии аграрных наук Украины Б.С. Пристер,
доктор биологических наук, профессор И.П. Лось
Одобрено Ученым советом УкрНИИСХР (Протокол № 3 от 08.11.2001).

Издание осуществлено в рамках договоров с МНС Украины и МАГАТЭ.

Узагальнено результати досліджень, проведених УкрНДІСГР за час ліквідації наслідків аварії на ЧАЕС, що стосуються основної і актуальної проблеми радіоекологічного моніторингу - репрезентативного відбору проб ґрунту, рослин і молока, а також вимірювання зразків, що мають істотну об'ємну неоднорідність (гарячі частки). Розглянуто питання оптимального планування відбору репрезентативних вибірок проб ґрунту, рослин і молока. Запропоновано методи розрахунку мінімально необхідних обсягів вибірок для оцінки середніх значень контрольованих величин із заданою відносною похибкою.

Книга розрахована на наукових співробітників, радіоекологів, аспірантів і студентів, що цікавляться проблемами радіоекологічного моніторингу навколишнього середовища.

The results of researches conducted by UIAR during elimination of consequences of catastrophe on ChNPP, concerning basic and urgent problem of radioecological monitoring - representative sampling of soil, plants and milk, and also measurement of samples having an essential volumetric heterogeneity (hot particles) are generalized. The questions of optimum planning of selection representative samples for the samples of the soil, plants and milk are considered. The methods of account of minimum necessary number of samples excerpt for an estimation of average of the controlled quantity with the given relative error are offered.

The book is designed for the scientific employees, radioecologists, post-graduate students and students interested in problems of the environment radioecological monitoring .

ISBN ____-____-____-____-

© УкрНИИСХР, 2001.

Содержание

FOREWORD.....	7
ВВЕДЕНИЕ	9
1. ОБЩИЕ СВЕДЕНИЯ О ПОГРЕШНОСТЯХ ИЗМЕРЕНИЙ	14
1.1 Основные понятия теории погрешностей	14
1.2 Законы распределения случайных величин	17
1.3 Параметры распределения случайных величин и их оценки	18
1.4 Определение доверительных интервалов для истинных значений математического ожидания и дисперсии нормально распределенной случайной величины	20
2. СТАТИСТИЧЕСКИЕ ХАРАКТЕРИСТИКИ ЗАГРЯЗНЕНИЯ РАДИОНУКЛИДАМИ ПОЧВЫ, РАСТИТЕЛЬНОСТИ И СЕЛЬСКОХОЗЯЙСТВЕННОЙ ПРОДУКЦИИ	22
2.1 Проведение наблюдений и отбор проб.	22
РИС. 2.1. СХЕМА ОТБОРА ПРОБ ПОЧВЫ И РАСТЕНИЙ.....	23
2.2 Статистические характеристики загрязнения почвы	27
2.2.1 Оценка разброса плотности загрязнения почвы на безградиентных по загрязнению площадках.....	32
2.3 Статистические характеристики загрязнения растительности	44
2.3.1 Вариабельность содержания ^{137}Cs в пробах растений и влияние на неё различных факторов 46	
2.4 Выводы по главе 2.	49
3. СТАТИСТИЧЕСКИЕ ХАРАКТЕРИСТИКИ КОЭФФИЦИЕНТОВ ПЕРЕХОДА ^{137}Cs В ЦЕПИ «ПОЧВА-РАСТЕНИЯ»	50
3.1 Вариабельность коэффициента перехода ^{137}Cs в растения и влияние на неё различных факторов	52
3.2 Выводы по главе 3.	57
4. СТАТИСТИЧЕСКИЕ И ВРЕМЕННЫЕ ХАРАКТЕРИСТИКИ ЗАГРЯЗНЕНИЯ МОЛОКА ^{137}Cs В НАСЕЛЁННЫХ ПУНКТАХ	58
4.1 Анализ динамики и статистических характеристик загрязнения молока ^{137}Cs в населенных пунктах.	63
4.2 Стохастическая модель загрязнения молока ^{137}Cs в населённых пунктах.....	66
4.3 Выводы по главе 4.	68
5. ИЗМЕРЕНИЯ РАДИОАКТИВНОСТИ В НЕОДНОРОДНЫХ ПО ЗАГРЯЗНЕНИЮ ПРОБАХ..	70
5.1 Распределение вероятностей измеряемой активности единичной пробы, содержащей горячие частицы	70
5.2 Параметры распределения удельной активности проб почвы, содержащих горячие частицы	77
5.3 Минимально необходимое число измеряемых образцов для оценки содержания ^{137}Cs в индивидуальной пробе почвы, содержащей горячие частицы	83
5.4 Выводы по главе 5.	86
6. ОПТИМИЗАЦИЯ ОТБОРА ПРОБ ПОЧВЫ, РАСТЕНИЙ И МОЛОКА ПРИ РАДИОЭКОЛОГИЧЕСКОМ МОНИТОРИНГЕ	88
6.1 Минимально необходимое число проб для оценки среднего значения плотности загрязнения почвы безградиентных площадок	91
6.1.1 Планирование объема единичных проб.....	91
6.1.2 Планирование объема составных проб	94
6.2 Минимально необходимое число проб для оценки среднего значения содержания ^{137}Cs в растениях на безградиентных по загрязнению площадках	97
6.3 Минимально необходимое число проб для оценки коэффициентов перехода ^{137}Cs в цепи «ПОЧВА-РАСТЕНИЯ»	99

6.3.1	Минимально необходимое число сопряженных проб для оценки среднего значения коэффициентов перехода с заданной погрешностью	99
6.3.2	Минимально необходимое число сопряженных проб для оценки различия между коэффициентами перехода с заданной доверительной вероятностью	102
6.4	МИНИМАЛЬНО НЕОБХОДИМОЕ ЧИСЛО ПРОБ ДЛЯ ОЦЕНКИ СРЕДНЕГО ЗНАЧЕНИЯ СОДЕРЖАНИЯ ¹³⁷ Cs В МОЛОКЕ ЛПХ	105
6.5	ПЛАНИРОВАНИЕ ОТБОРА ПРОБ МОЛОКА С ЦЕЛЮ ОЦЕНКИ ДОЗОВЫХ НАГРУЗОК НА ЖИТЕЛЕЙ НАСЕЛЕННОГО ПУНКТА	106
6.6	ВЫВОДЫ ПО ГЛАВЕ 6.	112
7.	ГЕОСТАТИСТИЧЕСКИЕ ХАРАКТЕРИСТИКИ БЕЗГРАДИЕНТНЫХ ПО ЗАГРЯЗНЕНИЮ ПЛОЩАДОК	114
7.1	МИНИМАЛЬНО НЕОБХОДИМОЕ РАССТОЯНИЕ МЕЖДУ ТОЧКАМИ ОТБОРА ПРОБ НА БЕЗГРАДИЕНТНЫХ ПО ЗАГРЯЗНЕНИЮ ПЛОЩАДКАХ	115
7.1.1	Радиус влияния почвенных проб	116
7.1.2	Радиус влияния растительных проб	119
7.1.3	Минимально необходимое расстояние между центрами отбора сопряженных проб для оценки среднего значения коэффициентов перехода в цепи «почва-растения»	121
7.2	ЛОКАЛЬНЫЕ И ГЛОБАЛЬНЫЕ ГЕОСТАТИСТИЧЕСКИЕ ХАРАКТЕРИСТИКИ ЗАГРЯЗНЕНИЯ ЗОНЫ ОТЧУЖДЕНИЯ	122
7.3	ВЫВОДЫ ПО ГЛАВЕ 7.	126
8.	ЗАКЛЮЧЕНИЕ	127
9.	СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ	130

Перечень основных сокращений и условных обозначений

$N(m;\sigma)$	Нормально распределенная случайная величина со средним значением m и дисперсией σ^2 ;
$\bar{x}$	Выборочное среднее для $N(m;\sigma)$;
s^2	Выборочная дисперсия для $N(m;\sigma)$;
$\sigma_{\text{ср}}^2$	Дисперсия выборочного среднего для $N(m;\sigma)$;
n	Объем выборки;
p	Доверительная вероятность;
$U(p)$	Квантиль нормального распределения уровня p ;
$t(p,n-1)$	Квантиль распределение вероятностей Стьюдента уровня p с $n-1$ степенями свободы;
σ_{ln}	Среднее квадратическое отклонение случайной величины, имеющей логнормальное распределение;
$C_{\text{п}}$	Плотность загрязнения почвы на безградиентной площадке тем или иным радионуклидом;
$\bar{C}_{\text{п}}$	Среднее значение плотности загрязнения почвы на безградиентной площадке тем или иным радионуклидом;
$C_{\text{ме}}^{\text{п}}$	Медиана плотности загрязнения почвы тем или иным радионуклидом;
$W_{C_{\text{п}}}$	Коэффициент вариации плотности загрязнения почвы на безградиентной площадке тем или иным радионуклидом;
$\mu_{\text{п}}$	Средний логарифм плотности загрязнения безградиентной площадки ^{137}Cs ;
$s_{\text{п}}$	Среднее квадратическое отклонение логарифма плотности загрязнения площадки ^{137}Cs ;
$s_{1,\text{п}}$	Среднее квадратическое отклонение логарифма плотности загрязнения безградиентной площадки ^{137}Cs при отборе проб пробоотборником $\varnothing 3.7\text{см}$ (1 укол);
$s_{5,\text{п}}$	Среднее квадратическое отклонение логарифма плотности загрязнения безградиентной площадки ^{137}Cs при отборе проб пробоотборником $\varnothing 3.7\text{см}$ (5 уколов);
$\Delta^-(\Delta^+)$	Нижняя (верхняя) абсолютная погрешность;
$\delta^-(\delta^+)$	Нижняя (верхняя) относительная погрешность;
$C_{\text{р}}$	Удельное содержание ^{137}Cs в растениях, отобранных на безградиентной площадке;
$\mu_{\text{р}}$	Средний логарифм удельного содержания ^{137}Cs в растениях, отобранных на безградиентной площадке;
$s_{\text{р}}$	Среднее квадратическое отклонение логарифма удельного содержания ^{137}Cs в растениях, отобранных на безградиентной площадке;
$\delta_{\text{изм}}$	Относительная погрешность измерения содержания радионуклида в пробе на уровне $\pm\sigma$;

$s_{\text{изм}}^2$	Дисперсия логарифма удельной активности единичной пробы, обусловленная погрешностью измерения ;
$K_{\text{п,р}}$ –	Коэффициент перехода в цепи «почва–растение»;
$K_{\text{п ме}}$ –	медиана коэффициента перехода в цепи «почва–растение»;
k –	Среднее значение логарифма коэффициента перехода ^{137}Cs в растения;
s_k –	Среднее квадратическое отклонение логарифма коэффициента перехода ^{137}Cs в растения;
$r_{\text{п,р}}$ –	Коэффициент корреляции между логарифмом плотности загрязнения почвы ^{137}Cs и логарифмом его содержания в растениях;
$C_{\text{м}}(t)$ –	Удельное содержание ^{137}Cs в молоке личных подсобных хозяйств в населенном пункте в момент времени t ;
$\bar{C}_{\text{м}}(t)$ –	Среднее значение удельного содержания ^{137}Cs в молоке ЛПХ в момент t в течении года;
$\bar{C}_{\text{м}}^{\text{Cs}}$ –	Среднегодовое значение удельного содержания ^{137}Cs в молоке ЛПХ населенного пункта;
$\mu_{\text{м}}(t)$ –	Среднее значение логарифма удельного содержания ^{137}Cs в молоке ЛПХ в момент времени t ;
$s_{\text{м}}(t)$ –	Среднее квадратическое отклонение логарифма удельного содержания ^{137}Cs в молоке ЛПХ в момент времени t ;
$s_{\text{н.пр.}}^2$ –	Дисперсия логарифма удельной активности единичной пробы, обусловленная только её объемной неоднородностью;
$s_{\text{об.пр.}}^2$ –	Дисперсия (общая) логарифма удельной активности пробы, обусловленная всеми случайными факторами;
$s_{\text{н.пр.}}^{\text{Cs}}$	Среднее квадратическое отклонение логарифма удельной активности ^{137}Cs в единичной пробе, обусловленная только её объемной неоднородностью;
$s_{\text{н.пр.}}^{\text{Sr}}$	Среднее квадратическое отклонение логарифма удельной активности ^{90}Sr в единичной пробе, обусловленное только её объемной неоднородностью;
$s_{\text{н.пр.}}^{\text{Cs/Sr}}$	Среднее квадратическое отклонение логарифма отношения Cs/Sr в единичной пробе, обусловленная только её объемной неоднородностью;
$s_{\text{н.пл.}}^2$ –	Дисперсия логарифма плотности загрязнения почвы, обусловленная только микронеоднородностью загрязнения площадки;

FOREWORD

The problem of optimization of radioecological monitoring, representativeness of selected samples and their measurement has arisen with the particular acuteness after catastrophe at the Ch NPP, when the huge territories were contaminated. Taking into account considerable laboriousness of operations on sampling and cost's price of measurement, there appears a problem of sampling optimization (quantity of samples, mass of a sample, square, depth and step of sampling) and conducted measurement optimization (accuracy and amount of parallels) with the purpose of necessary parameters estimation of the enviromental objects contamination with a given error at the minimum costs.

The availability of random factors, such as the presence of "hot" particles (the particles of activity anomalous high) in activity samples can cause large errors in definite parameters and extrapolating of observed data on the investigated object. The problem of representative sampling is particularly actual at realization of complex radioecological monitoring, on the basis of which the important administrative solutions are accepted and the radiation doses of the inhabitants of the settlements on the territory radiocontaminated as a result of the catastrophe at the Ch NPP are calculated.

The purpose of the present investigations is the development of procedures of representative sampling of the soil, plants and milk in actual conditions of contaminated territories as a result of catastrophe at the Ch NPP. The selected samples should ensure an estimation of average levels of contamination with a given relative error. In this connection the following major tasks in the investigation are considered and their work solved :

1. Statistical performances estimation of radiocontamination of soil, vegetation and transfer factors of radionuclides in the link of "soil - plant" at sites with non-gradient contamination. Determination of a kind of probability distributions of soil and vegetation contamination, and transfer factors at such sites and estimation of their parameters.
2. Estimation of the influence radius of a sample of soil and plants and estimation of centre to centre distance of sampling, which ensure statistical independence of the radionuclides contents in samples at sites with non-gradient contamination.
3. Estimation of statistical performances of a milk radiocontamination in the private farms of a settlements and its annual dynamics. Determination of a kind of probability distribution of milk contamination in the private farms of the settlements in a concrete instant, estimation of its parameters and construction of the stochastic model describing milk contamination in settlements whithin a year.
4. Estimation of statistical performances of a radionuclides contents in an individual sample having a volumetric heterogeneity (hot particles).
5. Determination of an optimum amount, square (mass) of samples selection of soil, plants and milk for radioecological monitoring necessary for estimation of

average radiocontamination of the considered objects (including their derivatives, for example, radionuclides transfer factors from soil to plants), guaranteeing a given relative error.

6. Optimization of the milk sampling schedule in the private farms in the settlements with the purpose of estimation of annual individual dose of an internal exposure within a year with a given relative error.
7. Determination of a minimum necessary number of measurement for determination of median contents of radionuclides in an individual sample of soil containing hot particles, when measuring different amounts with a given relative error.
8. Construction of monograms providing practical use of the offered procedures for planning of soil, plants and milk sampling.

The regularity obtained in the investigations are widely used in practical activity of UIAR and are the base of the mapping of the 30-km zone of Ch NPP on the contaminating density by ^{90}Sr and transuranium elements.

The authors hope, that the book will be useful to the readers interested in environmental protection problems.

Введение

Вследствие Чернобыльской аварии в 1986г. произошло радиоактивное загрязнение территории ряда стран. В наибольшей степени были загрязнены радиоактивными выпадениями Республика Беларусь, Российская Федерация и Украина. Образовавшиеся следы радиоактивного загрязнения представлены двумя типами выпадений: конденсационной компонентой летучих высокоподвижных продуктов деления (представлено практически повсеместно) и топливной компонентой (сосредоточенной в основном в 30–километровой зоне Чернобыльской АЭС) /1, 2, 3, 4, 5/. Поведение этих радиоактивных выпадений в окружающей среде постоянно изучается и анализируется, осуществляется радиоэкологический мониторинг загрязненных территорий с отбором проб почвы, растений и сельскохозяйственной продукции.

Теоретические основы радиоэкологического мониторинга подробно описаны в литературе, например, в работах Ю.А. Израэля /6/. Однако изложенные в литературе подходы, хотя и являются общими, но вместе с тем, ориентированы на загрязнение окружающей среды вследствие работы предприятий ядерено-топливного цикла и в результате глобальных выпадений, вызванных испытаниями ядерного оружия. Уровни загрязнения сельскохозяйственной продукции при таких радиоактивных выпадениях, как правило, не высокие и не превосходят допустимых уровней. Чернобыльская авария потребовала решения более глубоких и тонких вопросов. Радиоактивными выпадениями были загрязнены обширные территории с развитым сельскохозяйственным производством. Перед обществом встала задача производства сельскохозяйственной продукции на загрязненной радионуклидами территории. Это требует детализации радиоэкологического мониторинга, объектами которого являются конкретные поля, сельскохозяйственные угодья, группы животных, сельскохозяйственная продукция. Такая постановка задачи приводит к резкому увеличению числа измеряемых проб и, как следствие, к удорожанию радиоэкологического мониторинга в целом. В связи с этим актуальным стал вопрос оптимизации отбора проб почвы, растений и сельскохозяйственной продукции и объема спектрометрических (радиометрических) измерений. Работы в этом направлении в УкрНИИСХР ведутся с начала 90-х годов /7, 8,9/, причем экспериментальные исследования проводятся как в 30-км зоне ЧАЭС, так и за её пределами.

Основой любого мониторинга, в том числе и радиоэкологического, является первичная экспериментальная информация. Источником этой информации являются или непосредственные наблюдения и измерения, проводимые на исследуемом объекте (*in situ*), или отбираемые пробы исследуемого объекта. Однако на практике очень редко априори известно значение дисперсии определяемой величины. Поэтому, обычно, на основании уже полученных экспериментальных данных оценивается их среднее значение и его

погрешность с заданной доверительной вероятностью. При этом погрешность может достигать очень больших значений, что требует дополнительных измерений. Зачастую исследователи при характеристике качества выполненных исследований приводят только погрешность измерения единичной навески взятой от пробы, распространяя ее на величину, характеризующую весь объект исследования (плотность загрязнения территории, удельное содержание и т.д.), что ведет к занижению истинной погрешности определения изучаемой величины, а также к неверным выводам относительно исследуемого явления.

За время ликвидации последствий аварии на ЧАЭС был разработан и предложен целый ряд методик и рекомендаций для обследования и оценки радиоактивного загрязнения окружающей среды /10,11,12,13,14,15,16,17/. Но несмотря на накопленные в этой области знания, вопросы оптимизации и репрезентативности отбора проб почвы остаются актуальными и в настоящее время, в частности, при уточнении плотности загрязнения радионуклидами конкретных участков или угодий.

При обобщении мониторинговой информации и последующем принятии тех или иных решений возникает вопрос о репрезентативности полученных результатов. Поэтому важной частью радиоэкологического мониторинга является

- ⇒ обеспечение отбора репрезентативной совокупности проб, характеризующих исследуемый объект;
- ⇒ соблюдение правильного режима обработки проб перед измерением (процесс подготовки проб);
- ⇒ достоверность результатов измерения.

Например, для корректной оценки плотности загрязнения территории, удельной активности почвы или растительности, концентрации радионуклидов в воздухе и т.д., от репрезентативности отобранных для измерений проб (количества проб, массы пробы, площади, глубины и шага отбора проб) зависит точность определения содержания радионуклидов в исследуемом объекте и возможность усреднения того или другого параметра. Наличие случайных факторов, таких, как присутствие в пробах «горячих» частиц (частиц аномально высокой активности), может приводить к большим погрешностям при определении параметров и при экстраполяции результатов измерений на исследуемый объект. Вопрос репрезентативного отбора проб в особенности актуален при проведении комплексного радиоэкологического мониторинга, на основе которого рассчитываются дозы облучения жителей населенных пунктов, расположенных на территории подвергшейся радиоактивному загрязнению в результате аварии на ЧАЭС /18/.

Для проведения репрезентативного отбора проб разнообразных объектов окружающей среды, продукции производственной и сельскохозяйственной деятельности, необходимо иметь представление об источнике радиоактивного загрязнения, физико-химических свойствах радиоактивных выпадений и особенностях миграции радионуклидов в окружающей среде. Наличие топ-

ливных частиц (ТЧ) в начальных радиоактивных выпадениях и их последующее растворение с различной скоростью в почвах даже на небольших участках делает загрязнение почвы радионуклидами крайне неоднородным /19, 20, 21, 22/. На неравномерность загрязнения радионуклидами отбираемых проб почвы оказывают также существенное влияние неоднородность микрорельефа, перераспределение радионуклидов под действием биогенных факторов, деятельности людей, а также диких животных.

Наличие отдельных топливных частиц в отобранной пробе почвы может привести к большим ошибкам при измерении ее активности. Например, результат гамма-спектрометрических измерений может варьировать в границах порядка измеряемой величины в зависимости от положения ТЧ в измерительном сосуде и его геометрии. При использовании небольших навесок для радиохимических анализов существует вероятность попадания отдельных топливных частиц в измеряемую навеску. В этом случае активность навески может также не отвечать активности всей пробы/23/.

Радионуклиды, выпавшие на поверхность почвы, мигрируют в глубину. Интенсивность миграции определяется химическими свойствами элемента, физико-химическими свойствами выпадений, ландшафтными и почвенно-климатическими особенностями (при отсутствии техногенной деятельности) /24/. На пахотных землях радионуклиды равномерно перемешиваются в пахотном слое почвы и с течением времени мигрируют в подпахотный горизонт. Пренебрежение фактором вертикальной миграции может привести к серьезным ошибкам при оценке плотности загрязнения территории тем или иным радионуклидом.

Учитывая значительную трудоемкость работ по отбору проб и высокую стоимость измерений, актуальным становится вопрос оптимизации отбираемого числа проб и проводимых измерений с целью оценки необходимых параметров загрязнения объектов окружающей среды с заданной погрешностью при минимальных затратах. Поэтому определения минимально необходимого числа отбираемых проб для оценки с заданной погрешностью контролируемых параметров является важной задачей обеспечения качества радиоэкологического мониторинга (планирования экспериментов).

Планирование объема выборки основывается на теории статистических выводов /25,26,27/. Наиболее широкое применение оно получило при контроле качества продукции, как в нашей стране, так и за рубежом /28/. Основанные на статистических выводах методы планирования отбора проб или образцов (наблюдений, измерений) получили широкое распространение и признание в различных областях промышленности: военной, авиационной, автомобильной, химической, металлообрабатывающей, радиотехнической, нефтяной, машиностроении, приборостроении и других. Некоторые из этих методов стандартизированы /29/.

Вопросы планирования отбора проб почвы при радиоэкологическом мониторинге наиболее близки к соответствующим проблемам в геологии (опробования различных месторождений, в особенности рассыпных)

/30,31,32,33,34,35,36/. Насколько важное значение уделяется вопросам представительского пробоотбора (опробованию) и статистической обработки полученных результатов в геологии, можно судить по тому, что по этим вопросам там давно выпущены отраслевые стандарты.

В области охраны окружающей среды этим вопросам также уделяется значительное внимание, где общие требования к отбору проб почвы также стандартизированы /37,38,39/.

Целью настоящей работы является разработка методов отбора представительных проб и представительных выборок проб почвы, растений и молока в реальных условиях на загрязненных в результате аварии на ЧАЭС территориях. Отобранные пробы должны обеспечивать оценку средних уровней загрязнения с заданной относительной погрешностью. В связи для обеспечения статистической однородности выборок важными понятиями являются безградиентные по загрязнению участки территории (площадки) и однородные группы животных. Под безградиентными по загрязнению площадками будем понимать такие участки территории (поля, угодья), на которых вариabельность плотности загрязнения обусловленная градиентом следа радиоактивных выпадений и превосходит локальной вариabельности, обусловленной случайными для данной площадки факторами. Под однородной по рациону группой животных будем понимать такую группу животных (стадо), которая в пастбищный или стойловый период содержания имеет в среднем одну и ту же кормовую базу. Более подробно эти вопросы будут рассмотрены в соответствующих разделах монографии.

В настоящей монографии рассмотрены и решены следующие основные задачи:

1. Оценка статистических характеристик радиоактивного загрязнения почвы, растительности и коэффициентов перехода радионуклидов в звене «почва-растения» на безградиентных по загрязнению площадках. Определение вида распределений вероятностей загрязнения почвы, растительности и коэффициентов перехода на таких площадках и оценка их параметров.
2. Оценка радиуса влияния пробы почвы и растений и оценка расстояния между центрами отбора, которые обеспечивают статистическую независимость содержания радионуклидов в пробах на безградиентной по загрязнению площадке;
3. Оценка статистических характеристик радиоактивного загрязнения молока в личных подсобных хозяйствах (ЛПХ) населенного пункта и его годовой динамики. Определение вида распределения вероятностей загрязнения молока в ЛПХ населенного пункта в конкретный момент времени, оценка его параметров и построение стохастической модели, описывающей загрязнение молока в населенном пункте в течение года.
4. Оценка статистических характеристик содержания ^{137}Cs в индивидуальной пробе, имеющей объемную неоднородность («горячие» частицы).

5. Определение оптимального количества отбираемых проб почвы, растений и молока при радиоэкологическом мониторинге, необходимых для оценки средних значений загрязнения радионуклидами рассматриваемых объектов (включая их производные, например, коэффициенты перехода радионуклидов из почвы в растения), которое гарантирует заданную относительную погрешность.
6. Оптимизация регламента отбора проб молока в ЛПХ населенных пунктов с целью оценки среднегодовой индивидуальной дозы внутреннего облучения с заданной относительной погрешностью.
7. Определение минимально необходимого числа измерений для определения медианного удельного содержания радионуклидов в индивидуальной пробе почвы, содержащей «горячие» частицы, при измерении различных навесок с заданной относительной погрешностью.
8. Построение номограмм, упрощающих практическое использование предлагаемых методов для планирования отбора проб почвы, растений и молока.

Выполненные исследования, основанные на системном и комплексном подходе к проблеме отбора репрезентативных проб почвы, растительности и молока при проведении радиоэкологического мониторинга, позволили оценить и систематизировать статистические характеристики радиоактивного загрязнения объектов мониторинга в различных условиях и разработать методы расчета минимально необходимого числа отбираемых проб. В настоящее время полученные в работе закономерности и номограммы используются в УкрНИИСХР при разработке методик отбора проб почвы и продукции сельскохозяйственного производства на загрязненной радионуклидами территории, а также при планировании научно исследовательских работ в 30-км зоне Чернобыльской АЭС. Данные исследования легли в основу картирования территории 30-км зоны ЧАЭС по плотности загрязнения ^{90}Sr и трансурановыми элементами (карты на обложке) /4, 40, 41, 42/. Используемые в работе методические подходы по разработке оптимальных регламентов отбора проб молока имеют самостоятельную практическую значимость для оценки среднегодовой индивидуальной дозы внутреннего облучения, увязывающих количество отбираемых проб и время их отбора.

Авторы выражают свою признательность и благодарность сотрудникам УкрНИИСХР д.б.н. Ивановк Ю.А., к.б.н. Н.М. Лазареву, С.М. Лундину, С.И. Зваричу, к.б.н. В.И. Йощенко, к.б.н. С.Е. Левчуку, В.П. Процаку, А.М. Кадыгробу за помощь и поддержку в работе. Академику УААН, доктору биологических наук, профессору Б.С. Пристору, доктору биологических наук, профессору Лосю И.П. и за проявленное внимание к работе, обсуждения и высказанные замечания, несомненно улучшившие изложение полученных результатов, а также МНС Украины и Государственному департаменту Администрации зоны отчуждения и безусловного (обязательного) отселения за финансовую поддержку проведенных работ, и лично В.И. Холоше и Н.И. Проскуре.

1. Общие сведения о погрешностях измерений

В настоящем разделе кратко приведены общие сведения из теории вероятностей, математической статистики и теории ошибок, необходимые для понимания приведенных в монографии результатов и статистических выводов. Подробные сведения о погрешностях могут быть найдены как в специализированной литературе [43,44,45,46,47], так и в классических монографиях по теории вероятностей, математической статистике [25–27].

1.1 Основные понятия теории погрешностей

Количественное выражение того или иного свойства изучаемого объекта (физической величиной) характеризуется некоторым числовым значением. Еще до измерения известно, что это значение существует.

Истинное значение физической величины — это значение, идеальным образом отражающее свойства данного объекта, как в количественном, так и в качественном отношении. Оно объективно и не зависит ни от нашего сознания, ни от технических средств измерения, применяемых при его экспериментальном определении. В результате экспериментального определения значения физической величины получаются значения отличные от истинного значения.

Абсолютной погрешностью измерения Δ называется отклонение результата измерения от истинного значения измеряемой величины. Она может быть определена разностью между результатом измерения x и истинным значением измеряемой величины θ :

$$\Delta = |x - \theta| \quad (1.1)$$

Относительной погрешностью измерения δ называется величина

$$\delta = \frac{\Delta}{\theta} = \frac{|x - \theta|}{\theta}, \quad (1.2)$$

выраженная в относительных единицах или в процентах.

Действительным значением физической величины называем ее значение, найденное экспериментально θ_r , и настолько близкое к истинному, что для данной цели оно может быть использовано вместо него. Тогда погрешности измерения определяются следующим образом:

$$\Delta = |x - \theta_r|; \quad \delta = \frac{|x - \theta_r|}{\theta_r} \quad (1.3)$$

При экспериментальном определении значения физической величины и повторе эксперимента, как правило, получаются результаты наблюдения, имеющие различные значения. В любой серии измерений результаты отдельных измерений всегда различны, что вызвано многими причинами. Проблема заключается в том, чтобы определить, какая оценка является наилучшей для измеряемой величины, и какую погрешность можно ожидать в последующих измерениях при сохранении условий измерения.

Анализируя погрешности той или иной величины относительно истинного значения, можно выделить два вида составляющих погрешностей измерения: случайные и систематические.

Появление *случайных погрешностей* носит случайный характер, а сами погрешности и их распределение могут быть описаны методами математической статистики и теории вероятностей. Среди результатов измерения встречаются такие, которые значительно отличающиеся от среднего значения измеряемой в данном эксперименте величины (резко выделяющиеся результаты). Они вызваны или резкими изменениями условий измерения, или промахами наблюдателя (оператора). Проблема состоит в том, чтобы установить, следует ли отнести вызывающие сомнения результаты к грубым ошибкам и исключить их из результатов наблюдений или они являются закономерными с определенной вероятностью.

Систематические погрешности постоянны для всей серии наблюдений или являются некоторыми функциями времени. Систематическая погрешность может быть устранена путем введения поправок. Результаты измерения после введения поправок называют *исправленными*. Вопрос о введении поправок осложняется в тех случаях, когда сама поправка определяется с некоторой погрешностью. В этом случае введение поправки, может оказаться нецелесообразным, так как она не приводит к повышению точности измерений. Систематические погрешности разделяются на постоянные и переменные. *Постоянными систематическими погрешностями* называются такие погрешности измерения, которые остаются неизменными в течение всей серии измерений. Например, погрешности связанные с калибровкой аппаратуры или обусловленные погрешностями определения характеристик эталонов. *Переменными систематическими погрешностями* называют погрешности измерения, изменяющиеся в процессе измерений (например, температурный дрейф измерительной аппаратуры). Их в свою очередь разделяют на прогрессирующие и периодические. Если при измерениях систематическая погрешность монотонно убывает или возрастает, ее называют *прогрессирующей*, если она является периодической функцией времени, то – *периодической*.

Погрешность метода измерений – это составляющая погрешности измерения, происходящая от несовершенства метода измерения. Она может быть результатом ошибки в теоретическом подходе, заложенном в методе, или сделанных упрощений. Погрешности метода возникают также при экстраполяции свойства, измеренного на ограниченной части некоторого объекта на весь объект, если последний не обладает однородностью измеряемого свойства.

При косвенных измерениях погрешность искомой величины определяется расчетом на основании погрешностей измерения, величин связанных с искомой величиной и определяемых прямыми измерениями. При этом необходимы четкие знания об этих величинах, их взаимной зависимости или независимости.

Наконец, перед исследователем может встать проблема использования результатов нескольких исследований, полученных средствами различной точности и при разном числе измерений (наблюдений). В этом случае необходимо решить, можно ли использовать результаты всех экспериментов для общих выводов, улучшающих конечные результаты.

Предметом дальнейшего рассмотрения являются случайные погрешности.

Любые случайные величины описываются функциями распределения вероятностей: интегральной и дифференциальной.

Под *интегральной функцией распределения вероятностей* результатов наблюдений понимается вероятность того, что результат наблюдений x_i в i -м опыте примет значение меньше заданной величины x

$$F(x) = P\{x_i \leq x\} \quad (1.4)$$

где P — символ вероятности события, указанного в фигурных скобках.

Интегральная функция распределения вероятностей является неубывающей функцией аргумента. Значение интегральной функции изменяется от 0 до 1.

Дифференциальная функция распределения вероятностей случайной величины x , это функция, производная от интегральной функции по своему аргументу:

$$f(x) = dF(x)/dx \quad (1.5)$$

Дифференциальную функцию распределения вероятностей $f(x)$ часто называют плотностью распределения вероятностей случайной величины x , а ее графическое представление — кривой распределения вероятностей. Интегральная функция и дифференциальная функция распределения вероятностей связаны соотношением:

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(x)dx \quad (1.6)$$

Плотность распределения вероятностей удовлетворяет следующим условиям:

$$\begin{aligned} 1) \quad & f(x) \geq 0 \\ 2) \quad & \int_{-\infty}^{+\infty} f(x)dx = 1 \end{aligned} \quad (1.7)$$

Размерность плотности распределения вероятностей случайной величины x выражается величиной x^{-1} . Вероятность попадания результата наблюдения x в заданный интервал $(a;b)$ определяют как

$$\int_a^b f(x)dx = F(b) - F(a) \quad (1.8)$$

1.2 Законы распределения случайных величин

Равномерное распределение. Если случайная величина может принимать любые значения на интервале $(a;b)$ с одинаковой вероятностью, то такая величина описывается равномерным законом распределения вероятностей с плотностью распределения вероятностей

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & a \leq x \leq b \\ 0, & x < a; x > b \end{cases} \quad (1.9)$$

Показательное (экспоненциальное) распределение. Случайная величина x имеет показательное (экспоненциальное) распределение вероятностей с параметром $\lambda > 0$, если

$$f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x \geq 0 \\ 0, & x < 0. \end{cases} \quad (1.10)$$

Распределение Пуассона. Распределение вероятностей дискретной случайной величины x , принимающей значения $n = 1, 2, 3, \dots$, с вероятностями

$$P(x = n) = \frac{a^n e^{-a}}{n!} = f(n, a) \quad (1.11)$$

называется законом распределения Пуассона с параметром a . Следует отметить, что число радиоактивных частиц (распадов), измеряемых детектором за определенный промежуток времени во взятой для измерения навеске подчиняется распределению Пуассона.

Нормальный закон распределения (закон распределения Гаусса). Этот закон является одним из наиболее распространенных законов распределения погрешностей. Нормальный закон с параметрами $(m; \sigma)$ имеет следующее выражение для дифференциальной функции распределения

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-m}{\sigma}\right)^2} \quad (1.12)$$

Следует отметить, что, несмотря на широкое применение нормального распределения, оно, тем не менее, является лишь моделью реальных распределений. В частности, оно отлично от нуля на всей бесконечности оси. Поэтому нормальное распределение допускает, хотя и с малыми вероятностями, тот факт, что измеряемая физическая величина может принимать отрицательное значение. Это допущение при измерениях содержания радионуклидов и других веществ в пробах является абсурдом.

Логарифмически нормальное (логнормальное) распределение. Случайная величина x имеет логнормальное распределение вероятностей, если ее логарифм имеет нормальное распределение вероятностей с параметрами $(\mu; \sigma_{\ln})$. Выражение для плотности его распределения имеет вид:

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot x \cdot \sigma_{\ln}} e^{-\frac{1}{2} \left(\frac{\ln(x) - \mu}{\sigma_{\ln}} \right)^2} \quad (1.13)$$

При описании результатов измерений активности радионуклидов и других веществ в пробах логнормальное распределение вероятностей свободно от упомянутого выше недостатка, однако, все же допускает появление проб с неоправданно высокими значениями.

1.3 Параметры распределения случайных величин и их оценки

Описание случайных величин с помощью функции распределения является самым универсальным и наиболее правильным. Однако в некоторых задачах, в частности при нормировании погрешностей, достаточно знания одной или нескольких числовых характеристик случайной величины. Такими характеристиками являются моменты—начальные и центральные.

Начальным моментом порядка r случайной величины x называется величина

$$a_r = \int_{-\infty}^{+\infty} x^r \cdot f(x) dx \quad (1.14)$$

Начальный момент первого порядка называется *математическим ожиданием* случайной величины.

$$a_1 = \int_{-\infty}^{+\infty} x \cdot f(x) dx = m_x = m \quad (1.15)$$

Центральным моментом порядка r называется величина

$$\alpha_r = \int_{-\infty}^{+\infty} (x - m)^r \cdot f(x) dx \quad (1.16)$$

Вторым важнейшим параметром распределения вероятностей, его числовой характеристикой, является *центральный момент второго порядка*, называемый дисперсией:

$$Dx = \alpha_2 = \int_{-\infty}^{+\infty} (x - m)^2 \cdot f(x) dx \quad (1.17)$$

Дисперсия является характеристикой рассеяния случайной величины относительно математического ожидания. Она является основой для оценок погрешностей измерений. Дисперсия имеет размерность квадрата случайной величины. В качестве меры рассеяния случайной величины относительно математического ожидания на практике часто применяют и другие величины:

- *среднее квадратическое отклонение (стандартное отклонение)*, за которое принимают положительное значение корня квадратного из дисперсии $\sigma = \sigma_x = \sqrt{Dx}$;

- коэффициент вариации w , равный отношению среднего квадратического отклонения к математическому ожиданию, выраженный в относительных единицах или в процентах.

Центральный момент третьего порядка используют для оценки асимметрии с помощью коэффициента асимметрии $k_{ac} = m_3 / \sigma^3$. Для симметричных распределений центральный момент любого нечетного порядка равен нулю. Если $k_{ac} > 0$ – распределение имеет положительную асимметрию; если $k_{ac} < 0$ – распределение имеет отрицательную асимметрию.

Центральный момент четвертого порядка используется для оценки плосковершинности и островершинности кривой распределения вероятностей с помощью коэффициента эксцесса. Для нормального закона распределения $m_4 = 3\sigma^4$, поэтому коэффициент эксцесса имеет вид $k_{экс} = m_4 / \sigma^4 - 3$. Для островершинного распределения $k_{экс} > 0$ и для плосковершинного $k_{экс} < 0$.

Приведенные выше характеристики случайной величины предполагают, что известен её закон распределения и его параметры. Однако сами характеристики определяются всегда на основании экспериментальных данных методами математической статистики. На практике случайная величина, как правило, представлена выборкой объема n ($x_1, x_2, \dots, x_n$), на основе которой необходимо оценить как вид распределения, так и его параметры. Оцениваемыми параметрами являются, в первую очередь, математическое ожидание и дисперсия (среднее квадратическое отклонение). Оценку параметра называют *точечной*, если она выражается одним числом. Качество точечных оценок характеризуются следующими понятиями:

- точечная оценка называется *несмещенной*, если ее математическое ожидание совпадает с истинным значением оцениваемого параметра;
- точечная оценка называется *состоятельной*, если при увеличении количества наблюдений (объема выборки) ее отличие от оцениваемого параметра может быть сделано сколь угодно малым;
- точечная оценка называется *эффективной*, если ее дисперсия меньше дисперсии любой другой оценки данного параметра.

Несмещенной, состоятельной и эффективной оценкой математического ожидания является выборочное среднее результатов наблюдений $\bar{x}$:

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \quad (1.18)$$

Состоятельной и эффективной оценкой дисперсии является величина

$$\bar{s}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \quad (1.19)$$

Несмещенной и состоятельной оценкой дисперсии является выборочная дисперсия

$$s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \quad (1.20)$$

Точечной оценкой среднего квадратического отклонения является выборочное среднее квадратическое отклонение

$$s = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (1.21)$$

Если изучаемая случайная величина z является дифференцируемой функцией нескольких других случайных величин с известными характеристиками $z=f(y_1, y_2, \dots, y_n)$, то точечная оценка её дисперсии может быть вычислена на основе разложения этой функции в ряд Тейлора в средней точке до члена второго порядка. В случае статистической независимости величин $y_1, y_2, \dots, y_n$ выражение для точечной оценки дисперсии имеет вид

$$s_z^2 = \sum_{i=1}^n \left(\frac{\partial f}{\partial y_i} \right)_{y_i = \bar{y}_i}^2 \cdot \sigma_{y_i}^2 \quad (1.22)$$

Таким образом, может быть оценена погрешность искомой величины при косвенных измерениях, на основании погрешностей измерения величин, связанных с искомой величиной и определяемых прямыми измерениями.

1.4 Определение доверительных интервалов для истинных значений математического ожидания и дисперсии нормально распределенной случайной величины

Любая точечная оценка, определенная на основании опытных данных, является их функцией и, следовательно, сама является случайной величиной с распределением, зависящим от распределения исходной случайной величины и от числа опытов. Пусть результаты измерений (наблюдений) x_i имеют нормальное распределение вероятностей. Рассмотрим два случая.

Дисперсия распределения σ^2 известна. В этом случае выборочное среднее $\bar{x}$ также имеет нормальное распределение с математическим ожиданием $\bar{x}$ и дисперсией σ^2/n . Отсюда может быть определена вероятность p нахождения неизвестного математического ожидания (его необходимо оценить) в заданном интервале:

$$P \left\{ \bar{x} - \frac{u_p \sigma}{\sqrt{n}} \leq m \leq \bar{x} + \frac{u_p \sigma}{\sqrt{n}} \right\} = p, \quad (1.23)$$

где u_p соответствующая квантиль нормального распределения, определяемая по таблицам. Полученный таким образом для неизвестного значения m интервал называется доверительным, а соответствующее значение p – доверительной вероятностью. Значение погрешности $\Delta_p = \frac{u_p \sigma}{\sqrt{n}}$ называется довери-

тельной границей погрешности результата измерений, а оценка математического ожидания (результат измерения) записывается в следующем виде $m = \bar{x} \pm \Delta_p$.

Дисперсия распределения σ^2 неизвестна. В этом случае случайная величина $t = \frac{m - \bar{x}}{s\sqrt{n}}$ подчиняется распределению Стьюдента с $n-1$ степенями

свободы, а случайная величина $\chi^2 = \frac{s^2}{\sigma^2}(n-1)$ имеет χ^2 -распределение вероятностей с $n-1$ степенями свободы. Отсюда аналогичным образом строятся доверительные интервалы для математического ожидания и дисперсии.

$$\begin{aligned} \bar{x} - \frac{t_{p,n-1} \cdot s}{\sqrt{n}} \leq m \leq \bar{x} + \frac{t_{p,n-1} \cdot s}{\sqrt{n}} \\ \frac{s^2 \cdot (n-1)}{\xi_{n-1,(1+p)/2}} \leq \sigma^2 \leq \frac{s^2 \cdot (n-1)}{\xi_{n-1,(1-p)/2}} \end{aligned} \quad , \quad (1.24)$$

где $t_{p,n-1}$ и $\xi_{n-1,(1+p)/2}$ ($\xi_{n-1,(1-p)/2}$) соответствующие квантили распределения Стьюдента и χ^2 -распределения с $n-1$ степенями свободы, определяемые по таблицам.

2. Статистические характеристики загрязнения радионуклидами почвы, растительности и сельскохозяйственной продукции

Загрязнения некоторой территории (поля, площадки) тем или иным радионуклидом математически может быть описано некоторой непрерывной функцией от координат местности $f(x,y)$. В общем случае эта функция имеет две составляющие:

- тренд (строго систематизированная часть загрязнения), обусловленный генеральной неоднородностью выпадений и характеризующий средний уровень загрязнения и градиент следа радиоактивных выпадений.
- случайная составляющая, характеризующая микрон неоднородность загрязнения территории.

Предметом дальнейшего рассмотрения являются равномерно загрязненные (безградиентные) участки территории. Это такие участки в пределах которых вариабельность загрязнения, обусловленная градиентом следа радиоактивных выпадений и превосходит локальной вариабельности, обусловленной случайными для данной площадки факторами. Такой подход не нарушает общности получаемых результатов, поскольку практика работ на загрязненных радионуклидами территориях показывает, что любая неоднородно загрязненная территория всегда может быть разбита на квазибезградиентные по загрязнению участки, например, с помощью измерений мощности экспозиционной дозы. Вариабельность экспозиционной дозы в пределах квазибезградиентного участка, обусловленная генеральным градиентом следа радиоактивных выпадений, не должна превосходить локальной вариабельности экспозиционной дозы, обусловленной случайными факторами.

Планомерные исследования по изучению особенностей статистических характеристик загрязнения радионуклидами почвы, растений, сельскохозяйственной продукции и определения закономерностей и их статистических связей с особенностями ландшафта и типом радиоактивных выпадений проводились в УкрНИИСХР на протяжении последних 10-ти лет.

2.1 Проведение наблюдений и отбор проб.

Наличием двух типов чернобыльских радиоактивных выпадений был обусловлен выбор экспериментальных площадок на преимущественно топливных или конденсационных следах. Площадки, загрязненные преимущественно топливной компонентой радиоактивных выпадений, были выбраны в 30-ти километровой зоне ЧАЭС. Экспериментальные участки на конденсационных следах (“цезиевых пятнах”) были выбраны, как в 30-ти километровой зоне, так и за ее пределами на смежных территориях. Экспериментальные площадки охватывают широкий спектр уровней загрязнения почвы

^{137}Cs – в диапазоне от 50 кБк/м² до 30 МБк/м². Для обоих типов выпадений площадки выбирались, как на целинных землях (или старопахотных), так и на пахотных угодьях, которые находятся в сельскохозяйственном использовании до настоящего времени. По ландшафтным условиям экспериментальные площадки охватывают три группы ландшафтов: пойменные, равнинные и водораздельные, а также участки, расположенные в лесах.

Форма экспериментальной площадки представляла собой, как правило, квадрат, реже - прямоугольник. При отборе проб на экспериментальной площадке использовался метод вложенных участков. Внутри большой (основной) площадки (с большим шагом отбора проб, 10м) выбиралась средняя площадка (с шагом отбора проб 2м), внутри средней малая (с шагом отбора проб 0,1-0,05м), как показано на схеме (Рис. 2.1). Внутренние площадки выбирались в местах с наиболее развитым растительным покровом.

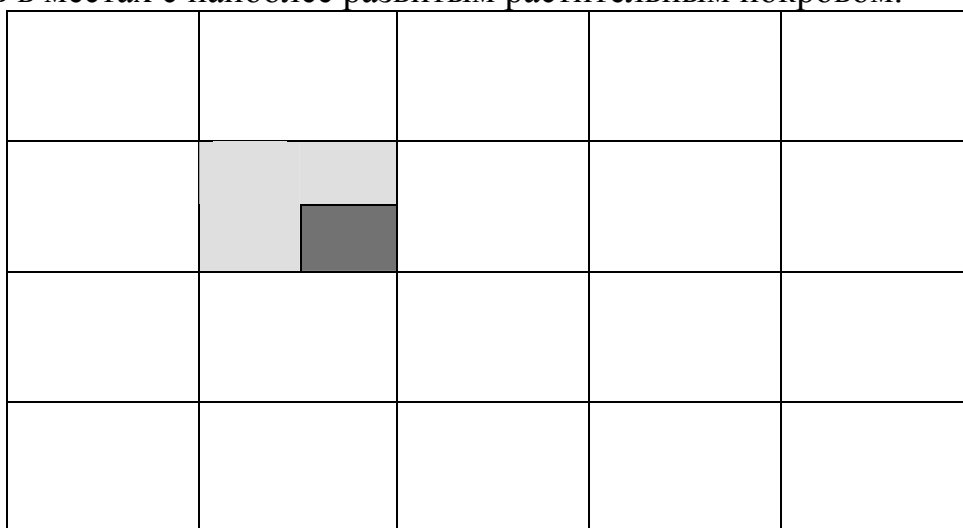


Рис. 2.1. Схема отбора проб почвы и растений

Для оценки представительности выборок растительных проб были оценены и проанализированы статистические характеристики загрязнения радионуклидами различных видов растений (культурных и дикорастущих). Для решения этой задачи экспериментальные площадки выбирались на полях с типичными, для радиоактивно загрязненной территории Украинского Полесья, сельскохозяйственными культурами и на целинных (старопахотных) территориях с типичной растительностью. Видовой спектр отобранных растительных проб охватывает основные сельскохозяйственные культуры (рожь, овес, озимая пшеница) в различных фазах развития и широко распространенные дикорастущие растения: пырей ползучий, вейник наземный (типичные представители лугов и пастбищ) и ослинник (корм диких животных).

Для исследования статистических характеристик удельного содержания ^{137}Cs в молоке были выбраны стада животных ЛПХ населенных пунктов, расположенных в базовых хозяйствах, где находились опорные радиологические пункты УкрНИИСХР. Киевская область: с.Раговка, с.Луговики Полесского района (≈50км от ЧАЭС), с.Ковшоватое Таращанского района (≈220км

от ЧАЭС). Житомирская область: с.Гладковичи Овручского района (≈ 90 км от ЧАЭС), с. Липники Лугинского района (≈ 120 км от ЧАЭС), с. Селець Народицкого района (≈ 80 км от ЧАЭС). Черниговская область - с. Пакуль Черниговского района (≈ 50 км от ЧАЭС). Ровненская область - с.Милячи Дубровицкого района (≈ 230 км от ЧАЭС).

Анализ результатов других исследований, проведенных в УкрНИИСХР, и литературных данных /40–42/ показывает, что методология отбора проб при оценке плотности радиоактивного загрязнения почвы должна учитывать следующее:

- особенности ландшафта, для которого проводится оценка плотности загрязнения;
- статистические характеристики загрязнения;
- интенсивность вертикальной и горизонтальной миграции исследуемого радионуклида;
- величину шага отбора проб;
- площадь пробоотбора.

Многолетние наблюдения за вертикальной миграцией ^{137}Cs и трансурановых элементов показывают, что основная их масса на территории подвергшейся радиоактивному загрязнению вследствие аварии на ЧАЭС в настоящее время находится в верхнем 5-10 сантиметровом слое почвы. Таким образом, при оценке плотности загрязнения почвы этими радионуклидами в настоящее время пробы достаточно отбирать на глубину 10 см на целинных участках. Однако, с течением времени ситуация будет меняться. Об этом свидетельствуют последствия аварии на предприятии "Маяк" в 1957 году. Основной запас ^{137}Cs в пойменных почвах реки Течи находится уже в слое 0-10, 0-20 см в зависимости от ландшафта /48,49/.

В 30-километровой зоне ЧАЭС на правом берегу р. Припять, на песчаном плато (почвы с малым содержанием гумуса) были проведенные детальные измерения профилей вертикального распределения ^{90}Sr на глубину до 110 см (Рис. 2.2). Полученные результаты показывают, что основной запас ^{90}Sr в отдельных точках отбора проб может быть сосредоточен как в 30-см слое (Рис. 2.2а, б), так и значительно глубже 30, см (Рис. 2.2в, г). Для более детального изучения вертикального распределения ^{90}Sr на одном из таких участков с характерным песчаным грунтом был пройден шурф размерами $1\text{ м} \times 1\text{ м} \times 1.1\text{ м}$ с подробным отбором проб почвы. Характерное загрязнение почвы ^{90}Sr для двух вертикальных срезов показано на рисунке (Рис. 2.2). Расстояние между срезами составляет 70см. Полученные результаты говорят о большой объемной неоднородности распределения ^{90}Sr на песчаных почвах с малым содержанием гумуса, реализовавшейся в результате его вертикальной миграции.

