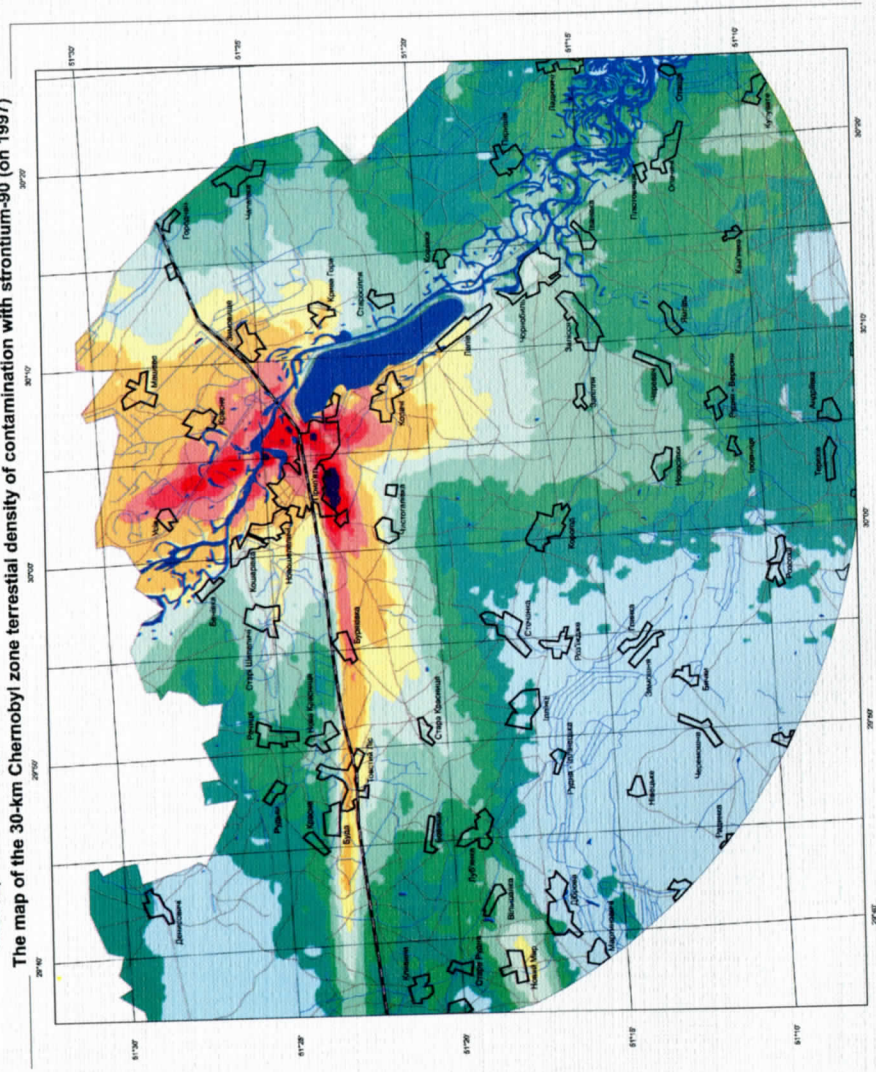


**Ю. В. Хомутінін,  
В. О. Кашпаров, К. І. Жебровська**

**ОПТИМІЗАЦІЯ ВІДБОРУ  
І ВИМІРЮВАННЯ ПРОБ  
ПРИ РАДІОЕКОЛОГІЧНОМУ  
МОНІТОРИНГУ**

**Київ 2002**

Мапа щільності забруднення стронцієм-90 території 30-км зони ЧАЕС (за станом на 1997 р.)  
The map of the 30-km Chernobyl zone terrestrial density of contamination with strontium-90 (on 1997)



МІНІСТЕРСТВО УКРАЇНИ З ПИТАНЬ НАДЗВИЧАЙНИХ  
СИТУАЦІЙ ТА У СПРАВАХ ЗАХИСТУ НАСЕЛЕННЯ ВІД НАСЛІДКІВ  
ЧОРНОБИЛЬСЬКОЇ КАТАСТРОФИ

УКРАЇНСЬКИЙ НАУКОВО-ДОСЛІДНИЙ ІНСТИТУТ  
СІЛЬСЬКОГОСПОДАРСЬКОЇ РАДІОЛОГІЇ

Ю. В. Хомутінін,  
В. О. Кашпаров, К. І. Жебровська

## Оптимізація відбору і вимірювання проб при радіоекологічному моніторингу

Монографія

Київ 2002

**Хомутині Ю.В., Кашпаров В.О., Жебровська К.І.** Оптимізація відбору і вимірювання проб при радіоекологічному моніторингу: Монографія. — К.: УНДІСГР, 2002. — 160 с.