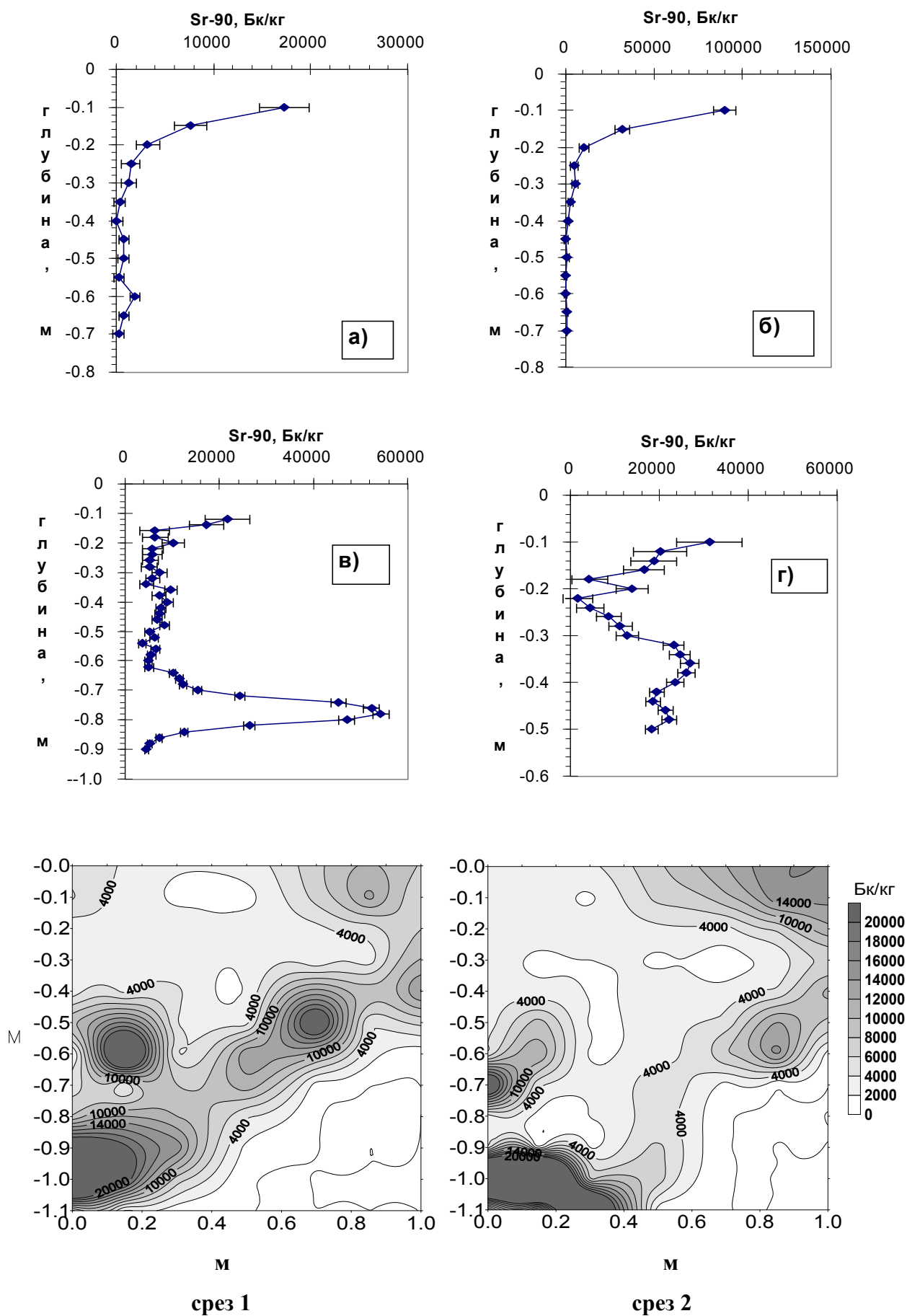


Рис. 2.2. – Пример распределения ^{90}Sr в профиле песчаных почв.

Повышенная скорость миграции ^{90}Sr может наблюдаться не только в песчаных почвах, о чем свидетельствуют последствия аварии на предприятии "Маяк" /48,49/. В переувлажненных пойменных грунтах, как ^{90}Sr , так и ^{137}Cs мигрируют на большую глубину, чем на не затопляемых участках террас. Если в дерново-луговой почве не затопляемой террасы до 90% ^{90}Sr и ^{137}Cs находится в верхнем 0-10 см слое, то в аллювиально-слоистой почве возле русла максимум содержания ^{137}Cs смещен на глубину 10-20 см, а ^{90}Sr - 20-40 см.

На пахотных угодьях радионуклиды более-менее равномерно перемешаны в пахотном слое (глубина 15-20 см) и мигрируют в подпахотный горизонт грунта. По данным, полученным на опытных делянках /50/, в подпахотный слой почвы к 1999 году перешло не больше 10-20% общего содержания радионуклидов. Аналогичные измерения были проведены в 30-километровой зоне ЧАЭС в окрестностях населенного пункта Весняное. На поле, которое до 1991 года ежегодно перепаживалось, случайным образом были выбраны точки, где были отобраны послойные пробы с шагом по глубине 5 см. Результаты этого исследования показаны на рисунке (Рис. 2.3).

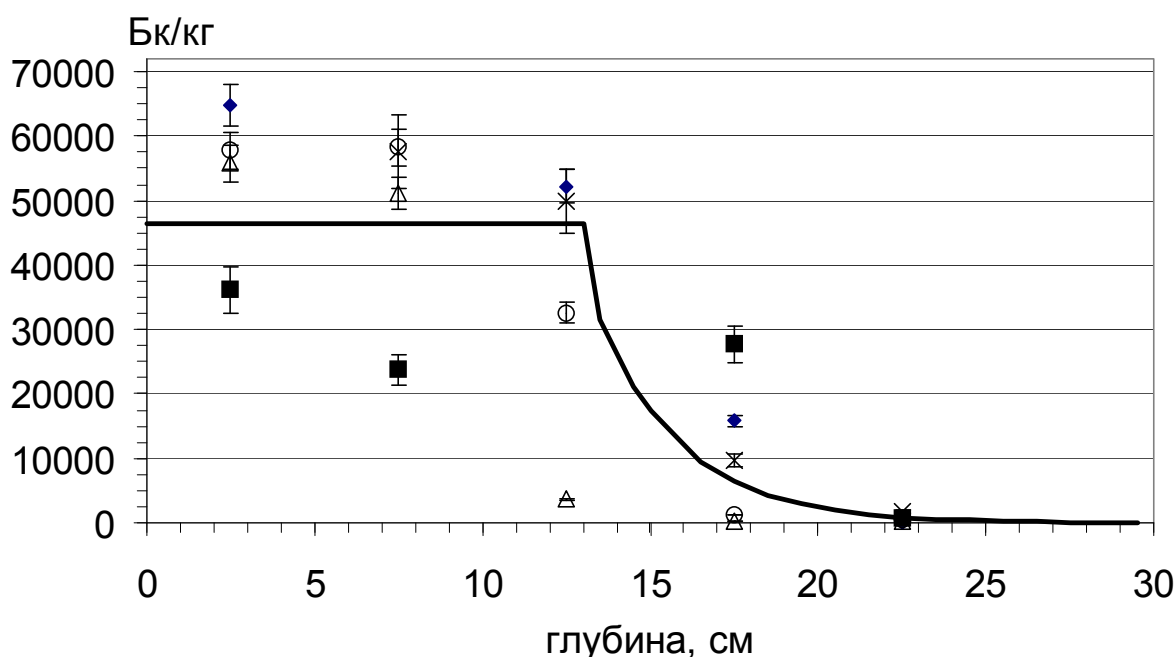


Рис. 2.3. — Миграция ^{137}Cs в подпахотный слой почвы в окрестностях населенного пункта Весняное.

Как видно из рисунка на практике в производственных условиях глубина пахотного слоя составила всего 13–15 см. Ниже 13 см находится 14% активности ^{137}Cs , а ниже 15 см всего чуть более 6%.

Таким образом, до 2000 года для определения плотности загрязнения почвы ^{137}Cs достаточно было отбирать пробы на глубину 30 см практически на всей загрязненной ^{137}Cs территории. Для определения плотности загрязнения почвы ^{90}Sr глубина отбора проб 30 см также была достаточной, кроме слабогумусированных песков. На них глубина проботбора должна оп-

ределяться в каждом конкретном случае после соответствующего контроля глубины миграции ^{90}Sr .

Для отбора проб было использовано два типа пробоотборника:

кольцо $\varnothing 13$. 2см, $h = 5$ см;

цилиндрический пробоотборник $\varnothing 3$. 7см, $h = 30$ см.

Кольцо использовалось на тех площадках, где основная часть радионуклидов находится у 5см слое почвы. Цилиндрический пробоотборник использовался, как правило, на всех площадках и в первую очередь на пахотных и старопашотных угодьях, а также в лесу.

Отбор проб почвы проводился в каждом узле сетки (Рис. 2.1). Отбор проб кольцом на глубину 5см проводился по стандартной методике [17]. Кольцо забивали в почву и потом аккуратно выкапывали. Отбор проб почвы пробоотборником на глубину 30см с шагом 10м и 2м был проведен, как правило, таким образом: в каждой точке (узле сетки) конвертом со стороной 5-10см отбиралось 5 проб (уколов). Центральную проба упаковывали в отдельный полиэтиленовый пакет, четыре других объединяли и упаковывали в другой пакет. Это позволило в каждой точке (узле) иметь три площади пробоотбора ($0,001\text{м}^2$; $0,004\text{ м}^2$ и $0,005\text{ м}^2$). В отдельных случаях в узле сетки почву отбирали только по одной пробе (один укол).

Пробы растений были отбираны в тех же узлах регулярной сетки. Шаг регулярной сетки для сельскохозяйственных культур (пахотные поля) составлял 10 и 2 метра, а для дикорастущих растений – 10, 2 и 1 метр в зависимости от однородности растительного покрова. Площадь отбора одной пробы растений представляла собой круг диаметром 0.2 – 1 м в зависимости от густоты произрастания растений.

Пробы молока в личных подсобных хозяйствах отбирали от каждой коровы ежемесячно. При этом, если в населенном пункте в летний период животные выпасались на различных пастбищах (урочищах), то от каждого стада пробы отбирались отдельно.

2.2 Статистические характеристики загрязнения почвы

Изучение статистических характеристик радиоактивного загрязнения почвы, характеризующих случайную составляющую изменчивости загрязнения территории радионуклидами, было проведено на основе анализа содержания ^{137}Cs и ^{90}Sr в пробах почвы, отобранных на экспериментальных площадках.

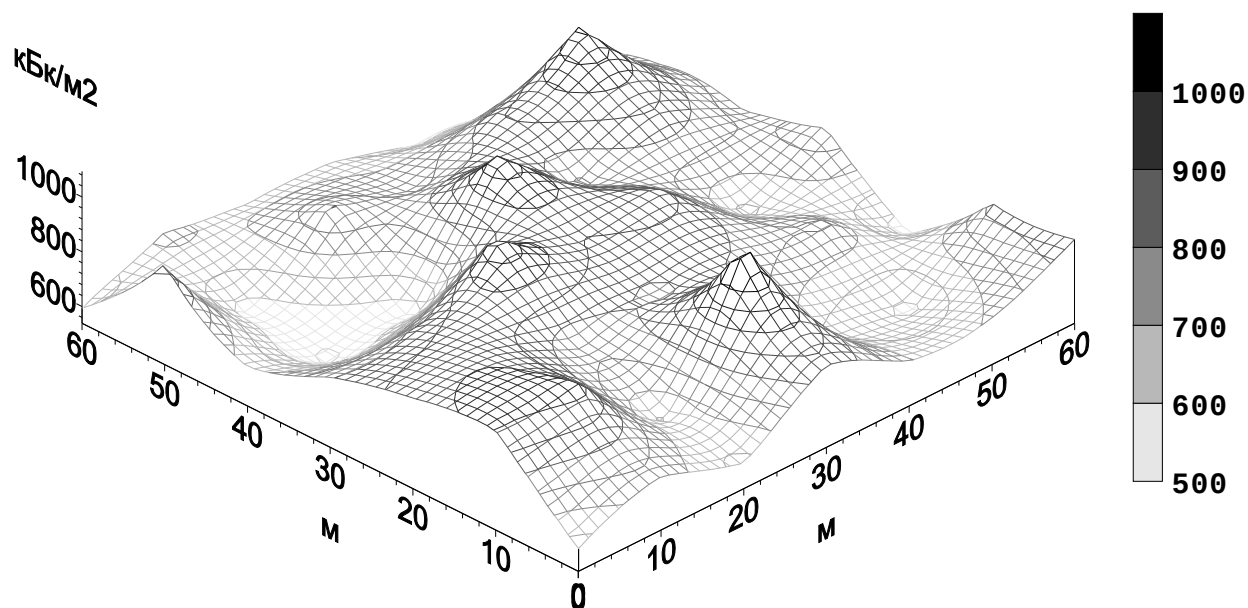


Рис. 2.4— Геоestatистическая картина загрязнения ^{137}Cs экспериментальной площадки расположенной на пахотном поле в окрестностях с. Луговики Полесского района (на август 1999г). Шаг отбора проб 10м.

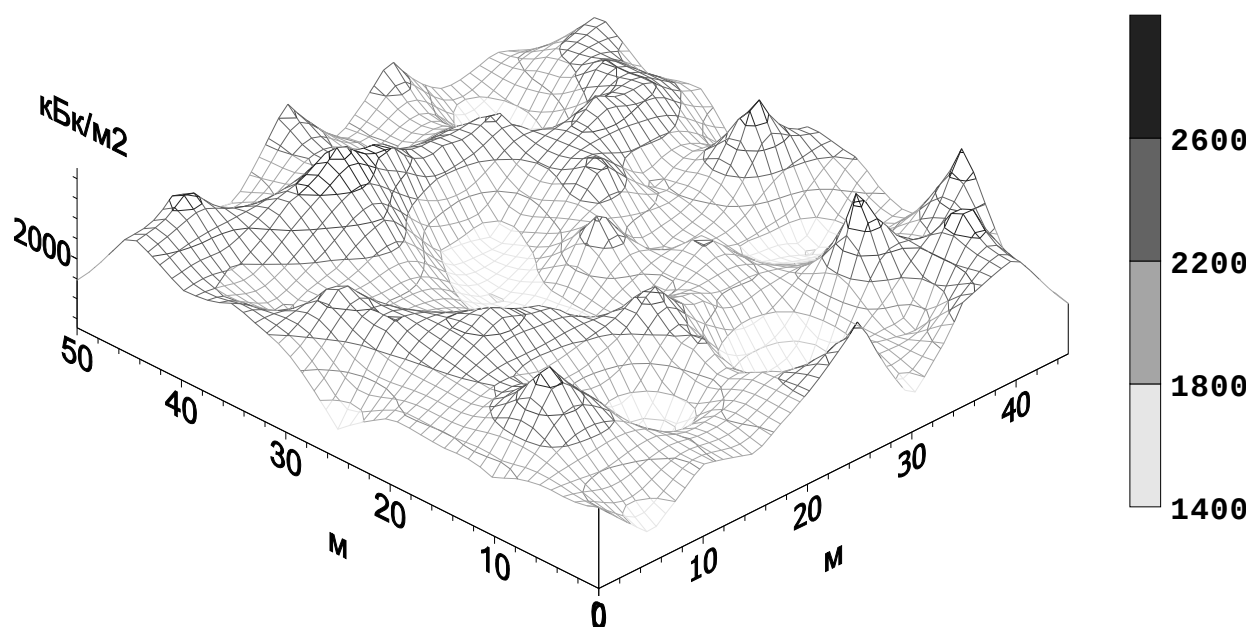


Рис. 2.5— Геоestatистическая картина загрязнения ^{137}Cs экспериментальной площадки расположенной на поле не паханом после аварии рядом с репером 5/180 в окрестностях с. Копачи в 30км зоне (на август 1999г). Шаг отбора проб 10м.

Геостатистическая картина плотности загрязнения двух типичных площадок, расположенных на различных следах выпадений, показана на рисунках (Рис. 2.4–Рис. 2.5).

Локальная неоднородность (случайность) загрязнения почвы в пределах площадки является следствием микронеоднородности выпадений радионуклидов на площадку, вызванной влиянием на их локальное осаждение местных флуктуаций атмосферы, особенностями микрорельефа и растительности, а также последующим перераспределением радионуклидов. Присутствие топливных частиц в первоначальных радиоактивных выпадениях делает загрязнение почвы еще более неоднородным даже на небольших площадках. Кроме того, значительное влияние на неоднородность загрязнения радионуклидами верхнего слоя почвы вносит последующее антропогенное воздействие почвенных организмов, диких животных и людей. На это накладываются также неизбежные ошибки определения содержания радионуклида в пробах почвы.

Таким образом, любая оценка загрязнения почвы, полученная на основе тех или иных измерений, в пределах некоторой площадки при отсутствии глобального градиента загрязнения должна рассматриваться как некоторая случайная величина [51, 52]. Она полностью описывается присущим ей законом распределения вероятностей, который на практике аппроксимируется тем или иным теоретическим распределением вероятностей [25–27]. Выбор того или иного теоретического распределения вероятностей для описания изучаемой случайной величины является важным этапом статистического анализа.

Содержание радионуклида в пробах почвы есть сугубо положительная величина. Литературные данные [51, 52] а также статистическая обработка и анализ полученных результатов измерения плотности загрязнения почвы ^{137}Cs и ^{90}Sr для выбранных экспериментальных площадок показывают, что эта величина имеет значительный разброс и правостороннюю асимметрию (Рис. 2.6). В этом случае наиболее простым теоретическим распределением вероятностей для характеристики безградиентных площадок является лог-нормальный закон распределения вероятностей [25–27]:

$$f(C_{\Pi}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot C_{\Pi} \cdot s_{\Pi}} e^{-\frac{1}{2} \left(\frac{\ln(C_{\Pi}) - \mu_{\Pi}}{s_{\Pi}} \right)^2} \quad (2.1)$$

где

C_{Π} – плотность загрязнения почвы тем или иным радионуклидом;

μ_{Π} – средний логарифм плотности загрязнения площадки тем или иным радионуклидом;

s_{Π} – среднее квадратическое отклонение логарифма плотности загрязнения площадки тем или иным радионуклидом.

Параметры этого закона распределения вероятностей имеют вполне конкретный физический смысл /51,52/. Медианное значение плотности загрязнения на площадке равно

$$C_{me}^{\Pi} = \exp(\mu_{\Pi}), \quad (2.2)$$

которое еще называется средним геометрическим. Параметр s_{Π} является приближенной оценкой для коэффициента вариации $W_{C_{\Pi}}$ плотности загрязнения площадки

$$s_{\Pi} \cong \frac{S_{C_{\Pi}}}{\overline{C_{\Pi}}} = W_{C_{\Pi}} \quad (2.3)$$

и не зависит от радиоактивного распада радионуклидов.

Аппроксимация плотности загрязнения ^{137}Cs и ^{90}Sr на безградиентных площадках этим законом распределения вероятностей дает вполне удовлетворительные результаты.

Дисперсия логарифма плотности загрязнения в пробах почвы s_{Π}^2 обусловлена микронеоднородностью загрязнения площадки (в том числе присутствием топливных частиц), процессом подготовки проб к измерению и выбором измеряемой навески, погрешностью эталонного образца и погрешностью измерения.

На рисунке (см. Рис. 2.6) приведены типичные гистограммы плотности загрязнения почвы в кБк/м^2 ^{137}Cs и ^{90}Sr и их аппроксимация логнормальным законом распределения вероятностей на экспериментальных площадках при отборе проб кольцом $\varnothing 13.2\text{см}$, $h - 5\text{см}$. и пробоотборником $\varnothing 3.7\text{см}$, $h-30\text{см}$, расположенных в различных ландшафтах и на различных следах радиоактивных выпадений.

Проверка имеющихся результатов определения плотности загрязнения почвы ^{137}Cs и ^{90}Sr для безградиентных экспериментальных площадок по критерию согласия Колмогорова при уровне значимости 0.05 /51,52/ показала, что они не противоречат логнормальному закону распределения вероятностей. Приведенные выше рисунки (см. Рис. 2.6) также говорят о вполне удовлетворительной аппроксимации распределения значений плотности загрязнения ^{137}Cs и ^{90}Sr без градиентных площадок для различных ландшафтов и форм выпадений логнормальным законом распределения вероятностей.

Таким образом, можно считать установленным тот факт, что плотность загрязнения почвы в пределах безградиентных по загрязнению площадок имеет случайный характер и подчиняются логнормальному закону распределения вероятностей.

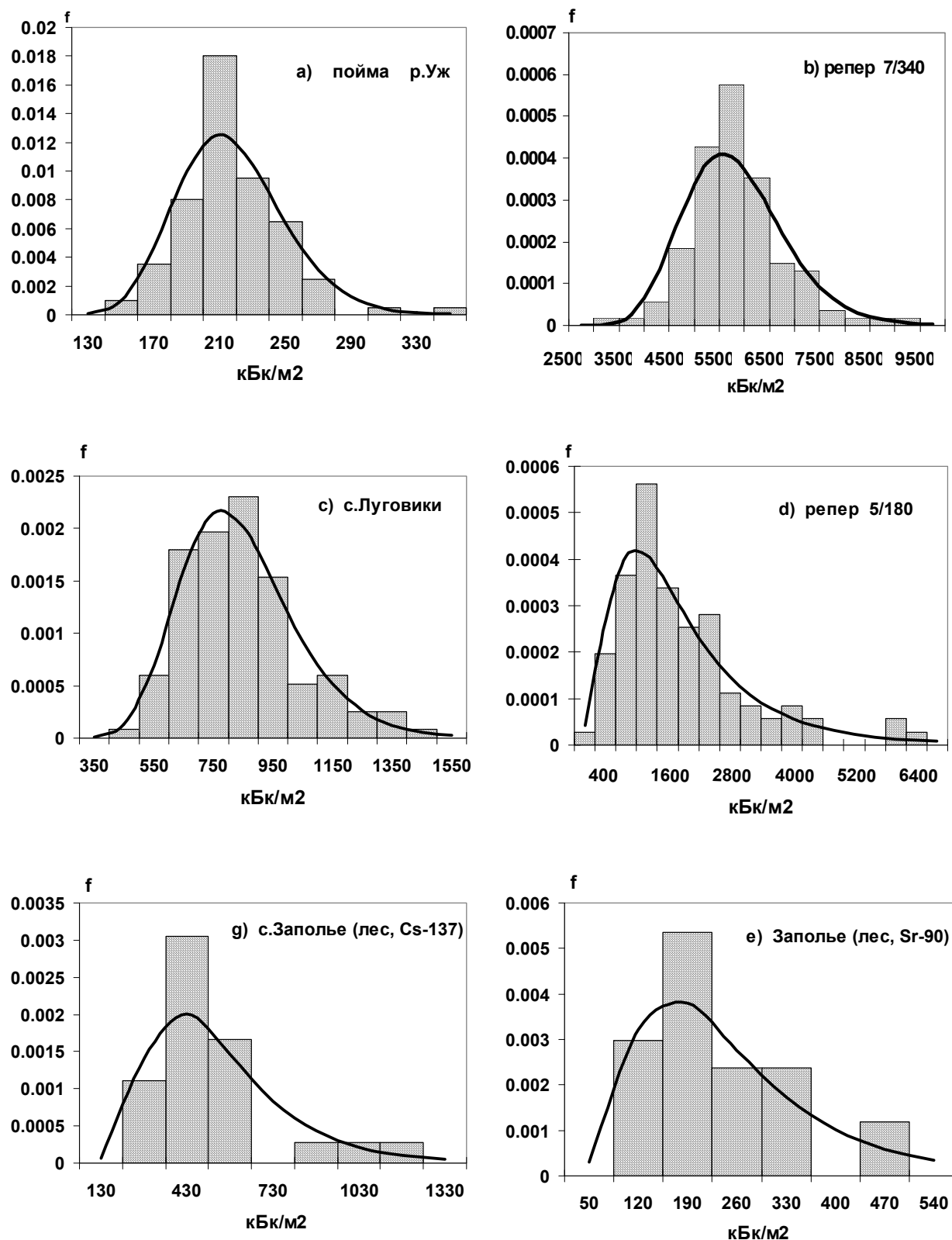


Рис. 2.6.- Распределения вероятностей плотности загрязнения почвы радионуклидами на экспериментальных площадках при отборе проб кольцом $\varnothing$ 13.2см, h-5см.(a,b); пробоотборником $\varnothing$ 3.7см, h-30см.(c,d); пробоотборником $\varnothing$ 3.7см, h-30см. в лесу (г,е).

В том, что загрязнение безградиентных площадок ^{137}Cs и ^{90}Sr (содержание радионуклидов в почве) описывается логнормальным законом распределения вероятностей, нет ничего необычного. Многочисленные данные по распределению геологических характеристик и содержанию различных минералов в горных породах имеют положительную асимметрию и близки к логнормальному закону распределения вероятностей /30/. В литературном обзоре /31/, посвященном описанию законов распределения элементов в минералах и самих минералов в различных породах, утверждается, что в большинстве случаев они не противоречат логнормальному закону. По-видимому, здесь проявляют себя некие общие законы рассеивания примесей.

2.2.1 Оценка разброса плотности загрязнения почвы на безградиентных по загрязнению площадках

При анализе случайных величин и в статистических выводах используются различные характеристики разброса (рассеивания) случайной величины. Перечень используемых характеристик разброса можно найти в литературе по математической статистике, например /25–28,53,54,55/. Наиболее часто на практике используются такие характеристики как размах и дисперсия, а также вычисляемые на основе последней среднее квадратическое отклонение и коэффициент вариации. В нашем случае рассматриваемая случайная величина (плотность загрязнения почвы) имеет логнормальное распределение вероятностей. Как уже отмечалось, в этом случае дисперсия распределения (среднее квадратическое отклонение) характеризует относительный разброс значений плотности загрязнения почвы (коэффициент вариации). Важной особенностью дисперсии логарифма плотности загрязнения почвы является то, что она не зависит от времени (от распада радионуклидов) и в этом смысле является неким инвариантом (в отличие, например, от коэффициента вариации логарифма плотности загрязнения почвы). Поэтому для изучения вариабельности плотности загрязнения почвы и ее характеристики на безградиентных по загрязнению площадках нами выбран параметр s_{Π} – среднее квадратическое отклонение логарифма плотности загрязнения почвы. Целью настоящего раздела является получение оценок этого параметра для безградиентных по загрязнению площадках расположенных на различных ландшафтах, следах чернобыльских радиоактивных выпадений и статистический анализ с целью выявления наиболее значимых факторов, влияющих на их значение.

2.2.1.1 Влияние радионуклидного состава выпадений

Для части экспериментальных площадок, расположенных на топливных следах выпадений, в почвенных пробах определялось содержание ^{137}Cs и ^{90}Sr . При этом подготовка проб к измерению проводилась по одной методике, а

относительная погрешность измерений активности радионуклидов выдерживалась на одном уровне (не превышала 10%).

Соотношение между плотностью загрязнения почвы ^{137}Cs и ^{90}Sr в 30-км зоне Чернобыльской АЭС подробно изучалось при построении карты загрязнения ^{90}Sr 30-км зоны ЧАЭС /40–42/. Величина отношения $^{137}\text{Cs}/^{90}\text{Sr}$ в 30-км зоне имеет сложную структуру и в каждой точке определяется соотношением топливной и конденсационной компонент радиоактивных выпадений. Однако, в пределах небольших безградиентных площадок это отношение можно считать постоянным. Наблюдаемое соотношение между этими радионуклидами, полученное по результатам отбора проб в 1999г, оказалось приблизительно одинаковым для обследованных площадок и показано ниже на рисунке (Рис. 2.7). Следовательно, относительные разбросы плотности загрязнения почвы ^{137}Cs и ^{90}Sr (коэффициенты вариации) на одной и той же безградиентной по загрязнению площадке и при приблизительно одинаковой относительной погрешности измерения будут равны. Исходя из соотношения (2.3), этот факт предполагает равенство дисперсий логарифма плотности загрязнения безградиентных площадок ^{137}Cs и ^{90}Sr .

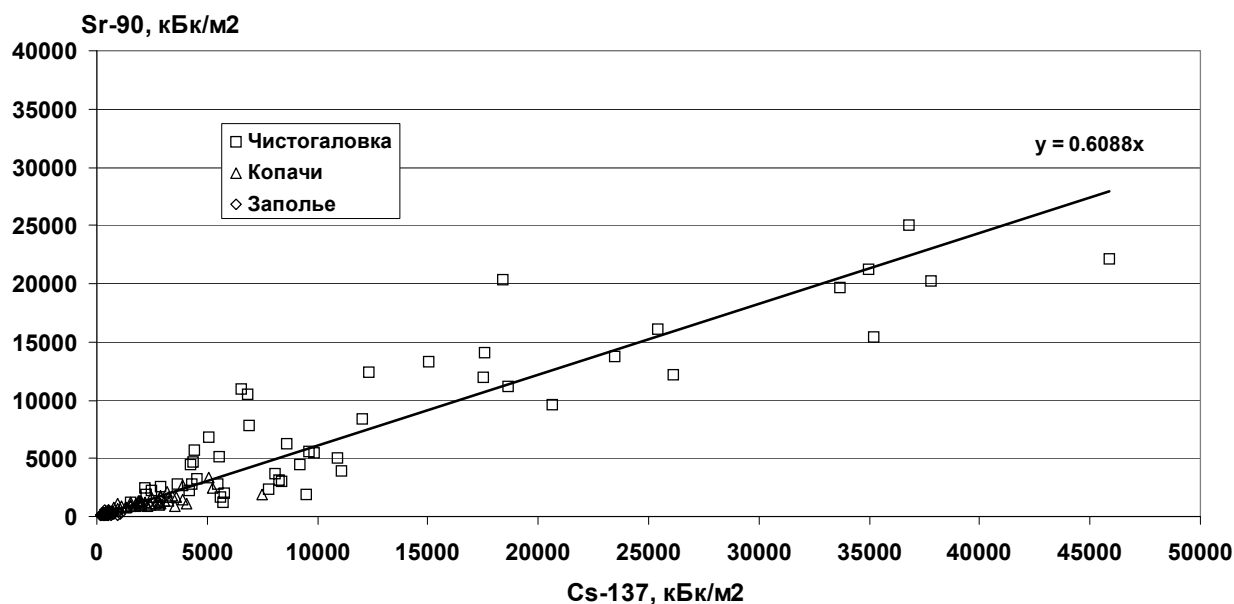


Рис. 2.7. -Наблюдаемое соотношение между содержанием в почве ^{137}Cs и ^{90}Sr на различных топливных следах в 1999г.

Равенство дисперсий логарифма плотности загрязнения ^{137}Cs и ^{90}Sr на безградиентных площадках подтверждается результатами статистического анализа проведенных нами прямых измерений (Рис. 2.8).

Из приведенного рисунка видно, что при близких погрешностях определения содержания в почве ^{137}Cs и ^{90}Sr на различных топливных следах и ландшафтных участках величины среднего квадратического отклонения логарифма плотности загрязнения этими радионуклидами практически не различаются.

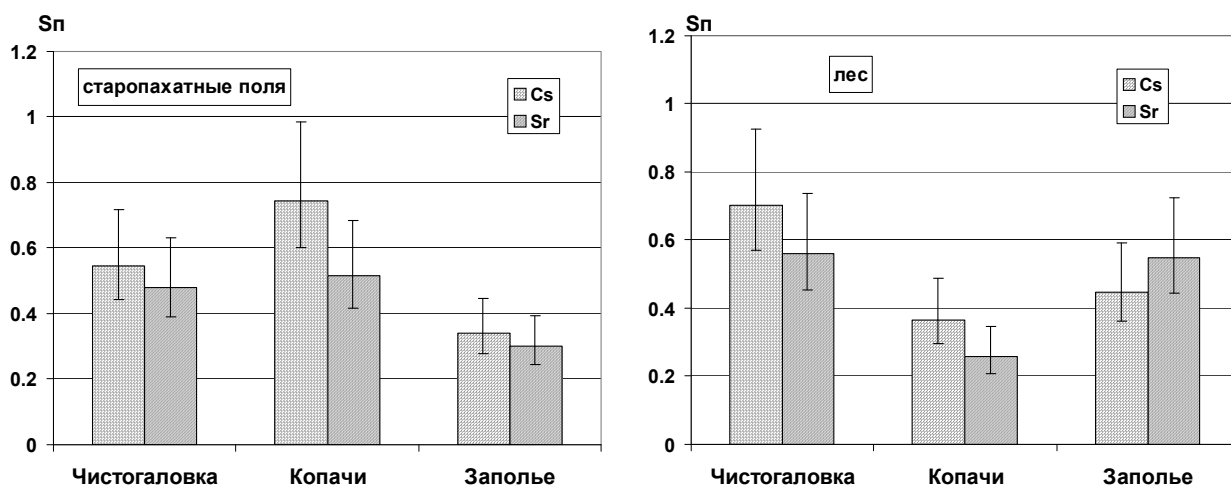


Рис. 2.8.- Значения величин среднего квадратического отклонения логарифма плотности загрязнения почвы ^{137}Cs и ^{90}Sr на различных ландшафтах и топливных следах.

Поскольку на топливных следах выпадений содержание ^{90}Sr в почве обусловлено в основном наличием его в топливной компоненте, то это утверждение будет справедливо для любого радионуклида топливной компоненты. Это означает, что на топливных следах выпадений в первом приближении оценку среднего квадратического отклонения логарифма плотности загрязнения почвы каким либо радионуклидом топливной компоненты s_{Π}^{Rn} можно получить, используя полученные оценки для среднего квадратического отклонения логарифма плотности загрязнения почвы ^{137}Cs .

$$s_{\Pi}^{\text{Rn}} \cong \sqrt{(s_{\Pi}^{\text{Cs}})^2 + 0.01 \cdot (k^2 - 1)} \quad (2.4)$$

где $k=1$, если погрешность измерения радионуклида в пробе почвы не превосходит 10%;

$k=10 \times \delta$, если погрешность измерения радионуклида в пробе почвы превосходит 10%;

δ – относительная погрешность измерения радионуклида в пробе почвы.

Таким образом, оценка влияния остальных факторов на разброс плотности загрязнения на безградиентных площадках в дальнейшем будет проведена только по отношению к дисперсии (среднему квадратическому отклонению) логарифма плотности загрязнения почвы ^{137}Cs .

2.2.1.2 Зависимость дисперсии от площади пробоотборника

Как уже отмечалось ранее, отбор проб почвы производился двумя типами пробоотборников: кольцо $\varnothing 13.2\text{см}$, $h = 5\text{см}$; цилиндрический пробоотборник $\varnothing 3.7\text{см}$, $h = 30\text{см}$. Отбор проб цилиндрическим пробоотборником был организован таким образом, что площадь отбора проб имела три значения: 0.00107м^2 (1 укол); 0.0043м^2 (4 укола); 0.00537м^2 (5 уколов). В итоге мы имеем четыре значения площади отбора проб (кольцо – 0.0137м^2). Этим площадям на каждой экспериментальной площадке соответствуют свои зна-

чения параметров разброса плотности загрязнения, в частности – дисперсии логарифма плотности загрязнения. Эти различия вполне объяснимы и имеют статистическую природу.

Пробу почвы, отобранную пробоотборником с большой площадью отбора можно рассматривать как некоторое число проб (n) отобранных пробоотборником с меньшей площадью отбора рядом друг с другом. Содержание радионуклида в таких пробах будут статистически зависимыми величинами. Содержание радионуклида в пробе почвы, отобранной пробоотборником с большой площадью отбора в первом приближении можно рассматривать как усредненную величину содержания радионуклида в статистически зависимых пробах отобранных пробоотборником с меньшей площадью отбора. Как показано ранее, случайная величина, представляющая логарифм плотности загрязнения почвы ^{137}Cs , имеет нормальное распределение вероятностей. Дисперсия среднего значения таких n статистически зависимых случайных величин имеет вид [25,27] /:

$$\sigma_{\text{ср}}^2 = \frac{\sigma^2}{n^2} \cdot (n + 2 \cdot \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^{i-1} r_{i,j}) , \quad (2.5)$$

где $r_{i,j}$ – соответствующие коэффициенты корреляции.

Поскольку в рассматриваемом нами случае все пробы расположены компактно, рядом друг с другом, то значения $r_{i,j}$ близки и в первом приближении будем считать их равными r – некоторому эффективному коэффициенту корреляции. Тогда выражение (2.5) будет иметь более простой вид.

$$\sigma_{\text{ср}}^2 = \frac{\sigma^2 \cdot (1 + r \cdot (n - 1))}{n} , \quad (2.6)$$

При $r = 0$ (статистически независимые случайные величины) получаем известное в статистике выражение [25,27]/. В нашем случае $n = \frac{S}{S_1}$, где S – площадь отбора для произвольного пробоотборника; $S_1 = 0.00107 \text{ м}^2$ – площадь отбора, используемого нами цилиндрического пробоотборника с диаметром $\varnothing 3.7 \text{ см}$ (один укол).

Тогда дисперсия логарифма плотности загрязнения почвы на экспериментальной площадке будет иметь следующую зависимость от рабочей площади пробоотборника

$$s_{\Pi}^2 = \frac{0.00107 s_{1,\Pi}^2}{S} \left[1 + r \cdot \left(\frac{S}{0.00107} - 1 \right) \right] , \quad (2.7)$$

где $s_{1,\Pi}$ – среднее квадратическое отклонение логарифма плотности загрязнения почвы при отборе проб цилиндрическим пробоотборником с диаметром $\varnothing 3.7 \text{ см}$.

Для экспериментальных площадок, на которых площадь отбора проб имела различные значения, на основе выражения (2.7) был оценен эффективный коэффициент корреляции.

Таблица 2.1 Значение эффективного коэффициента корреляции для различных площадок.

Название площадки	Тип выпадений	Вид угодий	Эффективный коэффициент корреляции, r
Ильинцы	конденсат	залежь	0.71
	конденсат	залежь	0.36
Луговики	конденсат	пашня	0.78
	конденсат	пашня	0.57
Куповатое	конденсат	пашня	0.85
	конденсат	пашня	0.74
Весняное	конденсат	пашня	0.60
	конденсат	пашня	0.56
Копачи (репер 180)	топливо	залежь	0.17
Заполье	топливо	залежь	0.38
Чистогаловка	топливо	залежь	0.06
Копачи	топливо	пашня	0.23
	топливо	пашня	0.23

Проведенный дисперсионный анализ полученных результатов для таких факторов как *Тип выпадений* и *Вид угодий* показал, что статистически значимым фактором является *Тип выпадений*. Если выпадение ^{137}Cs произошло преимущественно в виде конденсата, то среднее значение эффективного коэффициента корреляции равняется 0.65. Это говорит о наличии некоторой корреляционной связи для содержания ^{137}Cs в пробах, отобранных рядом друг с другом. Если выпадение ^{137}Cs произошло преимущественно в составе диспергированного топлива, то среднее значение эффективного коэффициента корреляции равняется 0.21. Это говорит о практическом отсутствии зависимости для содержания ^{137}Cs в пробах, отобранных рядом друг с другом.

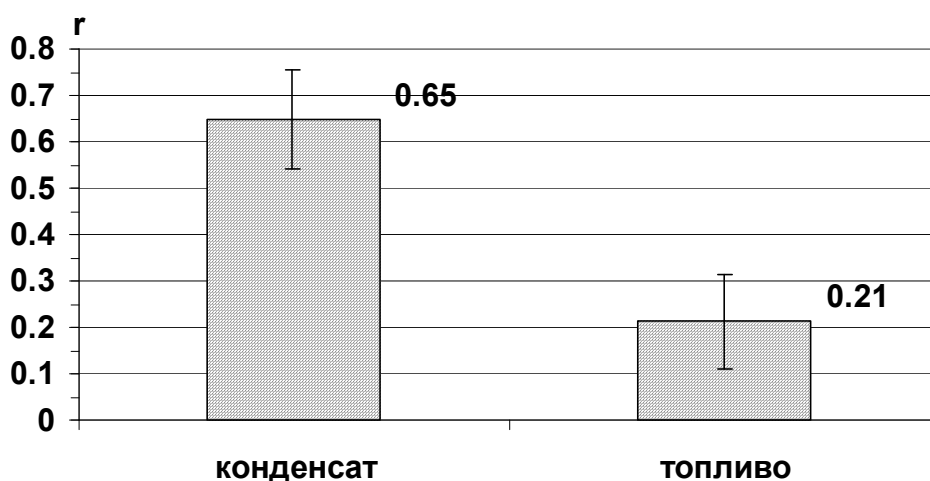


Рис. 2.9–Влияние типа черновбыльских выпадений на эффективный коэффициент корреляции.

На основе полученных результатов были построены две обобщенные зависимости для среднего квадратического отклонения логарифма плотности загрязнения почвы от рабочей площади пробоотборника типа (2.7), которые приведены ниже (Рис. 2.10). Там же показаны эмпирические данные для рассматриваемой зависимости, полученные на различных экспериментальных площадках.

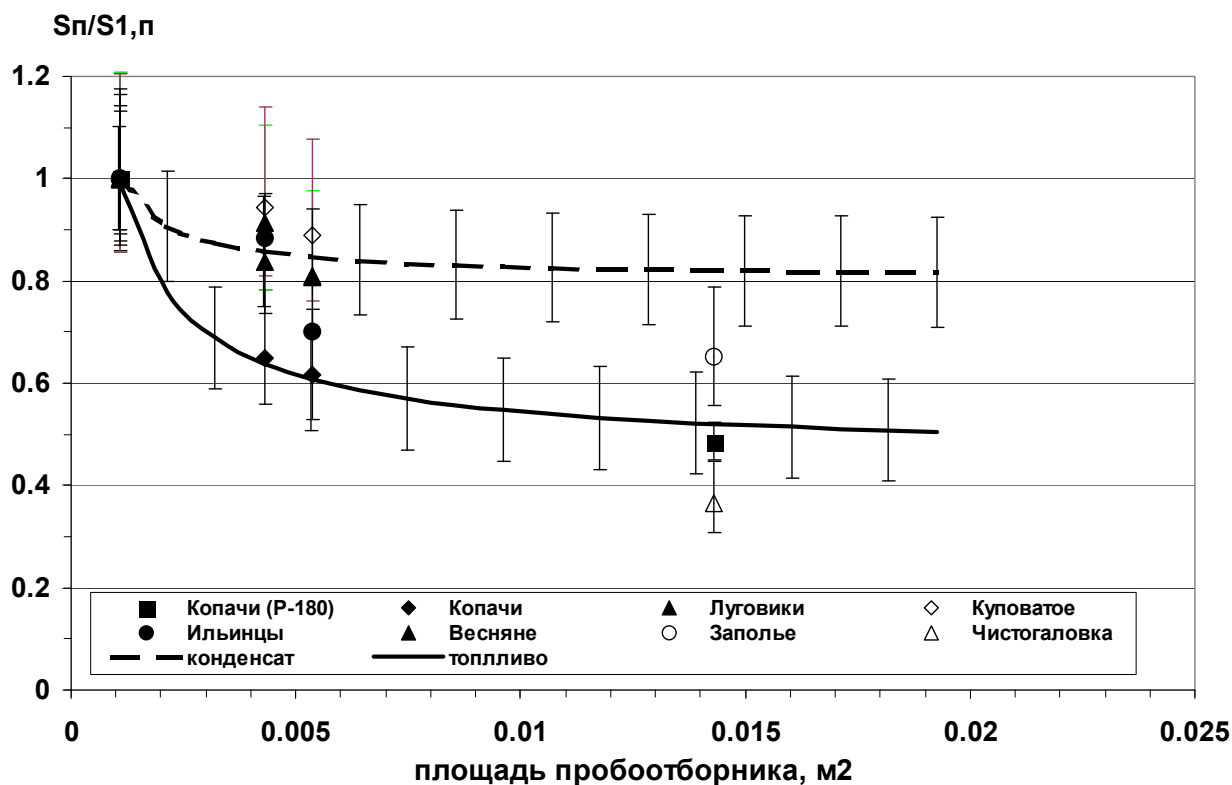


Рис. 2.10.— Зависимость нормированного среднего квадратического отклонения логарифма плотности загрязнения почвы от площади пробоотборника.

Эти зависимости очень важны для анализа наблюдаемых значений дисперсии (среднего квадратического отклонения логарифма) плотности загрязнения почвы, полученных для различных экспериментальных площадок при отборе проб пробоотборниками с различной рабочей площадью. Они позволяют пересчитывать полученные значения на одну площадь пробоотборника. Тот факт, что эти зависимости различаются на топливном и конденсационных следах выпадений говорит о зависимости дисперсии логарифма плотности загрязнения почвы от типа радиоактивных выпадений. Далее этот вопрос будет рассмотрен более подробно.

2.2.1.3 Влияние других факторов на дисперсию логарифма плотности загрязнения почвы ^{137}Cs

В соответствии с выражением (2.7) все значения среднего квадратического отклонения логарифма плотности загрязнения почвы ^{137}Cs , полученные

на различных площадках (s_n), были пересчитаны (нормированы) на единую площадь пробоотборника (в величину $s_{1,п}$). В качестве такого пробоотборника (некоторого условного эталона) был взят цилиндрический пробоотборник диаметром $\varnothing 3.7$ см. Полученные результаты приведены ниже (Таблица 2.2, Таблица 2.3). Основной отбор проб на экспериментальных площадках проводился с различным шагом: большим – 5-10м и малым – 0.2-2м. Эти результаты приведены в разных таблицах. Поскольку величины s_n и $s_{1,п}$ оценивались на основе ограниченного объема проб, то они подчиняются χ^2 – распределению [25–27], что и определяет не симметричность приведенных в таблицах погрешностей.

Таблица 2.2 - Значения среднего квадратического отклонения логарифма плотности загрязнения почвы ^{137}Cs для различных площадок при отборе проб с шагом 5–10м.

Название площадки	Тип выпадений	Вид угодий	Средняя плотность выпадений ^{137}Cs , кБк/м ²	$s_{1,п}$	Погрешность $s_{1,п}$	
					Δ^-	Δ^+
В/ч, 10 км от ЧАЭС	топливо	залежь	1000	0.730	0.076	0.098
Весняное	конденсат	пашня	9330	0.561	0.081	0.118
Весняное	конденсат	пашня	9330	0.520	0.074	0.108
Весняное	конденсат	пашня	9330	0.495	0.072	0.105
Ильинцы	конденсат	суходол	43	0.548	0.103	0.173
Ильинцы	конденсат	суходол	43	0.563	0.106	0.178
Ильинцы	конденсат	суходол	43	0.453	0.085	0.143
Копачи	топливо	пашня	1500	0.488	0.069	0.100
Копачи	топливо	пашня	1500	0.497	0.070	0.101
Копачи	топливо	пашня	1500	0.523	0.074	0.107
Копачи (репер 5/180)	топливо	залежь	2100	0.486	0.057	0.077
Копачи (репер 5/180)	топливо	залежь	2100	0.345	0.034	0.044
КПП Диброва	топливо	залежь	1900	0.627	0.065	0.084
Куповатое	конденсат	пашня	120	0.346	0.049	0.072
Куповатое	конденсат	пашня	120	0.380	0.054	0.079
Куповатое	конденсат	пашня	120	0.363	0.052	0.076
Луговики	конденсат	пашня	800	0.203	0.029	0.041
Луговики	конденсат	пашня	800	0.213	0.030	0.043
Луговики	конденсат	пашня	800	0.189	0.027	0.039
Пойма р. Припять (Усовский затон)	топливо	пойменный луг	1700	0.636	0.122	0.207
Пойма р. Припять (репер 7/340.)	топливо	пойменный луг	5300	0.339	0.034	0.043
Пойма р. Уж	конденсат	пойменный луг	450	0.180	0.019	0.024
Чистогаловка	топливо	залежь	23800	0.186	0.020	0.026
Чистогаловка	топливо	залежь	23800	0.198	0.020	0.025

Таблица 2.3 - Значения среднего квадратического отклонения логарифма плотности загрязнения почвы ^{137}Cs для различных площадок при отборе проб с шагом 0.2–2м.

Название площадки	Тип выпадений	Вид угодий	Средняя плотность выпадений ^{137}Cs , кБк/м ²	$s_{1,п}$	Погрешность $s_{1,п}$	
					Δ^-	Δ^+
Весняное	конденсат	пашня	9330	0.492	0.096	0.165
Весняное	конденсат	пашня	9330	0.544	0.102	0.172
Весняное	конденсат	пашня	9330	0.431	0.084	0.145
Заполье	топливо	залежь	500	0.360	0.055	0.082
Заполье	топливо	залежь	500	0.410	0.059	0.086
Заполье	топливо	залежь	500	0.341	0.063	0.105
Заполье	топливо	лес	430	0.447	0.086	0.146
Ильинцы	конденсат	суходол	43	0.608	0.114	0.192
Ильинцы	конденсат	суходол	43	0.602	0.115	0.196
Ильинцы	конденсат	суходол	43	0.533	0.102	0.174
Копачи	топливо	пашня	1500	0.523	0.091	0.146
Копачи	топливо	пашня	1500	0.732	0.140	0.238
Копачи	топливо	пашня	1500	0.716	0.137	0.233
Копачи (репер 5/180)	топливо	залежь	2100	0.455	0.065	0.093
Копачи (репер 5/180)	топливо	залежь	2100	0.537	0.077	0.111
Копачи (репер 5/180)	топливо	залежь	2100	0.743	0.142	0.242
Копачи (репер 5/180)	топливо	лес	2400	0.367	0.071	0.123
Куповатое	конденсат	пашня	120	0.359	0.064	0.103
Куповатое	конденсат	пашня	120	0.239	0.042	0.067
Куповатое	конденсат	пашня	120	0.249	0.044	0.071
Луговики	конденсат	пашня	800	0.162	0.032	0.056
Луговики	конденсат	пашня	800	0.227	0.043	0.074
Луговики	конденсат	пашня	800	0.186	0.038	0.067
Пойма р. Припять (Усовский затон)	топливо	пойменный луг	1700	0.633	0.119	0.200
Чистогаловка	топливо	залежь	23800	0.799	0.113	0.163
Чистогаловка	топливо	залежь	23800	0.536	0.076	0.109
Чистогаловка	топливо	залежь	23800	0.703	0.132	0.223
Чистогаловка	топливо	лес	5960	0.545	0.103	0.173

Проведенный анализ показывает (Рис. 2.11), что такие факторы как **Средняя плотность выпадений ^{137}Cs** и **Шаг отбора проб** (в пределах 0.2–10м) не являются статистически значимыми. В связи с этим для каждой экспериментальной площадки полученные значения среднего квадратического отклонения логарифма плотности загрязнения почвы ^{137}Cs были усреднены с учетом их весовых коэффициентов (погрешности определения) и сведены в единую таблицу (Таблица 2.4).

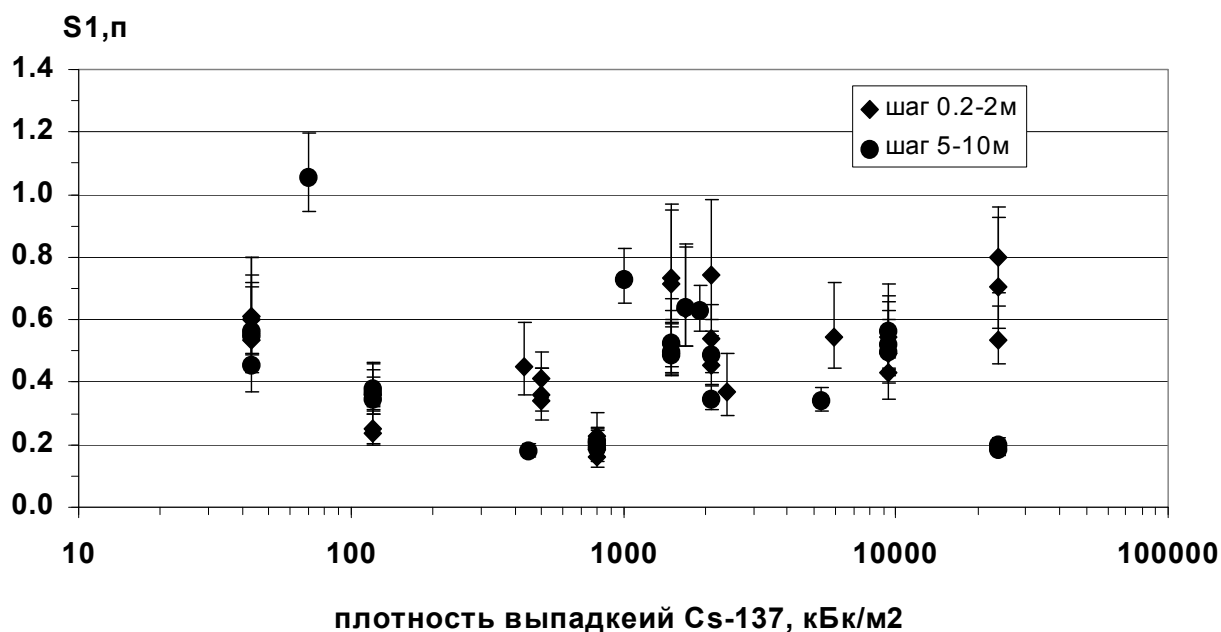


Рис. 2.11 – Влияние на среднее квадратическое отклонение логарифма плотности загрязнения почвы ^{137}Cs плотности выпадений и шага отбора проб.

Таблица 2.4 - Обобщенные значения среднего квадратического отклонения логарифма плотности загрязнения почвы ^{137}Cs для различных площадок

Название площадки	Тип выпадений	Вид угодий	$s_{1,п}$	Погрешность $s_{1,п}$	
				Δ^-	Δ^+
Весняное	конденсат	пашня	0.507	0.085	0.135
Куповатое	конденсат	пашня	0.323	0.051	0.078
Луговики	конденсат	пашня	0.197	0.033	0.053
Пойма р. Уж	конденсат	пойменный луг	0.180	0.019	0.024
Ильинцы	конденсат	суходол	0.551	0.104	0.176
В/ч, 10 км от ЧАЭС	топливо	залежь	0.730	0.076	0.098
Заполье	топливо	залежь	0.370	0.059	0.091
Копачи (репер 5/180)	топливо	залежь	0.513	0.075	0.113
КПП Диброва	топливо	залежь	0.627	0.065	0.084
Чистогаловка	топливо	залежь	0.484	0.072	0.109
Заполье	топливо	лес	0.447	0.086	0.146
Копачи (репер 5/180)	топливо	лес	0.367	0.071	0.123
Чистогаловка	топливо	лес	0.545	0.103	0.173
Копачи	топливо	пашня	0.580	0.097	0.154
Пойма р. Припять (Усовский затон)	топливо	пойменный луг	0.635	0.120	0.204
Пойма р. Припять (репер 7/340.)	топливо	пойменный луг	0.339	0.034	0.043

Проведенный статистический анализ полученных результатов показал некоторое различие между средними значениями величины $s_{1,п}$ (средним квадратическим отклонением логарифма плотности загрязнения почвы ^{137}Cs) при отборе проб пробоотборником диаметром $\varnothing 3.7\text{см}$ на топливном и конденсационном следах выпадений (Рис. 2.12).

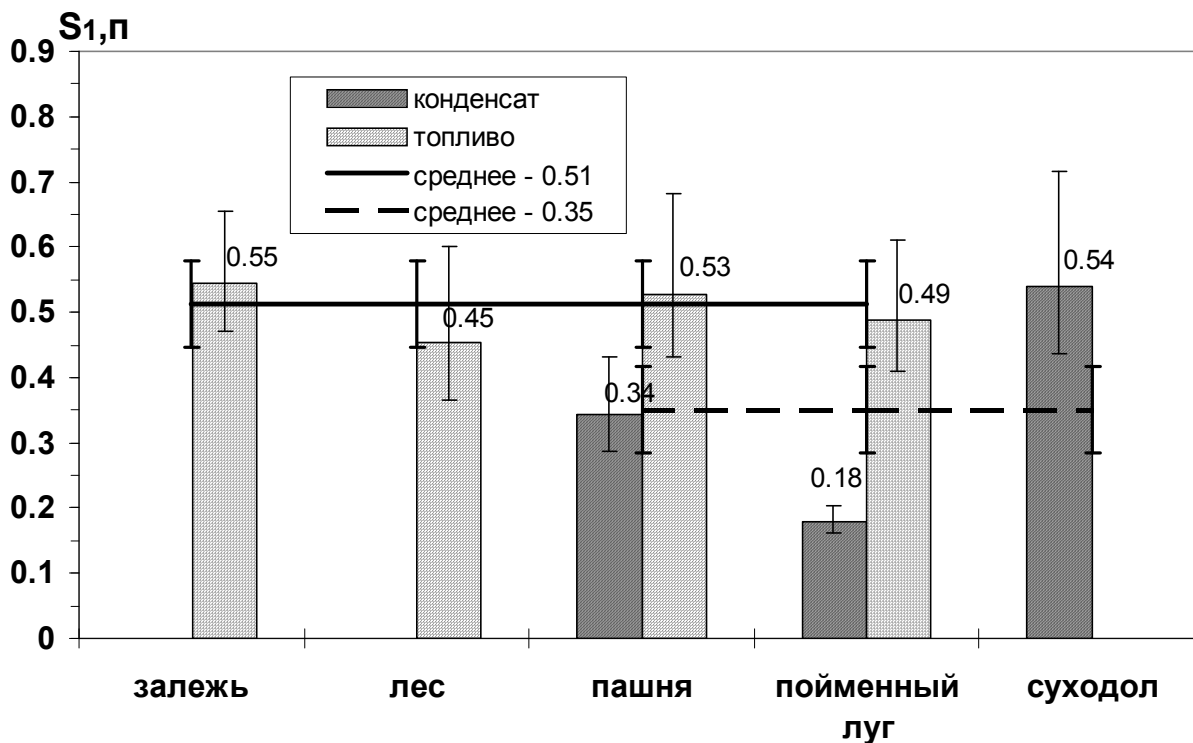


Рис. 2.12– Влияние типа выпадений и некоторых особенностей ландшафта на среднее квадратическое отклонение логарифма плотности загрязнения почвы ^{137}Cs при площади пробоотбора $S_1 = 0.00107\text{м}^2$.

Существование различных зависимостей для среднего квадратического отклонения логарифма плотности загрязнения почвы ^{137}Cs на топливном и конденсационном следах выпадений от площади пробоотбора позволяет про-

анализировать отношение $q = \frac{S_{п\text{топл}}}{S_{п\text{конд}}}$. Из приведенного рисунка (Рис. 2.13)

видно, что при площади пробоотбора $\geq 0.005\text{м}^2$ различие между средними квадратическими отклонениями логарифма плотности загрязнения почвы на рассматриваемых следах выпадений практически отсутствует. То, что рассматриваемое отношение с ростом площади пробоотбора становится меньше 1, говорит о приближенности полученной зависимости (2.7).

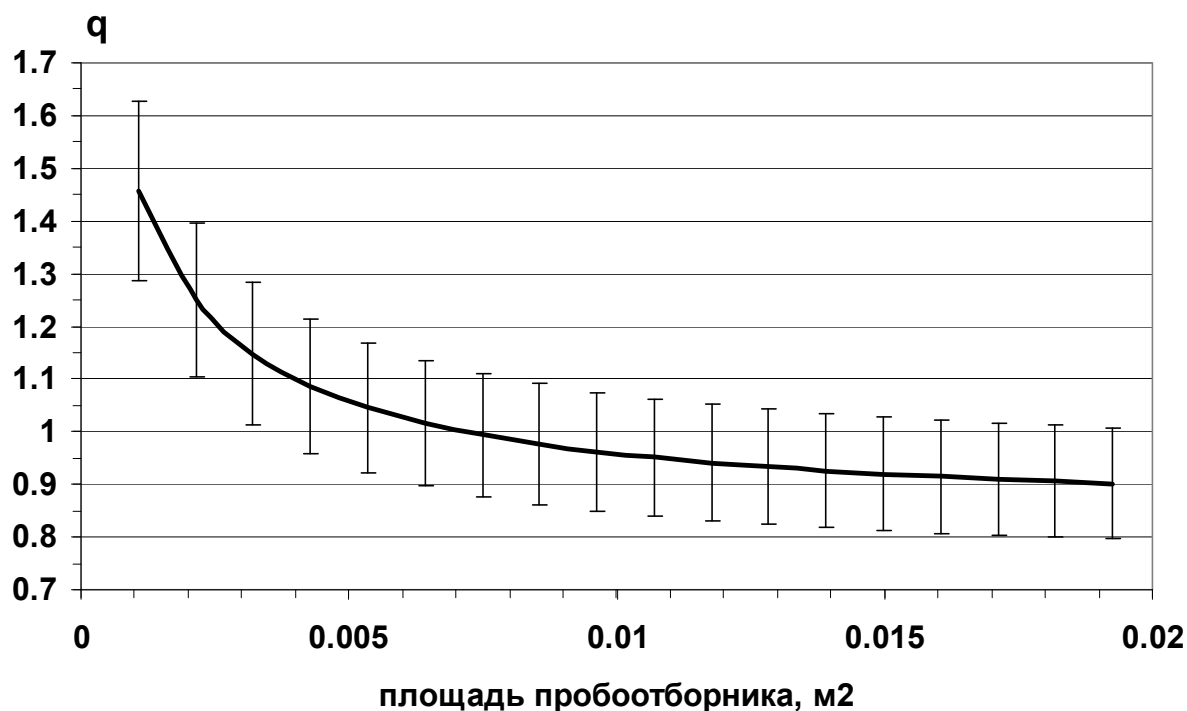


Рис. 2.13— Отношение между средними квадратическими отклонениями логарифма плотности загрязнения почвы ^{137}Cs в зависимости от площади пробоотбора на топливном и конденсационном следах выпадений

Таким образом, в качестве базовой площади пробоотбора удобно принять величину 0.0054 м^2 , а в качестве базовой пробы почвы — объединенную пробу, получаемую в результате 5 уколов пробоотборником диаметром $\varnothing 3.7 \text{ см}$. или иным пробоотборником с площадью пробоотбора 0.0054 м^2 .

Исходя из выше изложенного, обобщенные для различных площадок результаты (Таблица 2.4), были пересчитаны на площадь пробоотбора 0.0054 м^2 (в величину $s_{5,п}$ — Таблица 2.5).

Таблица 2.5 - Обобщенные значения среднего квадратического отклонения логарифма плотности загрязнения почвы ^{137}Cs для различных экспериментальных площадок приведенные к площади пробоотбора 0.0054 м^2

Название Площадки	Тип выпаде- ний	Вид угодий	$s_{5,п}$	Погрешность $s_{5,п}$	
				Δ^-	Δ^+
Весняное	конденсат	пашня	0.430	0.072	0.115
Куповатое	конденсат	пашня	0.274	0.043	0.066
Луговики	конденсат	пашня	0.167	0.028	0.045
Пойма р. Уж	конденсат	пойменный луг	0.153	0.016	0.020
Ильинцы	конденсат	суходол	0.468	0.089	0.149
В/ч, 10 км от ЧАЭС	топливо	залежь	0.443	0.046	0.060
Заполье	топливо	залежь	0.225	0.052	0.088
Копачи (репер 5/180)	топливо	залежь	0.311	0.046	0.069

КПП Диброва	топливо	залежь	0.380	0.039	0.051
Чистогаловка	топливо	залежь	0.294	0.044	0.066
Заполье	топливо	лес	0.271	0.052	0.088
Копачи (репер 5/180)	топливо	лес	0.222	0.043	0.075
Чистогаловка	топливо	лес	0.331	0.062	0.105
Копачи	топливо	пашня	0.352	0.059	0.094
Пойма р. Припять (Усовский затон)	топливо	пойменный луг	0.385	0.073	0.124
Пойма р. Припять (репер 7/340.)	топливо	пойменный луг	0.206	0.021	0.026
Среднее значение $s_{5,п}$			0.31		
Среднее квадратическое отклонение $s_{5,п}$			0.10		

Результаты проведенного дисперсионного анализа значений среднего квадратического отклонения логарифма плотности загрязнения почвы ^{137}Cs для различных площадок, приведенных к площади пробоотбора 0.0054м^2 , показаны на рисунке (см. Рис. 2.14).

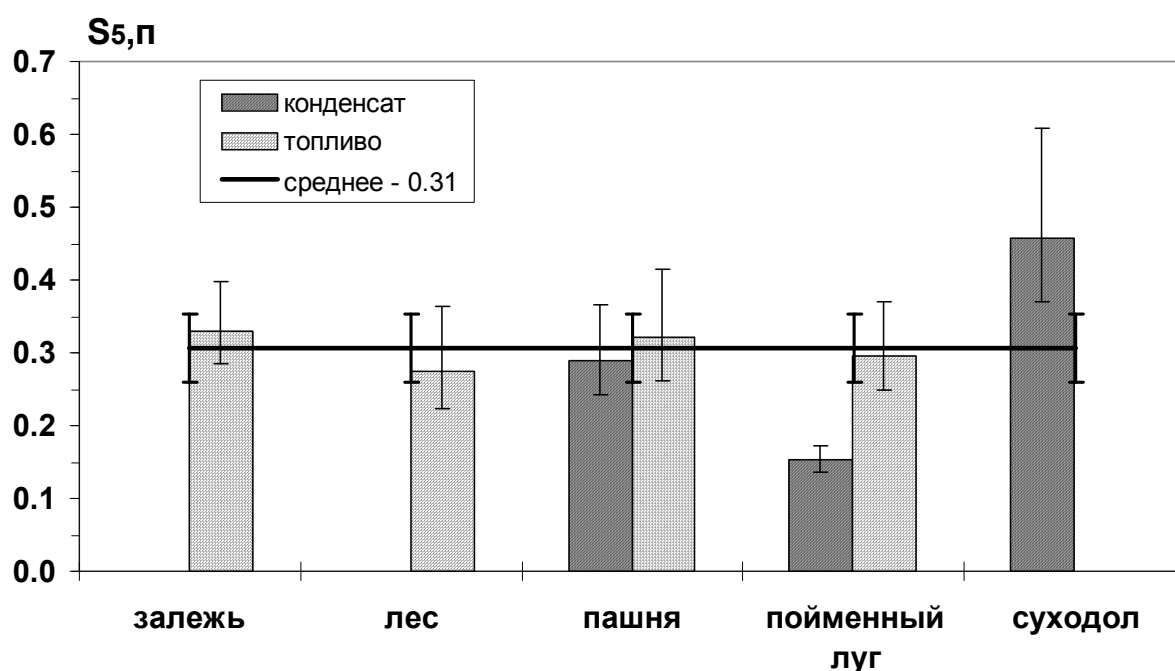


Рис. 2.14– Влияние типа выпадений и некоторых особенностей ландшафта на среднее квадратическое отклонение логарифма плотности загрязнения почвы ^{137}Cs при площади пробоотбора 0.0054м^2

Для величины $s_{5,п}$ проведенный анализ не показал статистически значимых различий на топливном и конденсационном следах радиоактивных выпадений (что и следовало ожидать), а также влияния ландшафтных характеристик

площадок (как и для величины $s_{1,п}$). Наблюдаемые различия носят случайный характер.

2.3 Статистические характеристики загрязнения растительности

В настоящем разделе рассматриваются статистические аспекты загрязнения радионуклидами совокупности проб растений, отобранных на безградиентных по загрязнению участках, полях, лугах, сенокосах и других угодьях (в дальнейшем – просто участках). Как уже отмечалось в специально проведенных исследованиях, пробы растений были отобраны на тех же экспериментальных участках, что и пробы почвы. Типичная пространственная структура загрязнения растительности на экспериментальных площадках показана ниже на рисунках (Рис. 2.15- Рис. 2.19).

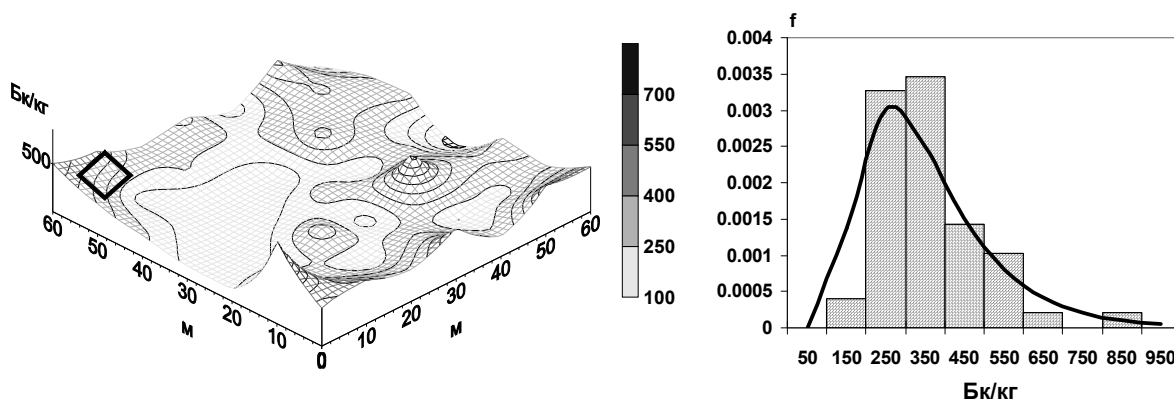


Рис. 2.15.-Пространственно-статистическая структура загрязнения ржи в стадии молочно-восковой спелости ^{137}Cs на экспериментальной площадке "Копачи" (прямоугольником отмечена малая экспериментальная площадка).

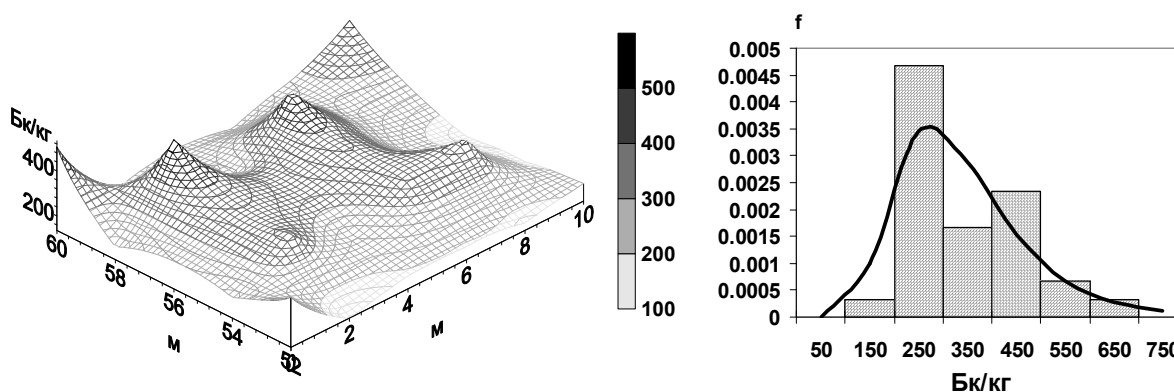


Рис. 2.16.-Пространственно-статистическая структура загрязнения ржи в стадии молочно-восковой спелости ^{137}Cs на малой экспериментальной площадке "Копачи".

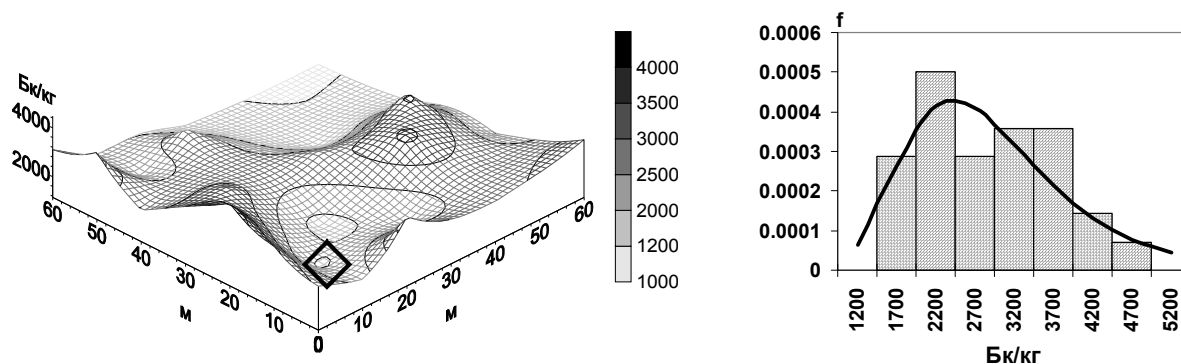


Рис. 2.17.-Пространственно-статистическая структура загрязнения ослиника ^{137}Cs на экспериментальной площадке "Весняное" (прямоугольником отмечена малая экспериментальная площадка). В верхнем углу площадки ослиник не рос.

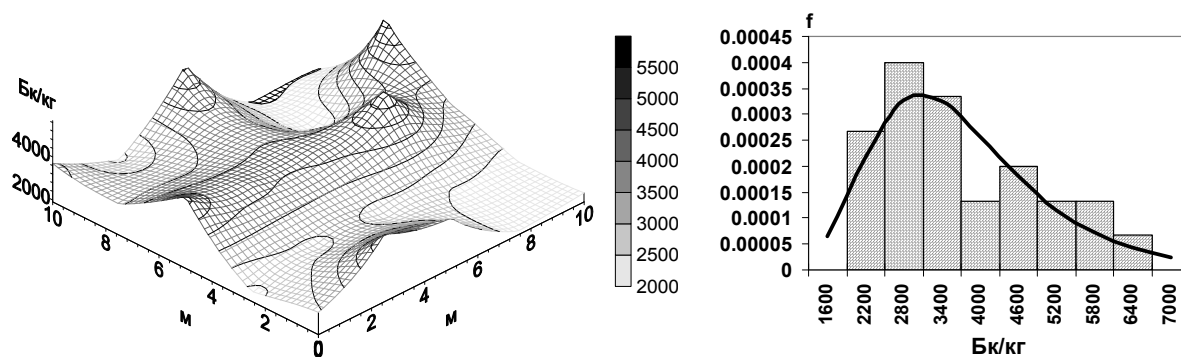


Рис. 2.18.-Пространственно-статистическая структура загрязнения ослиника ^{137}Cs на малой экспериментальной площадке "Весняное".

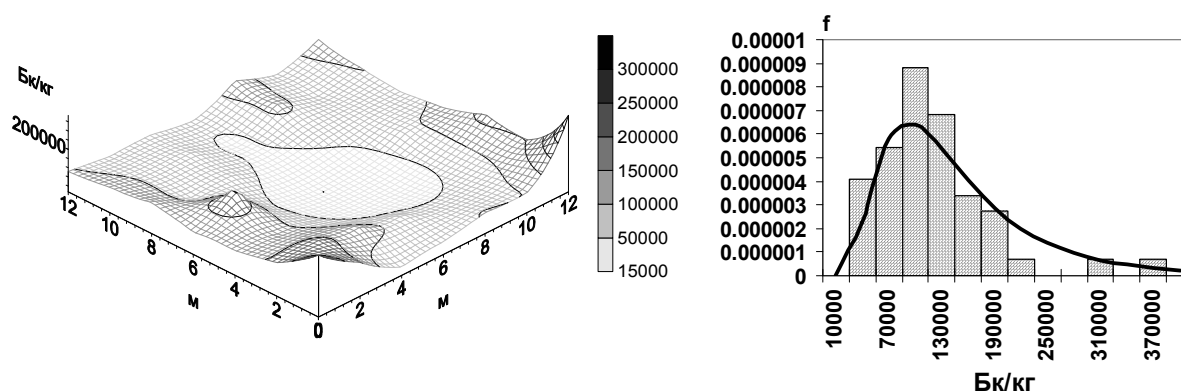


Рис. 2.19.-Пространственно-статистическая структура загрязнения пырея ползучего ^{137}Cs на экспериментальной площадке "Чистогаловка"

Неоднородность загрязнения растительности является следствием микронеоднородности загрязнения площадки, естественной микронеоднородности почвы, ее плодородия и физико-химических свойств, т.е. функцией не контролируемых случайных величин. На это накладываются также неизбежные ошибки определения содержания ^{137}Cs в пробах растений. Это позволяет загрязнение растительности ^{137}Cs на безградиентных площадках рассматри-

вать как случайную величину /51,52 /, которая описывается своим законом распределения вероятностей.

Удельное содержание ^{137}Cs в пробах растений C_p есть сугубо положительная величина. Литературные данные /51/, а также статистическая обработка и анализ полученных результатов измерения концентрации ^{137}Cs в отобранных пробах различных растений показывают, что эта величина имеет значительный разброс и правостороннюю асимметрию (**Рис. 2.15- Рис. 2.19**). Как и для плотности загрязнения почвы наиболее простым теоретическим распределением вероятностей для описания удельного содержания ^{137}Cs в пробах растений, отобранных на безградиентных площадках, является лог-нормальный закон распределения вероятностей:

$$f(C_p) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot C_p \cdot s_p} e^{-\frac{1}{2} \left(\frac{\ln(C_p) - \mu_p}{s_p} \right)^2} \quad (2.8)$$

где

μ_p – средний логарифм удельного содержания ^{137}Cs в растениях, отобранных на безградиентной площадке;

s_p – среднее квадратическое отклонение логарифма удельного содержания ^{137}Cs в растениях, отобранных на безградиентной площадке.

Аппроксимация загрязнения растительности, отобранной на безградиентных площадках, этим законом распределения вероятностей дает вполне удовлетворительные результаты (**Рис. 2.15 - Рис. 2.19**).

2.3.1 Вариабельность содержания ^{137}Cs в пробах растений и влияние на неё различных факторов

Также как и в пробах почвы дисперсия логарифма удельного содержания ^{137}Cs в пробах растений s_p^2 обусловлена микронеоднородностью загрязнения площадки, естественной микронеоднородностью почвы, процессом пробоподготовки и выбором измеряемой навески, погрешностью эталонного образца и погрешностью измерения. Выбор величины s_p – среднего квадратического отклонения логарифма удельного содержания ^{137}Cs в растениях для изучения вариабельности загрязнения растений радионуклидами и ее характеристики на безградиентных по загрязнению площадках выбран по тем же соображениям, что и при изучении вариабельности плотности загрязнения почвы (см. раздел 2.2.1).

Таблица 2.6.- Оценки параметров логнормального закона распределения вероятностей загрязнения растительности ^{137}Cs на различных площадках

Экспериментальная площадка	Вид растительности	Тип выпадений	Оценка среднего значения содержания ^{137}Cs в растениях, Бк/кг	Среднее значение относительной погрешности измерения содержания ^{137}Cs в растениях $\delta_{\text{изм}}\%$	Оценка среднего квадратического отклонения логарифма содержания ^{137}Cs в растениях, S_p
Весняное (большая площадка)	ослиник	конденсационный	2510	4.4	0.36
Весняное (малая площадка)	ослиник	конденсационный	3210	4.4	0.36
Заполье	Вейник наземный	Топливный	250	5.6	0.38
Ильинцы	Вейник наземный	конденсационный	70	8.0	0.54
Копачи - репер 180	Вейник наземный	топливная	520	5.7	0.22
Копачи (большая площадка)	рожь(молочно-восковая спелость)	Топливный	280	8.6	0.45
Копачи (малая площадка)	рожь(молочно-восковая спелость)	Топливный	270	9.2	0.36
Куповатое (большая площадка)	овес (молочно-восковая спелость)	смесь топливного и конденсационного	90	16.1	0.30
Куповатое (малая площадка)	овес (молочно-восковая спелость)	смесь топливного и конденсационного	60	14.1	0.23
Луговики	Озимая пшеница (всходы)	конденсационный	500	9.6	0.40
Чистогаловка	Пырей ползучий	Топливный	87060	2.3	0.62
Среднее значение				8.0	0.39
Среднее квадратическое отклонение				4.2	0.12

Среди всех перечисленных факторов только погрешность измерения является управляемой величиной, поскольку при спектрометрическом (радиометрическом) методе она зависит от длительности измерения навески. В связи с рядом методических и организационных причин (объективных и субъективных) измерения содержания ^{137}Cs в растительных пробах, отобранных на разных площадках (различная средняя активность проб), было проведено с

различной погрешностью. Среднее значение относительной погрешности измерения ^{137}Cs по всем площадкам составило 8% на уровне $\pm\sigma$ (Таблица 2.6).

Для того, чтобы в этих условиях иметь возможность корректно сравнивать параметры разброса удельного содержания ^{137}Cs в пробах для различных площадок нами было принято, что базовая относительная погрешность измерения не должна превышать 10% на уровне $\pm\sigma$. С учетом этого допущения и соотношения (2.3) оценки для s_p на экспериментальной площадке "Куповатое" были скорректированы в соответствии с выражением

$$s_p = \sqrt{s_{0,p}^2 - \left(\frac{\delta_{\text{изм}}}{100}\right)^2} + 0.01 \quad (2.9)$$

где $s_{0,p}$ – исходное среднее квадратическое отклонение логарифма удельного содержания ^{137}Cs в растениях;

$\delta_{\text{изм}}$ – относительная погрешность измерения удельного содержания ^{137}Cs в образцах растительных проб на уровне $\pm\sigma$.

Полученные с учетом выше изложенного оценки параметров логнормального закона распределения вероятностей приведены в таблице (Таблица 2.6).

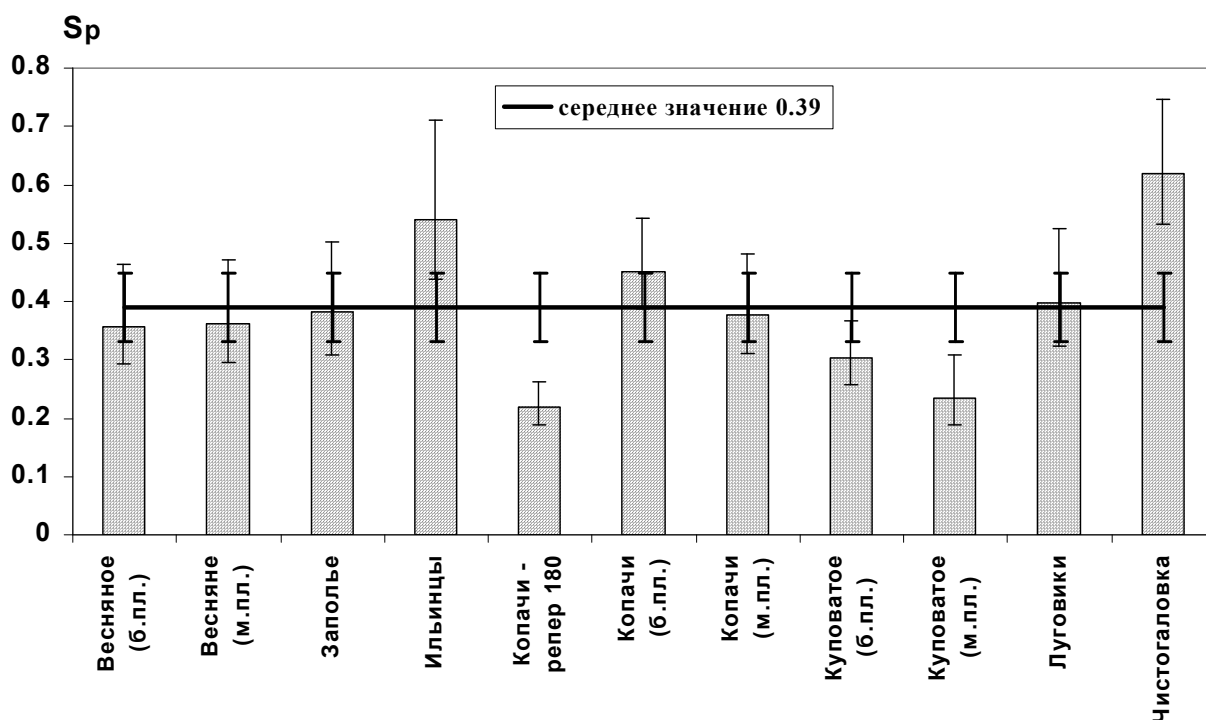


Рис. 2.20.- Значения оценок среднего квадратического отклонения логарифма удельного содержания ^{137}Cs в пробах растений, отобранных на различных экспериментальных площадках

Значения оценок параметров, характеризующих разброс загрязнения растительности ^{137}Cs на экспериментальных площадках проиллюстрированы ниже на рисунках (Рис. 2.20), с учетом погрешностей их определения для уровня значимости 0.05.

Проведенный дисперсионный анализ полученных результатов не выявил какой либо зависимости оценок параметра s_p от рассматриваемых факторов (плотности загрязнения, типа выпадений, вида растительности и иных характеристик площадки, в том числе и от её размеров в выбранных пределах), а наблюдаемые различия имеют случайный характер.

Анализ данных Бондаря П.Ф. /56/, полученных при изучении коэффициентов перехода ^{137}Cs в сельскохозяйственные растения показал (см. главу 3.), что среднее квадратическое отклонение логарифма удельного содержания ^{137}Cs в пробах растений не зависит от вида сельскохозяйственных растений и их продуктивных частей и оценивается величиной $0.38(\pm 0.14)$.

2.4 Выводы по главе 2.

В результате проведенных исследований установлено:

- Плотность загрязнения почвы ^{137}Cs и его удельное содержание в растениях на безградиентных по загрязнению площадках удовлетворительно описывается логнормальным законом распределений вероятностей.
- Среднее квадратическое отклонение логарифма плотности загрязнения почвы ^{137}Cs безградиентных по загрязнению площадок при площади пробоотбора $> 0.005 \text{ м}^2$ не зависит от плотности загрязнения, типа выпадений, особенностей ландшафта и в первом приближении может рассматриваться как нормально распределенная случайная величина с известными параметрами $S_{5,п} \sim N(0.31; 0.10)$ при относительной погрешности измерения содержания ^{137}Cs в образцах почвенных проб $\leq 10\%$ на уровне $\pm\sigma$.
- Среднее квадратическое отклонение логарифма удельного содержания ^{137}Cs в пробах растений не зависит от плотности загрязнения, типа выпадений, вида растительности. В первом приближении при площади пробоотбора растений $\leq 1 \text{ м}^2$ и относительной погрешности измерения содержания ^{137}Cs в образцах растительных проб $\leq 10\%$ на уровне $\pm\sigma$ может рассматриваться как нормально распределенная случайная величина с известными параметрами $s_p \sim N(0.39; 0.12)$.
- Полученные результаты позволяют оценить минимально необходимое число отбираемых проб почвы и растений для оценки средних значений уровня их загрязнения ^{137}Cs с задаваемой относительной погрешностью.

3. Статистические характеристики коэффициентов перехода ^{137}Cs в цепи « почва-растения»

В настоящем разделе рассматриваются статистические характеристики коэффициентов перехода ^{137}Cs в цепи « почва-растения» в пределах однородных по агрохимическим характеристикам почвы участков, полей, лугов, сенокосов и других угодий (в дальнейшем просто участков). По определению коэффициент перехода является отношением удельного содержания радионуклида в растениях к плотности загрязнения им почвы (участка), занятого этими растениями. Содержание ^{137}Cs в растениях пропорционально плотности загрязнения почвы, отсюда на полученные ниже выводы не накладывается требование однородности загрязнения земельных участков, угодий, полей и т. д.

Переход радионуклида из корнеобитаемого слоя почвы в растения описывается уравнением

$$C_p = K_{п,р} \cdot C_{п} \quad (3.1)$$

где

$K_{п,р}$ – коэффициент перехода в цепи «почва–растение».

Исходя из определения коэффициента перехода и результатов, полученных в разделах 2. и 2.3 коэффициент перехода в цепи «почва–растения» является также случайной величиной, как частное двух случайных величин - уровней загрязнения почвы и растений. На основе известных в математической статистике выводов [25–27], распределение вероятностей коэффициента перехода должно описываться логнормальным законом, как комбинация двух логнормальных распределений и таким образом имеет вид

$$f(K_{п,р}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot K_{п,р} \cdot s_k} e^{-\frac{1}{2} \left(\frac{\ln(K_{п,р}) - k}{s_k} \right)^2} \quad (3.2)$$

где k - среднее значение логарифма коэффициента перехода в растения;

s_k - среднее квадратическое отклонение логарифма коэффициента перехода.

При проведении выше описанных полевых исследований на экспериментальных площадках отбирались сопряженные пробы «почва–растение». Под сопряженной пробой "почва–растение" понимается связанная пара из пробы растений и пробы почвы, отобранной непосредственно в месте произрастания растений. Типичная пространственно-статистическая структура коэффициентов перехода ^{137}Cs , построенная по результатам измерения этих проб, показана на рисунках (Рис. 3.1–Рис. 3.3). Аппроксимация распределения коэффициентов перехода логнормальным законом распределения вероятностей дает хорошие результаты. Это еще раз подтверждает правильность ранее выбранной гипотезы (разделы 2. и 2.3) о логнормальном законе плотности за-

грязнения почвы и загрязнения растительности ^{137}Cs на безградиентных по загрязнению радионуклидами площадках.

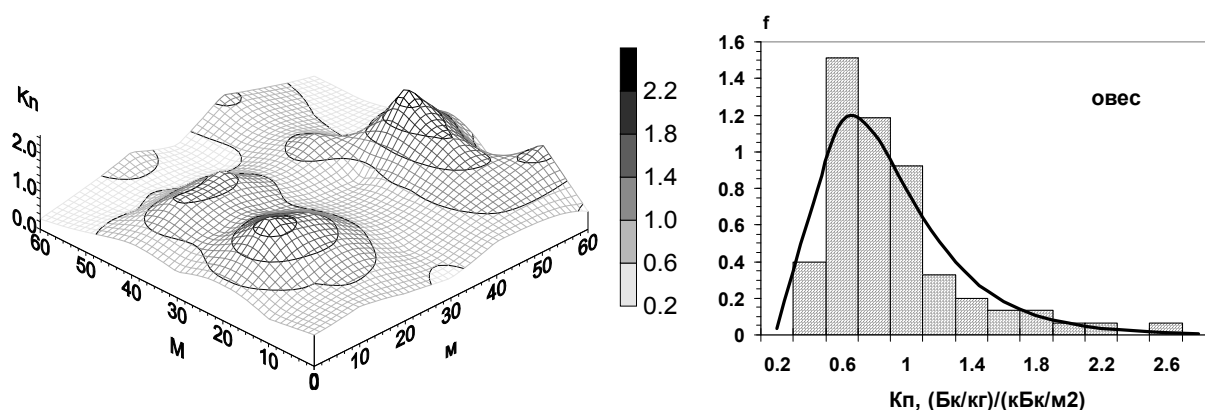


Рис. 3.1.- Пространственно-статистическая структура коэффициента перехода ^{137}Cs в цепи «почва-овес» на экспериментальной площадке "Куповатое".

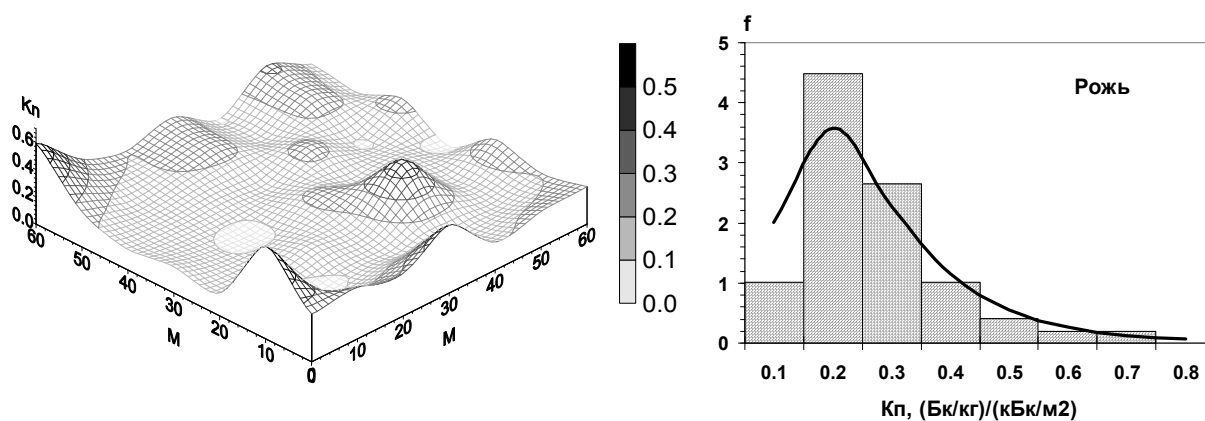


Рис. 3.2.- Пространственно-статистическая структура коэффициента перехода ^{137}Cs в цепи «почва-рожь» на экспериментальной площадке "Копачи".

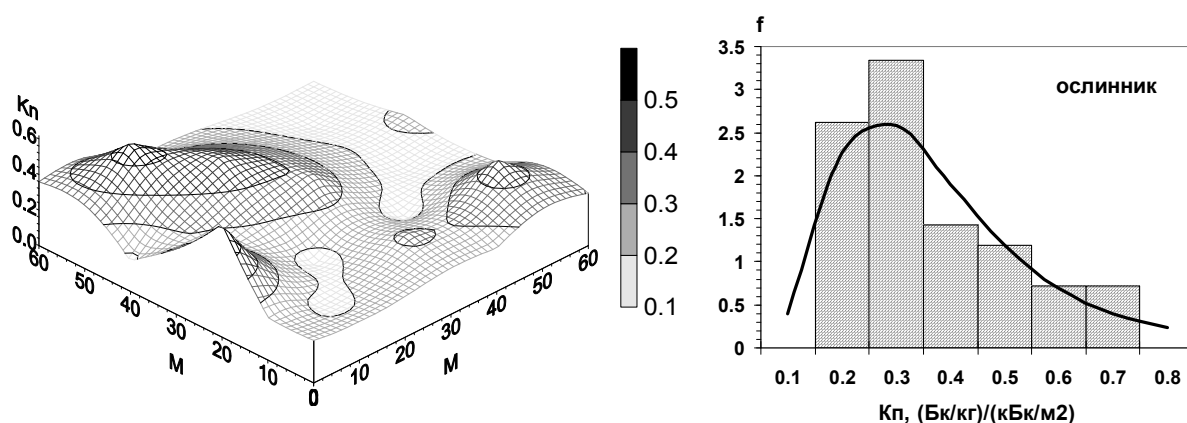


Рис. 3.3.- Пространственно-статистическая структура коэффициента перехода ^{137}Cs в цепи «почва-ослиник» на экспериментальной площадке "Весняное". В верхнем углу площадки ослиник не рос.

В работе /51/ изучались коэффициенты перехода ^{137}Cs для различных сельскохозяйственных культур в реальных условиях колхозного производства. Были охвачены практически все типы почв Украинского Полесья в загрязненных районах Киевской, Житомирской, Ровенской и Черниговской областей. Анализировались распределения вероятностей коэффициентов перехода ^{137}Cs для зерна озимой пшеницы (сорт Мироновская 808), зерна озимой ржи (сорт Киевская 80), зерна ячменя (сорт Носовский), кукурузы на силос (сорт Днепровский), люцерны (сорт Синегибридная), вики (сорт Белоцерковская), картофеля (сорт Луговский), белокочанной капусты (сорт Ранняя), томатов (сорт Искра), лука репки, огурцов (сорт Конкурент), сена сеяных трав, столовой зелени (укроп, петрушка) районированных в Украинском Полесье. Проведенные исследования также показали, что при фиксированных средних агрохимических характеристиках почвы коэффициент перехода является случайной величиной и его плотность распределения хорошо аппроксимируется логнормальным законом.

3.1 Вариабельность коэффициента перехода ^{137}Cs в растения и влияние на неё различных факторов

Исходя из определения коэффициента перехода в растения, дисперсия его логарифма s_k^2 обусловлена двумя факторами: дисперсией логарифма удельного содержания ^{137}Cs в пробах растений и дисперсией логарифма плотности загрязнения почвы экспериментальных площадок. Проведенный выше анализ оценок дисперсии логарифма удельного содержания ^{137}Cs в пробах растений и логарифма плотности загрязнения почвы на экспериментальных площадках (однородных по агрохимическим характеристикам почвы в силу малости их размеров) показал, что перечисленные величины не зависят от плотности загрязнения, типа выпадений, особенностей ландшафта и вида растений. Следовательно, это утверждение будет справедливо и для дисперсии логарифма коэффициента перехода.

С одной стороны, исходя из известных статистических выводов /25–27/, дисперсия логарифма коэффициента перехода s_k^2 может быть вычислена как

$$s_k^2 = s_p^2 + s_{\Pi}^2 - 2 \cdot r_{\Pi,p} \cdot s_p \cdot s_{\Pi} \quad (3.3)$$

где $r_{\Pi,p}$ — коэффициент корреляции между логарифмом плотности загрязнения почвы радионуклидом и логарифмом его удельного содержания в растениях.

С другой стороны, её можно получить непосредственно обрабатывая результаты измерений сопряженных проб «почва–растения».

На безградиентных по загрязнению площадках не должно наблюдаться зависимости между плотностью загрязнения почвы и его удельным содержанием в растениях, поскольку в этом случае все отклонения имеют случайный характер. Коэффициент корреляции между логарифмом плотности загрязнения почвы радионуклидом и логарифмом его содержания в растениях $r_{\Pi,p}$

должен быть близок к нулю. Это хорошо видно из результатов пробоотбора на экспериментальных площадках (Рис. 3.4). На указанном рисунке также для каждого вида растений прямыми линиями показаны концентрационные зависимости вида (3.1) (для среднего по площадке коэффициента перехода $K_{п,р}$). Из приведенного рисунка видно, что для того, чтобы в условиях существующих статистических разбросов экспериментально наблюдать зависимость между плотностью загрязнения почвы и загрязнением растений, различия плотности загрязнения в пределах экспериментальной площадки должны достигать порядка величины. Следует отметить, что отсутствие указанной корреляции в приведенных экспериментальных данных в пределах одной площадки говорит о безградиентности выбранных экспериментальных площадок.

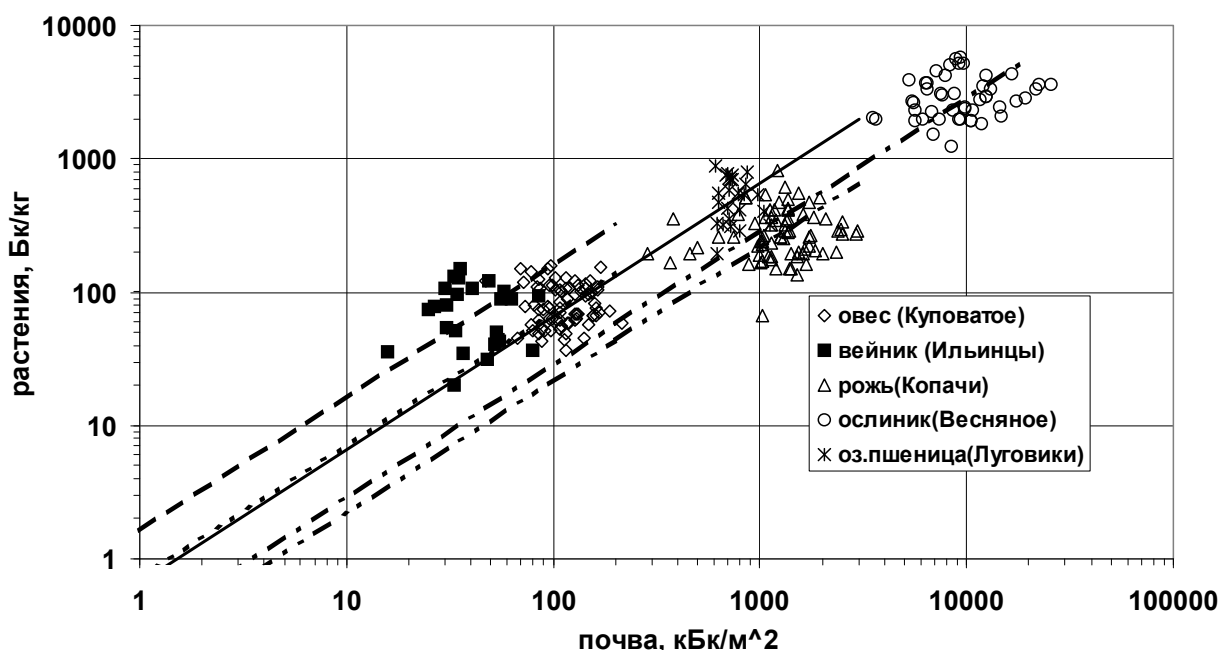


Рис. 3.4— Соотношение между плотностью загрязнением почвы ^{137}Cs и его удельным содержанием в растений на различных экспериментальных площадках. Линиями показаны соответствующие зависимости вида (3.1).

При отборе обобщенных проб почвы пробоотборником с площадью пробоотбора $>0.005 \text{ м}^2$ и относительной погрешностью измерения содержания ^{137}Cs в образцах проб почвы и растений на уровне $\pm\sigma$ не превышающей 10%, исходя из полученных выше оценок среднее значение (для всех культур и почв) среднего квадратического отклонения логарифма коэффициента перехода s_k вычисленное на основе выражения (3.3) равно

$$s_k = \sqrt{s_p^2 + s_{\Pi}^2} = \sqrt{0.31^2 + 0.39^2} = 0.5.$$

С другой стороны, в нашем распоряжении имеются (Рис. 3.5) значения средних квадратических отклонений логарифма коэффициента перехода ^{137}Cs для некоторых сельскохозяйственных и дикорастущих растений, выросших

на экспериментальных площадках, полученные непосредственно на основе измерения сопряженных проб "почва–растение" (Рис. 3.5). Среднее значение среднего квадратического отклонения логарифма коэффициента перехода ^{137}Cs для всех рассмотренных растений, полученное на основе сопряженных проб равно **0.52** (Рис. 3.5), что с учетом имеющихся погрешностей измерения и статистического разброса совпадает с полученной выше оценочной величиной. Этот факт является дополнительным подтверждением безградиентности загрязнения экспериментальных площадок.

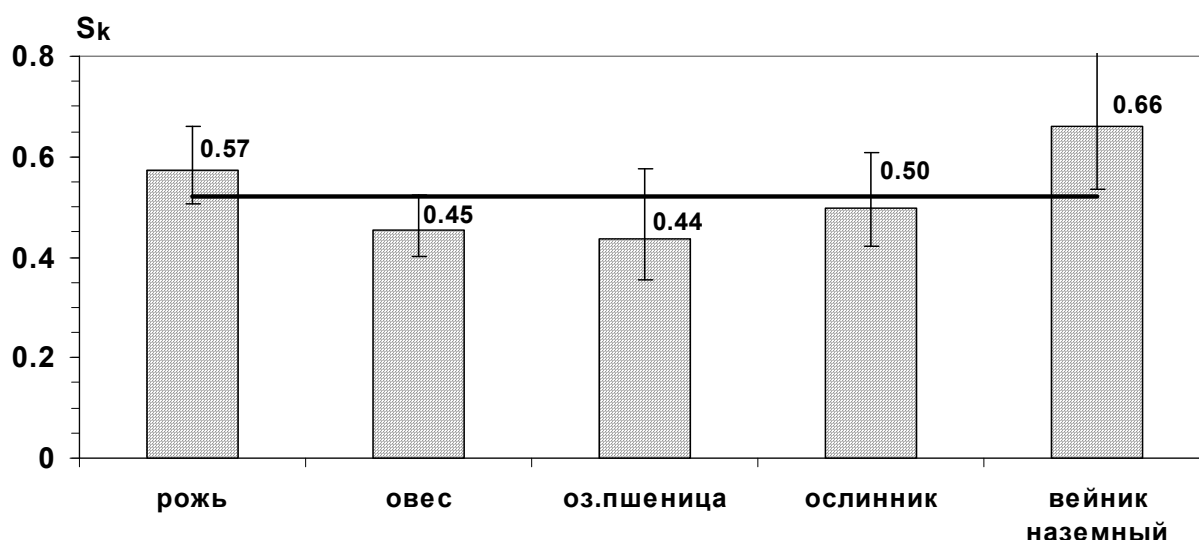


Рис. 3.5– Значения среднего квадратического отклонения логарифма коэффициента перехода ^{137}Cs в различные растения на экспериментальных площадках.

В 1988-1992 годах в УкрНИИСХР под руководством Бондаря П.Ф. проводилось широкое экспериментальное изучение коэффициентов перехода ^{137}Cs в различные сельскохозяйственные растения /56/. Опытные участки были расположены на дерново-подзолистой супесчаной почве с уровнем загрязнения ^{137}Cs 7.4-9.3 МБк/м² в зоне отселения Полесского района Киевской области (конденсационный след Чернобыльских выпадений). Полевые опыты проводились с соблюдением технологии выращивания культур в производственных условиях на делянках 2×3м. С каждой делянки отбиралось по 2 пробы растений. Приведенные в указанной работе данные были подвергнуты статистическому анализу с учетом динамики коэффициентов перехода и того, что они являются случайными величинами и подчиняются логнормальному закону.

На конденсационном следе выпадений динамика коэффициентов перехода ^{137}Cs в растения характеризуется их постепенным снижением. Это обусловлено в основном выносом ^{137}Cs из корнеобитаемого слоя почвы в подпахотные горизонты вследствие вертикальной миграции и фиксации его твердой фазой почвы. Поэтому общая вариабельность коэффициента перехода для конкретной сельскохозяйственной культуры за несколько лет состоит из

систематической составляющей, обусловленной его динамикой, и случайной составляющей. Предметом нашего рассмотрения является именно случайная составляющая. На основе зависимостей, характеризующих динамику коэффициентов перехода ^{137}Cs на дерново-подзолистых песчаных и супесчаных пахотных почвах [57], полученных по результатам многолетних наблюдений в период 1986-1994 гг, были оценены значения систематической составляющей общей дисперсии логарифма коэффициента перехода ^{137}Cs для различных сельскохозяйственных растений за время проведенных наблюдений с 1989 по 1993 год. Её медианное значение по всем рассмотренным культурам оценивается величиной **0.01**. При статистическом анализе данных Бондаря П.Ф. [56] для получения оценки дисперсии в конкретном году величина систематической составляющей была вычтена из общей дисперсии логарифма коэффициента перехода ^{137}Cs для каждой культуры. Полученные результаты показаны ниже на рисунках (Рис. 3.6–Рис. 3.7 – вариабельность логарифма удельного содержания ^{137}Cs по каждой культуре, Рис. 3.8 – усредненные результаты). Как видно из приведенных результатов (межвидовое различие среднего квадратического отклонения логарифма коэффициента перехода ^{137}Cs в конкретном году имеет случайный характер. Равенство вариации коэффициента перехода для зерна и стеблей растений вполне очевидно, поскольку загрязнение зерна пропорционально загрязнению стеблей растений. Таким образом, можно считать установленным, что среднее квадратическое отклонение логарифма коэффициента перехода ^{137}Cs в конкретном году не зависит от вида растений, их продуктивных частей. Полученная нами по данным Бондаря П.Ф. [56] оценка этой величины равна **0.38(± 0.14)**.

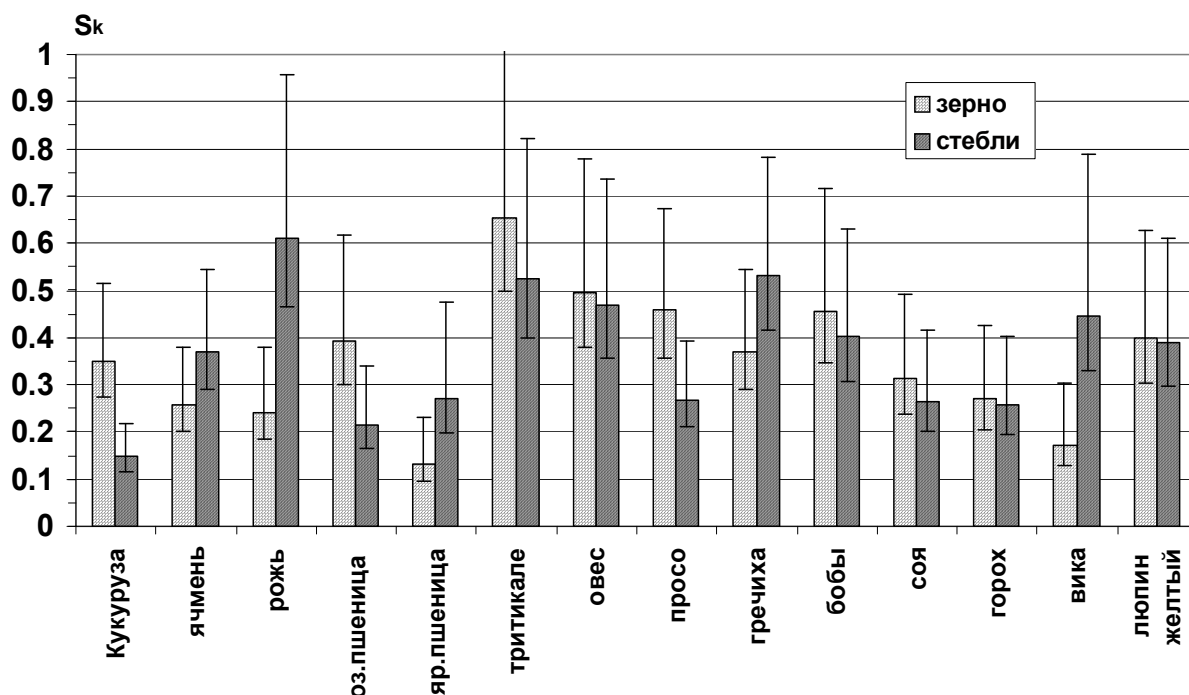


Рис. 3.6—Среднее квадратическое отклонение логарифма коэффициента перехода ^{137}Cs в различные зерновые сельскохозяйственные культуры в конкретный год, вычисленные по данным Бондаря П.Ф. [56].

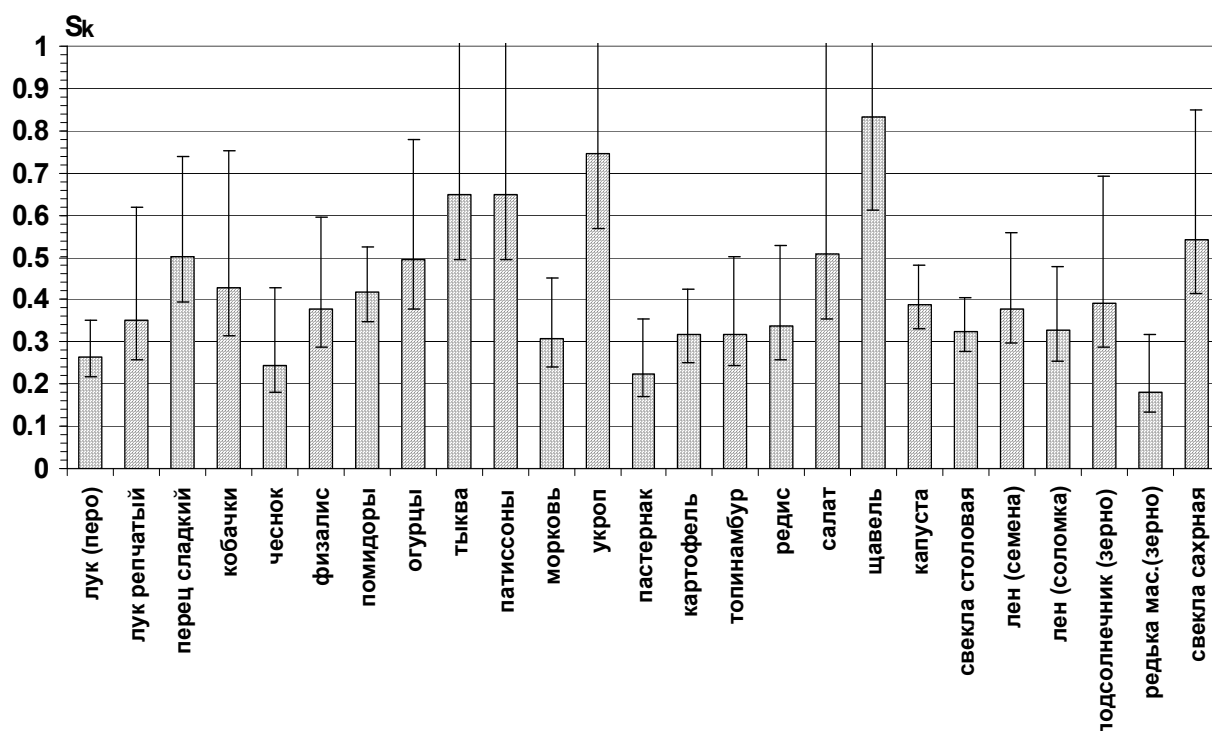


Рис. 3.7– Среднее квадратическое отклонение логарифма коэффициента перехода ^{137}Cs в овощные и технические культуры в конкретный год, вычисленные по данным Бондаря П.Ф. /56/.

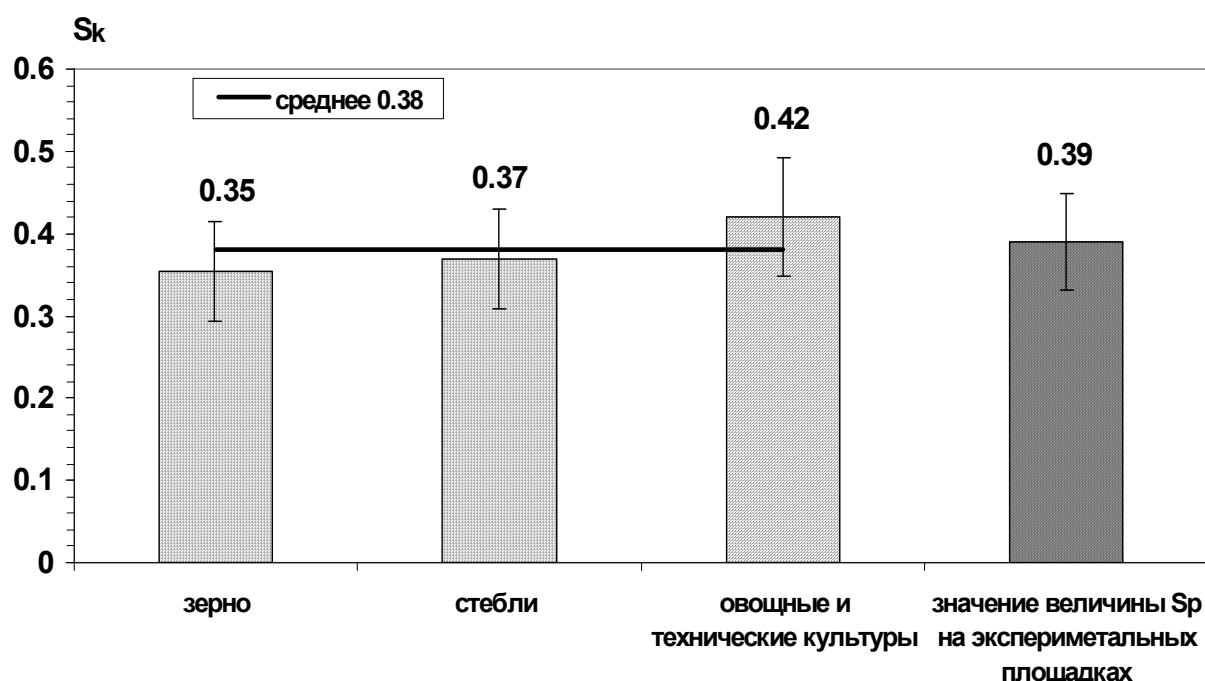


Рис. 3.8– Усредненные значения среднего квадратического отклонения логарифма коэффициента перехода ^{137}Cs для различных групп растениеводческой продукции в конкретный год, вычисленные по данным Бондаря П.Ф. /56/.

Следует отметить, что оцененные по данным Бондаря П.Ф. /56/ значения среднего квадратического отклонения логарифма коэффициента перехода

да ^{137}Cs в различные растения, в сущности, являются значениями среднего квадратического отклонения логарифма удельного содержания ^{137}Cs в растениях. Это связано с тем, что в цитируемой работе при вычислении коэффициента перехода использовалось среднее для всего экспериментального поля постоянное значение плотности загрязнения почвы ^{137}Cs . Поэтому ранее оцененная вариабельность содержания ^{137}Cs в растениях на однородных по загрязнению площадках (величина $S_p=0.39\pm 0.12$) практически совпадает с полученными оценками вариабельности коэффициента перехода (Рис. 3.8). Если бы на каждой опытной делянке отбирались сопряженные пробы почвы (5 рядом расположенных уколов пробоотборником диаметром $\varnothing 3.7\text{см}$), то усредненная величина среднего квадратического отклонения логарифма коэффициента перехода ^{137}Cs была бы близка к значению $s_k = \sqrt{s_p^2 + s_{\Pi}^2} \approx \sqrt{0.38^2 + 0.31^2} = 0.49$. Эта величина с учетом имеющихся погрешностей совпадает со значением **0.52**(± 0.083), полученным на экспериментальных площадках (Рис. 3.5).

В качестве оценки среднего квадратического отклонения логарифма коэффициента перехода ^{137}Cs на одном поле (участке) при принятом выше правиле отбора сопряженных проб «почва–растение» (площадь пробоотбора для растений $\leq 1\text{м}^2$ и $>0.005\text{ м}^2$ для почвы) независимо от вида растений, типа почвы и типа выпадений в первом приближении для дальнейших расчетов примем усредненную величину равную **0.51** со средним квадратическим отклонением 0.08.

3.2 Выводы по главе 3.

В результате проведенных исследований установлено, что в пределах однородных по агрохимическим характеристикам почвы участков:

- Коэффициент перехода ^{137}Cs в растения является случайной величиной и описывается логнормальным законом распределения вероятностей.
- Среднее квадратическое отклонение логарифма коэффициента перехода ^{137}Cs в растения не зависит от плотности загрязнения, типа выпадений, вида растительности и ее различных частей. В первом приближении при отборе сопряженных проб «почва–растение», при площади пробоотбора для растений $\leq 1\text{м}^2$ и $>0.005\text{ м}^2$ для почвы и относительной погрешности измерения содержания ^{137}Cs в пробах почвы и растений не превышающей 10% на уровне $\pm\sigma$, может рассматриваться как нормально распределенная случайная величина с известными параметрами $s_k \sim N(0.51; 0.08)$.

4. Статистические и временные характеристики загрязнения молока ^{137}Cs в населённых пунктах

Среди продукции животноводства молоко является наиболее чувствительным к колебаниям уровня загрязнения рациона животных. В зависимости от агроклиматических условий в течение пастбищного периода размах этих колебаний (разница между минимальным и максимальным уровнем загрязнения), например для хозяйств Ровенской области, может достигать порядка величины и более. На загрязнение молока влияют также условие содержания животных (стойловое, пастбищное) и состав рациона. В литературных источниках отмечается, что в общественном секторе загрязнение молока ^{137}Cs в пастбищный период в среднем в 1.4 раза превышает загрязнение молока ^{137}Cs в стойловый период /57,58,59/, однако в зависимости от конкретных условиях эта цифра может изменяться.

Анализ многочисленных данных по загрязнению молока ^{137}Cs как в общественном секторе так и в личных подсобных хозяйствах (ЛПХ), накопленных в после аварийный период позволяет рассматривать загрязнение молока в населенном пункте или на ферме в течении некоторого периода (например, календарного года) как величину, имеющую стохастическую природу. В конкретный момент времени содержание ^{137}Cs в молоке может рассматриваться как случайная величина с некоторым законом распределения вероятностей. Не останавливаясь подробно на природе этой случайности, отметим, что она является следствием неоднородности загрязнения ^{137}Cs сельскохозяйственных угодий, естественной неоднородности свойств почвы, видовыми особенностями растений и их долевым составом в рационе животных, индивидуальными особенностями животных, влиянием климатических факторов и т.д. На это накладываются также неизбежные ошибки проводимых измерений. Поэтому, первой задачей, предшествующей определению необходимого числа проб для достоверной оценки уровня загрязнения молока в конкретном населённом пункте, является анализ статистических характеристик загрязнения молока ^{137}Cs в населённых пунктах.

Для изучения статистических характеристик загрязнения молока ^{137}Cs в населенных пунктах были выбраны стада животных, принадлежащих ЛПХ, приуроченных к базовым хозяйствам. Ежемесячный объем отобранных проб молока приведен в таблице (Таблица 4.1).

Таблица 4.1. Численность молочного стада и ежемесячное число обследованных животных.

Населённый пункт	Урочище	Число голов в стаде (1997г)	Ежемесячный объём выборки
Полесский р-н с. Раговка		166	9-18 (июль-31)
Полесский р-н с. Луговики		86	9-10 (июнь-77)

Тарашанский р-н с.Ковшеватое	Клебаниха	135	9-13
	Будяцкий Яр	74	9-10
Овручский р-н с.Гладковичи		447	10-18 (июнь-89)
Лугинский р-н с. Липники		348	16-23
Народичский р-н с. Селець	Ризы	105	13-19
	Бродок	71	14-15
Черниговский р-н с. Пакуль		399	9-18 (июнь-38)
Дубровицкий р-н с.Милячи		540	16-21 (июль-32)

Содержание ^{137}Cs в отобранных пробах молока определяли спектрометрически. Погрешность измерения во всех случаях не превышала 15% на уровне ($\pm 2\sigma$). Характерная статистическая структура и динамика загрязнения молока в течение года для некоторых населенных пунктов показана на рисунках (Рис. 4.1–Рис. 4.4). На приведенных рисунках показана как медианные значения загрязнения молока ^{137}Cs , так и верхние значения с доверительной вероятностью $p=0.9$. На загрязнение молока ^{137}Cs в населенном пункте в конкретный момент пастбищного периода значительное влияние может оказывать число стад и их численность, выпасающихся на различных пастбищах (Рис. 4.2).

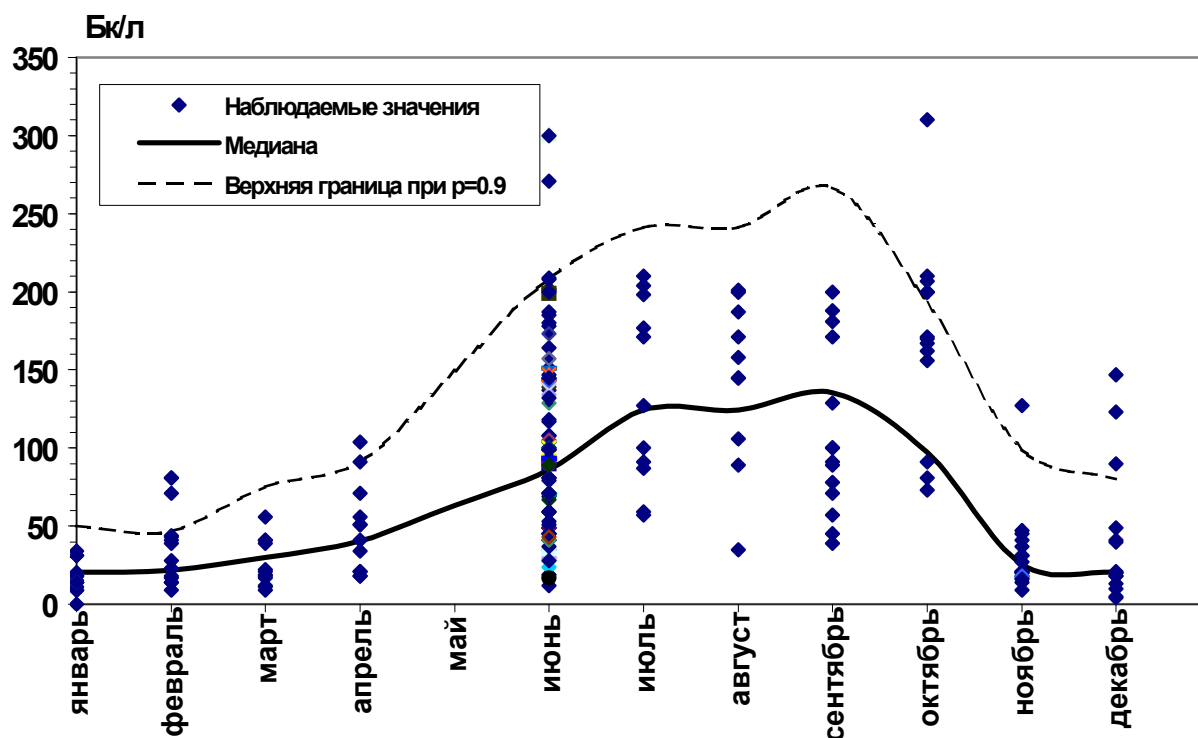


Рис. 4.1. - Годовая динамика загрязнения молока ^{137}Cs в населенном пункте с.Гладковичи Овручский район Житомирская область (1997г).

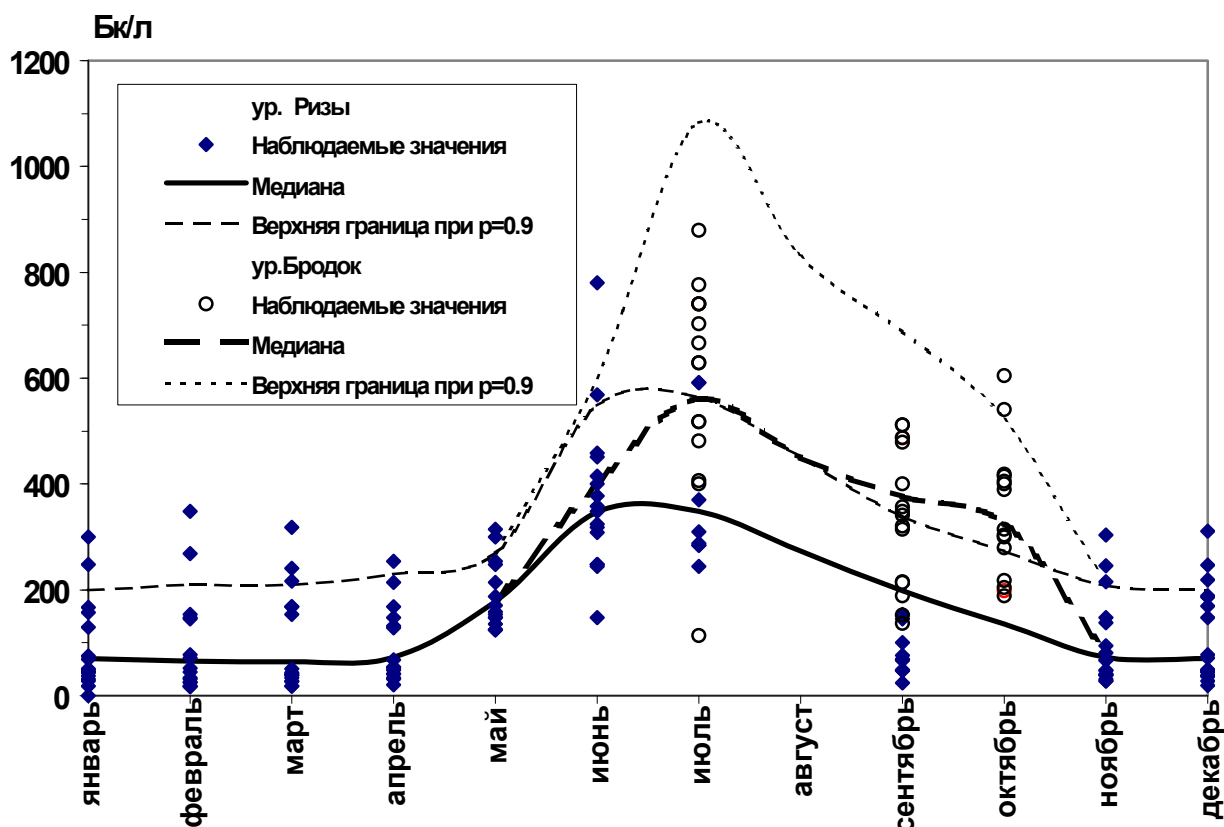


Рис. 4.2. - Годовая динамика загрязнения молока ^{137}Cs в населенном пункте с.Селец Народичский район Житомирська область для различных выпасов, урочищ (1997г).

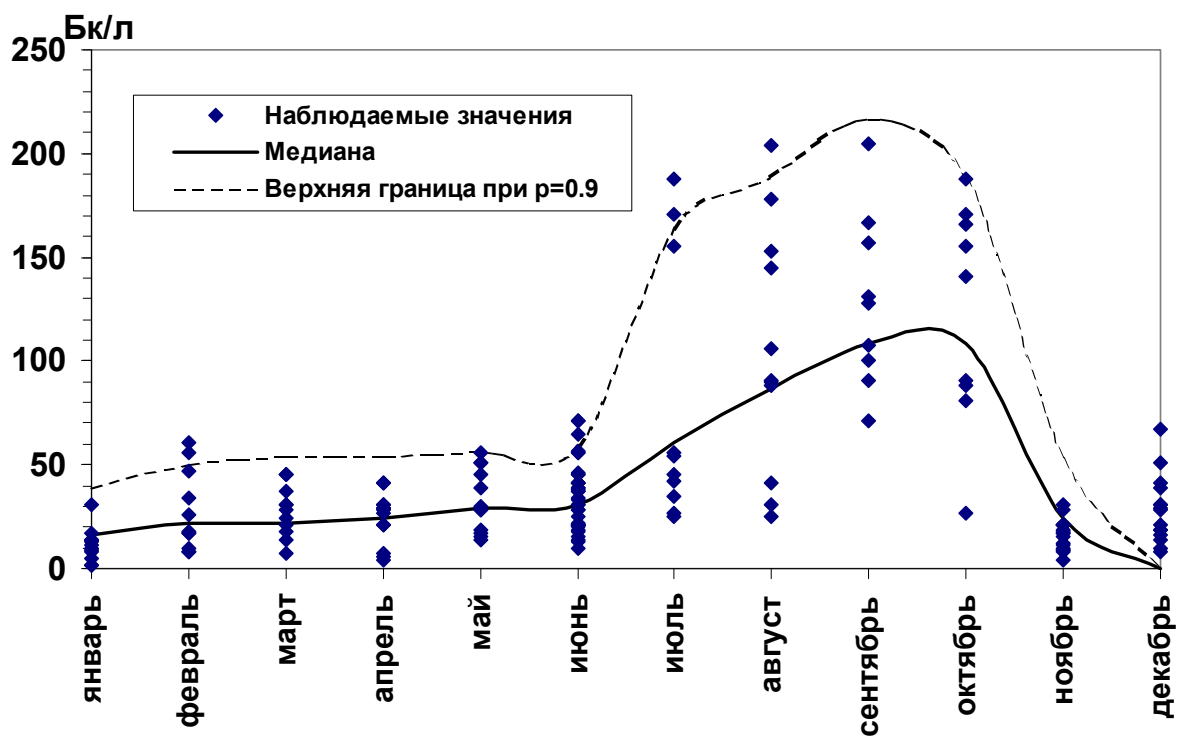


Рис. 4.3. - Годовая динамика загрязнения молока ^{137}Cs в населенном пункте с. Пакуль Черниговский район Черниговская область (1997г).

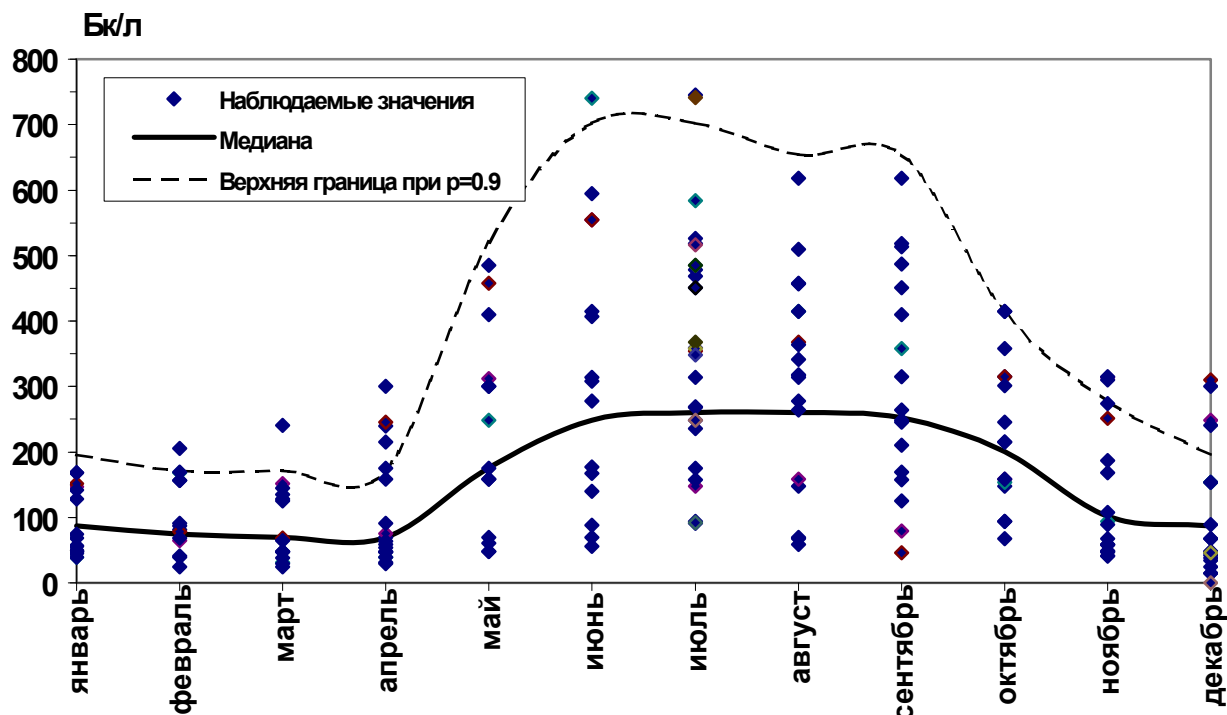


Рис. 4.4. - Годовая динамика загрязнения молока ^{137}Cs в населенном пункте с.Милячи Ровненская область, Дубровицкий район (1997г).

Статистическая обработка полученных данных и анализ многочисленных результатов измерения концентрации ^{137}Cs в молоке в населённых пунктах, расположенных в различных регионах, показывает, что удельная активность молока в рассматриваемый момент времени имеет значительный разброс и правостороннюю асимметрию. Причины, вызывающие разброс концентрации ^{137}Cs в молоке, подробно описаны в литературе (к примеру в /60/). Обработка статистического материала, полученного в многочисленных экспериментах с различными группами опытных животных и наблюдения за животными, находящимися в естественных условиях, показали, что концентрация ^{137}Cs в молоке коров в момент времени t $C_M(t)$, как сугубо положительная величина, хорошо описывается логнормальным законом распределения вероятностей /61/, который в этом случае имеет следующий вид

$$f(C_M(t)) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot C_M(t) \cdot s_M(t)} e^{-\frac{1}{2} \left(\frac{\ln(C_M(t)) - \mu_M(t)}{s_M(t)} \right)^2} \quad (4.1)$$

где

$\mu_M(t)$ - среднее значение логарифма концентрации ^{137}Cs в молоке в момент времени t ;

$s_M(t)$ - среднее квадратическое отклонение логарифма концентрации ^{137}Cs в молоке в момент времени t .

Проведенный статистический анализ результатов измерения отобранных в населенных пунктах проб молока показал, что распределение вероятностей для среднемесячной концентрации ^{137}Cs в молоке коров $C_m(t)$ в конкретный момент времени t , в населенном пункте (в рамках одного стада) как в стойловый, так и в пастбищный период также не противоречит логнормальному закону.

На рисунке (Рис. 4.5) в качестве примера это показано для населенного пункта Гладковичи Овручский район Житомирская область как в характерные месяцы стойлового и пастбищного содержания животных, так и в целом для этих периодов. При построении гистограмм для стойлового и пастбищного периодов, загрязнение молока ^{137}Cs , отобранного в течение месяца, нормировалось на соответствующее среднее значение.

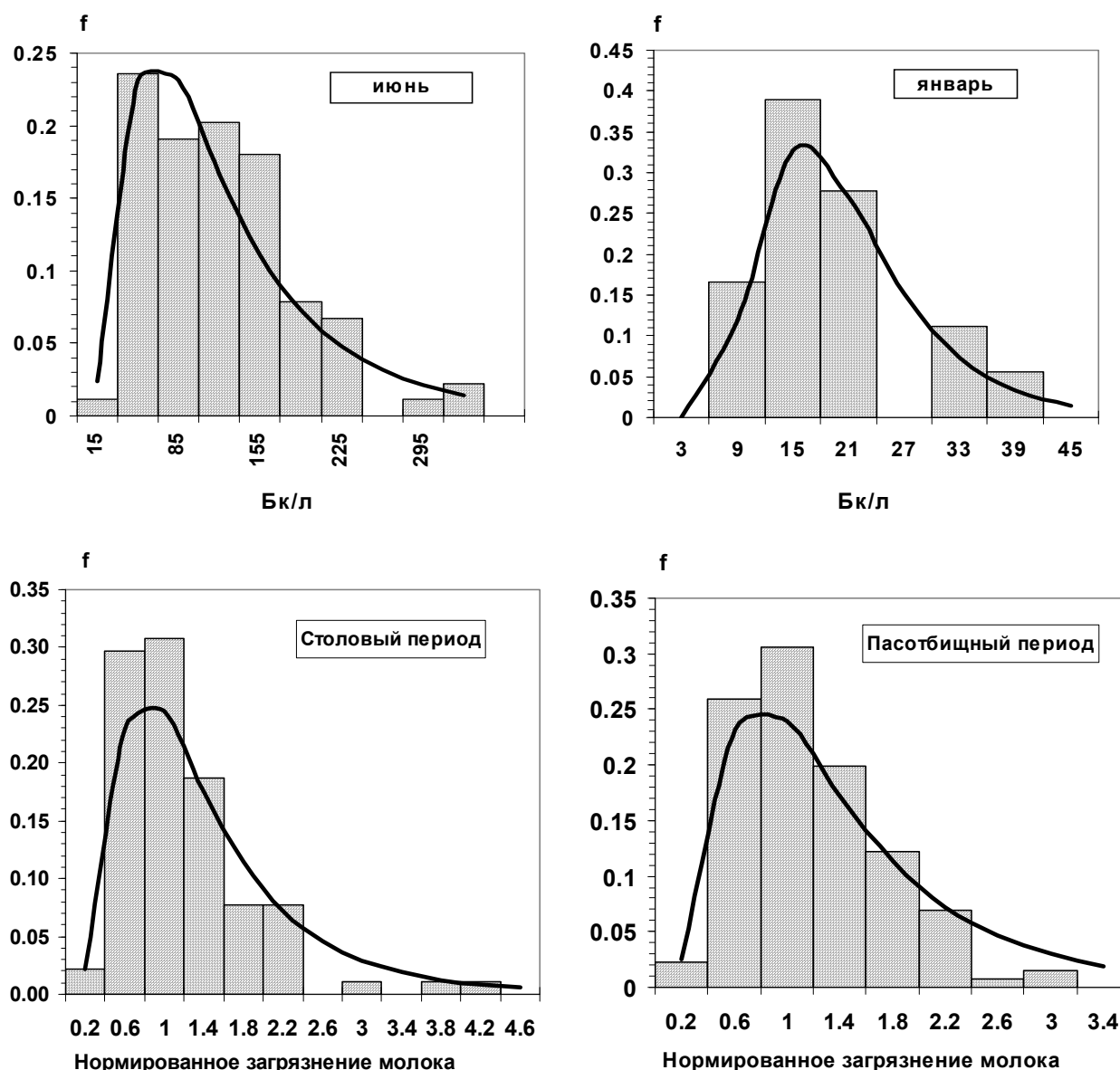


Рис. 4.5. – Гистограммы загрязнения молока ^{137}Cs для населенного пункта Гладковичи Овручский район Житомирская область в характерные месяцы стойлового и пастбищного периодов и их аппроксимация логнормальным законом

4.1 Анализ динамики и статистических характеристик загрязнения молока ^{137}Cs в населенных пунктах.

Логнормальный закон распределения вероятностей будет использован в дальнейшем при оценке и анализе статистических характеристик загрязнения молока в населённых пунктах.

На рисунках (Рис. 4.1–Рис. 4.4) показан результат аппроксимации наблюдаемой динамики загрязнения молока ^{137}Cs в населенных пунктах непрерывной функцией. Аппроксимация проведена следующим образом. На основе полученных результатов для каждого месяца были оценены параметры распределения $\mu_m(t)$ и $s_m(t)$. Медианные значения загрязнения молока ^{137}Cs рассчитывались по формуле

$$\bar{C}_m(t) = \exp(\mu_m(t)),$$

а верхняя граница наблюдаемых значений с уровнем значимости $q=0.1$ (выше её находится не более 10% наблюдаемых значений) по формуле

$$C_m^B(t) = \exp(\mu_m(t) + 1.28 \cdot s_m(t)).$$

При построении полученные значения были сглажены методом скользящей медианы /53/ по трем точкам.

Статистический анализ результатов проведенных измерений в населенных пунктах Раговка и Луговики Полесского района, расположенных смежно относительно трассы Полесское-Киев, показал, что различия в удельном содержании ^{137}Cs в молоке ЛПХ для них статистически не значимо. В связи с этим при дальнейшем рассмотрении и анализе результаты измерений удельного содержания ^{137}Cs в молоке ЛПХ для этих населенных пунктов были объединены, что увеличивает объем статистических данных, следовательно, и достоверность получаемых оценок. По аналогичной причине были объединены результаты измерений удельного содержания ^{137}Cs в молоке ЛПХ в населенном пункте Ковшеватое Таращанского района, полученные для различных пастбищ (урочищ). Результаты измерений удельного содержания ^{137}Cs в молоке ЛПХ в населенном пункте Селець Народического района, полученные для различных пастбищ (урочищ), анализировались отдельно, так как между ними существует статистически значимое различие (Рис. 4.2).

Как видно из приведенных рисунков сезонное удельное содержание ^{137}Cs в молоке ЛПХ для обследованных населенных пунктов в целом хорошо согласуется с закономерностями, изложенными в /59/. Однако динамика удельного содержания ^{137}Cs в молоке для каждого населённого пункта имеет свои характерные особенности.

Для того, чтобы удобно было сравнивать и анализировать эти особенности для каждого населенного пункта медианные значения удельного содержания ^{137}Cs в молоке были пронормированы на среднее удельное содержание ^{137}Cs в молоке, характерное для стойлового периода (ноябрь - март). Полученные результаты представлены на рисунке (Рис. 4.6), где по оси орди-

нат отложена кратность увеличения загрязнения молока ^{137}Cs в пастбищный период по отношению к стойловому периоду. Из рисунка видно, в рассмотренных населенных пунктах в пастбищный период медиана удельного содержания ^{137}Cs в молоке может возрастать от 2 до 8 раз. Причем максимальное удельное содержание ^{137}Cs в молоке в одних населенных пунктах приходится на весенне-летний период, в других на осенне-летний. Выделяются две группы населенных пунктов. Первая, классический случай /59/, характеризуется более-менее равномерным, относительно невысоким возрастанием (в среднем в 2-3 раза) удельного содержания ^{137}Cs в молоке в течение всего пастбищного периода. Во второй группе возрастанием удельного содержания ^{137}Cs в молоке в течение пастбищного периода носит ярко выраженный пиковый характер, со значительным возрастанием в момент пика (6-8 раз).

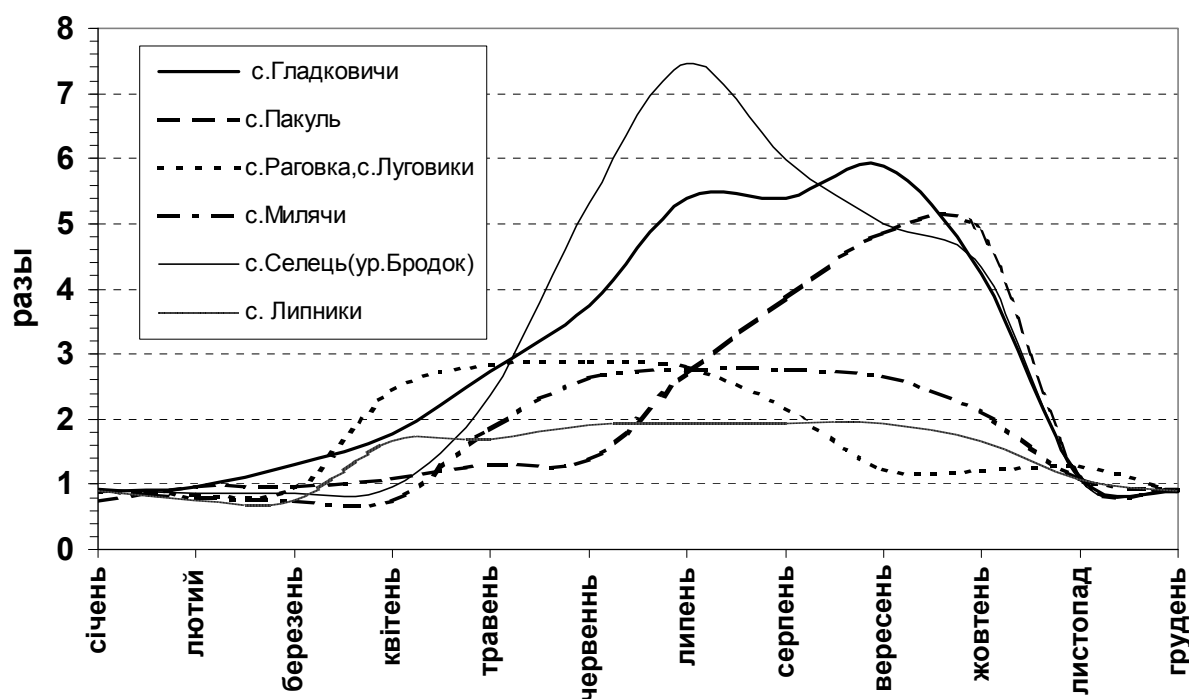


Рис. 4.6.- Кратность увеличения загрязнения молока ^{137}Cs в пастбищный период по отношению к стойловому периоду в различных населенных пунктах.

Другой важной статистической характеристикой содержания ^{137}Cs в молоке является вариабельность наблюдаемых величин в течение года. Характеристикой вариабельности в соответствии с выбранным законом распределения вероятностей (4.1) является s_m - среднее квадратическое отклонение логарифма концентрации ^{137}Cs в молоке. Выбор величины s_m для изучения вариабельности загрязнения радионуклидами молока и ее характеристики в населенных пунктах сделан по тем же соображениям, что и при изучении вариабельности плотности загрязнения почвы и растений (см. разделы 2.2.1 и 2.3.1). Сезонные изменения этой характеристики показаны ниже на рисунке (Рис. 4.7). Там же приведены соответствующие доверительные интервалы при доверительной вероятности $p=0.9$ для вычисленных значений s_m .

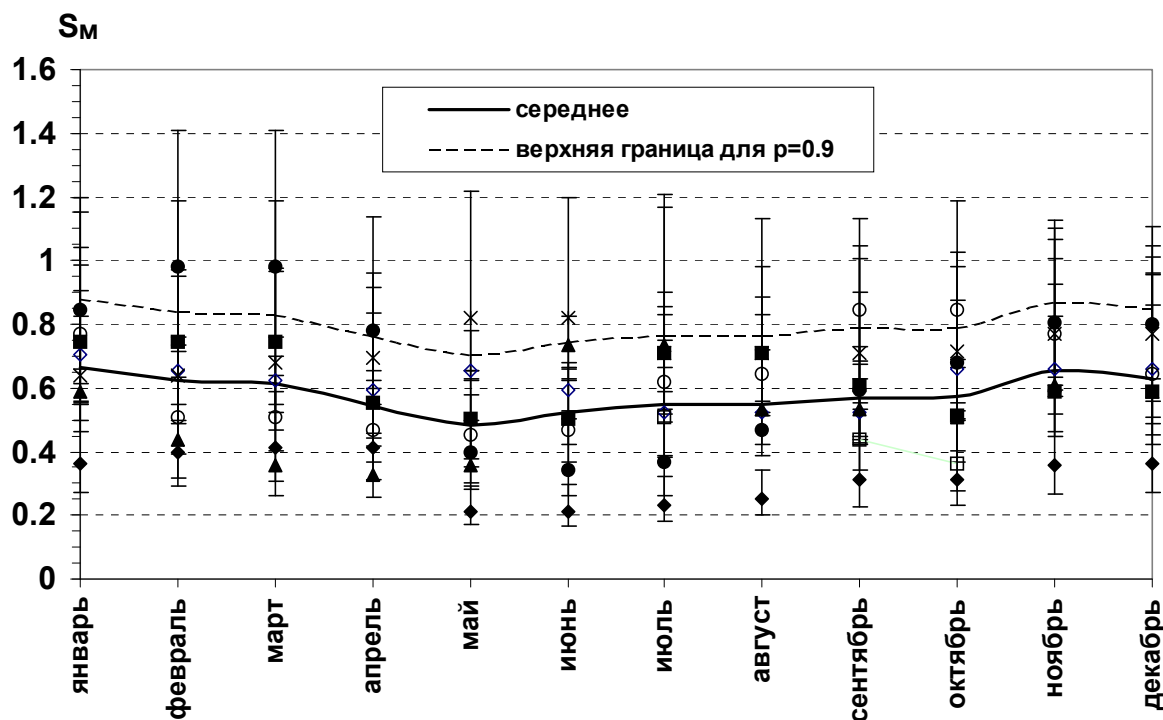


Рис. 4.7. - Годовая динамика среднего квадратического отклонения логарифма концентрации ^{137}Cs в молоке ЛПХ.

Из приведенного рисунка видно, что вариабельность удельного содержания ^{137}Cs в молоке ЛПХ также имеет сезонный характер. Одной из возможных причин, объясняющей это, может быть то, что в пастбищный период рацион животных, принадлежащих различным хозяйствам, имеет в основном одно и то же загрязнение по ^{137}Cs (животные выпасаются вместе). В стойловый же период загрязнение рациона животных более индивидуально (заготовление сена для животных хозяевами, в общем, производится на разных угодьях в сочетании с индивидуальной подкормкой).

Проведенные ранее в 1990-1992 гг в УкрНИИСХР исследования и анализ загрязнённости молока ЛПХ ^{137}Cs [57, 62] показывали, что в весенне-летний период среднее квадратическое отклонение логарифма удельного содержания ^{137}Cs в молоке, для населенных пунктов Козелецкого района Черниговской области, находится в пределах $0.15 < s_m < 0.30$, а для населенных пунктов Камень-Каширского, Любешовского и Маневичского районов Волынской области в пределах $0.16 < s_m < 0.40$.

Как видно из сравнения, полученные в настоящей работе значения среднего квадратического отклонения логарифма концентрации ^{137}Cs в молоке ЛПХ несколько выше, чем имеющиеся в цитируемых источниках и равно в среднем: 0.63 для стойлового периода (октябрь-март); 0.54 для пастбищного (апрель-сентябрь). Верхние границы средних значений соответственно равны 0.84 и 0.75.

4.2 Стохастическая модель загрязнения молока ^{137}Cs в населённых пунктах

Годовая динамика загрязнения ^{137}Cs молока животных конкретного региона, населенного пункта и стада животных, выпасающихся на определённых пастбищах (в урочищах) имеет свои специфические особенности. Это выражается как в абсолютном и относительном (по отношению к загрязнению молока в стойловый период) значении пика загрязнения молока ^{137}Cs (медианного значения) так и в моментах наступления этого пика. Для одной группы животных наибольшее загрязнение молока ^{137}Cs (медианное значение) имеет место в весенне-летний период (апрель-июль), для другой – в осенне-летний период (июль-октябрь), а для третьей группы практически в течении всего пастбищного периода (май-сентябрь). Все это говорит о том, что для того, чтобы иметь достоверные оценки уровня загрязнения молока ^{137}Cs (медианного значения) в ЛПХ конкретного населенного пункта в пастбищный период необходимо группировать животных по угодьям, на которых они выпасаются. Эта задача облегчается тем, что животные ЛПХ выпасаются в составе одного или двух стад, каждое на своих пастбищах или урочищах. Каждое такое стадо будем считать элементарной группой животных, для которой и предлагается ниже стохастическая модель удельного содержания ^{137}Cs в молоке. Следует отметить, что привязка животных к пастбищам и урочищам (формирование элементарных групп животных) необходима только для пастбищного периода (см. Рис. 4.6). В стойловый период элементарной группой животных можно считать всех животных, находящихся в ЛПХ в данном населенном пункте.

При создании сети опорных радиологических пунктов УкрНИИСХР базовые хозяйства выбирались таким образом, чтобы охватить все возможные региональные особенности, обуславливающие загрязнение радионуклидами сельскохозяйственной продукции (в том числе и молока) на территории, загрязненной в результате аварии на ЧАЭС. Таким образом, можно считать, что в первом приближении вариабельность содержания ^{137}Cs в молоке обследованных ЛПХ населенных пунктов характерна в целом для всей территории, подвергшейся радиоактивному загрязнению в результате аварии на ЧАЭС. Статистический анализ параметра вариабельности молока (s_m - Рис. 4.7) не выявил характерных особенностей, связанных с расположением населенных пунктов, его колебания от населенного пункта к населенному пункту имеют случайный характер. Поэтому параметр s_m будем рассматривать как случайную величину, которая подчиняется в первом приближении нормальному закону распределения вероятностей. Характеристики этой случайной величины приведены ниже в таблице, причем полученное среднее квадратическое отклонение не зависит от периода содержания животных.

Таблица 4.2.- Статистические характеристики среднего квадратического отклонение логарифма концентрации ^{137}Cs в молоке ЛПХ.

Характеристики	Логарифм концентрации ^{137}Cs в молоке	
	Стойловый период	Пастбищный период
Среднее значение	0.63	0.54
Среднее квадратическое отклонение	0.17	0.17
Коэффициент вариации	0.27	0.32

Для всех рассматриваемых населенных пунктов был проведен статистический анализ данных с целью выявления корреляционных связей между результатами измерений проведенных в смежные месяцы. Он показал отсутствие корреляционной связи между результатами как внутри стойлового, так и внутри пастбищного периода (модуль коэффициента корреляции $r \sim 0.1$) и наличие таковой на границах периодов (модуль коэффициента корреляции $r \sim 0.6$). Поэтому в первом приближении будем считать, что концентрация ^{137}Cs в молоке элементарной группы животных для каждого момента времени t является случайной величиной с логнормальным законом распределения вероятностей в каждый момент времени в течение года (4.1). Это распределение для каждого периода имеет свой параметр разброса (s - среднее квадратическое отклонение логарифма концентрации ^{137}Cs в молоке). Тогда для статистического описания концентрации ^{137}Cs в молоке можно использовать следующую стохастическую модель

$$f(C_M(t)) = \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{2\pi}C_M(t) \cdot s_M^c} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln(C_M(t)) - \mu_M^c(t)}{s_M^c}\right)^2} & \text{стойловый (t } \supset \text{ ноябрь - март)} \\ \frac{1}{\sqrt{2\pi}C_M(t) \cdot s_M^p} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln(C_M(t)) - \mu_M^p(t)}{s_M^p}\right)^2} & \text{пастбищный (t } \supset \text{ апрель - октябрь)} \end{cases} \quad (4.2)$$

где

$\mu_M^c(t) \{ \mu_M^p(t) \}$ - среднее значение логарифма концентрации ^{137}Cs в молоке в стойловый (пастбищный) период;

$s_M^c (s_M^p)$ - среднее квадратическое отклонение логарифма концентрации ^{137}Cs в молоке в стойловый (пастбищный) период.

Предложенную стохастическую модель можно упростить, если считать, что внутри пастбищного и стойлового периодов отсутствует динамика загрязнения молока (классический случай) и различие в средних уровнях загрязнения существует только между периодами. Однако, такая модель описания концентрации ^{137}Cs в молоке для пастбищного периода является доста-

точно грубой (см. Рис. 4.6). Но если средний логарифм концентрации ^{137}Cs в молоке в пастбищный период оценивать по результатам измерения ^{137}Cs в молоке в наиболее критическое время (время наибольшей концентрации ^{137}Cs в молоке), то полученные на основе упрощенной модели оценки будут консервативными (в запас).

Как уже отмечалось, критическое время для каждой элементарной группы животных индивидуально и определяется как региональными, так и местными условиями и к тому же будет иметь свои колебания от года к году. Для получения наиболее достоверных оценок (выявления этого периода и его годовых колебаний) каждый населённый пункт, подвергшийся радиоактивному загрязнению, должен быть обследован ежемесячно (по крайней мере в пастбищный период) в течение нескольких лет. В связи с большой трудоёмкостью этой задачи и вероятностной природой момента наступления наиболее критического периода (времени наибольшей концентрации ^{137}Cs в молоке), сделано следующее допущение – момент наступления наиболее критического периода не зависит от населённого пункта, а связан с погодными условиями и имеет случайный характер. Отсюда следует, что наибольшая концентрация ^{137}Cs в молоке (медианное значение) в зависимости от конкретного года и погодных условий может реализоваться в любой момент пастбищного периода.

Таким образом, оценка параметров $\mu_M^c(t) \{ \mu_M^p(t) \}$ для каждой элементарной группы животных должна производиться ежегодно в пастбищный и стойловый период.

Параметры, характеризующие разброс концентрации ^{137}Cs в молоке $s_M^c(s_M^p)$, должны ежегодно уточняться по совокупности данных для каждого периода. В первом приближении для получения консервативных оценок, связанных с загрязнением молока ^{137}Cs в населенных пунктах всей территории подвергшейся радиоактивному загрязнению в результате аварии на ЧАЭС, их следует принимать равными $s_M^c = 0.84$; $s_M^p = 0.75$.

4.3 Выводы по главе 4.

В результате проведенных исследований:

- Установлено, что загрязнения молока ^{137}Cs в ЛПХ различных населенных пунктов в заданный момент времени удовлетворительно описывается логнормальным законом распределений вероятностей.
- Оценены статистические параметры загрязнения молока коров ЛПХ ^{137}Cs в пастбищный и стойловый период. Получено, что относительная вариабельность содержания ^{137}Cs в молоке коров ЛПХ не зависит от региональных особенностей и определяется только условием содержания животных (стойловый период и пастбищный период).
- Среднее квадратическое отклонение логарифма удельного содержания ^{137}Cs в молоке ЛПХ не зависит от места расположения населенного пунк-

та. Оно может рассматриваться как нормально распределенная случайная величина с известными параметрами $s_M^c \sim N(0.63; 0.17)$ в стойловый период и $s_M^п \sim N(0.54; 0.17)$ в пастбищный период при относительной погрешности измерения содержания ^{137}Cs в пробах молока на уровне $\pm 2\sigma$ не выше 15%.

- Предложена стохастическая модель для описания загрязнения молока ^{137}Cs на протяжении года в ЛПХ.

5. Измерения радиоактивности в неоднородных по загрязнению пробах

Как уже отмечалось, одним из результатов Чернобыльской катастрофы стало загрязнение окружающей среды радиоактивными частицами. Это либо мелкодиспергированное ядерное топливо разрушенного блока (топливные частицы), либо изначально инертные аэрозольные частицы, ставшие во время аварии центрами конденсации высокоподвижных летучих радиоизотопов йода, цезия, окислов рутения и т.д. (конденсационные частицы). Несмотря на значительное время прошедшее с момента аварии, топливные частицы и сейчас являются важным фактором загрязнения почвы, в особенности в границах 30-км зоны ЧАЭС/2,3,4,5/. Наличие в отбираемых пробах таких частиц может существенно влиять на статистическую достоверность результата единичного измерения, поскольку процесс гомогенизации пробы при подготовке ее к измерению не может обеспечить однородность распределения активности во всем объеме пробы. При этом приборная погрешность измерения содержания радионуклидов в измеряемом образце (часть пробы) уже не будет характеризовать погрешность определения радионуклидов в пробе в целом. Например, при определении плотности загрязнения территории, удельной активности почвы и растительности, концентрации радиоактивных аэрозолей в атмосфере и интенсивности их выпадений /63, 64, 65/. Это говорит о необходимости выработки методов проведения гамма-спектрометрических, радиометрических и радиохимических измерений активности проб и корректной оценки погрешности измерения при условии объемной неоднородности загрязнения отобранных проб.

В качестве основных приемов выявления присутствия в объемной пробе топливных частиц при проведении измерений ее активности в настоящее время получили развитие метод деления пробы на несколько частей и метод последовательных перемешиваний измеряемого образца при гамма-спектрометрии [66,67]. Проведены также исследования возможности применения метода перемешивания для определения статистической достоверности результатов измерения /68/.

В настоящем разделе сделана попытка в реальных условиях отбора проб почвы в 30-км зоне оценить погрешность определения содержания радионуклидов в единичной пробе почвы, обусловленную объемной неоднородностью загрязнения измеряемой пробы, определить ее вклад в общую погрешность оценки плотности загрязнения почвы на безградиентных по загрязнению площадках.

5.1 Распределение вероятностей измеряемой активности единичной пробы, содержащей горячие частицы

В исследованиях /66/ при расчете вероятностей обнаружения в объемной пробе топливных частиц методом деления пробы на несколько частей для аппроксимации измеряемой активности такой пробы использовалось логнормальное распределение вероятностей.

При обнаружении в объемной пробе топливных частиц с применением метода последовательных перемешиваний проводится многократное измерение одного и того же взятого от пробы образца. После проведения одного измерения материал измеряемого образца выгружается из измерительного сосуда, перемешивается в условиях, предотвращающих его потерю, и загружается обратно для следующего измерения. Распределение вероятностей регистрируемой активности при таком подходе может быть получено путем теоретических выкладок на основе распределения Пуассона /68/. На рисунке (Рис. 5.1), заимствованном из /68/, показан вид теоретических плотностей вероятности распределений результатов измерений равномерно загрязненной пробы и пробы и пробы содержащей «горячую» частицу, с такой же активностью, как равномерно загрязненная проба. При расчетах в качестве измерительного сосуда брался цилиндр объемом 1000 см^3 , высотой 15.4 см при радиусе 4.55 см (в дальнейшем – цилиндрический сосуд 1000 см^3). Такая геометрия измерительного сосуда распространена в странах Европы. За результат измерения на рисунке взято регистрируемое число гамма квантов, которое пропорционально общей или удельной активности измеряемого образца. Как видно из приведенного рисунка распределения имеют явно выраженную правостороннюю асимметрию.

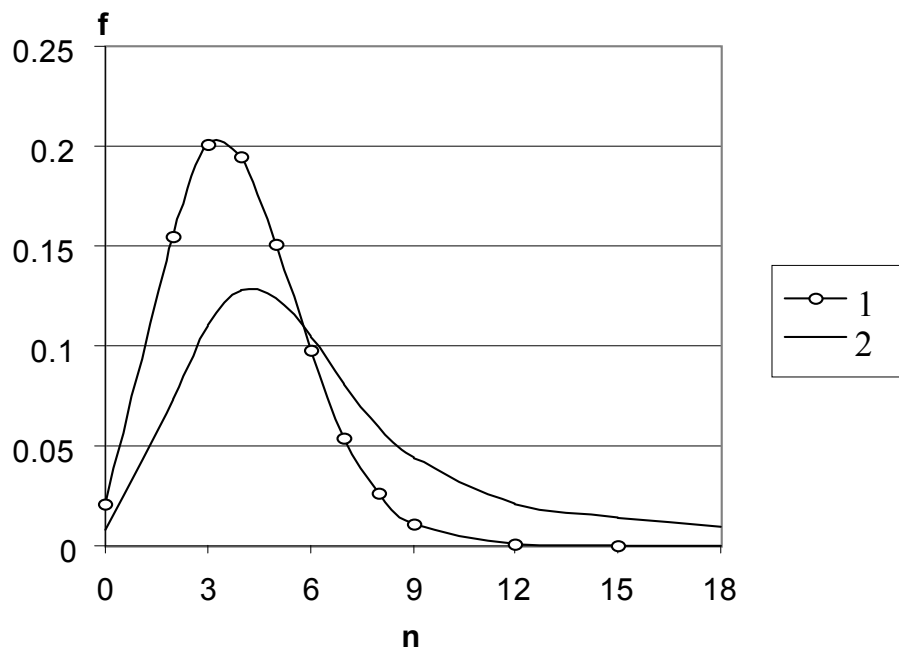


Рис. 5.1– Типичный вид теоретических дифференциальных распределений результатов гамма-спектрометрических измерений при перемешивании измеряемого образца: (1 – равномерно загрязненный измеряемый образец пробы почвы; 2 – тот же измеряемый образец, но содержащий одну горячую частицу с такой же активностью)

В ходе проведенных экспериментальных исследований /68/ в УкрНИИ-ИСХР были получены распределения результатов измерений трех равномерно загрязненных ^{137}Cs почв различной удельной активности. Почвы были отобраны на территориях, где отсутствует топливная компонента радиоактивного загрязнения.

- почва низкой удельной активности (≈ 50 Бк/кг) – дерново-подзолистая, оглейная, отобрана в Кировоградской области;
- почва средней удельной активности (≈ 1700 Бк/кг) – дерново-подзолистая, супесчаная, отобрана в Киевской области, село Бобер;
- почва высокой удельной активности (≈ 4900 Бк/кг) – дерново-подзолистая, супесчаная, отобрана в Киевской области, село Бобер.

После пробоподготовки от каждой пробы почвы было отобрано по одному измеряемому образцу объемом 1000 см^3 . Перемешивания и последующее гамма-спектрометрическое измерение ^{137}Cs в каждом образце было проведено по 25 раз, как в выше описанном цилиндрическом измерительном сосуде 1000 см^3 , так и в сосуде Маринелли емкостью 1000 см^3 (в дальнейшем сосуд Маринелли 1000 см^3). Затем в каждый образец было добавлено по одной горячей (топливной) частице известной активности по ^{137}Cs :

- почва низкой активности - частица с активностью $152 \pm 7\%$ Бк;
- почва средней активности - частица с активностью $1310 \pm 3\%$ Бк;
- почва высокой активности - частица с активностью $1060 \pm 2\%$ Бк.

Почва в каждом измерительном сосуде с добавленными частицами также была перемешана и промеряна по 25 раз.

После измерений с одной частицей, в каждый измеряемый образец добавили еще по одной частице:

- почва низкой активности - частица с активностью $151 \pm 6\%$ Бк;
- почва средней активности - частица с активностью $410 \pm 4\%$ Бк;
- почва высокой активности - частица с активностью $538 \pm 4\%$ Бк.

Процедура измерения образцов для каждой геометрии измерительного сосуда была аналогичной.

Ниже в качестве примера показаны полученные распределения измеренной удельной активности единичной пробы в сосуде Маринелли объемом 1000 см^3 (Рис. 5.2–Рис. 5.3) и в цилиндрическом измерительном сосуде 1000 см^3 (Рис. 5.4). Сплошными кривыми показана аппроксимация эмпирических распределений логнормальным законом распределения вероятностей.

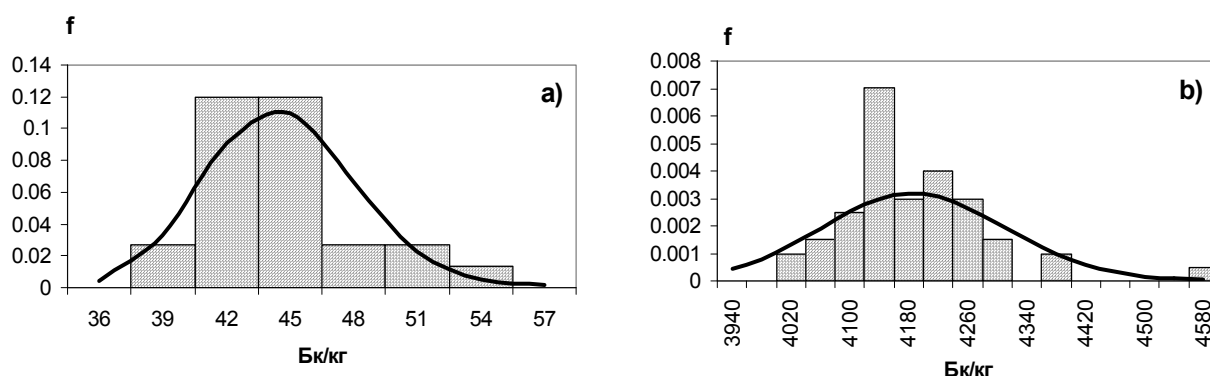


Рис. 5.2– Распределения измеренной удельной активности единичной пробы в отсутствии в измеряемом образце горячих частиц при измерении в сосуде Маринелли объемом 1000 см³: **а)** почва Кировоградской области; **б)** почва Киевской области, село Бобер

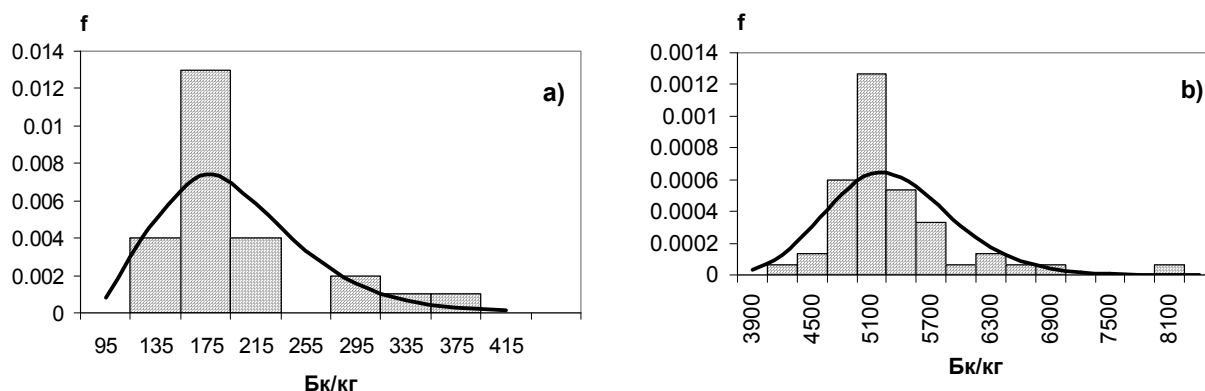


Рис. 5.3– Распределения измеренной удельной активности единичной пробы с присутствием в измеряемом образце одной горячей (топливной) частицы при измерении в сосуде Маринелли объемом 1000 см³: **а)** почва Кировоградской области; **б)** почва Киевской области, село Бобер

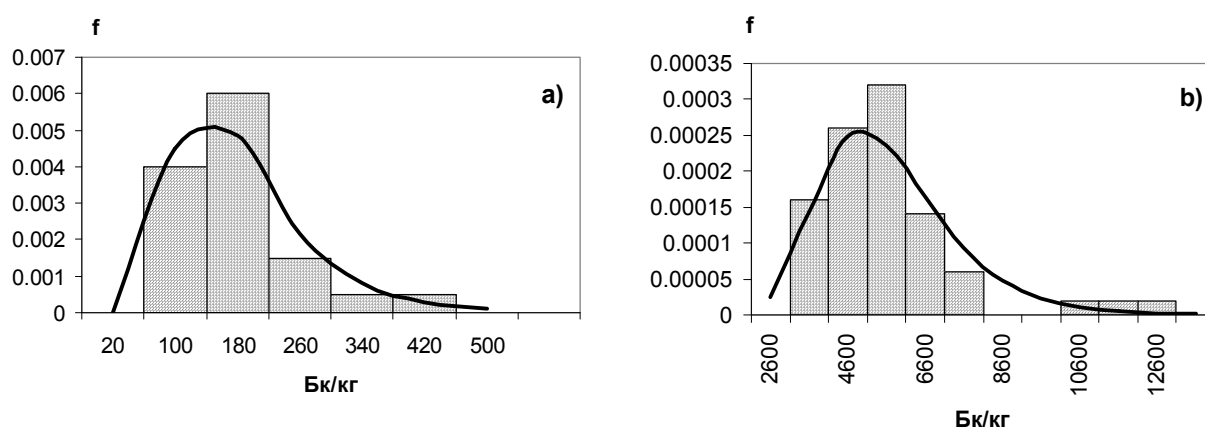


Рис. 5.4– Распределения измеренной удельной активности единичной пробы с присутствием в измеряемом образце двух горячих (топливных) частиц при измерении в цилиндрическом измерительном сосуде 1000 см³: **а)** почва Кировоградской области; **б)** почва Киевской области, село Бобер

Поскольку погрешности измерения образцов почвы средней и высокой активности были близки и гistogramмы распределения измеряемой активности единичной пробы для них оказались подобны, то на рисунках приведены результаты только для почвы с высокой активностью.

При проведении картирования 30-км зоны ЧАЭС /4, 40–42/ для определения валового содержания радионуклидов в почве от каждой пробы были отобраны четыре параллельных образца: три – для измерения в цилиндрическом сосуде объемом 100 см^3 (высота 3.4 см при радиусе 3.1 см, в дальнейшем цилиндрический сосуд 100 см^3) и одна для измерения в сосуде Мари-нелли 1000 см^3 . Измерения удельной активности навесок проводили на гамма-спектрометре с полупроводниковым детектором (GEM-30185) и пассивной защитой. Если относительный разброс между параллельными измерениями удельной активности ^{137}Cs в измеряемых образцах превышал 15%, то их снова смешивали и тщательно гомогенизировали до достижения требуемой однородности. Для целей нашего исследования такая процедура измерения является некоторой комбинацией метода деления пробы на несколько частей и метода последовательных перемешиваний. При однократном отборе измеряемых образцов он совпадает с методом деления пробы на несколько частей.

Результаты проведенных измерений с координатной привязкой хранятся в банке данных УкрНИИСХР. Из этого банка данных для анализа распределения измеряемой активности единичных проб были отобраны точки, характеризующие в 30-км зоне различные следы выброса, как по географическим направлениям, так и по физико-химическим свойствам радиоактивных выпадений, пробы в которых перемешивали и измеряли больше одного раза. Таким образом, была сформирована выборка проб ($n \approx 200$), с повышенной объемной неоднородностью. Результаты статистического анализа измерений удельной активности проб в цилиндрическом сосуде 100 см^3 (из выборки с повышенной объемной неоднородностью) в некоторых конкретных точках 30-км зоны приведены на рисунке (Рис. 5.6). Сплошными кривыми показана аппроксимация эмпирических распределений логнормальным законом распределения вероятностей. Как видно из приведенного рисунка распределения измеренной удельной активности ^{137}Cs единичной пробы почвы в отдельных точках удовлетворительно описывается логнормальным законом.

Для того чтобы проанализировать вид распределения вероятностей измеренной удельной активности ^{137}Cs в единичных пробах для конкретных следов выпадений из рассмотренной выше выборки были отобраны точки, четко принадлежащие тому или иному следу радиоактивных выпадений. Для каждого следа выпадений значения удельной активности ^{137}Cs в единичных пробах были нормированы на свое медианное значение и объединены в одну выборку.

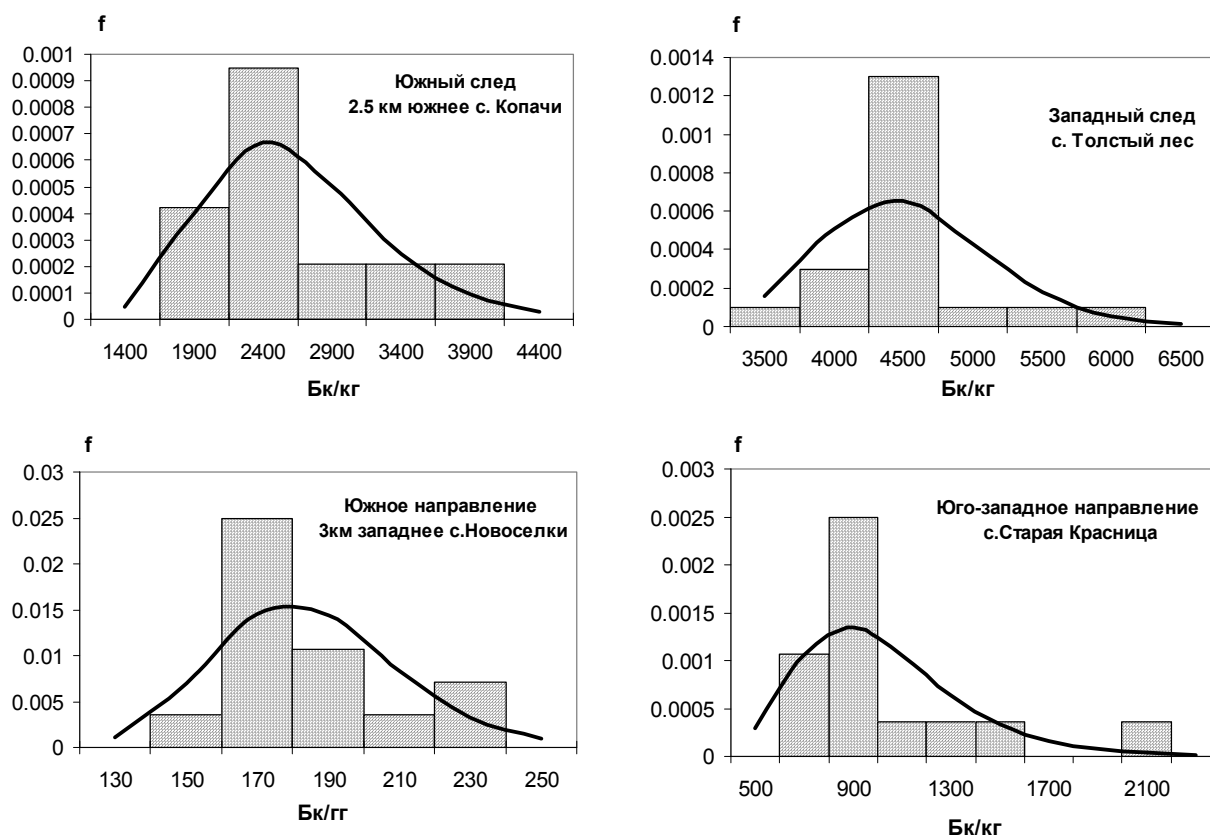


Рис. 5.5– Вид распределения измеренной удельной активности ^{137}Cs единичной пробы почвы в отдельных точках 30-км зоны

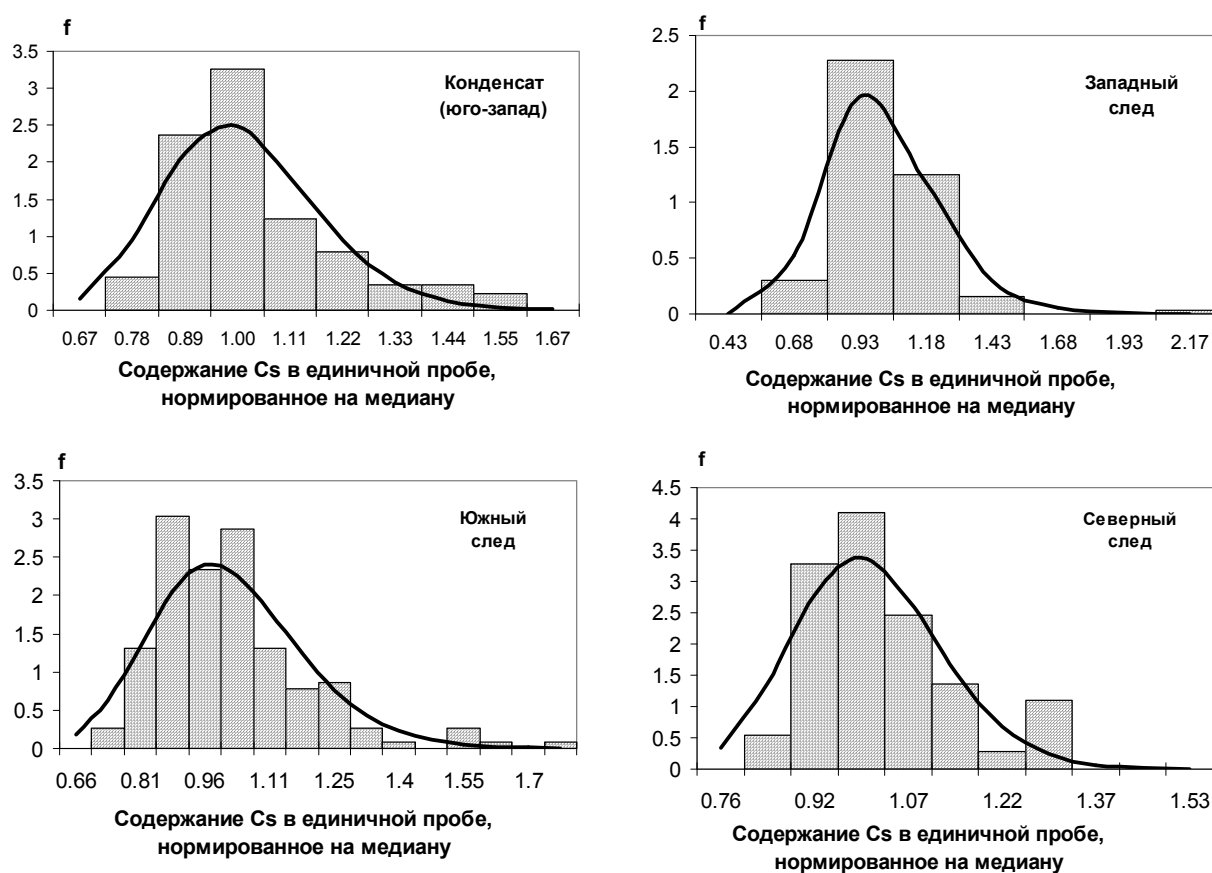


Рис. 5.6– Нормированные на медиану распределения измеренной удельной ^{137}Cs единичной пробы почвы в целом для разных направлений

Такая процедура позволяет судить о распределении измеряемой удельной активности единичной пробы почвы в целом на конкретном следе выпадений (конкретной территории) при условии, что вид закона распределения и его дисперсия одинаковы для всего следа. Результаты такого статистического анализа показаны на рисунке (Рис. 5.6). Сплошными кривыми показана аппроксимация эмпирических распределений логнормальным законом распределения вероятностей.

Результаты проведенного анализа показывают, что в качестве теоретической модели закона распределения вероятностей результатов гамма-спектрометрических измерений образцов пробы почвы с различной геометрией, имеющих объемную неоднородность, может быть взято логнормальное распределение вероятностей. Это распределение будет справедливо как для метода деления пробы на несколько частей, метода последовательных перемешиваний, так и для их комбинации. Однако, для каждого случая параметры закона распределения, в общем, будут свои.

При проведении в УкрНИИСХР исследований кинетики растворения чернобыльских топливных частиц и выщелачивания из них радионуклидов в различных почвах Зоны отчуждения /19–21/ было отобрано 115 проб почвы на основных следах радиоактивных выпадений (западном, северном и южном) и на удалении от ЧАЭС до 50 км. От каждой пробы было взято три образца объемом 100 см^3 , в которых была измерена активность ^{137}Cs и ^{90}Sr (применялся метод деления пробы на несколько частей). Для целей нашего исследования (изучение распределения измеряемой активности единичной пробы) полученные результаты измерений ^{137}Cs и ^{90}Sr в измеряемых образцах были пронормированы на соответствующие медианные значения удельного содержания этих радионуклидов в пробах. Это позволяет обобщить полученные результаты и построить соответствующие гистограммы (Рис. 5.7) распределения активности единичной пробы, которые были аппроксимированы логнормальным законом распределения вероятностей.

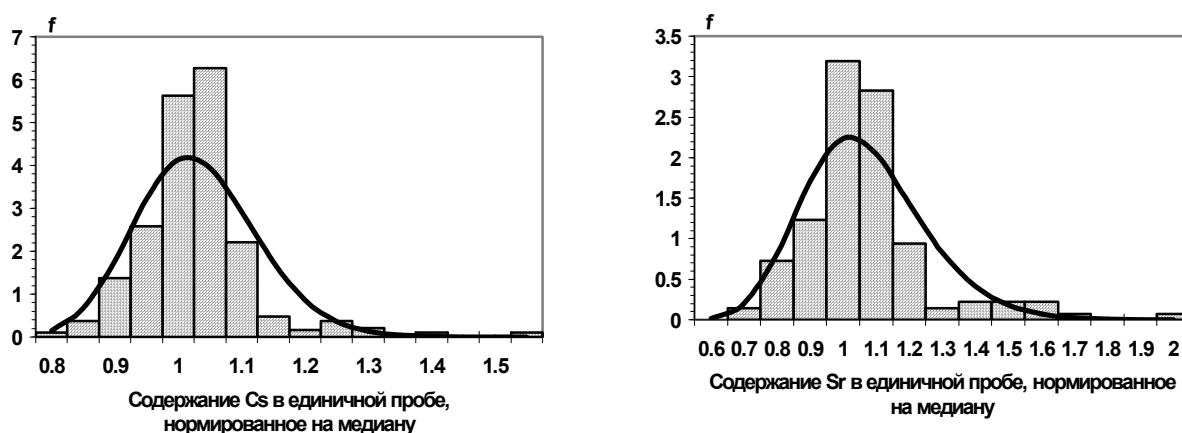


Рис. 5.7—Нормированные распределения измеренной удельной активности ^{137}Cs и ^{90}Sr единичной пробы почвы, полученные по результатам /19–21/

Как видно из приведенных рисунков распределения измеренной удельной активности ^{137}Cs и ^{90}Sr единичных проб почвы, отобранных на различных следах радиоактивных выпадений 30-км зоны, а также в местах с различными уровнями загрязнения, удовлетворительно описываются логнормальным законом. Это утверждение справедливо как для метода деления пробы на несколько частей, так и для метода последовательных перемешиваний измеряемых образцов.

Таким образом, в случае объемной неоднородности пробы удельная активность измеряемых образцов характеризует удельную активность пробы только с точностью до некоторого распределения вероятностей. Это распределение является мерой полученной информации (мерой знаний) об удельном содержании того или иного радионуклида в пробе.

5.2 Параметры распределения удельной активности проб почвы, содержащих горячие частицы

Поскольку вид закона распределения вероятностей удельной активности неоднородной пробы по результатам измерения взятых от неё образцов определен, то изучение статистических характеристик удельной активности единичной пробы, имеющей объемную неоднородность, сводится к оценке и анализу параметров логнормального закона распределения в различных условиях. Предметом нашего внимания в настоящем разделе является дисперсия логарифма удельной активности единичной пробы для комбинации метода деления пробы на несколько частей с методом последовательных перемешиваний. Величина дисперсии будет определяться наличием в пробе «горячих» частиц, размером и геометрией измеряемого образца и непосредственно погрешностью измерения. В качестве статистического материала использованы результаты гамма-спектрометрических и радиохимических измерений образцов взятых от проб почвы, проведенных при построении карты загрязнения ^{90}Sr 30 км зоны /40–42/ и результаты исследования кинетики растворения чернобыльских топливных частиц и выщелачивания из них радионуклидов в почвах Зоны отчуждения /19–21/.

При гамма-спектрометрических измерениях погрешность определяется непосредственно количеством регистрируемых импульсов и временем измерения. В свою очередь количество регистрируемых импульсов зависит от активности пробы и геометрии измерения навески. Поэтому дисперсия логарифма удельной активности единичной пробы ($s_{\text{н.пр.}}^2$) для фиксированной геометрии измеряемого образца, обусловленная только объемной неоднородностью пробы будет равна

$$s_{\text{н.пр.}}^2 = s_{\text{об.пр.}}^2 - s_{\text{изм}}^2 \quad (5.1)$$

где $s_{\text{об.пр.}}^2$ – общая дисперсия логарифма удельной активности единичной пробы, обусловленная всеми случайными факторами;

$s_{\text{изм}}^2$ – дисперсия логарифма удельной активности единичной пробы, обусловленная погрешностью измерения.

Дисперсия $s_{\text{изм}}^2$ полностью определяется относительной погрешностью измерения активности образца $\delta_{\text{изм}}$. В первом приближении для нее справедлива оценка $s_{\text{изм}}^2 \cong \left(\frac{\delta_{\text{изм}}}{z \cdot 100} \right)^2$, если определена на уровне $\pm z \cdot \sigma$.

Величина $s_{\text{н.пр.}}$ может служить показателем объемной неоднородности единичной пробы по активности, для различных радионуклидов.

На рисунке (Рис. 5.8) показаны значения этого показателя при измерении удельной активности ^{137}Cs по различным направлениям 30-км зоны, как для полной выборки, так и для выборки с повышенной объемной неоднородностью. Видно, что для топливных следов выпадений величина $s_{\text{н.пр.}}^{\text{Cs}}$ в целом несколько больше, чем для других частей 30-км зоны.

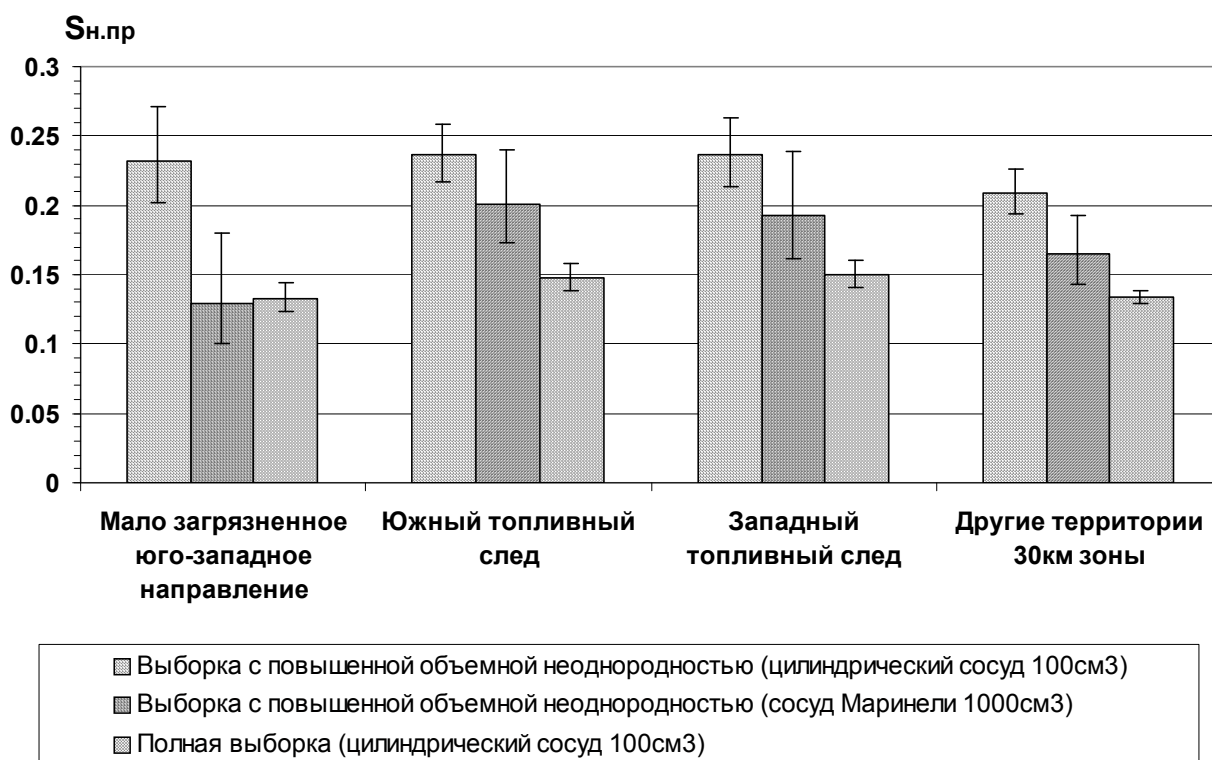


Рис. 5.8– Значение показателя объемной неоднородности $s_{\text{н.пр.}}^{\text{Cs}}$ при измерении удельной активности ^{137}Cs единичной пробы почвы для различных следов радиоактивных выпадений 30-км зоны.

Незначительное отличие этого показателя для различных частей зоны может говорить о том, что вероятность нахождения в отобранной пробе почвы «горячих» (топливных) частиц существенна для любого места зоны. Это косвенно подтверждается тем, что этот показатель для проб почвы, отобран-

ных в тоже время в населенном пункте с. Бобер и его окрестностях (конденсационный след радиоактивных выпадений) при измерении в цилиндрическом сосуде 100 см^3 равен **0.042**, что в **3.2** раза меньше чем для мало загрязненного юго-западного направления 30-км зоны ($s_{\text{н.пр.}}^{\text{Cs}} = 0.133$).

При искусственном внесении одной топливной частицы в загрязненную почву (с. Бобёр, конденсационный след) и измерении содержания ^{137}Cs в сосуде Маринелли 1000 см^3 (метод последовательного перемешивания измеряемого образца) величина $s_{\text{н.пр.}}^{\text{Cs}}$ в описанном выше эксперименте возрастала в 4 – 20 раз. При внесении двух частиц это возрастание составило 3 – 13 раз. Очевидно, что при возрастании в измеряемой пробе количества топливных частиц её объемная неоднородность уменьшается.

При естественном загрязнении проб почвы «горячими» (топливными) частицами и измерении содержания ^{137}Cs в цилиндрическом сосуде объемом 100 см^3 (комбинация перемешивания пробы с отбором для измерения трех образцов) величина $s_{\text{н.пр.}}^{\text{Cs}}$ по сравнению с конденсационным следом (с. Бобёр) возрастает:

- на западном топливном следе в среднем в **3.6** раза для полной выборки, в среднем в **5.6** раза для выборки с повышенной объемной неоднородностью и в отдельных случаях – более **16** раз;
- для мало загрязненного юго-западного сектора 30км зоны в среднем в **3.2** раза для полной выборки, в среднем в **5.5** раза для выборки с повышенной объемной неоднородностью и в отдельных случаях – более **11** раз.

Результаты, полученные по выборке проб с повышенной объемной неоднородностью, являются консервативными (несколько завышенными) оценками для соответствующих параметров.

В том случае если измерения содержания ^{137}Cs проводятся в сосуде Маринелли 1000 см^3 , то очевидно значение $s_{\text{н.пр.}}^{\text{Cs}}$ должно быть несколько ниже (измеряется большая масса, и она более равномерно располагается вокруг детектора). Это экспериментально подтверждается проведенными измерениями (Рис. 5.8). Для проб с повышенной объемной неоднородностью (консервативные оценки), для которых были проведены многократные измерения содержания ^{137}Cs в единичной пробе в обеих геометриях, значение $s_{\text{н.пр.}}^{\text{Cs}}$ для рассматриваемого сосуда Маринелли в среднем в **1.3** раза ниже, чем при измерении в цилиндрическом сосуде 100 см^3 . Это соотношение было использовано и для получения в первом приближении усредненных оценок $s_{\text{н.пр.}}^{\text{Cs}}$ по полной выборке. Таким образом, среднее квадратическое отклонение логарифма удельной активности единичной пробы по ^{137}Cs при измерении цилиндрической образца объемом 100 см^3 , обусловленное её объемной неоднородностью в целом для 30 км зоны в первом приближении оценивается величиной **0.14 ± 0.01** (средняя оценка), **0.23 ± 0.02** (консервативная оценка).

Соответствующие оценки при измерении сосуда Маринелли объемом 1000 см³ равны **0.11 ± 0.01** (средняя оценка), **0.17 ± 0.03** (консервативная оценка).

Результаты измерения активности ^{137}Cs и ^{90}Sr в единичной пробе почвы в одних и тех же образцах (объем 100 см³), полученные в результате исследования кинетики растворения чернобыльских топливных частиц в почвах Зоны отчуждения /19–21/, позволяют выявить дополнительные факторы, влияющие на вариабельность оценки удельной активности единичной пробы $s_{\text{н.пр.}}$, обусловленную её объемной неоднородностью. В указанных выше исследованиях в каждой пробе была определена доля активности, обусловленная присутствием в пробе топливных частиц на момент измерения. Это позволяет оценить влияние доли топливной компоненты на дисперсию логарифма оценки удельной активности ^{137}Cs и ^{90}Sr и их отношения в единичной пробе. Поскольку в каждой пробе своя доля топливной компоненты (при этом дисперсия логарифма удельной активности радионуклида оцененная по результатам измерения трех образцов имеет большой разброс, а средняя погрешность определения доли топливной компоненты составляла 10%) то результаты измерений были сгруппированы.

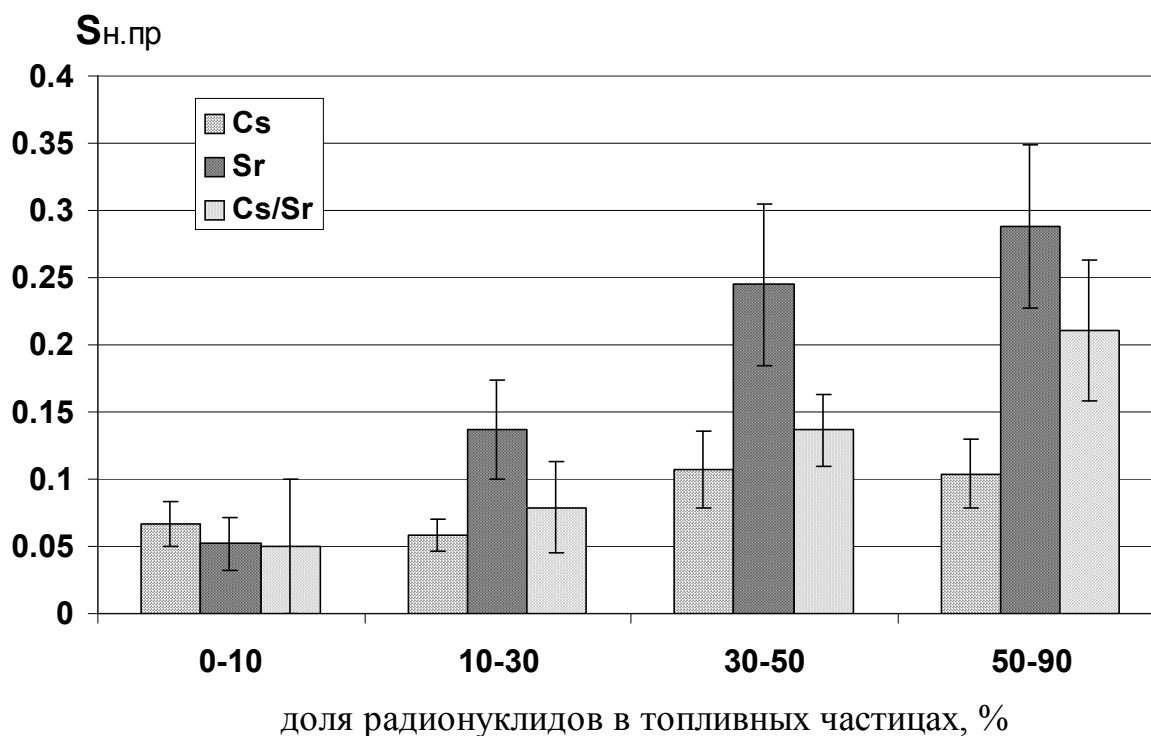


Рис. 5.9– Влияние доли топливной компоненты на показатель объемной неоднородности единичной пробы почвы при определении удельной активности ^{137}Cs и ^{90}Sr и их отношения.

В результате такой процедуры были получены усредненные по группам значения $s_{\text{н.пр.}}$ (Рис. 5.9), при этом медианные оценки общей дисперсии логарифма удельной активности единичной пробы $s_{\text{об.пр.}}^2$ были определены на

основе размаха в соответствии с имеющимися выводами математической статистики /25/.

Из приведенного рисунка видно, что при возрастании доли топливной компоненты величина $s_{н.пр.}$ растет как для ^{137}Cs и ^{90}Sr , так и для их отношения. Это вполне естественно, если в пробу попало несколько топливных частиц, которые в основном определяют активность пробы, то ее объемная неоднородность будет очень высокой (см. результаты по искусственному внесению в пробу топливных частиц). Сглаженное влияние доли топливной компоненты на величину $s_{н.пр.}^{\text{Cs}}$ обусловлено наличием значительной части активности ^{137}Cs в составе конденсационной (растворимой) компоненты загрязнения почвы радионуклидами. Топливные частицы находятся в верхнем слое почвы. Выщелачиваемый из топливных частиц ^{137}Cs в основном фиксируется почвой, а ^{90}Sr мигрирует в более глубокие слои. Поэтому для проб почвы с верхнего слоя такая картина будет наблюдаться в течение всего времени, пока все топливные частицы полностью не растворятся.

Аналогичная картина по объемной неоднородности единичной пробы почвы будет наблюдаться при измерении удельной активности других радионуклидов, находящихся в составе топливных частиц (в частности трансурановых элементов), с поправкой на их миграционную способность.

Оцененные на основе данных /19–21/, средние по группам значения показателя объемной неоднородности единичной пробы почвы при использовании метода деления пробы на несколько частей (Рис. 5.9) соответственно равны $s_{н.пр.}^{\text{Cs}} = 0.11 \pm 0.02$, $s_{н.пр.}^{\text{Sr}} = 0.20 \pm 0.04$, $s_{н.пр.}^{\text{Cs/Sr}} = 0.15 \pm 0.04$. Полученное усредненное значение $s_{н.пр.}^{\text{Cs}}$ (метод деления пробы на несколько частей) близко к ранее полученной средней оценке **0.14 ± 0.01** (суперпозиция указанных методов), однако несколько ниже. Это может быть объяснено двумя причинами. Использовались разные методы определения вариабельности ^{137}Cs в единичной пробе. Более высокая оценка получена по результатам измерения проб, отобранных равномерно по всей 30-км зоне, а более низкая оценка получена по результатам измерения проб, отобранных на разных типах почв имеющих в 30-км зоне, места отбора которых располагались не равномерно по зоне. Одиноко близость полученных оценок позволяет утверждать: первое – полученные средние оценки величин $s_{н.пр.}^{\text{Sr}}$ и $s_{н.пр.}^{\text{Cs/Sr}}$ в первом приближении справедливы для всей территории 30-км зоны; второе – величины $s_{н.пр.}^{\text{Cs}}$, $s_{н.пр.}^{\text{Sr}}$ и $s_{н.пр.}^{\text{Cs/Sr}}$ в первом приближении могут считаться независимыми от метода определения вариабельности в единичной пробе.

Таким образом, на основе экспериментальных данных установлено:

- пробы почвы, отобранные в 30-км зоне, вследствие присутствия топливной компоненты радиоактивных выпадений имеют существен-

ную объемную неоднородность по загрязнению радионуклидами, не устраняемую при гомогенизации;

- среднее квадратическое отклонение логарифма удельной активности единичной пробы отобранной в 30 км зоне, обусловленное её объемной неоднородностью, характеризуется:

- по ^{137}Cs ($s_{\text{н.пр.}}^{\text{Cs}}$) величинами **0.14 ± 0.01** (средняя оценка), **0.23 ± 0.02** (консервативная оценка) при измерении цилиндрических образцов объемом 100 см^3 и **0.11 ± 0.01** (средняя оценка), **0.17 ± 0.03** (консервативная оценка) при измерении сосуда Маринелли объемом 1000 см^3 ;
- по ^{90}Sr ($s_{\text{н.пр.}}^{\text{Cs}}$) величиной **0.20 ± 0.04** (средняя оценка), при измерении образцов объемом 100 см^3 ;
- по отношению Cs/Sr ($s_{\text{н.пр.}}^{\text{Cs/Sr}}$) величиной **0.15 ± 0.04** (средняя оценка), при измерении цилиндрических образцов объемом 100 см^3 .

Общее среднее квадратическое отклонение логарифма удельной активности рассмотренных радионуклидов или их отношения в единичной пробе (относительная погрешность их определения в пробе) $s_{\text{об.пр.}}$ может быть оценено согласно выражению

$$s_{\text{об.пр.}} = \sqrt{s_{\text{н.пр.}}^2 + s_{\text{изм.}}^2} \quad (5.2)$$

Оно обусловлено приборной погрешностью измерения содержания радионуклидов в измеряемом образце и объемной неоднородностью загрязнения пробы. При этом $s_{\text{изм.}}^2 \text{ Cs/Sr} = s_{\text{изм.}}^2 \text{ Cs} + s_{\text{изм.}}^2 \text{ Sr}$. При измерении цилиндрического образца объемом 100 см^3 и $\delta_{\text{изм.}} \leq 5\%$ на уровне $\pm\sigma$ относительная погрешность определения рассматриваемых величин в пробе практически полностью определяется объемной неоднородностью пробы, пренебрежение которой может привести к серьезным ошибкам при интерпретации результатов измерения.

Тот факт, что величина $s_{\text{н.пр.}}^{\text{Cs/Sr}}$ находится между величинами $s_{\text{н.пр.}}^{\text{Cs}}$ и $s_{\text{н.пр.}}^{\text{Cs}}$, объясняется чисто статистическими свойствами рассматриваемых оценок. Для разности коррелированных случайных величин (какими являются $\ln(\text{Cs})$ и $\ln(\text{Sr})$ в пробе) справедливо соотношение

$$s_{\text{об.пр.}}^{\text{Cs/Sr}} = \sqrt{\left(s_{\text{об.пр.}}^{\text{Cs}}\right)^2 + \left(s_{\text{об.пр.}}^{\text{Sr}}\right)^2 - 2 \cdot r_{\ln(\text{Cs}), \ln(\text{Sr})} \cdot s_{\text{об.пр.}}^{\text{Cs}} \cdot s_{\text{об.пр.}}^{\text{Sr}}}, \quad (5.3)$$

где $r_{\ln(\text{Cs}), \ln(\text{Sr})}$ соответствующий коэффициент корреляции, который в данном случае равен 0.94.

5.3 Минимально необходимое число измеряемых образцов для оценки содержания ^{137}Cs в индивидуальной пробе почвы, содержащей горячие частицы

Зная характеристики объемной неоднородности проб почвы отбираемых в 30-км зоне, можно определить минимально необходимое число измерений (образцов) необходимое для оценки с заданной относительной погрешностью δ медианного значения содержания ^{137}Cs в индивидуальной пробе почвы при доверительной вероятности p и относительной приборной погрешности измерения $\delta_{\text{изм}}$ взятой на уровне $\pm 2\sigma$ *)

$$n \geq \left\{ \frac{U_p \cdot s_{\text{н.пр}}}{\ln(1 + \delta)} \right\}^2 + \left\{ \frac{0.005 \cdot U_p \cdot \delta_{\text{изм}}}{\ln(1 + \delta)} \right\}^2 = n_{\text{н.пр}} + n_{\text{изм}}. \quad (5.4)$$

где $n_{\text{н.пр}}$ - число измеряемых образцов, обусловленное объемной неоднородностью пробы;

$n_{\text{изм}}$ - число измеряемых образцов, обусловленное приборной погрешностью.

$\delta_{\text{изм}}$ на уровне $\pm 2\sigma$ взята по той причине, что по существующим методикам измерения как правило проводятся именно с такой погрешностью.

Ниже на рисунках (Рис. 5.10, Рис. 5.11) приведены номограммы, которые позволяют быстро определить минимально необходимого числа измерений (измеряемых образцов) для определения с заданной относительной погрешностью δ медианного содержания ^{137}Cs в индивидуальной пробе при доверительной вероятности $p=0.95$ и относительной погрешности измерения на уровне $\delta_{\text{изм}}$ взятой на уровне $\pm 2\sigma$. Эти номограммы рассчитаны для случая консервативных оценок величины $s_{\text{н.пр}}^{\text{Cs}}$ равных **0.23** при измерении цилиндрического образца 100 см^3 и **0.17** (консервативная оценка) при измерении сосуда Маринелли 1000 см^3 . При их построении число измеряемых образцов, вычисленное по формуле (5.4), округлено до целого значения.

*) подробно о формуле (5.4) в разделе 6.

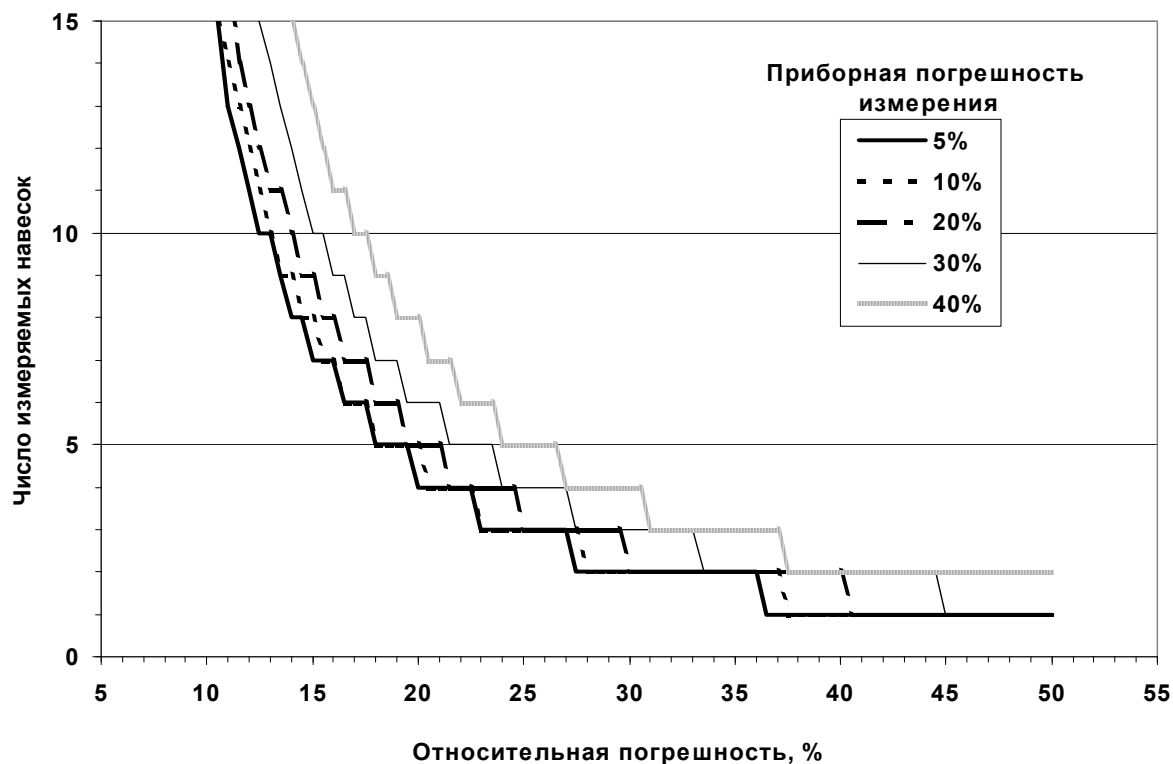


Рис. 5.10. - Номограммы расчета минимально необходимого числа измеряемых цилиндрических образцов 100 см³ для определения с заданной относительной погрешностью δ медианного содержания ^{137}Cs в индивидуальной пробе.

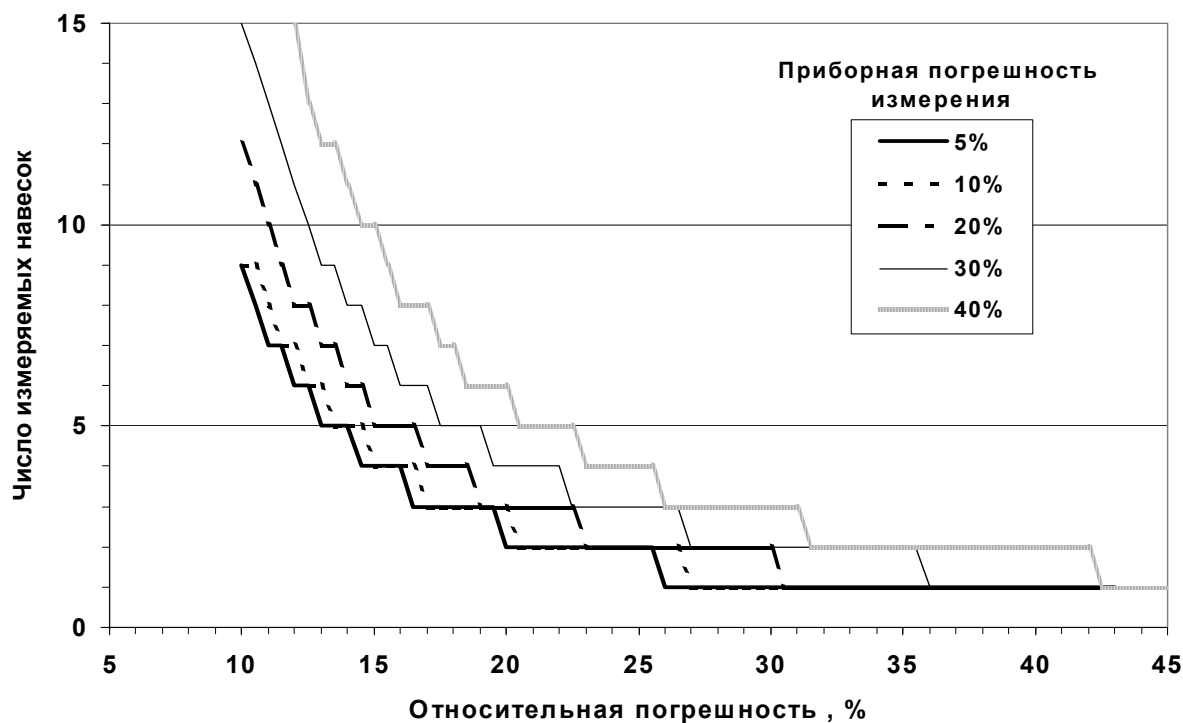


Рис. 5.11. - Номограммы расчета минимально необходимого числа измеряемых образцов в сосуде Маринелли 1000 см³ для определения с заданной относительной погрешностью δ медианного содержания ^{137}Cs в индивидуальной пробе.

Пусть необходимо рассчитать минимально необходимое число измеряемых образцов для определения медианного содержания ^{137}Cs в индивидуальной пробе почвы с заданной относительной погрешностью δ равной 20%.. Проба отобрана в 30 км зоне и содержит топливные частицы. Измерения образцов могут быть проведены с относительной погрешностью 10% и 30% на уровне $\pm 2\sigma$.

- Если будут измеряться цилиндрические образцы объемом 100 см^3 , то по номограмме (Рис. 5.10) их должно быть не менее **5** при относительной приборной погрешности измерения 10% или не менее **6** при относительной приборной погрешности измерения 30%.
- Если измеряемым образцом будет сосуд Маринелли 1000 см^3 , то из номограммы (Рис. 5.11) их должно быть не менее **3** при относительной приборной погрешности измерения 10% или не менее **4** навесок при относительной приборной погрешности измерения 30%.

Здесь следует отметить следующее. Если от пробы почвы (с топливными частицами) отбирается и измеряется только один образец (как это делается обычно) с приборной погрешностью измерения $<10\%$ на уровне $\pm 2\sigma$, то определение содержания ^{137}Cs в индивидуальной пробе при доверительной вероятности $p=0.95$ происходит с относительной погрешностью $\cong 37\%$ при измерении цилиндрического образца объемом 100 см^3 и с относительной погрешностью $\cong 27\%$ при измерении сосуда Маринелли 1000 см^3 .

Поскольку число регистрируемых распадов пропорционально времени измерения, а их число в единицу времени подчиняется распределению Пуассона, для которого дисперсия равна математическому ожиданию, то нетрудно получить, что соотношение между временами одного измерения, которые обеспечивают погрешности $\delta_{\text{изм}, t_1}$ и $\delta_{\text{изм}, t_2}$ имеет вид

$$\frac{t_2}{t_1} = \left(\frac{\delta_{\text{изм}, t_1}}{\delta_{\text{изм}, t_2}} \right)^2. \quad (5.5)$$

Отсюда общее минимально необходимое время для определения с относительной погрешностью 20% медианного содержания ^{137}Cs в одной пробе почвы (содержащей топливные частицы) будет:

- в **7.5** раза больше при измерении **5** для цилиндрических образцов 100 см^3 с относительной приборной погрешностью 10%, чем **6** аналогичных образцов с относительной приборной погрешностью 30% ;
- в **6.8** раза больше при измерении **3** образцов в сосуде Маринелли 1000 см^3 с относительной приборной погрешностью 10%, чем **4** аналогичных образцов с относительной приборной погрешностью 30% .

Таким образом, с точки зрения временных затрат для достижения одного и того же результата выгоднее измерять больше образцов но с меньшей точностью. С этой же точки зрения намного выгоднее (если нет ограничений

по объему пробы) проводить измерения в сосуде Маринелли 1000 см³ чем в цилиндрическом сосуде объемом 100 см³.

Минимально необходимое число измеряемых образцов при тех же требованиях и условиях измерения, для случая средних оценок величины $s_{н.пр.}^{Cs}$,

может быть определено из соотношения $n_{срер.} = \frac{n_{консер.}}{k_n}$, где k_n определяется из приведенного ниже графика (Рис. 5.12).

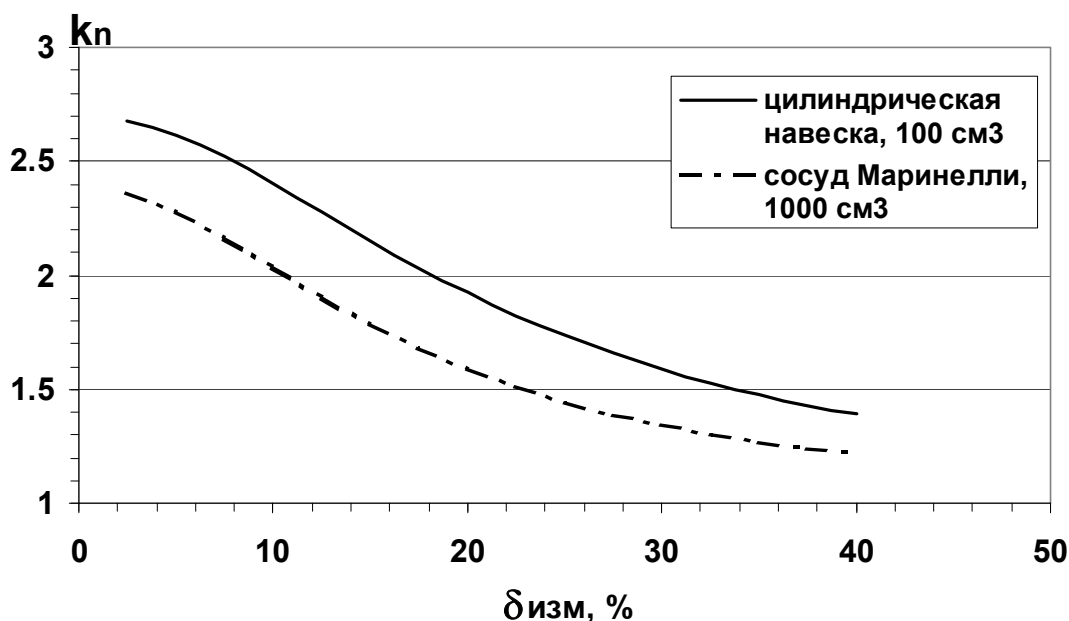


Рис. 5.12. – Зависимость отношения $\frac{n_{консер.}}{n_{срер.}}$ от относительной погрешности измерения, взятой на уровне $\pm 2\sigma$.

Для планирования числа измеряемых образцов при определении в единичной пробе медианных значений ^{137}Cs , ^{90}Sr или отношения Cs/Sr для средних оценок $s_{н.пр.}$ необходимо напрямую использовать выражение (5.4). Однако в первом приближении для ^{90}Sr может быть использована номограмма (Рис. 5.10) , а для отношения Cs/Sr номограмма (Рис. 5.11). При этом полученное число измеряемых образцов будет несколько завышенным.

5.4 Выводы по главе 5.

В результате проведенных исследований установлено:

- отобранные в 30км зоне пробы почвы, вследствие присутствия топливной компоненты радиоактивных выпадений имеют существен-

ную объемную неоднородность, не устраняемую при гомогенизации;

- содержание ^{137}Cs в индивидуальной пробе почвы, имеющей объемную неоднородность («горячие» частицы), является случайной величиной и удовлетворительно описывается логнормальным законом распределений вероятностей;
- среднее квадратическое отклонение логарифма удельной активности отобранной в 30 км зоне единичной пробы, обусловленное её объемной неоднородностью, характеризуется:
 - по ^{137}Cs ($s_{\text{н.пр.}}^{\text{Cs}}$) величинами **0.14** (средняя оценка), **0.23** (консервативная оценка) при измерении цилиндрических образцов 100 см^3 и **0.11** (средняя оценка), **0.17** (консервативная оценка) при измерении сосуда Маринелли 1000 см^3 ;
 - по ^{90}Sr ($s_{\text{н.пр.}}^{\text{Sr}}$) величиной **0.20** (средняя оценка), при измерении образцов объемом 100 см^3 ;
 - по отношению Cs/Sr ($s_{\text{н.пр.}}^{\text{Cs/Sr}}$) величиной **0.15** (средняя оценка), при измерении цилиндрических образцов объемом 100 см^3 .
- Предложен метод расчета минимально необходимого числа измеряемых образцов необходимых для определения, с заданной относительной погрешностью, медианного содержания ^{137}Cs , ^{90}Sr и их отношений в индивидуальных пробах почвы, отобранных в 30-км зоне (содержащих топливные частицы).

6. Оптимизация отбора проб почвы, растений и молока при радиоэкологическом мониторинге

При анализе результатов наблюдений неизбежно возникает вопрос о статистической достоверности получаемых выводов, поскольку на число отбираемых и независимо измеряемых проб накладываются ограничения экономического и технического характера. Результаты и выводы, полученные в предыдущих разделах, позволяют приступить к основной цели исследований - оптимизации числа отбираемых проб почвы, растений и молока при радиоэкологическом мониторинге с обеспечением заданной достоверности результатов мониторинга. Целью рассматриваемой здесь задачи является планирование числа отбираемых проб для оценки средних значений уровней загрязнения радионуклидами различных объектов или для расчета иных характеристик, связанных с уровнями загрязнения контролируемых объектов, с заданной погрешностью и при минимальном объеме отбираемых проб и проводимых измерений. Эта задача может быть успешно решена на основе методов интервального оценивания неизвестных параметров /25–27/. В отличие от точечных оценок в виде одного числа интервальные оценки искомых величин характеризуют их точность (погрешность) при заданном уровне надежности. Они связывают погрешность определения искомых величин с числом отбираемых проб (проводимых измерений).

В случае нормального закона распределения случайной величины с параметрами m и σ для получения интервальных оценок её среднего значения используется U критерий (при априори известном значении σ) или t критерий (при априори неизвестных значениях m и σ) /25–27/. Другими словами при нормальном законе распределения случайной величины, статистика

$$U = \frac{\bar{x} - m}{\sigma} \cdot \sqrt{n} \quad (6.1)$$

имеет нормальное распределение вероятностей с параметрами 0 и 1 , а статистика

$$t = \frac{\bar{x} - m}{s} \cdot \sqrt{n} \quad (6.2)$$

имеет распределение вероятностей Стюдента с $n-1$ степенями свободы:

где $\bar{x}$ – выборочное среднее;
 s^2 – выборочная дисперсия,
 n – объём выборки.

Отсюда для определения объема выборки, который гарантирует не превышение заданной абсолютной погрешности $\varepsilon = \bar{x} - m$ при доверительной вероятности p , получается два соотношения

$$n \geq \frac{U^2(p) \cdot s^2}{\varepsilon^2}, \quad (6.3)$$

при априори известном значении σ (выражение для n в явном виде) и

$$n \geq \frac{t^2(p, n-1) \cdot s^2}{\varepsilon^2} \quad (6.4)$$

или

$$n \geq \frac{t^2(p, n-1) \cdot \bar{w}^2}{\delta^2}$$

при априори неизвестных значениях m и σ (выражение для n в не явном виде),

где $\bar{w} = \frac{s}{\bar{x}}$ – выборочный коэффициент вариации (полученный по результатам этой же выборки);

$\delta = \frac{\varepsilon}{\bar{x}}$ – относительная погрешность;

$U(p)$ – квантиль нормального распределения уровня p .

$t(p, n-1)$ – квантиль распределения вероятностей Стьюдента уровня p с $n-1$ степенями свободы.

Следует отметить, что при опробовании залежей полезных ископаемых различными исследователями используется и то, и другое соотношение /30–36/. Однако несмотря на то, что прогнозируемый объем выборки на основе (6.2) существенно ниже, на практике выражение (6.3) нашло все же более широкое применение и даже рекомендовано в /15/ для расчета минимально необходимого числа проб для оценки среднего значения загрязнения объектов природной среды радионуклидами. Это объясняется тем обстоятельством, что на практике очень редко априори известно значение дисперсии изучаемой случайной величины (параметр σ). Поэтому для использования выражения (6.3) необходимы предварительные исследования по оценке параметра σ , требующие, естественно, дополнительных затрат.

Между тем использование формул (6.4) для целей планирования объема проб предстоящего пробоотбора, строго говоря не совсем корректно, поскольку входящие в них оценки $\bar{x}$, s и $\bar{w}$ (их еще предстоит оценить) параметров распределения зависят от планируемого объема выборки. Строго говоря, эти формулы позволяют ответить на вопросы:

- достаточно ли уже проведенных измерений для оценки среднего значения генеральной совокупности с заданной погрешностью и доверительной вероятностью;
- какую минимальную погрешность оценки среднего значения с заданной доверительной вероятностью обеспечивает проведенный объем измерений.

Использование вместо оценки $\bar{w}$ некоторого априори заданного значения нарушает постулат об отсутствии какой либо информации о параметрах закона распределения, на основе которого получены формулы (6.4). Формаль-

ное же их использование при априори известном коэффициенте вариации ведет к завышению планируемого объема проб. Поэтому рассчитанный (планируемый) на основе формул (6.4) при априори заданном коэффициенте вариации объем проб следует считать как консервативную (завышенную) оценку.

Исходя из выше изложенных соображений, с нашей точки зрения планирование объема отбираемых проб при проведении радиоэкологического мониторинга в случае нормального закона распределения контролируемой величины обоснованнее проводить на основе U критерия (выражение (6.3)), идя на затраты, связанные с предварительной оценкой параметра σ .

С начала 90-х годов нами ведутся исследования по изучению и оценке параметров variability содержания радионуклидов в различных объектах окружающей среды /51,56/, а также соответствующих законов распределения. Приведенные выше обобщения этих исследований показывает, что на безградиентных по загрязнению площадках плотность загрязнения почвы радионуклидами, удельное содержание их в различной растительности подчиняются логнормальному закону распределений вероятностей. Логнормальным законом описывается также удельное содержание ^{137}Cs в конкретный момент времени в молоке коров ЛПХ, имеющих общие пастбища. В случае логнормального закона распределения удельного содержания радионуклида (C) в пробах исследуемого объекта, верхняя относительная погрешность оценки среднего значения $\bar{C}$, исходя из (6.3) равна

$$\delta = \frac{\bar{C}_B - \bar{C}}{\bar{C}} = \exp\left(\frac{U(p) \cdot \sigma_{\ln}}{\sqrt{n}}\right) - 1. \quad (6.5)$$

где $\sigma_{\ln}$ – среднее квадратическое отклонение логарифма удельного содержания радионуклида в пробах;

$\bar{C}_B$ – верхняя оценка среднего значения удельного содержания радионуклида в пробах.

Минимально необходимое число проб для оценки среднего значения содержания радионуклида в пробах исследуемого объекта равно

$$n \geq \left\{ \frac{U(p) \cdot \sigma_{\ln}}{\ln(1 + \delta)} \right\}^2. \quad (6.6)$$

Как правило, на практике величина $\sigma_{\ln}$ оценивается с некоторой погрешностью. Вместо величины $\sigma_{\ln}$ берется некоторая оценка $S_{\ln}$, полученная на основе той или иной экспериментальной информации. При этом относительная погрешность минимально необходимого числа проб (коэффициент вариации) w_n , обусловленная случайностью этой оценки исходя из зависимости (6.7), равняется

$$w_n = 2w_{S_{\ln}}, \quad (6.7)$$

где $w_{S_{\ln}}$ – коэффициент вариации оценки $S_{\ln}$.

6.1 Минимально необходимое число проб для оценки среднего значения плотности загрязнения почвы безградиентных площадок

Проба почвы может быть отобрана двумя способами: путем отбора в одном месте (единичная, сплошная проба) и путем объединения нескольких единичных проб (объединенная или составная проба). Площадь отбора единичной пробы – это или единая неразрывная область (в нашем случае один «укол») или несколько областей непосредственно примыкающих друг к другу (в нашем случае несколько рядом расположенных «уколов»). Площадь отбора составной пробы – несколько областей, расположенных на таком расстоянии друг от друга, что содержание радионуклидов в них взаимно независимо (единичные пробы расположены вне области влияния друг друга, см. раздел 7.). Естественно представительность составной пробы для характеристики среднего уровня загрязнения безградиентной площадки выше, чем единичной. Соответственно вариабельность содержания радионуклидов для составных проб меньше, чем для единичных. Здесь проявляется полная аналогия опробованию залежей полезных ископаемых в рыхлых перемешанных минеральных массах /34–36/. В связи с вышеизложенным, рассмотрим планирование минимально необходимого количества отбираемых проб почвы для случая единичных проб и составных проб.

6.1.1 Планирование объема единичных проб

В разделе 2.2.1.3 получены оценки для среднего квадратического отклонения логарифма плотности загрязнения почвы ^{137}Cs для единичных проб с различной площадью пробоотбора. В соответствии с результатами статистических выводов изложенными выше (выражение (6.6)) была построена номограмма (**Рис. 6.1**), которая позволяет быстро определить минимально необходимое количество единичных проб для получения среднего значения плотности загрязнения почвы ^{137}Cs безградиентной площадки с заданной относительной погрешностью δ и при доверительной вероятности $p=0.95$, при относительной погрешности измерения $\delta_{\text{изм}} \leq 10\%$ на уровне $\pm\sigma$. На номограмме также показаны возможные погрешности для n на уровне $\pm\sigma$. Эти погрешности обусловлены разбросом оценки среднего квадратического отклонения логарифма плотности загрязнения почвы ^{137}Cs вследствие влияния случайных факторов при отборе единичных проб на различных ландшафтах и следах выпадений. При вычислениях количество проб было округлено "вверх" до ближайшего целого значения, что привело к ступенчатости номограммы.

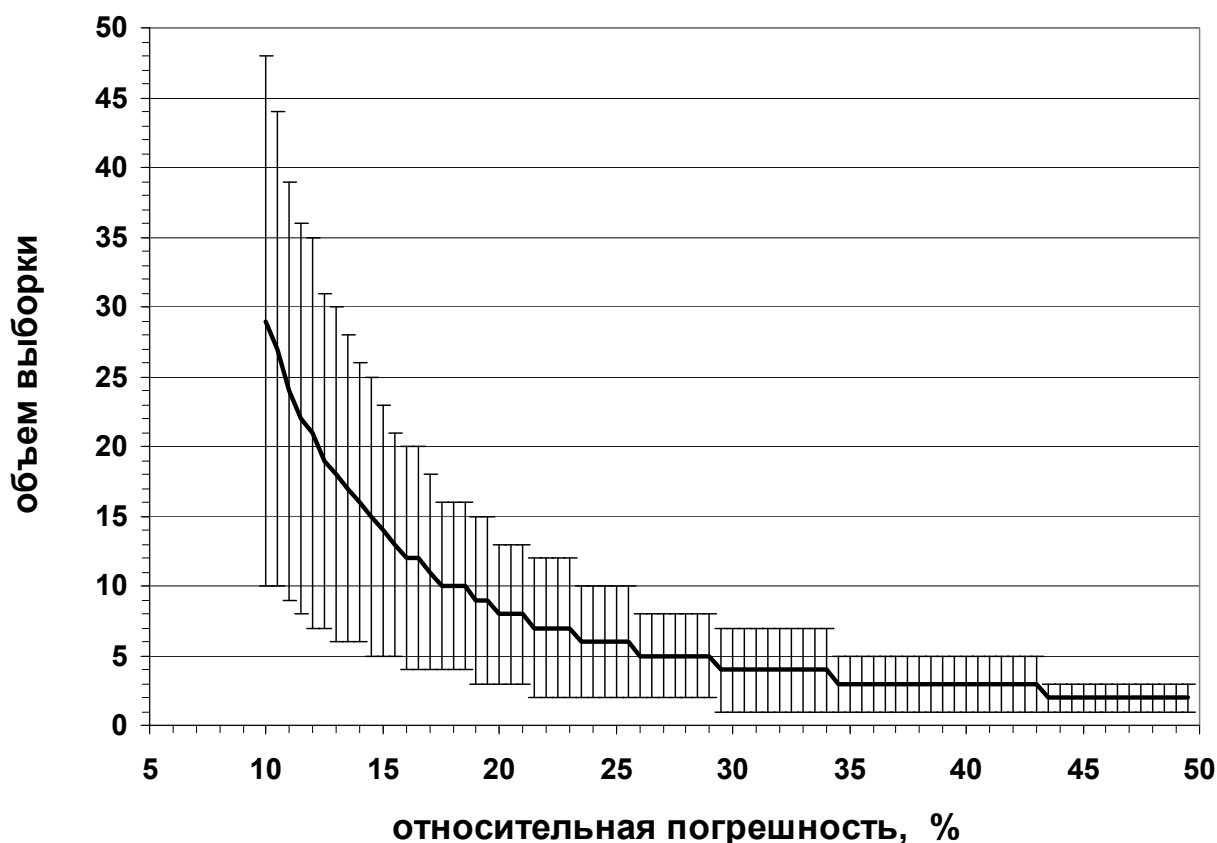


Рис. 6.1.— Номограммы расчета минимально необходимого объёма выборки для оценки среднего значения плотности загрязнения почвы ^{137}Cs с заданной относительной погрешностью на безградиентной площадке при относительной погрешности измерения $\delta_{\text{изм}} \leq 10\%$ на уровне $\pm\sigma$.

Рассмотрим следующий пример. Пусть необходимо определить минимальный объем выборки для оценки среднего значения плотности загрязнения почвы ^{137}Cs некоторой равномерно загрязненной площадки с относительной погрешностью **30%**. Имеющаяся измерительная аппаратура позволяет определять содержания ^{137}Cs в пробах почвы с относительной погрешностью на уровне $\pm\sigma$ не превышающей **10%**. На основе полученной номограммы (**Рис. 6.1**) находим — необходимо отобрать не менее **4** независимых единичных проб (в среднем) или **7** независимых единичных проб (с учетом погрешности). Площадь пробоотбора должна быть $>0.005 \text{ м}^2$. В каждой такой пробе должно быть отдельно измерено содержание ^{137}Cs . Если отбор проб будет производится пробоотборником с меньшей площадью пробоотбора планируемое число проб должно быть скорректировано с учетом зависимости (2.7).

Если относительная погрешность измерения содержания ^{137}Cs почве на уровне $\pm\sigma$ превосходит **10%**, необходимо отобрать дополнительное число проб для того, чтобы учесть (компенсировать) её при оценке среднего значения плотности загрязнения почвы с заданной относительной погрешностью.

В нашем случае, учитывая соотношение (2.3) при произвольной, но известной ошибке измерений (на уровне $\pm\sigma$) $\delta_{\text{изм}} = w_{\text{изм}} \approx s_{\text{изм}}$ дисперсию ло-

гарифма плотности загрязнения почвы ^{137}Cs представим в виде двух составляющих

$$s_{\Pi}^2 = s_{\Pi,0}^2 + s_{\text{изм}}^2 = (s_{\Pi,0}^2 + 0.01) + (s_{\text{изм}}^2 - 0.01) \cong s_{\text{осн}}^2 + s_{\text{доп}}^2 \quad (6.8)$$

где $s_{\text{осн}}^2$ – основная дисперсия логарифма плотности загрязнения почвы, обусловленная микронеоднородностью загрязнения площадки, естественной микронеоднородностью почвы, объемной неоднородностью пробы (наличием топливных частиц), процессом подготовки проб к измерению и выбором измеряемого образца, погрешностью эталонного образца и 10%-й погрешностью измерения;

$s_{\Pi,0}^2$ – дисперсия логарифма плотности загрязнения почвы, без учета погрешностей измерений образцов почвенных проб;

$s_{\text{доп}}^2$ – дополнительная дисперсия логарифма плотности загрязнения почвы, обусловленная частью погрешности измерения $>10\%$;

$s_{\text{изм}}^2 = \delta_{\text{изм}}^2$ – дисперсия логарифма плотности загрязнения почвы, обусловленная погрешностью измерения.

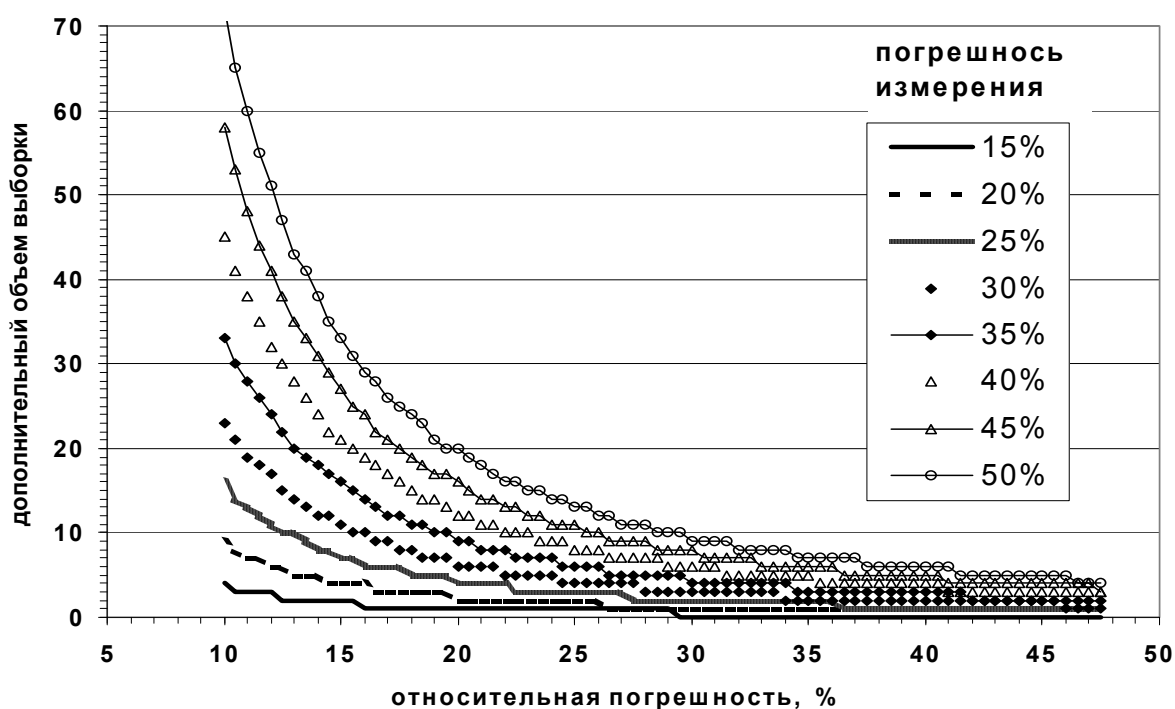


Рис. 6.2.– Номограммы расчета минимально необходимого дополнительного объема выборки для оценки среднего загрязнения с заданной относительной погрешностью при относительной погрешности измерения на уровне $\pm\sigma$ превышающей 10%.

На рисунке (Рис. 6.2) приведена номограмма, которая позволяет быстро определить дополнительное минимально необходимое количество проб

для обеспечения требуемой относительной погрешности δ при оценке среднего значения плотности загрязнения почвы ^{137}Cs на безградиентной площадке.

Следует отметить, что полученная номограмма является универсальной. Её можно использовать для планирования объема отбираемых проб различных объектов (почва, растения, продукты питания и т.д.), если измерения отобранных проб будут проводиться с относительной погрешностью, превышающей **10%**.

Рассмотрим следующий пример. Пусть измерения содержания ^{137}Cs в почве будут проводиться с относительной погрешностью равной **20%** (уровень $\pm\sigma$), то на основе номограммы (**Рис. 6.2**) необходимо дополнительно отобрать еще **2** пробы. Таким образом, для оговоренных выше условий общий минимально необходимый объем выборки для оценки ^{137}Cs равен **6** (в среднем) или **9** (с учетом погрешности) независимых единичных проб. При этом площадь пробоотбора каждой единичной пробы должна быть $>0.005 \text{ м}^2$ и они должны измеряться отдельно друг от друга.

Таким образом, предлагается методика расчета минимально необходимого объема выборки (единичных проб) для оценки среднего значения плотности загрязнения почвы ^{137}Cs равномерно загрязненной площадки с заданной относительной погрешностью.

6.1.2 Планирование объема составных проб

Как уже отмечалось составная или объединенная проба формируется путем объединения нескольких единичных проб, расположенных на таком расстоянии друг от друга, при котором содержание радионуклидов в них взаимно независимо (единичные пробы расположены вне области влияния друг друга). Здесь рассмотрим только тот случай, когда все единичные пробы почвы имеют одну и ту же площадь пробоотбора и объем, а также когда вся масса отобранной почвы включена в составную пробу (в полевых условиях не производится гомогенизация пробы и отбор от неё некоторой части).

Дисперсия логарифма плотности загрязнения почвы ^{137}Cs безградиентных по загрязнению площадок имеет две составляющие

$$s_{\Pi}^2 = s_{\text{н.пл.}}^2 + s_{\text{н.т.пл.}}^2 \quad (6.9)$$

где $s_{\text{н.т.пл.}}^2 = s_{\text{н.пр.}}^2 + s_{\text{изм.}}^2$ — дисперсия логарифма плотности загрязнения почвы, обусловленная вариабельностью определения загрязнения в точке площадки;

$s_{\text{н.пл.}}^2$ — дисперсия логарифма плотности загрязнения почвы, обусловленная микронеоднородностью загрязнения площадки (вариабельность между точками площадки).

Пусть каждая составная проба почвы формируется из **m** единичных проб почвы. Поскольку единичные пробы независимы, то для составных проб дисперсия, обусловленная микронеоднородностью загрязнения площадки (вариабельность между точками отбора составных проб), будет равна

$s_{\text{н.пл.сос.}}^2 = \frac{s_{\text{н.пл.ед.}}^2}{m}$ (дисперсия среднего значения). Вследствие усреднения происходит виртуальное выравнивание оценки загрязнения площадки радионуклидами. Дисперсия единичной пробы почвы $s_{\text{н.пл.ед.}}^2$ в общем случае зависит от площади пробоотборника и вида радиоактивных выпадений. Однако при площади пробоотбора $\geq 0.005 \text{ м}^2$ эта зависимость практически отсутствует. Она может быть оценена на основе результатов пробоотбора и выражения (6.9) $s_{\text{н.пл.ед.}}^2 = s_{\text{п.ед.}}^2 - s_{\text{н.пр.ед.}}^2 - s_{\text{изм.}}^2$.

С дисперсией $s_{\text{н.пр.сос.}}^2$, обусловленной объемной неоднородностью составной пробы почвы, дело обстоит сложнее. В составной пробе объемная неоднородность входящих в ее состав единичных проб усредняется, но не ясно каким образом этот процесс зависит от числа и параметров «горячих» частиц, входящих в единичные пробы. Поэтому в первом приближении будем считать, что объемная неоднородность составной пробы почвы в среднем такая же, как и единичной пробы (консервативная оценка неоднородности). Тогда в первом приближении $s_{\text{н.пр.сос.}}^2 \cong s_{\text{н.пр.ед.}}^2$.

С учетом вышеизложенного среднее квадратическое отклонение логарифма плотности загрязнения почвы ^{137}Cs безградиентной по загрязнению площадки для составных проб можно оценить величиной

$$s_{\text{п.сос.}} \cong \sqrt{\frac{s_{\text{н.пл.ед.}}^2}{m} + s_{\text{н.пр.ед.}}^2 + s_{\text{изм.}}^2} \quad (6.10)$$

Минимально необходимое число составных проб для оценки среднего значения загрязнения почвы ^{137}Cs безградиентной площадки оценивается также по формуле (6.6). При требуемой относительной погрешности δ минимально необходимый объем составных проб может быть определен через соответствующий объем единичных проб по соотношению

$$\frac{n_{\text{ед.}}}{n_{\text{сос.}}} = \left(\frac{s_{\text{п.ед.}}}{s_{\text{п.сос.}}} \right)^2 \quad (6.11)$$

В разделе 2. получены оценки дисперсии (среднего квадратического отклонения) логарифма плотности загрязнения почвы ^{137}Cs безградиентных по загрязнению площадок $s_{\text{п.}}^2$ при измерении цилиндрического образца 100 см^3 . При измерении в сосуде Маринелли 1000 см^3 эта величина естественно будет другой. Однако, исходя из соотношения (6.9) и учитывая то, что дисперсия $s_{\text{н.пл.}}^2$ не зависит от измеряемого образца, при приблизительно одинаковых погрешностях измерения дисперсии логарифма плотности загрязнения

почвы ^{137}Cs безградиентных по загрязнению площадок при измерении образца в сосуде Маринелли объемом 1000 см^3 может быть оценена величиной

$$s_{\text{п.Мар.}}^2 = s_{\text{п.}}^2 - s_{\text{н.пр. цили.}}^2 + s_{\text{н.пр. Мар.}}^2 \quad (6.12)$$

Для случая консервативных оценок величин $s_{\text{н.пр.}}^2$ (см. раздел 5.) имеем

$$s_{\text{п.Мар.}}^2 = s_{\text{п.}}^2 - 0.024 \quad (6.13)$$

Таблица 6.1– Средние квадратические отклонения логарифма плотности загрязнения почвы ^{137}Cs безградиентных площадок при отборе единичных и составных проб и соотношение между минимально необходимыми объемами проб

Площадь отбора единичной пробы	Конденсационные следы выпаждений			Топливные следы выпадений		
	$s_{\text{п.ед.}}$	$s_{\text{п.сос.}}$	$n_{\text{ед.}}/n_{\text{сос.}}$	$s_{\text{п.ед.}}$	$s_{\text{п.сос.}}$	$n_{\text{ед.}}/n_{\text{сос.}}$
Измеряемый образец – цилиндр объемом 100 см^3						
0.001 м^2 (1 укол)	0.35	0.27	1.64	0.51	0.32	2.54
0.002 м^2 (2 укола)	0.32	0.27	1.43	0.40	0.29	1.93
0.003 м^2 (3 укола)	0.31	0.26	1.36	0.35	0.27	1.65
0.004 м^2 (4 укола)	0.30	0.26	1.32	0.33	0.27	1.49
0.005 м^2 (5 уколов)	0.30	0.26	1.30	0.31	0.26	1.38
Измеряемый образец – сосуд Маринелли объемом 1000 см^3						
0.001 м^2 (1 укол)	0.31	0.23	1.94	0.49	0.28	3.01
0.002 м^2 (2 укола)	0.28	0.22	1.65	0.37	0.24	2.31
0.003 м^2 (3 укола)	0.26	0.21	1.55	0.32	0.23	1.95
0.004 м^2 (4 укола)	0.26	0.21	1.49	0.29	0.22	1.73
0.005 м^2 (5 уколов)	0.25	0.21	1.46	0.27	0.21	1.58

В таблице (Таблица 6.1) приведены соответствующие значения средних квадратических отклонений логарифма плотности загрязнения почвы ^{137}Cs безградиентных площадок для составных проб ($m=5$), сформированных из единичных проб на основе пробоотборника с площадью пробоотбора 0.00107 м^2 при и консервативных оценках величин $s_{\text{н.пр.}}^2$.

Как видно из таблицы, величина площади пробоотбора практически не влияет на величину среднего квадратического отклонения логарифма плотности загрязнения почвы ^{137}Cs безградиентных площадок начиная с площади 0.005 м^2 (5 «уколов») при измерении в обеих геометриях единичных и составных проб соответственно. При использовании составных проб ($m=5$) минимально необходимый объем отбираемых проб, требуемый для обеспечения заданной точности оценки среднего значения плотности загрязнения почвы безградиентной площадки, сокращается всего в 1.3–1.4 раза при измерении цилиндрического образца 100 см^3 и в 1.5–1.6 раза при измерении сосуда Маринелли 1000 см^3 .

6.2 Минимально необходимое число проб для оценки среднего значения содержания ^{137}Cs в растениях на безградиентных по загрязнению площадках

В соответствии с изложенными результатами статистических выводов и оценкой для среднего квадратического отклонения логарифма удельного содержания ^{137}Cs в растениях, полученной в **разделе 2.3** ниже на рисунке (Рис. 6.3) приведена номограмма. Она позволяет быстро определить минимально необходимое количество проб для оценки среднего значения удельного содержания ^{137}Cs в растениях на безградиентной площадке с заданной относительной погрешностью δ и доверительной вероятностью $p=0.95$, при относительной погрешности измерения $\delta_{\text{изм}} \leq 10\%$ на уровне $\pm\sigma$. Там же показаны возможные погрешности для n (интервал, содержащий 90% всех возможных значений – уровень значимости 0.05). Эти погрешности обусловлены разбросом оценки среднего квадратического отклонения логарифма содержания ^{137}Cs , обусловленном случайными, не учитываемыми факторами. При вычислениях прогнозируемое число проб было округлено "вверх" до ближайшего целого значения, что привело к ступенчатости номограммы.

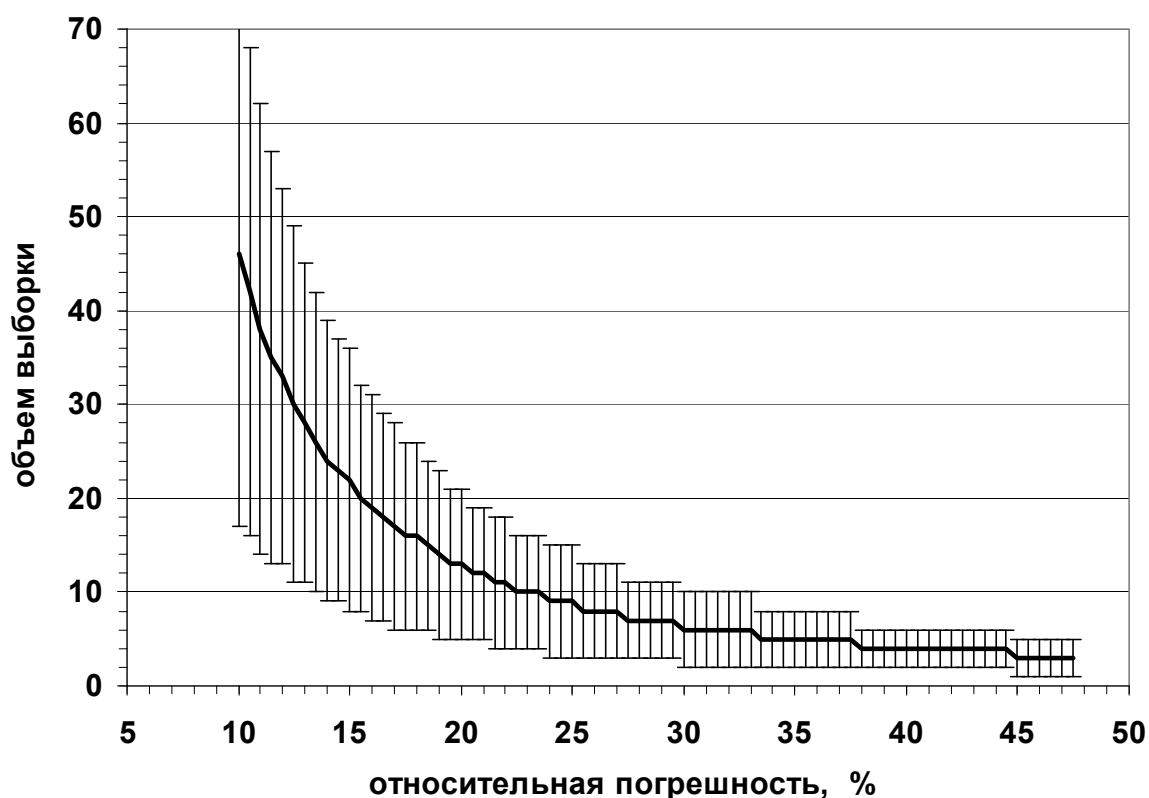


Рис. 6.3.– Номограммы расчета минимально необходимого объёма выборки для оценки среднего значения удельного содержания ^{137}Cs в растениях с заданной относительной погрешностью на безградиентной площадке при относительной погрешности измерения $\delta_{\text{изм}} \leq 10\%$ на уровне $\pm\sigma$

В том случае, если относительная погрешность измерения удельного содержания ^{137}Cs в растительности на уровне $\pm\sigma$ превосходит **10%**, необходимо отобрать дополнительное число проб для того, чтобы учесть (компенсировать) её при оценке среднего значения удельного содержания ^{137}Cs в растениях с заданной относительной погрешностью (**Рис. 6.2**).

Рассмотрим следующий пример. Пусть необходимо определить минимальный объем выборки для оценки среднего значения удельного содержания ^{137}Cs в растениях на некоторой безградиентной площадке с относительной погрешностью **25%**. Если измерения удельного содержания ^{137}Cs в растительности будут проведены с относительной погрешностью $\leq 10\%$ на уровне $\pm\sigma$, то на основе полученной номограммы (**Рис. 6.3**) необходимо отобрать не менее **9** (в среднем) или **15** (с учетом погрешности) независимых проб. Если измерения удельного содержания ^{137}Cs в растительности будут проведены с относительной погрешностью равной **20%** для уровня $\pm\sigma$, то на основе номограммы (**Рис. 6.2**) необходимо дополнительно отобрать еще **2** пробы.

Общий минимальный объем выборки для оценки среднего значения удельного содержания ^{137}Cs в растительности равен **10** (в среднем) или **13** (с учетом погрешности) независимых проб. При этом все пробы должны отбираться и измеряться отдельно друг от друга.

Таким образом, разработан метод расчета минимально необходимого объема выборки для оценки среднего содержания ^{137}Cs в растительности на безградиентной площадке с заданной относительной погрешностью. Для удобства его практического использования построены соответствующие номограммы.

Проведенное сравнение показало, если параметры разбросов загрязнения проб почвы и растений на безградиентной площадке, вычисленные непосредственно по результатам пробоотбора будут соответственно равны выше полученным средним значениям (для почв $S_n = 0.31$, для растений $S_p = 0.39$), то полученные по номограммам минимальные количества проб почвы и растений примерно вдвое меньше чем то число проб, которое могло быть получено на основе соотношения (6.4) при доверительной вероятности $p = 0.95$ и тех же требованиях к точности оцениваемых величин.

6.3 Минимально необходимое число проб для оценки коэффициентов перехода ^{137}Cs в цепи «почва-растения»

Проблема получения достоверных оценок коэффициентов перехода в цепи «почва-растения» в конкретных условиях является одной из самых важных при прогнозировании загрязнения растений. С точки зрения планирования и оптимизации отбора сопряженных проб здесь можно выделить две основные задачи:

- Определение минимально необходимого числа сопряженных проб для оценки среднего значения коэффициента перехода в цепи «почва-растения» с заданной относительной погрешностью;
- Определение минимально необходимого числа сопряженных проб для достоверной оценки для различия между коэффициентами перехода в цепи «почва-растения» для различных условий с заданной доверительной вероятностью.

6.3.1 Минимально необходимое число сопряженных проб для оценки среднего значения коэффициентов перехода с заданной погрешностью

В соответствии с приведенными выше результатами статистических выводов и оценкой для среднего квадратического отклонения логарифма коэффициента перехода ^{137}Cs в цепи «почва-растения», полученной в **разделе 3**, была построена номограмма (Рис. 6.4). Она позволяет быстро определить минимально необходимое количество сопряженных проб «почва-растения», для оценки среднего значения коэффициента перехода ^{137}Cs в растения с заданной относительной погрешностью δ и уровне доверительной вероятностью $p=0.95$, при отборе сопряженных проб «почва-растение» на площадках $\leq 1\text{ м}^2$ (площадь пробоотбора проб почвы $>0.005\text{ м}^2$) и относительной погрешности измерения содержания радионуклида в почве и растениях $\delta_{\text{изм}} \leq 10\%$ на уровне $\pm\sigma$. Там же приведены возможные погрешности для n ($\pm\sigma$). Эти погрешности обусловлены разбросом оценки среднего квадратического отклонения логарифма содержания ^{137}Cs и связаны со случайными, не учитываемыми факторами. При вычислениях прогнозируемое количество проб было округлено "вверх" до ближайшего целого значения, что привело к ступенчатости номограммы.

В том случае, если относительная погрешность измерения содержания ^{137}Cs почве или растениях $>10\%$ на уровне $\pm\sigma$, необходимо отобрать дополнительное число проб для того, чтобы учесть (компенсировать) её при оценке среднего значения коэффициента перехода радионуклида в цепи «почва-растения» с заданной относительной погрешностью. Используя разложение (6.8), соотношение (3.3) и неравенство Коши–Буняковского для дисперсии коэффициента перехода получаем оценку

$$s_k^2 \geq s_{k \text{ осн}}^2 + s_{k \text{ доп}}^2 = s_{k \text{ осн}}^2 + (s_{\text{изм. п}}^2 + s_{\text{изм. р}}^2 - 0.02) \quad (6.14)$$

где $s_{k \text{ осн}}^2$ – дисперсия коэффициента перехода в цепи «почва-растения» (основная) при 10% погрешности измерения содержания радионуклида в пробах почвы и растений;

$s_{k \text{ доп}}^2$ – дополнительная дисперсия коэффициента перехода в цепи «почва-растения», обусловленная частью погрешности измерения содержания радионуклида в измеряемых образцах почвы и растений выше 10%;

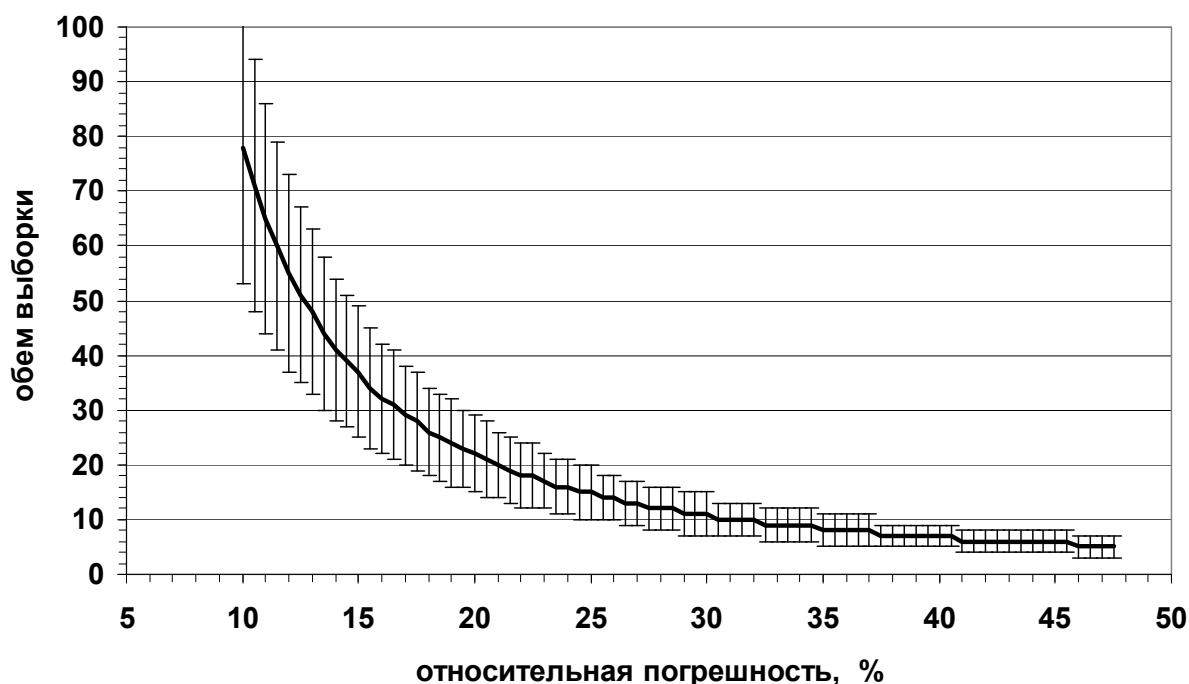


Рис. 6.4– Номограммы расчета минимально необходимого объема сопряженных проб для оценки среднего значения коэффициента перехода в цепи «почва-растения» с заданной относительной погрешностью на безградиентной площадке при относительной погрешности измерения содержания ^{137}Cs в пробах почвы и растений $\delta_{\text{изм}} \leq 10\%$ на уровне $\pm\sigma$.

На рисунке (Рис. 6.5) приведена номограмма, которая позволяет быстро определить дополнительное минимально необходимое количество сопряженных проб «почва-растения» для оценки среднего значения коэффициента перехода с требуемой относительной погрешностью δ при заданной общей относительной погрешности измерения

$$\delta_{\text{изм}}^{\text{общ}} = \sqrt{s_{\text{изм. п}}^2 + s_{\text{изм. р}}^2} \cong \sqrt{\left(\frac{\delta_{\text{изм. п}}}{100}\right)^2 + \left(\frac{\delta_{\text{изм. р}}}{100}\right)^2}.$$

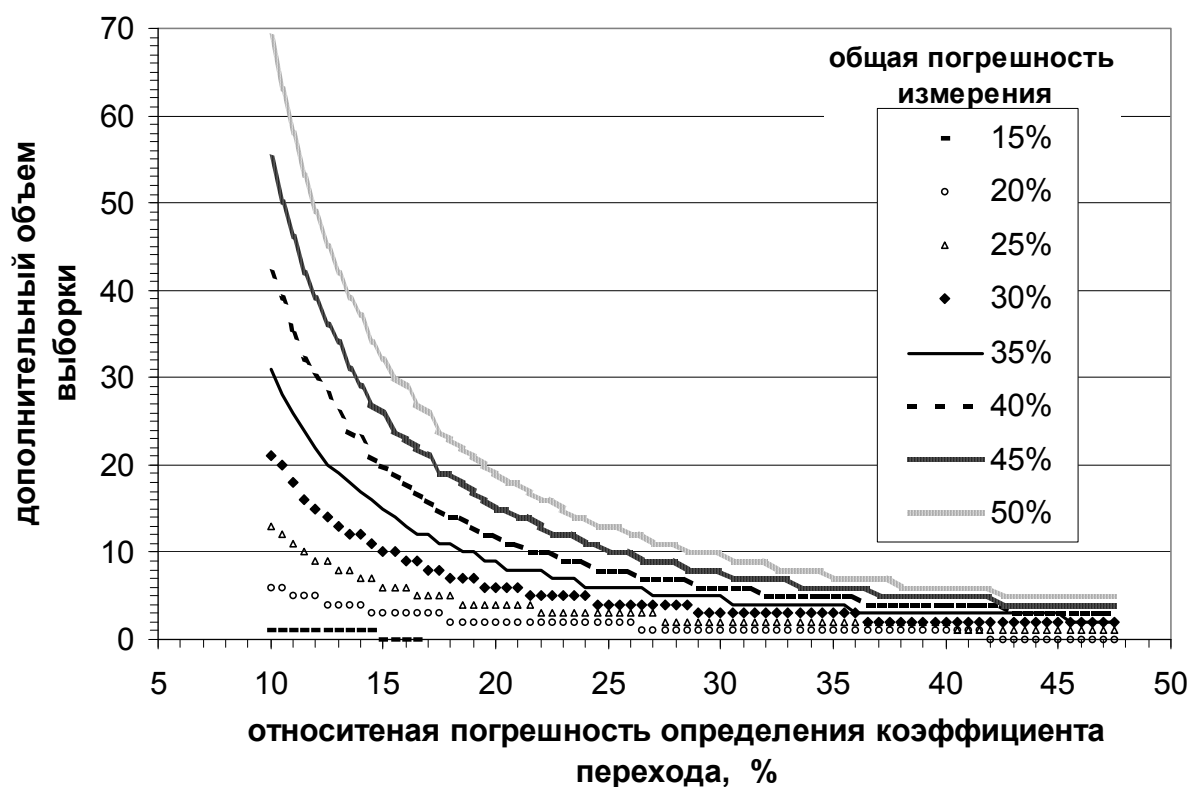


Рис. 6.5.— Номограммы расчета минимально необходимого дополнительного объема сопряженной выборки для оценки среднего загрязнения коэффициента перехода с заданной относительной погрешностью при общей относительной погрешности измерения содержания радионуклида пробах почвы и растений $>10\%$ на уровне $\pm\sigma$.

Рассмотрим следующий пример. Пусть необходимо определить минимальный объем сопряженной выборки для оценки среднего значения коэффициента перехода ^{137}Cs в цепи «почва-растения» с относительной погрешностью **30%**. Если измерения содержания ^{137}Cs в пробах почвы и растительности будут проводиться с относительной погрешностью $\leq 10\%$ на уровне $\pm\sigma$, то на основе полученной номограммы (Рис. 6.4) необходимо отобрать не менее **11** (в среднем) или **15** (с учетом погрешности) независимых сопряженных проб. Если измерения содержания ^{137}Cs в пробах почвы и растительности будут проводиться с суммарной (общей) относительной погрешностью равной **20%** на уровне $\pm\sigma$, то на основе номограммы (Рис. 6.8) необходимо дополнительно отобрать еще **2** сопряженные пробы. В итоге необходимо в среднем отобрать не менее **13** (в среднем) или **17** (с учетом погрешности) независимых сопряженных проб. При этом при отборе сопряженных проб «почва-растение» площадь пробоотбора растений $\leq 1\text{м}^2$, а площадь отбора проб почвы $>0.005\text{м}^2$ и каждая проба почвы и растений измеряется отдельно.

6.3.2 Минимально необходимое число сопряженных проб для оценки различия между коэффициентами перехода с заданной доверительной вероятностью

С целью минимизации влияния радиоактивного загрязнения сельскохозяйственных угодий на загрязнение продукции сельского хозяйства и, в конечном счете, на дозовые нагрузки на население существуют и разрабатываются мероприятия (контрмеры), снижающие поступления радионуклидов в сельскохозяйственную продукцию /69/. Среди всего множества контрмер существует достаточно представительное их подмножество, которое снижает коэффициенты перехода радионуклидов из почвы в растения. Оценка экономической и радиологической эффективности таких контрмер требует получения достоверных оценок различия соответствующих коэффициентов перехода в цепи «почва–растение».

Из теории статистических выводов известно /27,54/, если две совокупности имеют нормальные распределения с параметрами $N(m_x; \sigma_x)$ и $N(m_y; \sigma_y)$, и из них произведены выборки объемами n_x , n_y и получены соответствующие выборочные средние $\bar{x}$ и $\bar{y}$, то статистика

$$\Theta = \frac{\bar{x} - \bar{y}}{\sqrt{\frac{\sigma_x^2}{n_x} + \frac{\sigma_y^2}{n_y}}} \quad (6.15)$$

также имеет нормальное распределение с параметрами $N(0;1)$.

В рассматриваемом нами случае нормальное распределение вероятностей имеют логарифмы коэффициентов перехода, причем $\sigma_x = \sigma_y = s_k$. Отсюда кратность отношения двух коэффициентов перехода $K_{п1}$ и $K_{п2}$ ($K_{п1} > K_{п2}$) будет значимой с вероятностью p , если выполнено условие

$$\ln \left(\frac{K_{п1_{me}}}{K_{п2_{me}}} \right) \geq U_p \cdot s_k \cdot \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}} \quad (6.16)$$

где $K_{п1_{me}}$ ($K_{п2_{me}}$) – выборочные медианы коэффициентов перехода.

Полученное соотношение позволяет при задаваемой доверительной вероятности планировать минимальное число сопряженных проб «почва–растение», необходимых для подтверждения ожидаемой кратности

$$d = \frac{K_{п1_{me}}}{K_{п2_{me}}} \text{ (ожидаемого различия) для коэффициентов перехода.}$$

Поскольку оценка s_k является случайной величиной, то для заданного (ожидаемого) значения d исходя из равенства (6.16), правил оценки дисперсии функции случайных переменных /25,27/ и, учитывая также симметрич-

ность задачи (полагая что $w_{n_1} = w_{n_2}$), относительная погрешность (коэффициент вариации) величины $n_1(n_2)$ может быть оценена как

$$w_n \cong 2 \cdot w_{s_k} \cdot \frac{n_1 + n_2}{\sqrt{n_1^2 + n_2^2}} \quad (6.17)$$

где $w_{s_k} = 0.16$ (см. раздел 3.).

В соответствии с результатами приведенных статистических выводов, и оценкой для среднего квадратического отклонения логарифма коэффициентов перехода ^{137}Cs в цепи «почва-растения», полученной в **разделе 3.**, была построена номограмма (Рис. 6.6). Она позволяет быстро определить минимально необходимое количество сопряженных проб «почва-растения», для сравнения медианных значений двух коэффициентов перехода радионуклида в растения при доверительной вероятности $p=0.95$, полагая, что при этом при отборе сопряженных проб «почва-растение» площадь пробоотбора растений $\leq 1\text{ м}^2$, а площадь отбора пробы почвы $>0.005\text{ м}^2$. Каждая проба почвы и растений измеряется отдельно и относительные погрешности измерения содержания радионуклида в почве и растениях $\delta_{\text{изм}} \leq 10\%$ на уровне $\pm\sigma$.

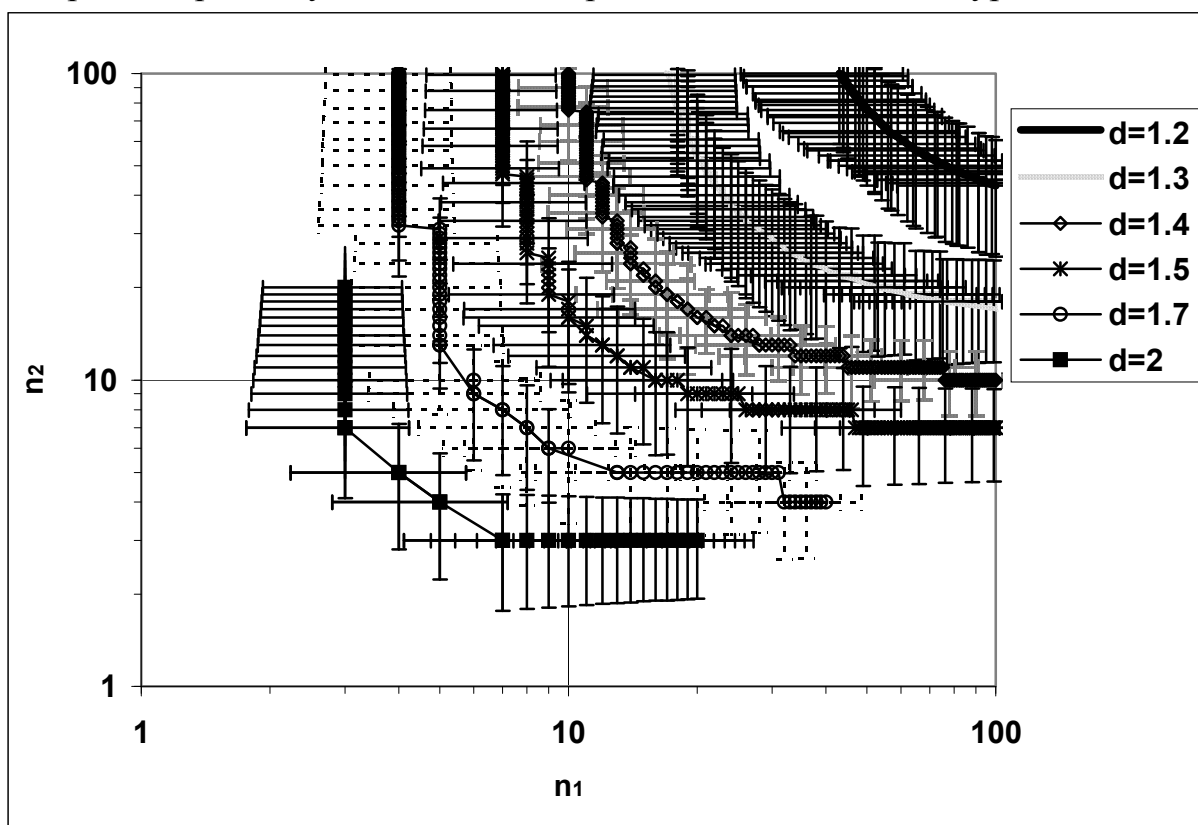


Рис. 6.6 – Номограммы расчета минимально необходимых объёмов сопряженных проб для сравнения медианных значений коэффициентов перехода в цепи «почва-растения» при относительной погрешности измерения содержания ^{137}Cs в пробах почвы и растений $\delta_{\text{изм}} \leq 10\%$ на уровне $\pm\sigma$ (d – ожидаемая кратность различия)

Там же показаны возможные погрешности для n ($\pm\sigma$). Эти погрешности обусловлены разбросом оценки среднего квадратического отклонения логарифма содержания ^{137}Cs и связаны со случайными, не учитываемыми факторами. При вычислениях прогнозируемое количество проб было округлено "вверх" до ближайшего целого значения, что привело к ступенчатости номограммы.

В том случае, если погрешность измерения содержания ^{137}Cs в почве или растениях $>10\%$ на уровне $\pm\sigma$, необходимо предусмотреть отбор дополнительного числа проб для того, чтобы учесть (компенсировать) её при сравнении медианных значений коэффициентов перехода. Подставляя в выражение (6.16) разложение на составляющие величины s_k^2 (6.14) и полагая, что дополнительное число сопряженных проб Δn одинаково для каждого коэффициента перехода, получаем для определения Δn трансцендентное уравнение

$$\left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}\right)^{-1} + \left(\frac{U_P \cdot (s_{\text{изм}}^2 - 0.02)}{\ln(d)}\right)^2 = \left(\frac{1}{n_1 + \Delta n} + \frac{1}{n_2 + \Delta n}\right)^{-1} \quad (6.18)$$

Из этого уравнения были определены значения Δn для различных комбинаций n_1 и n_2 . Поскольку полученные значения не сильно отличались между собой, они были усреднены и для удобства их использования сведены в номограмму (Рис. 6.7).

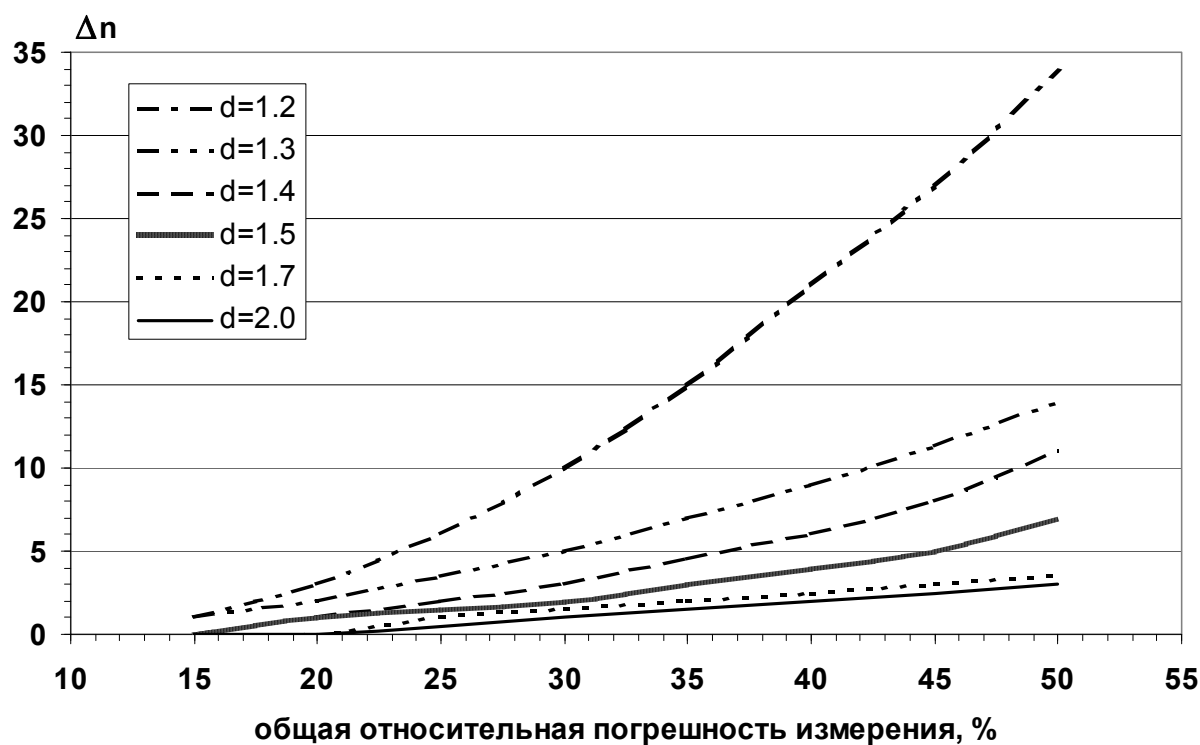


Рис. 6.7 Номограммы расчета дополнительного объема сопряженных выборок при сравнении коэффициентов перехода для случая общей относитель-

ной погрешности измерения содержания радионуклида в пробах почвы и растений $>10\%$ на уровне $\pm\sigma$.

Она позволяет быстро определить дополнительное количество сопряженных проб «почва-растения» в зависимости от ожидаемого значения d и суммарной относительной погрешности $\delta_{\text{изм.}}$.

Рассмотрим следующий пример. Пусть необходимо произвести сравнение коэффициентов перехода ^{137}Cs в цепи «почва-растения» для двух различных условий с доверительной вероятностью $p=0.95$. Ожидаемая кратность их отношения не менее **1.5**. Необходимо определить минимальные объемы сопряженных выборок «почва-растения» (одинаковые для определения каждого коэффициента) для подтверждения этого различия. Если измерения содержания ^{137}Cs в пробах почвы и растительности будут проведены с относительной погрешностью $<10\%$ на уровне $\pm\sigma$, то на основе полученной номограммы (Рис. 6.6) необходимо отобрать не менее чем по **12** (в среднем) или **17** (с учетом погрешности) независимых сопряженных проб. Если измерения содержания ^{137}Cs в пробах почвы и растительности будут проведены с суммарной (общей) относительной погрешностью равной **20%** на уровне $\pm\sigma$, то на основе номограммы (Рис. 6.7) необходимо дополнительно отобрать еще по **1** сопряженной пробе. При этом при отборе сопряженных проб «почва-растение» площадь пробоотбора растений $\leq 1\text{м}^2$, а площадь отбора проб почвы $>0.005\text{м}^2$ и каждая проба почвы и растений измеряется отдельно.

Если в результате получим, что значение отношения $d = \frac{K_{\text{п}}^1}{K_{\text{п}}^2} \geq 1.5$,

то такое различие статистически значимо с доверительной вероятностью $p=0.95$.

6.4 Минимально необходимое число проб для оценки среднего значения содержания ^{137}Cs в молоке ЛПХ.

В соответствии с изложенными выше результатами статистических выводов и оценкой для среднего квадратического отклонения логарифма загрязнения ^{137}Cs молока ЛПХ, полученной в **разделе 4**, были построены номограммы (Рис. 6.8). Эти номограммы позволяют быстро определить минимально необходимое количество проб для получения среднего значения загрязнения молока ^{137}Cs в населенном пункте (для однородной по рациону группы животных - одного стада) в момент времени t с заданной относительной погрешностью, как в пастбищный, так и в стойловый период. Там же показаны возможные погрешности для n ($\pm\sigma$). Как уже отмечалось, эти погрешности обусловлены влиянием случайных факторов на среднее квадратическое отклонение логарифма концентрации ^{137}Cs в молоке в момент времени t в пределах конкретного населенного пункта. При вычислениях прогнози-

руемое количество проб было округлено "вверх" до ближайшего целого значения.

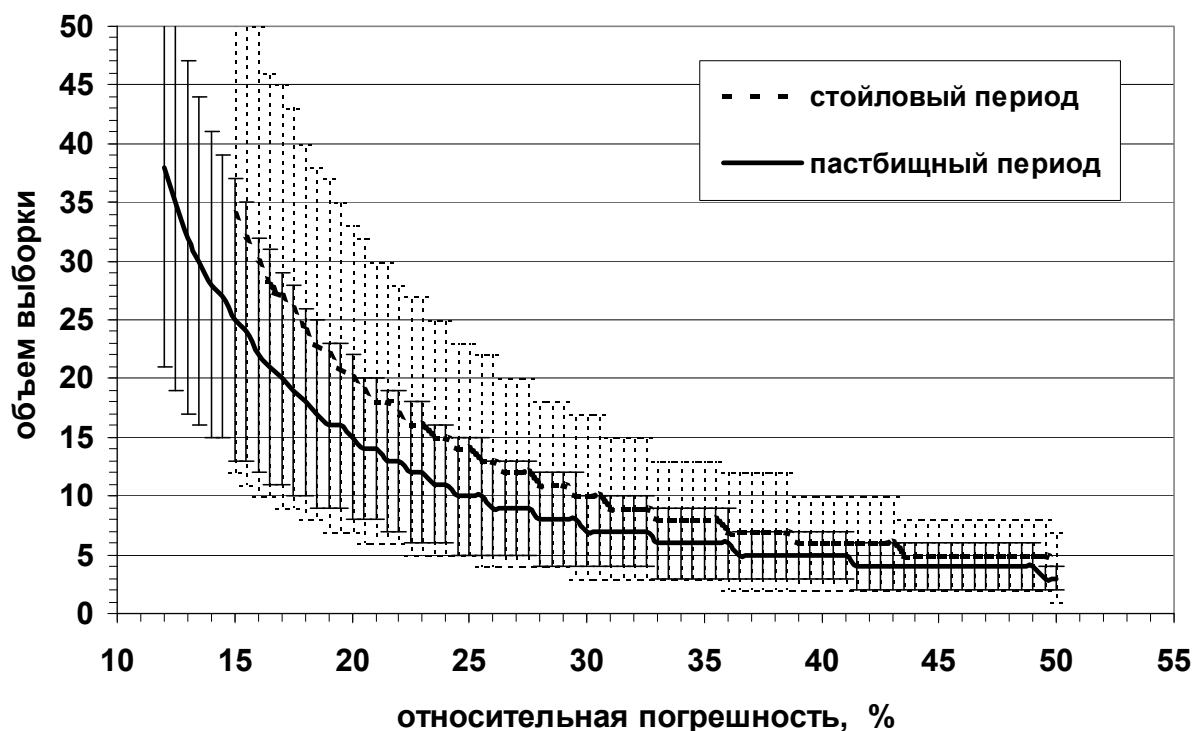


Рис. 6.8. - Номограммы расчета минимально необходимого объема выборки для оценки среднего значения загрязнения молока с заданной относительной погрешностью для стада (однородной по рациону группы животных)

Из приведенных номограмм видно, что для оценки среднего по однородной по рациону группе животных значения концентрации ^{137}Cs в молоке в некоторый момент времени, с относительной погрешностью, например 30%, и с доверительной вероятностью $p=0.9$, необходимо отобрать от 7 (в среднем) до 10 проб (обследовать 7-10 ЛПХ) в пастбищный период или 10 (в среднем) до 17 проб в стойловый период.

Следует отметить, что найденное выше решение относится к так называемой возвратной выборке (численность стада коров бесконечна). Если же численность стада коров N небольшая, то полученный объем n необходимо пересчитать на условия безвозвратной выборки [27].

$$n' = \frac{1}{\frac{1}{n} + \frac{1}{N}}. \quad (6.19)$$

6.5 Планирование отбора проб молока с целью оценки дозовых нагрузок на жителей населенного пункта.

Одной из практических задач, где используется значение среднегодовой концентрации ^{137}Cs в молоке ЛПХ населенных пунктов является оценка

среднего значения поступления радионуклидов в организм человека, определяющая дозы внутреннего облучения. В соответствии с /70/ она рассчитывается как

$$D_{Cs}^{\text{цело}} = \alpha \cdot \bar{C}_M^{Cs} \quad (6.20)$$

где, $\bar{C}_M^{Cs} = \int_0^1 \bar{C}_M(t) dt$ - среднегодовое значение концентрации ^{137}Cs в молоке

ЛПХ населенного пункта;

$\bar{C}_M(t)$ - среднее значение концентрации ^{137}Cs в молоке в момент t в течении года ($0 \leq t \leq 1$);

α – коэффициент пропорциональности.

В нашем случае $\bar{C}_M(t) = \exp(\mu_M(t) + 0.5 \cdot s_M^2(t))$. Относительная погрешность определения величины $D_{Cs}^{\text{цело}}$ в конкретном населенном пункте, обозначим её δD , будет определяться разбросом среднегодового значения концентрации ^{137}Cs в молоке ЛПХ данного населенного пункта $\bar{C}_M^{Cs}$. Для выбранного регламента отбора проб (число моментов отбора проб и объемы выборок) $\bar{C}_M^{Cs}$ является случайной величиной, как функция случайных аргументов: расположение моментов отбора проб в течение стойлового и пастбищного периодов; оценки среднего значения концентрации ^{137}Cs в молоке в моменты отбора проб; вариабельность значения концентрации ^{137}Cs в молоке в стойловый и пастбищный периоды (см. Таблица 4.2).

Для определения минимально необходимого числа проб, обеспечивающего относительную погрешность δD , упростим регламент отбора проб. Будем считать, что число отбираемых проб в стойловый период постоянное в любой момент отбора и равно n_c . Число отбираемых проб в пастбищный период также постоянное в любой момент отбора и равно соответственно $n_{\text{п}}$. Статистическое моделирование величины $\bar{C}_M^{Cs}$ для различных населенных пунктов и различных регламентов отбора проб показало, что ее распределение вероятностей имеет правую асимметрию и хорошо аппроксимируется логнормальным законом. Ниже на рисунке (Рис. 6.9) в качестве примера приведены плотности распределения величины $\bar{C}_M^{Cs}$ для ЛПХ населенных пунктов, расположенных в базовых хозяйствах, где находились опорные радиологические пункты УкрНИИСХР, при отборе проб по одному из возможных регламентов. Число реализаций в процессе моделирования принималось равным 5000. Если в стойловый или пастбищный период отбор проб молока моделировался более одного раза, то соответствующий период разбивался на равные части, в каждый из которых момент отбора проб (с точность до месяца) выбирается случайно (равновероятно).

Максимальная (верхняя) относительная погрешность определения величины $D_{Cs}^{село}$ для конкретного населенного пункта, охватывающая 100р% возможного разброса $D_{Cs}^{село}$, будет равняться

$$\delta D(p) = \frac{D_{Cs}^{село}(p) - D_{Cs}^{село}}{D_{Cs}^{село}} = \exp(s_M \cdot U_p) - 1. \quad (6.21)$$

где U_p - квантиль нормального распределения уровня р.

s_M - среднее квадратическое отклонение логарифма $\bar{C}_M^{Cs}$.

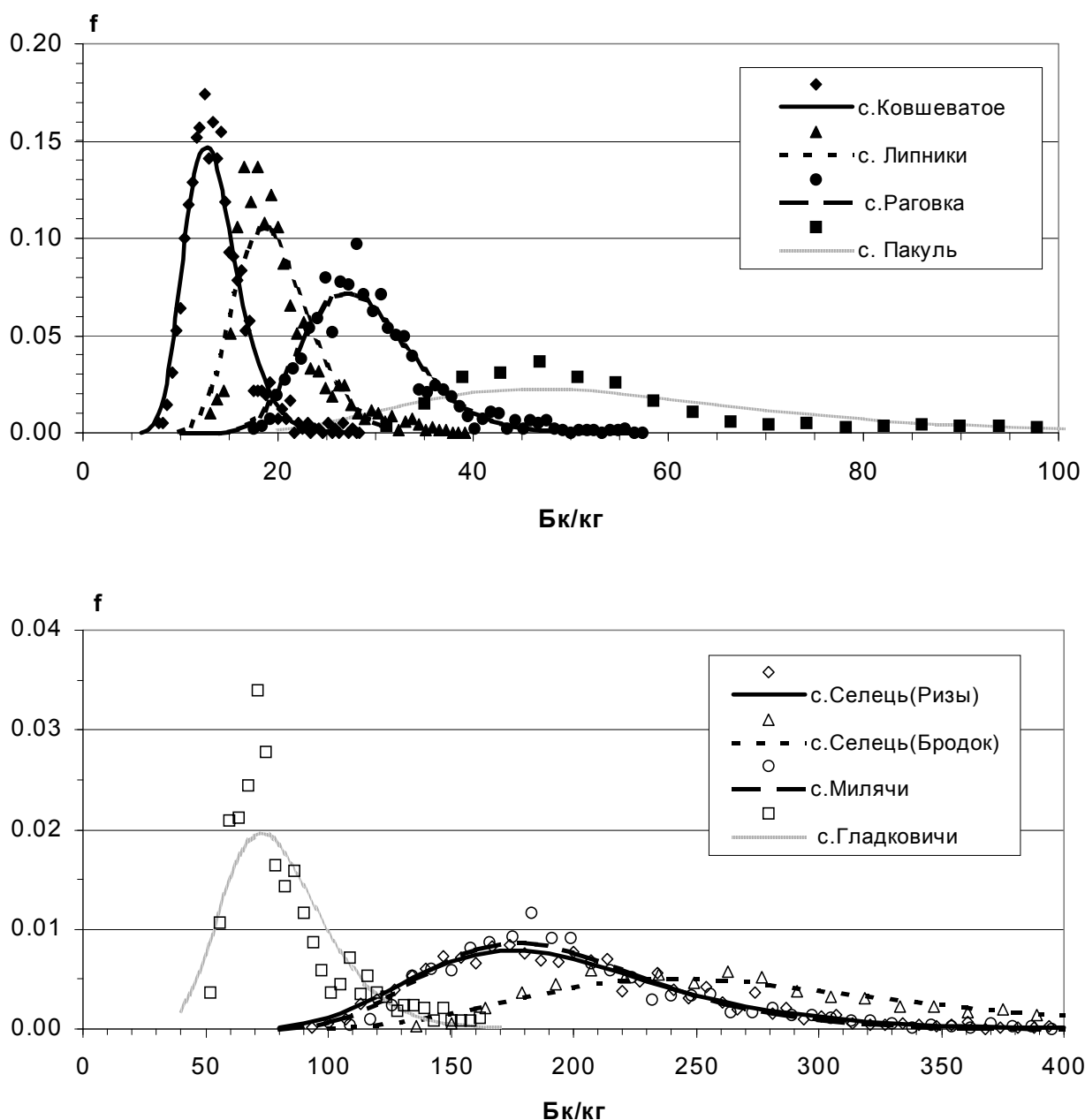


Рис. 6.9.- Распределение возможных значений среднегодовой концентрации ^{137}Cs в молоке ЛПХ при оборе проб молока три раза в год: один раз в стойловый период - 5 проб и два раза в пастбищный период по 10 проб.

На основе результатов, полученных методом статистического моделирования при различных возможных регламентах отбора проб молока, были построены зависимости $n_{\Pi} = f(\delta D)$ при $r=0.9$ для ЛПХ населенных пунктов, расположенных в базовых хозяйствах, где находились опорные радиологические пункты УкрНИИСХР. Как уже отмечалось, при создании сети опорных радиологических пунктов УкрНИИСХР базовые хозяйства были выбраны таким образом, чтобы охватить все возможные региональные особенности, обуславливающие загрязнение радионуклидами сельскохозяйственной продукции (в том числе и молока) на территории, пострадавшей в результате

аварии на ЧАЭС. Таким образом, в первом приближении можно считать, что полученная вариабельность относительной погрешности определения величины $D_{Cs}^{\text{село}}$ характерна в целом для всей территории, подвергшейся радиоактивному загрязнению в результате аварии на ЧАЭС. Исходя из этого, полученные для различных населенных пунктов зависимости $n_{\Pi} = f(\delta D)$ были усреднены. С целью удобства использования полученных результатов в практических целях усредненные зависимости представлены ниже в виде номограмм. На номограммах (Рис. 6.10–Рис. 6.13) по оси ординат отложено число отбираемых проб в пастбищный период $N_{\text{пас}}$ при каждом обследовании, а каждая кривая соответствует числу отбираемых проб в стойловый период $N_{\text{ст}}$.

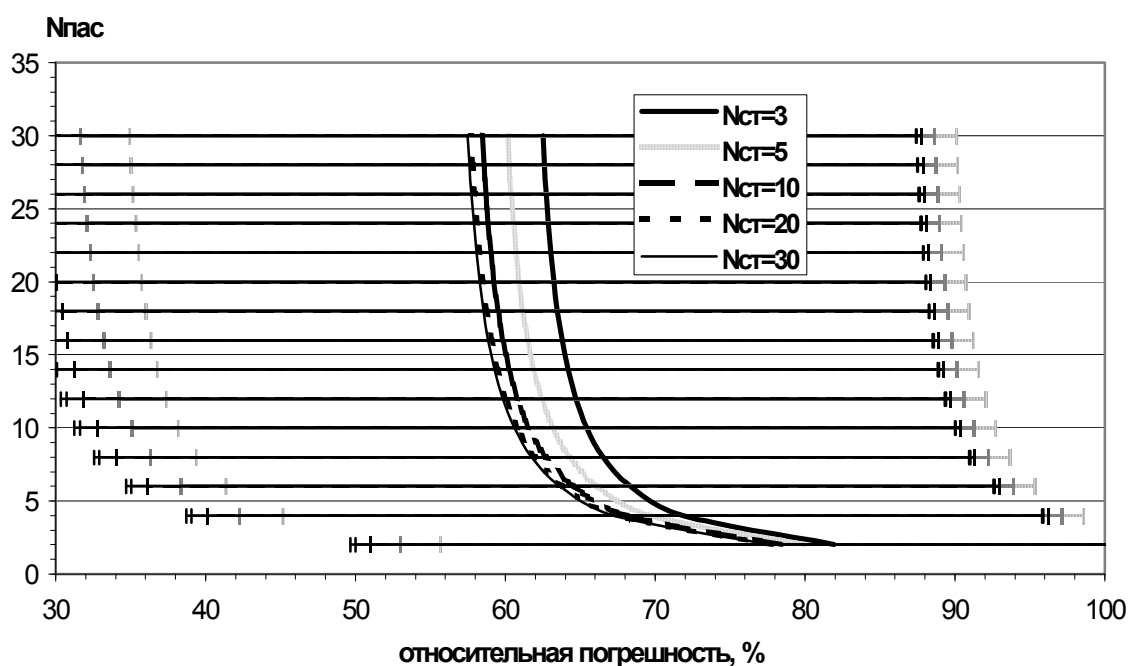


Рис. 6.10. - Номограмма определения минимально необходимых объёмов выборок проб молока в пастбищный и стойловый периоды, которые гарантируют заданную относительную погрешность оценки среднегодовой индивидуальной дозы внутреннего облучения при отборе проб дважды в год *-один раз в стойловый период и один раз в пастбищный период.*

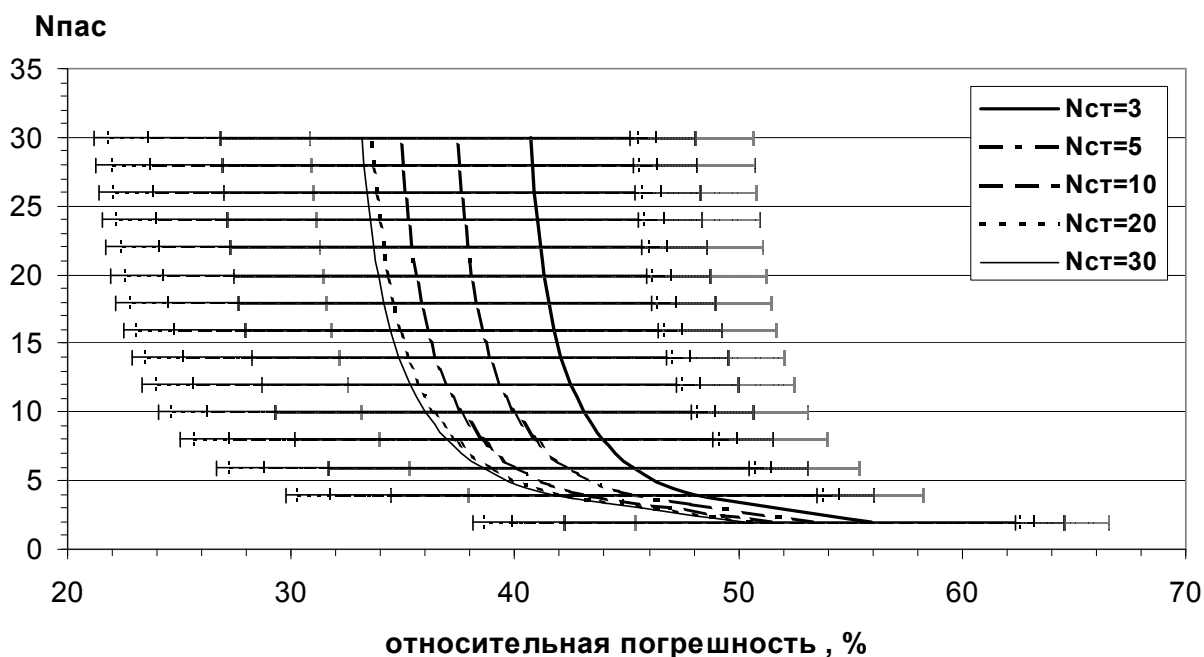


Рис. 6.11. - Номограмма определения минимально необходимых объемов выборок проб молока в пастбищный и стойловый периоды, которые гарантируют заданную относительную погрешность оценки среднегодовой индивидуальной дозы внутреннего облучения при отборе проб три раза в год - *один раз в стойловый период и два раза в пастбищный период.*

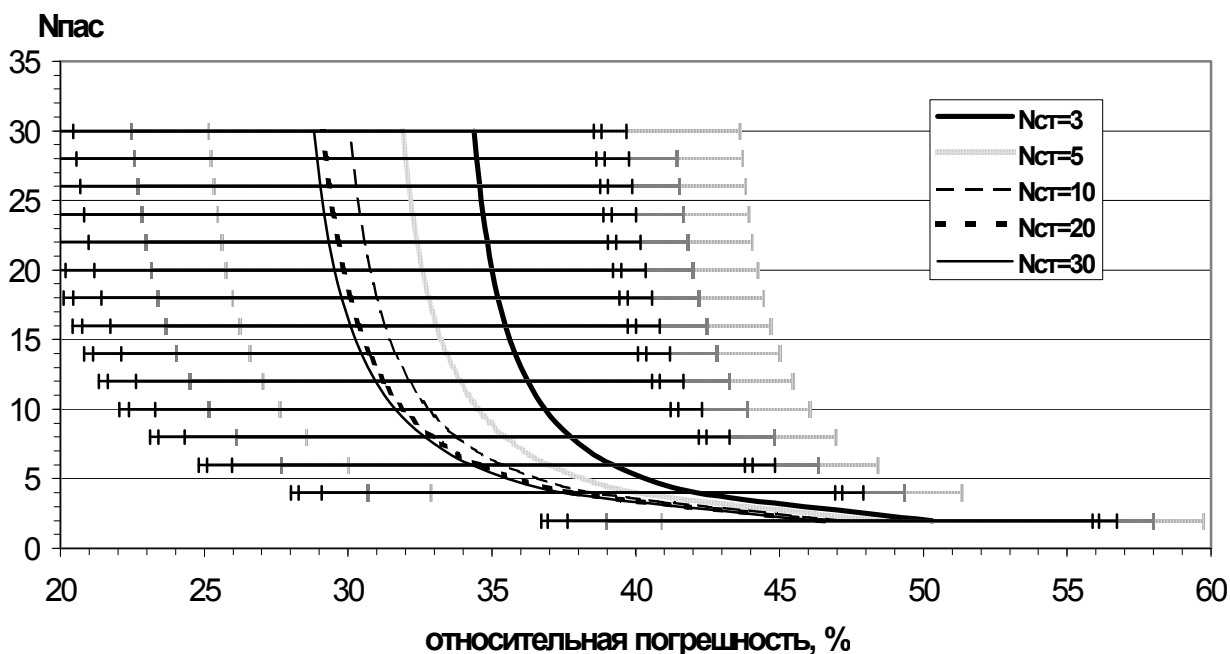


Рис. 6.12. - Номограмма определения минимально необходимых объемов выборок проб молока в пастбищный и стойловый периоды, которые гарантируют заданную относительную погрешность оценки среднегодовой индивидуальной дозы внутреннего облучения при отборе проб четыре раза в год - *два раза в стойловый период и два раза в пастбищный период.*

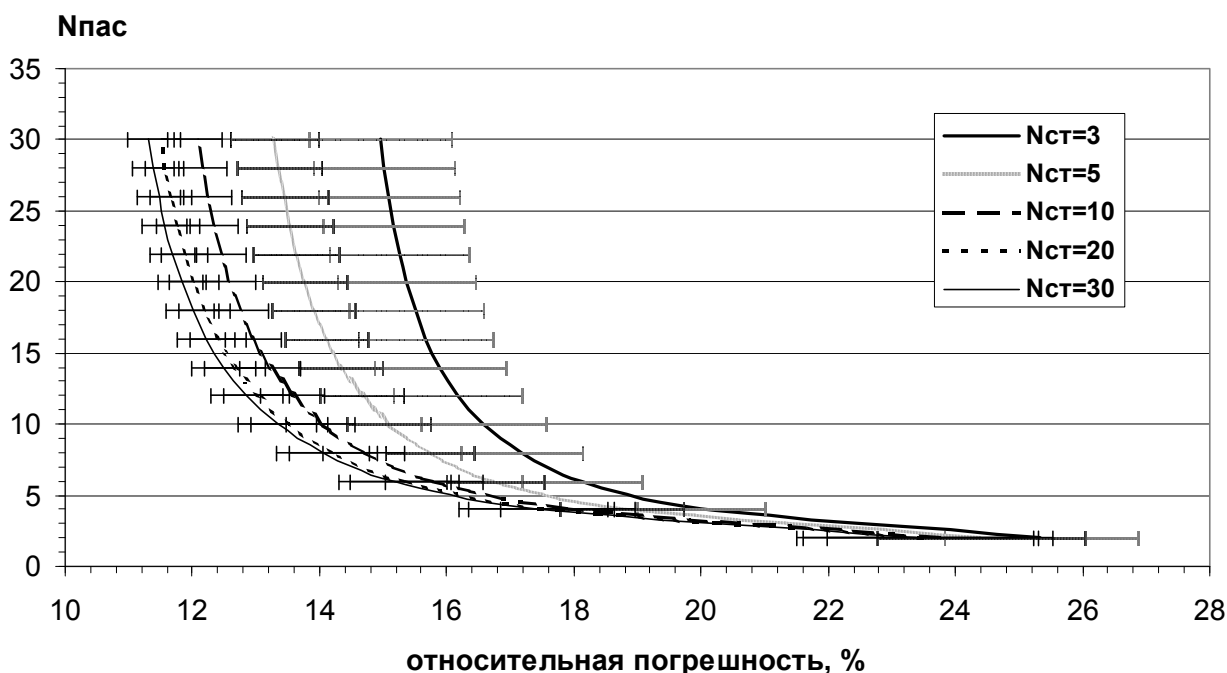


Рис. 6.13. - Номограмма определения минимально необходимых объемов выборок проб молока в пастбищный и стойловый периоды, которые гарантируют заданную относительную погрешность оценки среднегодовой индивидуальной дозы внутреннего облучения при *ежемесячном отборе проб* в течение года.

На номограммах показана также возможная вариабельность зависимостей $n_{\Pi} = f(\delta D)$ для различных населенных пунктов (или в различные годы для одного населенного пункта).

Из номограмм для выбранной частоты отбора проб легко определить минимально необходимые объемы выборок (спланировать регламент отбора проб). Например, для обеспечения относительной погрешности оценки среднегодовой индивидуальной дозы внутреннего облучения равной 50%, определяемой по формуле (6.20), при отборе проб молока в любом населенном пункте три раза в год (1 раз в стойловый период и два раза в пастбищный период (см. Рис. 6.11) достаточно отобрать 5 проб в стойловый период и 10 проб в пастбищный период в каждый момент отбора проб. Конкретные моменты (время) отбора проб не регламентируются. Они являются случайными для каждого населенного пункта - один раз в стойловый период (октябрь-март), два раза в пастбищный период (апрель-июнь, июль- сентябрь).

6.6 Выводы по главе 6.

Основные результаты настоящего раздела заключаются в следующем.

- Разработаны методы расчета минимально необходимых объемов выборок проб для оценки с заданной относительной погрешностью:

- среднего значения плотности загрязнения почвы и растительности радионуклидами на безградиентных по загрязнению площадках;
- среднего значения коэффициента перехода в цепи «почва-растения» и достоверной различия между коэффициентами перехода в цепи «почва-растения»;
- средней плотности загрязнения молока ^{137}Cs с заданной относительной погрешностью в населенном пункте в конкретные моменты пастбищного и стойлового периодов.
- Разработаны методы определения минимально необходимых объёмов выборок проб молока в пастбищный и стойловый периоды, которые гарантируют (при расчете дозы внутреннего облучения) заданную относительную погрешность оценки среднегодовой индивидуальной дозы внутреннего облучения при различной частоте отбора проб.
- Для удобства практического использования предлагаемых методов построены соответствующие номограммы.

7. Геоestatистические характеристики безградиентных по загрязнению площадок

В геологии при анализе отобранных проб при поисках месторождений полезных ископаемых широкое распространение получили и плодотворно используются геоestatистические методы [71,72,73,74]. Они позволяют оценивать общие характеристики рассеивания и распространения тех или иных признаков полезных ископаемых. В настоящем разделе, используя эти методы, оценены некоторые геоestatистические характеристики загрязнения почвы и растений ^{137}Cs на площадках в зоне отчуждения и прилегающих территориях.

Плотность загрязнения почвы или загрязнение растительности на экспериментальной площадке тем или иным радионуклидом математически может быть описано некоторой непрерывной функцией от координат точек на площадке $f(x,y)$. Вид этой функции для некоторых безградиентных площадок приведен в разделе 1 (см. Рис. 2.4–Рис. 2.5; Рис. 2.15–Рис. 2.19) Структурной функцией (вариограммой) называется функция $g(h)$, определяемая следующим соотношением:

$$2g(h) = M[f(z) - f(z+h)]^2 = \frac{1}{n(h)} \sum_{i=1}^{n(h)} [f(z_i) - f(z_i+h)]^2 \quad (7.1)$$

где $f(z_i) = f(x_i, y_i)$;

h - расстояние между точками отбора проб (между центрами элементарных площадок, с которых отбираются растения в одну пробу);

$n(h)$ - число пар проб, которые отобраны на расстоянии h друг от друга.

Поскольку загрязнение почвы и растений на площадках имеет логнормальный закон распределения вероятностей, и предметом нашего рассмотрения является вариабельность логарифма загрязнения, то при построении вариограмм вместо значений функции $f(x,y)$ использовали ее логарифм (логарифм плотности загрязнения почвы или логарифм содержания ^{137}Cs в растениях).

Вариограмма объединяет различные статистические характеристики рассеивания и распространения в почве (или в объектах, имеющих привязку к почве, например, произрастающая на ней растительность) различных примесей или загрязнителей (радионуклидов), и является достаточно универсальным средством описания геоestatистической картины загрязнения. Она является функцией векторного аргумента, т.е. зависит от расстояния и направления, показывает в нашем случае, как в среднем различается содержание радионуклидов в пробах в зависимости от расстояния в заданном на-

правлении. В идеальном случае это положительно определенная возрастающая функция исходящая из нуля. Если при $h=0$ вариограмма отлична от нуля, то это проявление так называемого эффекта «самородков», то есть резкие изменения загрязнения происходят уже на малых расстояниях. Другими словами – это степень различия результатов измерений загрязнения при неоднократном отборе проб в одном и том же месте. Это является следствием или не высокой точности измерения отобранных проб, или сильной изменчивости измеряемой величины, или и того и другого. В рассматриваемом нами случае обе эти причины имеют место, в особенности вторая, обусловленная присутствием в почве топливных частиц.

Если вариограмма начиная с некоторого h выполаживается (идет параллельно оси абсцисс), то это значение h в заданном направлении определяет зону (радиус, интервал) влияния пробы. Сопоставление радиусов влияния для разных направлений определяет анизотропию рассматриваемого признака.

В первом приближении будем считать, что в загрязнении почвы и растительности на экспериментальных площадках отсутствует анизотропия. Это означает, что загрязнение почвы и растительности не зависит от направления отбора проб на площадке. Поскольку пробы были отобраны по регулярной сетке, то при вычислении значений вариограммы $g(h)$ участвуют все точки, находящиеся на расстоянии h друг от друга.

При проведении геостатистического анализа отобранных проб эмпирическая вариограмма аппроксимируется той или иной теоретической моделью [71–74]. Для наших целей будем использовать одну из наиболее распространенных – сферическую модель. Эта модель имеет следующий вид

$$\begin{cases} g(h) = C \cdot \frac{1}{2} \left(3 \cdot \left(\frac{h}{a} \right) - \left(\frac{h}{a} \right)^3 \right) + C_0 & h \leq a \\ g(h) = C + C_0 & h > a \end{cases} \quad (7.2)$$

где a - радиус влияния;

$C+C_0$ - порог вариограммы (величина общей дисперсии загрязнения на всей площадке, которая получается в результате отбора точечных проб);

C_0 - эффект "самородков" (часть общей дисперсии, обусловленная эффектом "самородков").

7.1 Минимально необходимое расстояние между точками отбора проб на безградиентных по загрязнению площадках

Отбираемые пробы почвы и растений для оценки среднего значения плотности загрязнения почвы и среднего содержания радионуклида в растениях на безградиентной по загрязнению площадке должны быть статистически независимы. То есть, содержание радионуклида в одной пробе почвы или растений не должно коррелировать с содержанием того же радионукли-

да в других пробах. Это говорит о том, что расстояние между точками отбора проб почвы и растений (между центрами элементарных площадок, с которых отбираются растения в одну пробу), обеспечивающее статистическую независимость проб, должно превышать некоторую вполне определенную величину, возможно, зависящую от характеристик площадки. Эти соображения положим в основу практического определения радиуса влияния пробы. Зона влияния пробы заканчивается на таком расстоянии, начиная с которого вариограмма выполаживается, вне этой зоны исчезает меду пробами.

Структурная функция связана с ковариационной функцией

$$B(h) = \frac{1}{n(h)} \sum_{i=1}^{n(h)} (f(z_i) - \mu_1)(f(z_i + h) - \mu_2) \quad (7.3)$$

соотношением

$$\gamma(h) = B(0) - B(h) \quad (7.4)$$

где μ_1 и μ_2 – соответствующие средние значения логарифма плотности загрязнения почвы или средние значения логарифма содержания радионуклида в пробах растений, отобранных на расстоянии h друг от друга,

$B(0) = s^2$ – дисперсия логарифма плотности загрязнения почвы или содержания ^{137}Cs в растениях на экспериментальной площадке.

Однако использование ковариационной функции (вариограммы) в рассматриваемом нами случае не совсем удобно, поскольку ее величина зависит от площади пробоотбора. Удобнее использовать нормированную ковариационную функцию $r(h) = B(h)/B(0)$, которая называется корреляционной функцией и представляет собой коэффициент корреляции между значениями $f(z_i)$ и $f(z_i+h)$. С увеличением расстояния h между точками отбора проб значение корреляционной функции уменьшается и достигает нуля. В соответствии с /15,74/ в качестве радиуса влияния пробы будем принимать расстояние соответствующее пересечению функции $r(h)$ (или $B(h)$) с осью ординат.

На основе вышеизложенного были вычислены эмпирические значения корреляционной функции для проб почвы и растений, отобранных на различных экспериментальных площадках. Погрешности значений корреляционной функции были вычислены из условия, что в соответствующий интервал попадает 90% возможных значений корреляционной функции и величина

$$t = \frac{r(h) \cdot \sqrt{n(h) - 2}}{\sqrt{1 - (r(h))^2}}$$

имеет распределение Стьюдента с $n-2$ степенями свободы /27 /.

7.1.1 Радиус влияния почвенных проб

Для изучения поведения корреляционной функции в различных условиях на восьми основных экспериментальных площадках были выбраны до-

полнительные площадки, где с шагом 5 см (залежь) и 10 см (пашня) цилиндрическим пробоотборником диаметром $\varnothing$ 3.7 см. было отобрано по 25-100 проб. Из них на трех площадках (залежных) в одних и тех же местах с шагом 0.2 м были отобраны пробы кольцом $\varnothing$ 13.2 см. и параллельно указанным выше пробоотборником с таким же шагом. Для каждой такой площадки в соответствии с изложенным выше подходом были рассчитаны эмпирические корреляционные функции $r(h) = V(h)/V(0)$.

В результате проведенного статистического анализа не выявлено значимого влияния рассматриваемых факторов (плотности и типа радиоактивных выпадений, ландшафтных особенностей и обработки почвы) на поведение корреляционной функций при отборе проб цилиндрическим пробоотборником диаметром $\varnothing$ 3.7 см. Поэтому при построении тренда, полученные эмпирические корреляционные функции для различных площадок, совместно были обработаны методом скользящего среднего. Эмпирические корреляционные функции и результаты статистической обработки показаны на рисунке (Рис. 7.1).

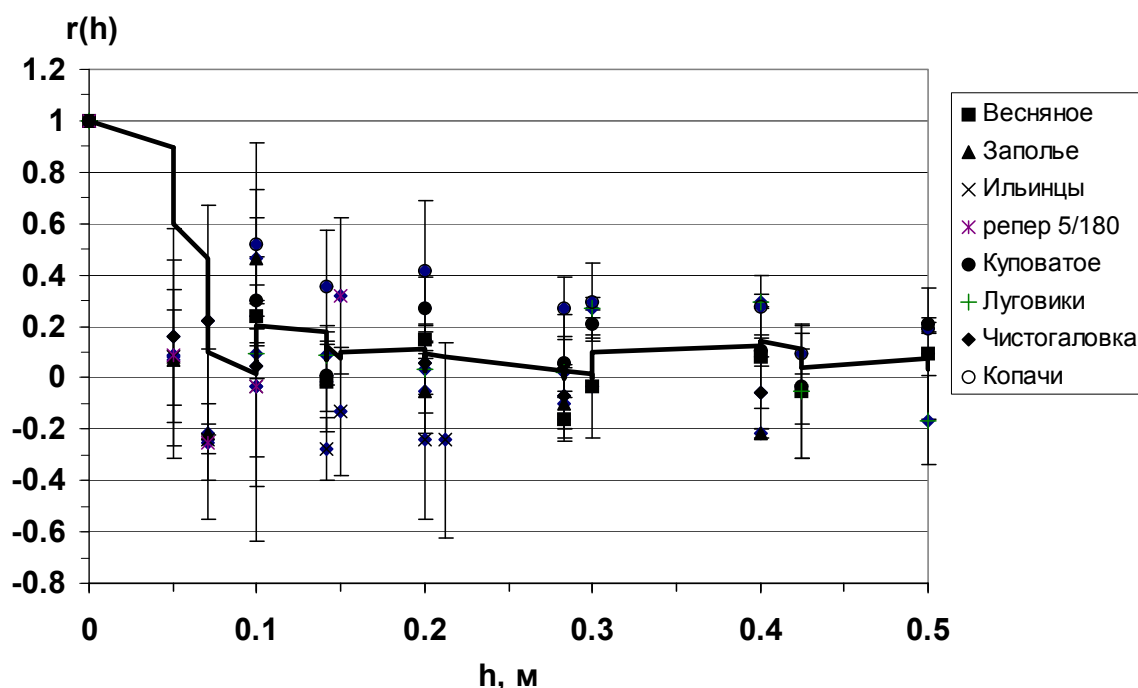


Рис. 7.1– Обобщенная корреляционная функция для почвенных проб при отборе цилиндрическим пробоотборником диаметром $\varnothing$ 3.7см.

Статистический анализ корреляционных функций полученных на основе проб отобранных кольцом и пробоотборником также не выявил между ними отличий (Рис. 7.2).

Однако, несмотря на полученные результаты сравнения радиусов влияния проб отобранных кольцом диаметром $\varnothing$ 13.2см и пробоотборником диаметром $\varnothing$ 3.7см вопрос о влиянии площади пробоотбора на эту величину не следует считать окончательно закрытым. Дело в том, что по существу-

щей методике измерения содержания радионуклидов в пробах почвы, для измерения от любой пробы (большой или маленькой) отбирается одинаковый измеряемый образец. Вопрос зависимости оценки радиуса влияния от величины и геометрии измеряемого образца пробы почвы, особенно загрязненной "горячими частицами" не являлся предметом исследования в проведенной работе и требует отдельного рассмотрения.

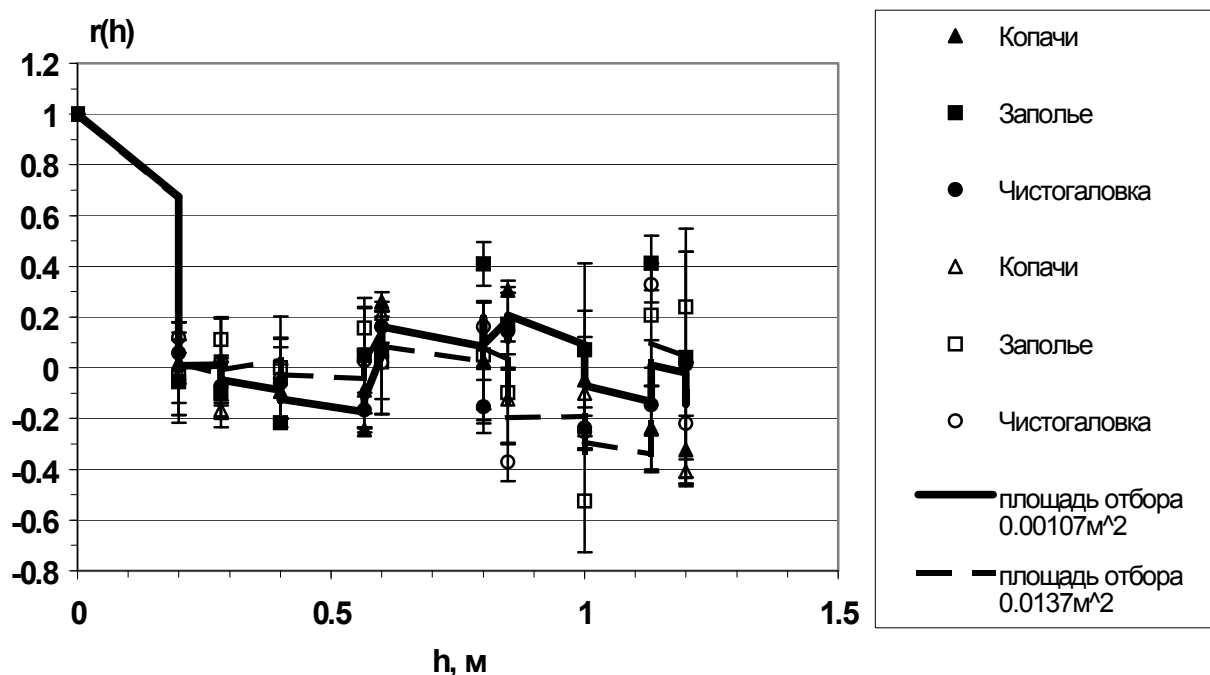


Рис. 7.2 –Обобщенные корреляционные функции для почвенных проб при отборе их цилиндрическим пробоотборником диаметром $\varnothing 3.7$ см (площадь 0.001м^2) и кольцом $\varnothing 13.2$ см (площадь 0.014м^2).

Но тем не менее, можно считать установленным, что независимо от плотности и типа радиоактивных выпадений, ландшафтных особенностей и обработки почвы среднее значение радиуса влияния почвенной пробы, отобранной с площади по крайней мере не более 0.014 м^2 в первом приближении с учетом ошибок определения в среднем не превышает $R_n \leq 0.2\text{-}0.3\text{ м}$. Область влияния пробы - это круг с радиусом R_n м. Хотя содержания ^{137}Cs в пробах, отобранных на расстоянии R_n друг от друга, не коррелированы между собой, однако независимыми пробами (консервативная оценка, в запас) будем считать такие пробы, области, влияния которых не пересекаются.

Таким образом, содержания радионуклидов в единичных пробах (в том числе и в пробах, состоящих из несколько рядом расположенных уколов пробоотборником диаметром $\varnothing 3.7$ см), отобранных на безградиентной площадке на расстоянии друг от друга (между центрами пробоотбора) $> 0.6\text{ м}$ следует считать статистически независимыми величинами (статистически независимыми пробами).

7.1.2 Радиус влияния растительных проб

Для оценки радиуса влияния пробы растений были использованы те же площадки и пробы, по которым были оценены статистические характеристики растительности.

В результате анализа полученных эмпирических корреляционных функций экспериментальные площадки были разделены на три группы. На площадках, почва которых регулярно обрабатывается или обрабатывалась (вспашивалась) с 1986 года, практически не существует различий между значениями корреляционных функций. В эту группу (назовем её первой) вошли площадки Куповатое (овес), Весняное (ослиник), Копачи (рожь) и Луговики (озимая пшеница). Для получения усредненной зависимости значения различных корреляционных функций были сглажены методом скользящего среднего.

Корреляционные функции для проб растений, отобранных на различных целинных и залежных экспериментальных площадках (после аварии не обрабатывались) разбились еще на две группы. Во вторую (по счету) группу вошли площадки Ильинцы, Заполье, Копачи - репер 5/180, на которых отбирался вейник наземный. В третью – вошла одна площадка Чистоголовка, где произрастал пырей ползучий. Эта площадка характеризуется наибольшим радиусом влияния проб растений, что, по-видимому, связано с особенностями корневой системы пырея ползучего.

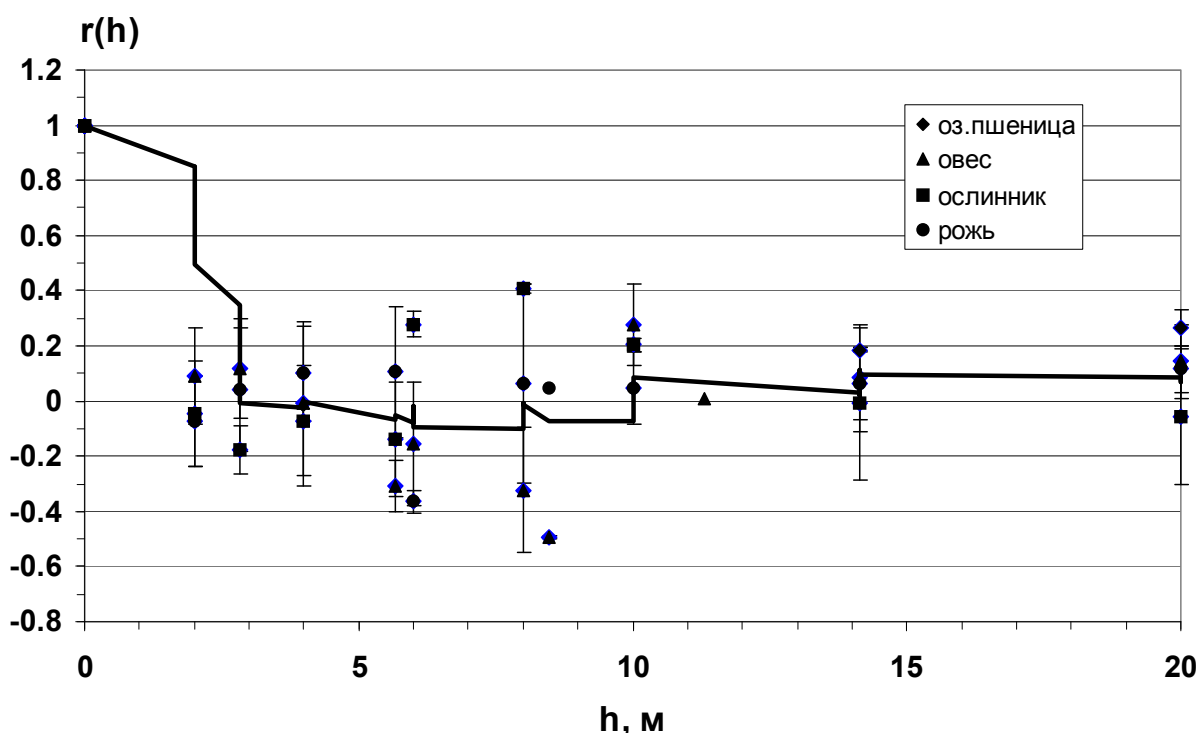


Рис. 7.3.— Обобщенная корреляционная функция растительных проб, отобранных на обрабатываемых экспериментальных площадках Куповатое (овес), Весняное (ослиник), Копачи (рожь) и Луговики (озимая пшеница).

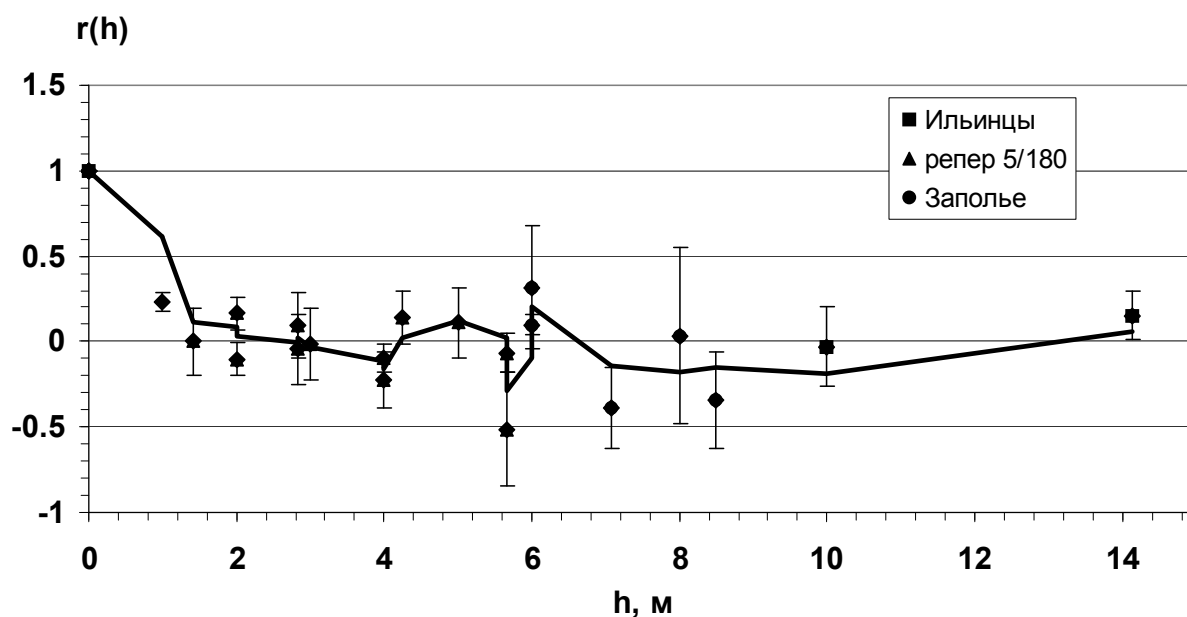


Рис. 7.4.– Обобщенная корреляционная функция растительных проб, отобранных на целинных и залежных экспериментальных площадках Ильинцы, Заполье, Копачи- репер 180 (вейник наземный)

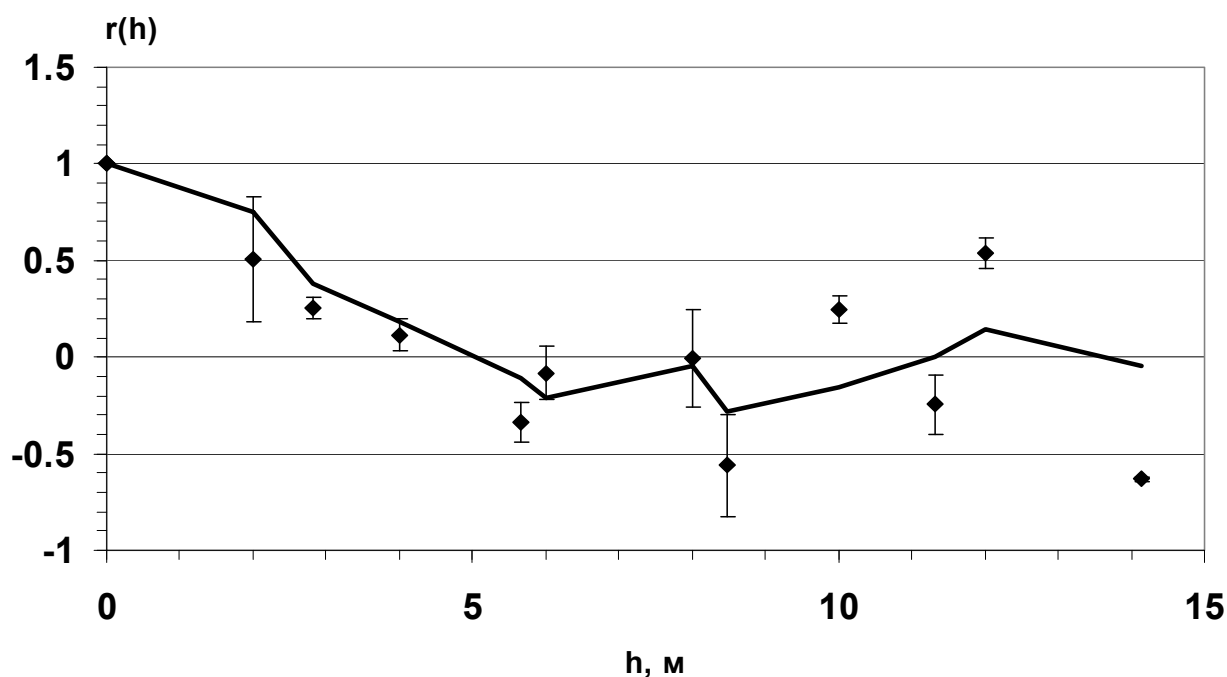


Рис. 7.5.– Корреляционная функция растительных проб, отобранных на экспериментальной площадке Чистогаловка (пырей ползучий)

В связи с тем, что каждая проба растений отбирается, как правило, на площади не более 1 м^2 (квадрат со стороной 1 м или круг с диаметром ≈ 1.1 м), то к расстоянию, на котором корреляционная функция достигает нуля, добавим еще 0.5 метра. Полученные таким образом и с учетом погрешностей определения (в некоторый запас) радиусы влияния проб растений, приведены

ниже в таблице (Таблица 7.1). Как и для проб почвы, независимыми пробами растений по содержанию ^{137}Cs (консервативная оценка, в запас), будем считать пробы, области, влияния которых не пересекаются, то есть отобранные на расстоянии $2R_p$ друг от друга.

Таблица 7.1.- Оценки радиуса влияния пробы растений для различных экспериментальных площадок при определении содержания ^{137}Cs

№	Группа площадок	Радиус влияния пробы растений при определении содержания ^{137}Cs R_p , м
1	Пахотные земли (<i>Куповатое(овес), Весняное(ослиник), Копачи(рожь), Луговики(оз. пшеница)</i>)	4
2	вейник наземный (<i>Ильинцы, Заполье, Копачи-репер 5/180</i>)	3
3	пырей ползучий (<i>Чистогаловка</i>)	6

Таким образом, общая оценка минимально необходимого расстояния между центрами отбора растительных проб, составляет не менее **12м**, что во всех случаях обеспечивает их статистическую независимость.

7.1.3 Минимально необходимое расстояние между центрами отбора сопряженных проб для оценки среднего значения коэффициентов перехода в цепи «почва-растения»

Полученные в предыдущих разделах оценки для радиусов влияния проб почвы и растений позволяют оценить минимально допустимое расстояние между центрами отбора сопряженных проб «почва-растения» и более четко определить понятие сопряженности проб.

Под сопряженной пробой «почва-растения» подразумевается проба почвы и проба растений, отобранные на одном месте с одной и той же площади. При этом величина площади пробоотбора с указанием её размера четко, как правило, не оговаривается. Как правило, площадь пробоотбора почвы меньше чем площадь пробоотбора растений.

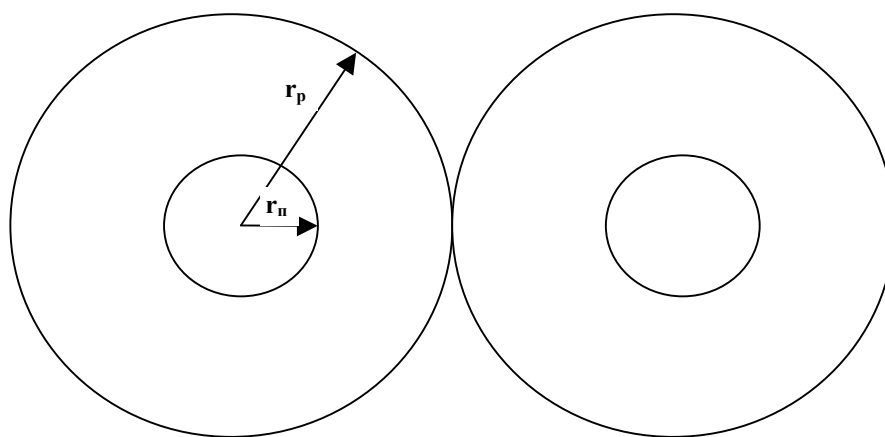


Рис. 7.6– Схема соотношения между радиусами и зонами влияния проб почвы и растений.

Приведенная схема (Рис. 7.6) позволяет более четко определить правило отбора сопряженных проб «почва-растения» и оно заключается в следующем:

- При отборе сопряженных проб «почва-растения» проба почвы должна полностью характеризовать площадь, с которой отбираются растения.
- Если на обследуемой территории растительность обильная и имеет высокое содержание радионуклидов, то сопряженные пробы могут быть отобраны на основе единичных проб почвы с радиусом влияния почвы $r_n \leq 0.3$ м и площадью пробоотбора >0.001 м² (минимально необходимые условия). Растения должны отбираться на площади, ограниченной окружностью с указанным радиусом или же в квадрате со стороной 0.5 м с центром в месте отбора единичной пробы почвы. В иных случаях проба растений отбирается на некоторой площади (например, 1 м² или более), а загрязнение почвы на этой площадке оценивается по измерению составной пробы, сформированной на основе единичных проб почвы, области влияния которых покрывают выбранную площадку не пересекаясь. Например, для площадки 1 м² составная проба почвы должна быть сформирована на основе не менее 4 единичных проб с радиусом влияния $r_n \leq 0.3$ м и площадью пробоотбора >0.001 м² (4 равномерно расположенных укола пробоотборником диаметром $\varnothing 3.7$ см).
- Расстояние между центрами пробоотбора независимых сопряженных проб должно быть не менее двух радиусов влияния пробы растений. В первом приближении для большинства растений оно должно быть не менее 12 м.

7.2 Локальные и глобальные геостатистические характеристики загрязнения Зоны отчуждения

Геостатистические характеристики загрязнения свойственные безградиентным площадкам и обусловленные локальной неоднородностью радиоактивных выпадений, будем в дальнейшем называть локальными. Соответствующие им вариограммы также назовем локальными. Геостатистические характеристики загрязнения больших территорий, вариабельность загрязнения

которых обусловлена еще и градиентами радиоактивных выпадений, будем называть глобальными. Соответствующие им вариограммы – глобальными. Типичный вид локальных вариограмм, получаемых на основании точечного пробоотбора, показан на рисунке (Рис. 7.7). Линиями изображены соответствующие сферические модели вариограмм (7.2). При построении сферических моделей параметр a (радиус влияния пробы) принимался равным **0.25 м**. Поскольку все измерения активности проб были проведены в цилиндрическом сосуде объемом 100 см^3 , дисперсия, характеризующая эффект "самородков" C_0 , принималась равной **0.02** (средняя дисперсия логарифма активности единичной пробы по ^{137}Cs , обусловленная её объемной неоднородностью отобранной в 30 км зоне (см. раздел 5.)). Общая дисперсия логарифма плотности загрязнения почвы на экспериментальных площадках $(C+C_0)$ была взята из таблицы (Таблица 2.4) $s_{1,\Pi}^2 = 0.26$ для площадки Весняное и $s_{1,\Pi}^2 = 0.13$ для площадки Заполье.

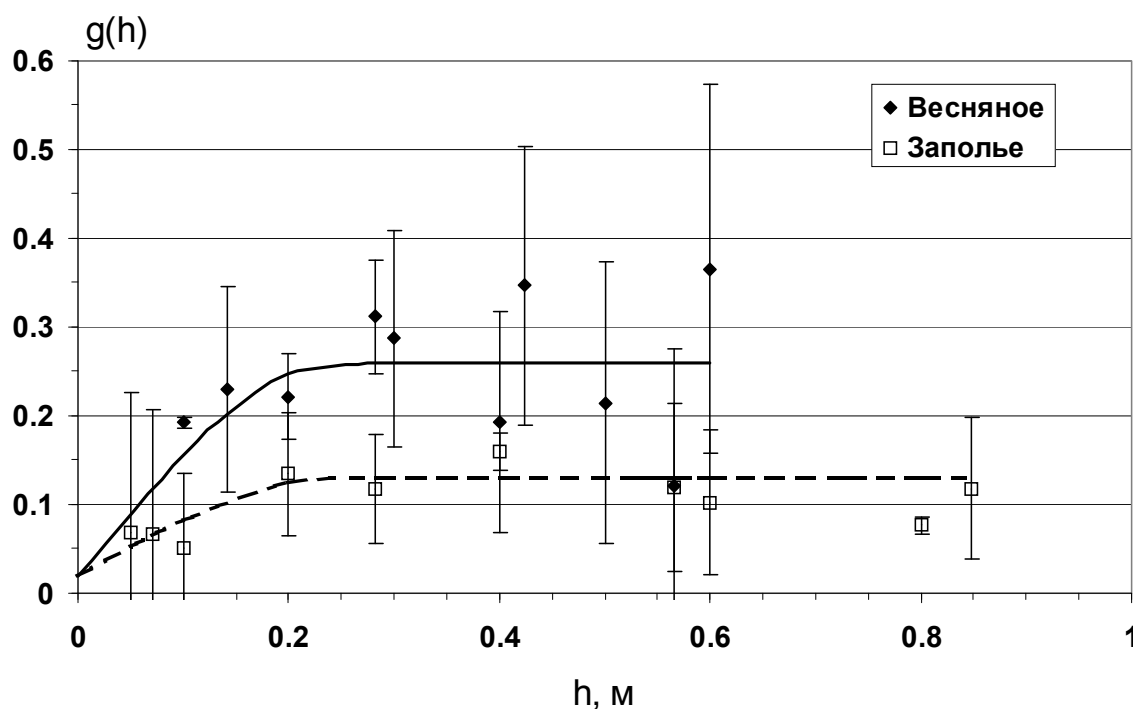


Рис. 7.7– Вариограммы плотности загрязнения экспериментальных площадок ^{137}Cs при отборе проб пробоотборником диаметром $\varnothing 3.7\text{ см}$ (площадь 0.00107 м^2) и измерении цилиндрических образцов в сосуде объемом 100 см^3 .

Из приведенного примера видно, что параметры локальной вариограммы загрязнения почвы радионуклидами зависят не только от микрон неоднородности загрязнения самой безградиентной площадки, но и от методов отбора проб и измерения содержания радионуклидов в единичной пробе. Однако результаты, приведенные в предыдущих главах настоящей работы, позволяют получать локальные вариограммы загрязнения почвы (геостатистические характеристики безградиентных площадок) для различных методов отбора

проб и измерений единичных проб. Порог вариограммы $C+C_0$ – в зависимости от площади пробоотбора пересчитывается в соответствии с выражением (2.7). Параметр C_0 (общая дисперсия логарифма загрязнения площадки, обусловленная эффектом "самородков") оценен для двух измерительных сосудов наиболее широко применяемых и имеющих резкие различия в конфигурации (цилиндрический сосуд объемом 100 см^3 и сосуд Маринелли объемом 1000 см^3).

Пример глобальных вариограмм, получаемых на основании точечного пробоотбора, взят из работы /42/ и показан на рисунке (Рис. 7.8).

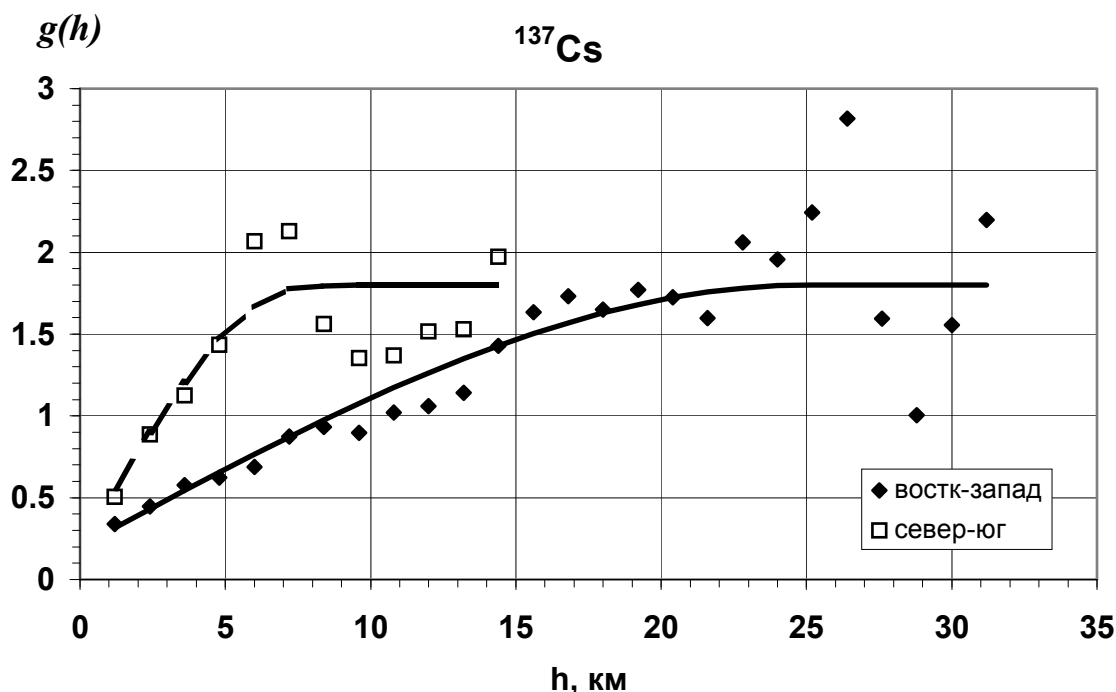


Рис. 7.8– Вариограммы загрязнения почвы ^{137}Cs на западном топливном следе, построенные по результатам точечного отбора проб с шагом 1.2 км.

В каждой точке отбор проб был произведен методом «конверта» с стороны 2-5 м пробоотборником диаметром $\varnothing 3.7 \text{ см}$ на глубину 30 см. Общая площадь пробоотбора в точке составляла 0.0054 м^2 , вес составной пробы составлял около 3 кг. Измерения содержания ^{137}Cs в пробе проводили на гамма спектрометре ADCAM-300 в четырех образцов (3 цилиндрических сосуда объемом 100 см^3 и один сосуд Маринелли объемом 1000 см^3). Как видно из приведенного рисунка в общем случае параметры глобальных вариограмм зависят от направления, наблюдается анизотропия загрязнения территории радионуклидами, обусловленная сформировавшимися следами радиоактивных выпадений. Этот фактор, а также значительные градиенты и пятнистость выпадений обуславливают специфику глобальных вариограмм загрязнения почвы радионуклидами в различных частях 30-км зоны ЧАЭС /40–48/. Однако имеются и некоторые общие особенности этих вариограмм и их связь с локальными вариограммами безградиентных площадок. **Таблица 7.2** содержит значения дисперсии, характеризующей эффект «самородков» для гло-

бальных вариограмм различных частей 30 км зоны ЧАЭС /40–48/ для ^{137}Cs , ^{90}Sr и их отношения $^{137}\text{Cs}/^{90}\text{Sr}$. Поскольку эффект «самородков» - это дисперсия логарифма загрязнения пробы в точке отбора (в данном случае составной пробы), он характеризует дисперсию логарифма загрязнения почвы на площади выбранного «конверта». Ввиду незначительных размеров «конверта», его можно считать безградиентной по загрязнению площадкой. Оценки дисперсии логарифма загрязнения почвы ^{137}Cs на таких площадках пробоотборником диаметром $\varnothing 3.7\text{см}$ для площади пробоотбора 0.00107м^2 и 0.0054м^2 (см. раздел 2.) также приведены в таблице.

Таблица 7.2–Эффект «самородков» для различных частей 30 км зоны ЧАЭС

Территория 30 км зоны ЧАЭС	^{137}Cs	^{90}Sr	$^{137}\text{Cs}/^{90}\text{Sr}$
Западный топливный след	0.2	0.4	0.35
Северная часть 30-ти километровой зоны	0.45	0.02	0.4
Южная часть 30-ти километровой зоны	0.25	0.55	0.55
Среднее для 30 км зоны ЧАЭС значение эффекта «самородков»	0.3±0.15	0.32±0.15	0.43±0.15
Средняя величина дисперсии на площадке пробоотбора для составных проб (площадь отбора единичной пробы 0.00107м^2)	0.26		

Оценка дисперсии логарифма загрязнения безградиентной площадки ^{137}Cs приведена для случая отбора составных проб (Таблица 6.1). При проведении картирования 30 км зоны ЧАЭС /40–48/ также отбирались составные пробы (5 единичных уколов с площадью пробоотбора 0.00107м^2). С учетом имеющихся погрешностей, оценки дисперсии логарифма загрязнения почвы в месте пробоотбора близки (Таблица 7.2).

Таким образом, можно утверждать, что порог локальной вариограммы загрязнения ^{137}Cs почвы $C+C_0$ (общая дисперсия логарифма загрязнения безградиентной площадки) в первом приближении является оценкой для дисперсии, характеризующей эффект «самородков» в глобальной вариограмме и наоборот. Отсюда следует, что дисперсия логарифма загрязнения безградиентных площадок ^{90}Sr в 30 км зоне будет в первом приближении такая же, как и ^{137}Cs (см. Таблица 7.2). Этот же результат получен в разделе 2. на основе других соображений. Хотя приведенные в таблицы среднее значение по 30 км зоне эффекта «самородков» для отношения $^{137}\text{Cs}/^{90}\text{Sr}$ несколько выше чем соответствующие значения для ^{137}Cs и ^{90}Sr , это различие статистически незначимо. Поэтому в первом приближении можно считать, что дисперсия отношения $^{137}\text{Cs}/^{90}\text{Sr}$ на безградиентных площадках такая же как и для ^{137}Cs и ^{90}Sr .

7.3 Выводы по главе 7.

В результате проведенного анализа установлено:

- Независимо от плотности и типа радиоактивных выпадений, ландшафтных особенностей и вида обработки почвы среднее значение радиуса влияния почвенной пробы (в том числе и обобщенной) отобранной с площади не более **0.014 м²** в первом приближении не превышает **30 см**. Содержание радионуклидов в пробах, отобранных с таких площадей, на однородно загрязненной площадке на расстоянии друг от друга более **60 см** в первом приближении будут статистически независимыми величинами.
- Радиус влияния проб растений зависит от вида растений и по результатам проведенных исследований оценивается величиной **3 – 6 м**, в зависимости от вида растений.
- Минимально необходимое расстояние между центрами мест отбора проб растений, обеспечивающие статистическую независимость их загрязнения радионуклидами, колеблется от **6 м** до **12 м**.
- При отборе статистически независимых сопряженных проб расстояние между центрами мест отбора проб в первом приближении для большинства растений должно быть не менее **12 м**.

8. Заключение

Радиоактивное загрязнение объектов радиэкологического мониторинга имеет статистическую природу. Поэтому изучение статистических характеристик радиоактивного загрязнения различных объектов окружающей среды (территории, растительности, животных) и в частности сельскохозяйственных угодий и сельскохозяйственной продукции является важным и необходимым условием правильного понимания и описания источников дозовых нагрузок человека. Знание статистических характеристик радиоактивного загрязнения различных объектов окружающей среды позволяет наиболее четко спланировать, организовать и проводить их радиэкологический мониторинг.

Отбор проб и их измерение являются определяющими основами радиэкологического мониторинга. Проведенные в монографии результаты анализа и обобщения многолетних исследований, проведенных в УкрНИИСХР за время ликвидации последствий аварии на ЧАЭС, позволяют успешно совершенствовать методологию проведения экспериментальных работ по отбору представительных проб и определению в них содержания радионуклидов с учетом загрязнения объектов мониторинга «горячими» (топливными) частицами. Это, в свою очередь, позволяет формировать представительные выборки проб, адекватно характеризующие загрязнение радионуклидами того или иного объекта мониторинга. В монографии приведены уникальные результаты, характеризующие загрязнение радионуклидами безградиентных площадок (полей, угодий, участков) на различных следах чернобыльских выпадений, произрастающих на них различных растений, молока коров в населенных пунктах.

На безградиентных по загрязнению площадках плотность загрязнения почвы ^{137}Cs , содержание его в различной растительности и соответствующие коэффициенты перехода подчиняются логнормальному закону распределения вероятностей. Логнормальным законом описывается также содержание ^{137}Cs в конкретный момент времени в молоке коров ЛПХ, имеющих общие пастбища. Оценены соответствующие параметры распределения вероятностей, характеризующие разброс загрязнения почвы, растений и молока.

- Среднее квадратическое отклонение логарифма плотности загрязнения почвы ^{137}Cs на безградиентных по загрязнению площадках при площади пробоотбора $>0.005\text{ м}^2$ не зависит от плотности загрязнения, типа выпадений, особенностей ландшафта и в первом приближении может рассматриваться как нормально распределенная случайная величина с известными параметрами $N(0.31;0.10)$.
- Среднее квадратическое отклонение логарифма удельного содержания ^{137}Cs в растениях не зависит от плотности загрязнения, типа выпадений, вида растительности и может рассматриваться как нормально распределенная случайная величина с известными параметрами $N(0.39;0.12)$.

- Среднее квадратическое отклонение логарифма коэффициента перехода ^{137}Cs в растения не зависит от плотности загрязнения, типа выпадений, вида растительности. В первом приближении при отборе сопряженных проб «почва–растение» на площадках $\leq 1\text{ м}^2$ (площадь пробоотбора проб почвы $>0.005\text{ м}^2$) может рассматриваться как нормально распределенная случайная величина с известными параметрами $N(0.51; 0,08)$.
- Среднее квадратическое отклонение логарифма содержания ^{137}Cs в молоке ЛПХ не зависит от региона, определяется только условием и временем содержания животных (стойловый период либо пастбищный период) и может рассматриваться как нормально распределенная случайная величина с известными параметрами $N(0.63;0.17)$ в стойловый период и $N(0.54;0.17)$ в пастбищный период.

Относительная погрешность измерения при этом содержания ^{137}Cs в пробах почвы, растений не должна превышать 10% на уровне $\pm\sigma$, а погрешность измерения содержания ^{137}Cs в пробах молока – 15% на уровне $\pm 2\sigma$.

Полученные результаты легли в основу целого ряда научно-методических разработок УкрНИИСХР, имеющих большое практическое значение при проведении радиоэкологического мониторинга почвы, растений и молока в населенных пунктах. Сюда следует отнести:

- стохастическую модель, которая описывает загрязнение молока ^{137}Cs в ЛПХ на протяжении года;
- метод расчета минимально необходимого объема выборки для оценки среднего значения плотности загрязнения почвы ^{137}Cs безградиентной площадке с заданной относительной погрешностью;
- метод расчета минимально необходимого объема выборки для оценки среднего содержания ^{137}Cs в растительности на равномерно загрязненной площадке с заданной относительной погрешностью;
- метод определения минимально необходимого количество проб для оценки средней плотности загрязнения молока ^{137}Cs с заданной относительной погрешностью, как в пастбищный, так и в стойловый период;
- метод определения минимально необходимых объёмов выборок проб молока в пастбищный и стойловый периоды, которые гарантируют заданную относительную погрешность оценки среднегодовой индивидуальной дозы внутреннего облучения при различной частоте отбора проб;
- метод расчета минимально необходимого числа измерений для определения, с заданной относительной погрешностью, медианного содержания ^{137}Cs в индивидуальной пробе почвы, отобранной в 30 км зоне (содержащей топливные частицы), при измерении различных образцов.

Проведены исследования по определению средних значений радиусов влияния почвенных проб и проб различных растений. Проанализировано влияния на них плотности и типа радиоактивных выпадений, ландшафтных особенностей и обработки почвы, вида растений. Среднее значение радиуса влияния единичной почвенной пробы, при площади пробоотбора не более

0.014м² в первом приближении не превышает **30см**. Содержания радионуклидов в таких пробах, отобранных на однородно загрязненной площадке на расстоянии друг от друга более **60см** в первом приближении будут статистически независимыми величинами. Радиус влияния проб растений зависит от вида растений и по результатам проведенных исследований оценивается величиной **3 – 6 м**, в зависимости от вида растений. Минимально необходимое расстояние между центрами мест отбора проб растений, обеспечивающие их статистическую независимость по загрязнению радионуклидами, составляет от **6м** до **12м** в зависимости от вида растений. При отборе статистически независимых сопряженных проб расстояние между центрами отбора проб растений должно быть не менее **12м**.

Анализ многолетних результатов измерения содержания радионуклидов в пробах почвы, отобранных на различных следах чернобыльских выпадений, позволили установить следующий факт. Пробы почвы, отобранные на топливных следах (в частности в 30км зоне), вследствие присутствия «горячих» (топливных) частиц имеют существенную объемную неоднородность не устранимую при гомогенизации. Содержание ¹³⁷Cs в индивидуальной пробе почвы, имеющей объемную неоднородность, является случайной величиной и удовлетворительно описывается логнормальным законом распределения вероятностей. Среднее квадратическое отклонение логарифма удельной активности единичной пробы по ¹³⁷Cs, обусловленное её объемной неоднородностью отобранной в 30 км зоне, характеризуется величинами **0.14** (средняя оценка), **0.23** (консервативная оценка) при измерении цилиндрического образца объемом 100 см³ и **0.11**(средняя оценка), **0.17** (консервативная оценка) при измерении сосуда Маринелли объемом 1000 см³. Соответствующая средняя оценка среднего квадратического отклонения при измерении образцов объемом 100 см³ для ⁹⁰Sr равна **0.20**, для отношения Cs/Sr **0.15**. Предложен метод расчета минимально необходимого числа измеряемых образцов для определения, с заданной относительной погрешностью, медианного содержания ¹³⁷Cs, ⁹⁰Sr и их отношений в индивидуальной пробе почвы, отобранной в 30-км зоне (содержащей топливные частицы).

Полученные результаты позволяют более четко планировать число отбираемых проб и измерений при радиоэкологическом мониторинге в Зоне отчуждения и на прилегающих территориях и осуществлять его с минимальными затратами, гарантирую заданную точность оценок контролируемых параметров.

9. Список літератури

1. Чернобыльская катастрофа. Под ред. Барьяхтара В.Г. – К.: Наукова думка, 1995.–560с.
2. Kuriny V.D., Ivanov Yu.A., Kashparov V.A., Loschilov N.A., Protsak V.P., Yudin E.B., Zhurba M.A., Parshakov A.E. Particle Associated Chernobyl Fall-Out in the Local and Intermediate Zones. //Annals of Nuclear Energy. -1993, v.20, N.6, p.415-420.
3. Loshchilov N.A., Kashparov V.A., Yudin Ye.B., Protsak V.P., Zhurba M.A., Parshakov A.E. Experimental assessment of radioactive fallout from the Chernobyl accident. // Sicurezza e Protezione. -1991. N 25-26, p.46-49.
4. Кашпаров В.О. Формування і динаміка радіоактивного забруднення навколишнього середовища під час аварії на Чорнобильській АЕС та в післяаварійний період // Чорнобиль. Зона відчуження, збірник наукових праць, Київ, Наукова думка, 2001, с. 11-46.
5. Kashparov V.A., Ivanov Yu.A., Zvarich S.I., Protsak V.P., Khomutinin Yu.V., Kurepin A.D., Pazukhin E.M. Formation of Hot Particles During the Chernobyl Nuclear Power Plant Accident. //Nuclear Technology. - 1996, v.114, N.1, p.246-253.
6. Израэль Ю.А. Экология и контроль состояния природной среды.– Л.: Гидрометиздат, 1979.–375с.
7. Хомути́нін Ю.В., Кашпаров В.О., Жебровська К.І. Методологія репрезентативного пробовідбору ґрунту при радіоекологічному моніторингу // Сборник тезисов Международной конференции «Пятнадцать лет Чернобыльской катастрофы. Опыт преодоления». Чорнобильінтерінформ, Київ, 2001, с.178.
8. Лундин С.М., Кашпаров В.А., Хомути́нін Ю.В., Кадыгроб А.М. Задача оптимального пробоотбора на загрязненных радиоактивными веществами сельхозугодьях и пути ее решения.- Проблемы сельскохозяйственной радиологии. Сборник научных трудов УкрНИИСХР т.3, Киев, 1993, с.17-30.
9. Kashparov V.A.,Yoshchenko V.I.,Levtchuk S.E.,Tschiersch J.,Wagenpfeil F. Application of the method of repeated mixing to non-uniformly contaminated bulky samples.// Journal of Radioanalytical and Nuclear Chemistry, 2000, vol.246, No.1, pp.165-172.
10. Методические рекомендации по проведению комплексного радиологического мониторинга территорий расположения АЭС. – Одесса, 1986.–21с.
11. Методические указания по проведению обследования сельхозугодий в хозяйствах загрязненной радионуклидами зоны в 1991-1992 гг. - Киев, 1991.–11с.
12. Методические рекомендации по оценке радиационной обстановки в населенных пунктах. - М., 1990.–118с.

13. Экспресс-методика оценки плотности загрязнения сельскохозяйственных угодий радиоактивными изотопами цезия по данным гамма-съемки местности с учетом радионуклидного состава и распределения радионуклидов по профилю почвы. - Киев, 1989.–12с.
14. Инструкция по отбору проб почв при радиационном обследовании загрязнения местности. – М., Межведомственная комиссия, 1987. – 10с..
15. Махонько К.П., Силантьев А.Н., Шкуратов И.Г. Контроль за радиоактивным загрязнением природной среды в окрестностях АЭС. – Л., Гидрометеиздат, 1985.–131с.
16. Яковлев Е.а., Оставненко А.И., Бондарева Н.М и др. Временные методические рекомендации по проведению радиоэкологических исследований в зоне влияния АЭС – К.: Минэнерго СССР, 1990.–98с.
17. Инструкция по отбору проб почвы при радиационном обследовании загрязнения местности. – М.: Межведомственная комиссия, 1987.–10с.
18. Тимчасові вимоги до проведення комплексного моніторингу та оцінки радіологічної якості забруднених територій в різних ландшафтно-геохімічних зонах. /Методичні рекомендації /.- Київ.- 1996.-9с.
19. Kashparov V.A., Oughton D.H., Zvarich S.I., Protsak V.P., Levchuk S.E. Kinetics of fuel particle weathering and ^{90}Sr mobility in the Chernobyl 30-km exclusion zone // Health Physics, 1999, vol.76, N.3, p.251-259.
20. Кашпаров В.А., Зварич С.И., Процак В.П., Журба М.А. Кинетика растворения чернобыльских топливных частиц II. Растворение топливных частиц в естественных условиях в почве // Радиохимия, т.42, № 6, 2000, с.542-549.
21. Кашпаров В.А., Иванов Ю.А., Зварич С.И., Процак В.П., Хомутигин Ю.В. Кинетика растворения чернобыльских топливных частиц и выщелачивания из них радионуклидов в почвах Зоны отчуждения. //Проблеми Чорнобильської зони відчуження. –1998, Вип.5, с.18-24.
22. Kashparov V.A., Protsak V.P., Ahamdach N., Stammose D., Peres J.M., Yoschenko V.I., Zvarich S.I. Dissolution kinetics of particles of irradiated Chernobyl nuclear fuel: influence of pH and oxidation state on the release of radionuclides in contaminated soil of Chernobyl //Journal of Nuclear Materials, v. 279, 2000a, p.225-233.
23. Bunzl K. Probability for Detecting Hot particles in Environmental Samples by Sample Splitting //Analyst, July 1997. Vol.122 p. 653-656.
24. Прохоров В.М. Миграция радиоактивных загрязнений в почвах. Физико-химические механизмы и моделирование / Под ред. Р.М. Алексина.- М.:Энергоиздат,1981.-98 с.
25. Смирнов Н.В., Дунин-Барковский И.В. Курс теории вероятностей и математической статистики для технических приложений. -М.: Наука, 1965.– 511с.
26. Кеадал М. Стьюарт А. Статистические выводы и связи. - М.: Наука,1973.– 899с.

27. Четыркин Е.М. Калихан И.Л. Вероятность и статистика.- М.:Финансы и статистика,1982.-319с.
28. Ноулер Л., Хауэлл Д., Голд Б., Коулмен Е., Моун О., Ноулер В. Статистические методы контроля качества продукции.- М.: Издательство стандартов, 1984.-102с.
29. ГОСТ 27.502-83. НАДЕЖНОСТЬ В ТЕХНИКЕ. Система сбора и обработки информации. Планирование наблюдений.-М.: Издательство стандартов, 1984.-23с.
30. Коган Р.И. Интервальные оценки в геологических исследованиях: Справочное пособие.- М.: Недра, 1986.-160с.
31. Ткачев Ю.А., Юдович Я.Э. Статистическая обработка геохимических данных. Методы и проблемы. -Л.: Наука, 1975.-233с.
32. Усиков Ю.Т. Достоверность геологоразведочной информации.- М.: Недра, 1988.-120с.
33. Гавришин А.И. Оценка и контроль качества геохимической информации.- М.: Недра, 1980.-287с.
34. Альбов М.Н. Опробование месторождений полезных ископаемых.- М.: Недра, 1975.-232с.
35. Каждан А.Б. Поиски и разведка месторождений полезных ископаемых.- М.: Недра, 1984.-285с.
36. Четвериков Л.И. Теоретические основы разведки недр.- М.: Недра, 1984.-156с.
37. ГОСТ 17.4.3.01-83. ОХРАНА ПРИРОДЫ. Почвы. Общие требования к отбору проб.-М.: Издательство стандартов, 1984.-4с.
38. ГОСТ 28167-89. Почвы. Отбор проб.-М.: Издательство стандартов, 1989.-7с.
39. ГОСТ 17.4.4.02-84. ОХРАНА ПРИРОДЫ. Почвы. Методы отбора и подготовки проб для химического бактериологического, гельминтологического анализа.-М.: Издательство стандартов, 1985.-11с.
40. Kashparov V.A., Lundin S.M., Khomutinin Yu.V., Kaminsky S.P., Levtschuk S.E., Protsak V.P., Kadygrib A.M., Zvarich S.I., Yoschenko V.I., Tschiersch J. Soil contamination with ^{90}Sr in the near zone of the Chernobyl accident // Journal of Environment Radioactivity, v.56, № 3, 2001, p.285-298.
41. Кашпаров В.О. Забруднення ^{90}Sr території зони відчуження // Бюллетень екологічного стану зони відчуження і безумовного (об'язкового) відселення, Інтерінформ, Чорнобилью. -серпень 1998, №12, с.41-43.
42. Кашпаров В.А., Лундин С.М., Хомутинин Ю.В., Каминский С.П., Левчук С.Е., Процак В.П., Кадыгроб А.М., Зварич С.И., Ковтун М.В., Ландшин В.П. Загрязнение ^{90}Sr территории ближней зоны аварии на ЧАЭС // Радиохимия.- т.42,№6.- 2000.-стр.550-559.
43. Зайдель А.Н. Элементарные оценки ошибок измерений. – Л.: Наука, 1967.-88с.

44. Борель Э., Дельтейль Р., Юрон Р. Вероятности, ошибкию – М.: Статистика, 1971.–179с.
45. Тейлор Дж. Введение в теорию ошибок. – М.: Мир, 1985.–272с.
46. Новицкий П.Ф., Зограф И.А. Оценка погрешностей результатов измерений.– Л.: Эгнегоатомиздат, 1985.–248с.
47. Рудзит Я.А., Плуталов В.Н. Основы метрологии, точность и надежность в приборостроении. – М.: Машмнстроение, 1991.–304с.
48. Молчанова И.В., Караваева Е.Н., Позолотина В.Н., Юшков П.И., Михайловская Л.Н. Закономерности поведения радионуклидов в пойменных ландшафтах реки Течи на Урале. - Экология, №3, 1994,с.43-49.
49. Караваева Е.Н., Молчанова И.В. Поведение радионуклидов в переувлажненных почвах зон воздействия ядерного предприятия на Урале.- Экология, №3, 1997,с.191-194
50. Ведення сільського господарства в умовах радіоактивного забруднення території України внаслідок аварії на Чорнобильській АЕС на період 1999-2002рр.-/Методичні рекомендації/.-Київ.-1998.–102с.
51. Пристер Б.С., Хомутинин Ю.В., Перепелятникова Л.В Оценка “гарантированных” коэффициентов перехода радиоактивного цезия в сельскохозяйственные культуры по агрохимическим показателям почвы. // Проблемы сельскохозяйственной радиологии. - Киев.-1991.-Выпуск 1.-стр.132-141.
52. Фесенко С.В., Черняева Л.Г., Санжарова Н.И.,Алексахин Р.М. Вероятностный подход к прогнозированию радиоактивного загрязнения сельскохозяйственной продукции.// Атомная энергия. -Т. 74,Вып. 6.-1993.-с.507–513.
53. Хьюбер Дж. П. Робастность в статистики. - М.: Мир, 1984.-303с.
54. Хампель Ф., Рончетти Э., Рауссеу П., Штаэль Робастность в статистики. Подход на основе функций влияния. - М.: Мир, 1989.-512с.
55. Носов В.Н. Компьютерная биометрика. – М.: Изд-во МГУ, 1990.–232с.
56. Бондарь П.Ф., Лоцилов Н.А., Терещенко Н.Р., Масло А.В Количественные характеристики накопления радиоцезия в урожае сельскохозяйственных культур из дерново-подзолистей супесчаной почвы Полесья Украины.// Проблемы сельскохозяйственной радиологии. - Киев.-1993.-Выпуск 3.-стр.83-93.
57. Иванов Ю.А. Радиоэкологическое обоснование долгосрочного прогнозирования радиационной обстановки на сельскохозяйственных угодиях в случае крупных ядерных аварий(на примере аварии Чернобыльской АЭС): Автореферат диссертации на соискание ученой степени доктора биологических наук. – Обнинск, 1997.–50с.
58. Аненков Б.Н., Юденцева Е.В. Основы сельскохозяйственной радиологии. - М.: Агропромиздат,1991.–287с.
59. Пристер Б.С., Лоцилов Н.А., Немец О.Ф., Поярков В.А. Основы сельскохозяйственной радиологии. - К.: Урожай, 1991.-474с.

60. Сельскохозяйственная радиоэкология/ Алексахин Р.М., Васильев А.В., Дикарев В.Г. и др.; Под ред. Алексахина Р.М., Корнеева Н.А.-М.: Экология, 1992.-400с.
61. Асташева Н.П., Романов Л.М., Костюк Д.М., Хомутигин Ю.В. Динамика накопления и выведения радионуклидов из организма сельскохозяйственных животных. // Проблемы сельскохозяйственной радиологии. - Киев.-1991.-Выпуск 1.-стр.160-170.
62. Иванов Ю.А., Кашпаров В.А., Лундин С.М., Лошилов Н.А., Лященко С.А., Пристер Б.С., Семинютин А.М., Хомутигин Ю.В., Юрченко А.Д., Ященко А.А. Методологические аспекты радиологического мониторинга и оптимизация системы землепользования в сфере сельскохозяйственного производства на территориях, подвергшихся радиоактивному загрязнению: IV МЕЖДУНАРОДНАЯ НАУЧНО-ТЕХНИЧЕСКАЯ КОНФЕРЕНЦИЯ «Итоги 8 лет работ по ликвидации последствий аварии на ЧАЭС»//Сборник докладов. - Чернобыль.-.-1996.-том 1.-С. 298-308.
63. Kashparov V.A., Lundin S.M., Kadygrib A.M., Protsak V.P., Levtschuk S.E., Yoschenko V.I., Kashpur V.A., Talerko N.M. Forest fires in the territory contaminated as a result of the Chernobyl accident: radioactive aerosol resuspension and exposure of fire-fighters //Journal of Environmental Radioactivity, v.51, 2000, p.281-298.
64. Kashparov V.A., Protsak V.P., Ivanov Yu.A., Nicholson K.W. Resuspension of Radionuclides and Contamination of Village Areas Around Chernobyl. //J. Aerosol Science. –1994, v.25, No.5, p.755-761.
65. Kashparov V.A., Protsak V.P., Yoschenko V.I., Watterson J.D. Inhalation of Radionuclides During Agricultural Work in Areas Contaminated as a Result of the Chernobyl Reactor Accident. //J. Aerosol Science. –1994, v.25, No.5, p.761-767.
66. K.Bunzl. Probability for Detecting Hot Particles in Environmental Samples by Sample Splitting. //Analyst. 1997. Vol.122. pp. 653-656.
67. K.Bunzl. Detection of radioactive hot particles in environmental samples by repeated mixing.// Appl. Radiat. Isot. Vol. 49 (1998) p.1625.
68. Kashparov V.A., Yoshchenko V.I., Levtschuk S.E., Tschiersch J., Wagenpfeil F. Application of the method of repeated mixing to non-uniformly contaminated bulky samples.// Journal of Radioanalytical and Nuclear Chemistry, 2000, vol.246, No.1, pp.165-172.
69. Ведення сільського господарства в умовах радіоактивного забруднення території України внаслідок аварії на Чорнобильській АЕС (Методичні рекомендації).–К.: Міністерство АПК України, МНС України, УНДІСГР–1998.–103с.
70. Радіаційно- дозиметрична паспортизація населених пунктів України, що зазнали радіоактивного забруднення внаслідок аварії ЧАЕС, включаючи тиреодозиметричну паспортизацію: Інструктивно-методичні вказівки. – К.: МОЗ України, АМН України, МНС України. - 1996.–73с.

-
71. Родионов А.Р., Коган Р.И., Голубева В.А., Смирнов Б.И., Сиротиская С.В. Справочник по математическим методам в геологии.– М.: Наука, 1987.- 334.
 72. Матерон Ж. Основы прикладной геостатистики. М.: Мир, 1968. – 408с.
 73. Давид М. Геостатистические методы при оценке запасов руд.-Л.: Недра, 1980.- 325с.
 74. Аронов В.И. Методы построения карт геолого-геофизических признаков и геометризации залежей нефти и газа на ЭВМ.- М.:Недра, 1990.–304с.