Узагальнено результати досліджень, проведених УНДІСГР під час ліквідації наслідків аварії на ЧАЕС, що стосуються основної і актуальної проблеми радіоекологічного моніторингу — репрезентативного відбору проб ґрунту, рослин і молока, а також вимірювання проб, що мають суттєву об'ємну неоднорідність («гарячі» частинки). Розглянуто питання оптимального планування відбору репрезентативних вибірок проб ґрунту, рослин і молока. Запропоновано методи розрахунку мінімально необхідних об'ємів 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.

Рецензенти: доктор біологічних наук, професор, академік Академії аграрних наук України **Б.С. Пристер**, доктор біологічних наук, професор **І.П. Лось**, доктор геолого-мінералогічних наук **Г.М. Бондаренко**, доктор геолого-мінералогічних наук **Б.О. Горлицький**

Схвалено Вченими радами УНДІСГР (Протокол № 3 від 08.11.2001), ІГНС НАН та МНС України (Протокол № 2 від 19.03.2002)

Видання здійснене в рамках договорів з МНС України і МАГАТЕ

Обобщены результаты исследований, проведенных УНИИСХР во время ликвидации последствий аварии на ЧАЭС, касающихся основополагающей и актуальной проблемы радиоэкологического мониторинга — репрезентативного отбора 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.

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.

## ПЕРЕЛІК ОСНОВНИХ СКОРОЧЕНЬ І УМОВНИХ ПОЗНАЧЕНЬ

$N(m;\sigma)$	— Нормально розподілена випадкова величина із середнім значенням $m$ і дисперсією $\sigma^2$
$\bar{x}$	— Вибіркове середнє для $N(m;\sigma)$
$s^2$	— Вибіркова дисперсія для $N(m;\sigma)$
$\sigma_{cp}^2$	— Дисперсія вибіркового середнього для $N(m;\sigma)$
$n$	— Об'єм вибірки
$p$	— Довірча імовірність
$U(p)$	— Квантиль нормального розподілу рівня $p$
$t(p,n-1)$	— Квантиль розподілу імовірностей Стюдента рівня $p$ с $n-1$ ступенями свободи
$\sigma_{ln}$	— Середнє квадратичне відхилення випадкової величини, що має логнормальний розподіл
$C_n$	— Щільність забруднення ґрунту на безградієнтній ділянці тим чи іншим радіонуклідом
$\bar{C}_n$	— Середнє значення щільності забруднення ґрунту на безградієнтній ділянці тим чи іншим радіонуклідом
$C_{me}^r$	— Медіана щільності забруднення ґрунту тим чи іншим радіонуклідом
$W_{C_r}$	— Коефіцієнт варіації щільності забруднення ґрунту на безградієнтній ділянці тим чи іншим радіонуклідом
$\mu_r$	— Середній логарифм щільності забруднення безградієнтної ділянки $^{137}\text{Cs}$
$S_r$	— Середнє квадратичне відхилення логарифма щільності забруднення ділянки $^{137}\text{Cs}$
$s_{1,r}$	— Середнє квадратичне відхилення логарифма щільності забруднення безградієнтної ділянки $^{137}\text{Cs}$ при відборі проб пробовідбірником $\varnothing 3.7\text{см}$ (1 укол)
$s_{5,p}$	— Середнє квадратичне відхилення логарифма щільності забруднення безградієнтної ділянки $^{137}\text{Cs}$ при відборі проб пробовідбірником $\varnothing 3.7\text{см}$ (5 уколів)
$\Delta^-(\Delta^+)$	— Нижня (верхня) абсолютна похибка
$\delta^-(\delta^+)$	— Нижня (верхня) відносна похибка
$C_p$	— Питомий вміст $^{137}\text{Cs}$ в рослинах, відібраних на безградієнтній ділянці
$\mu_p$	— Середній логарифм питомого вмісту $^{137}\text{Cs}$ у рослинах, відібраних на безградієнтній ділянці
$S_p$	— Середнє квадратичне відхилення логарифма питомого вмісту $^{137}\text{Cs}$ у рослинах, відібраних на безградієнтній ділянці

## ЗМІСТ

FOREWORD.....	5
ВСТУП.....	7
<b>1. ЗАГАЛЬНІ ВІДОМОСТІ ПРО ПОХИБКИ ВИМІРЮВАНЬ .....</b>	<b>13</b>
1.1. Основні поняття теорії похибок .....	13
1.2. Закони розподілу випадкових величин .....	17
1.3. Параметри розподілу випадкових величин і їхні оцінки.....	18
1.4. Визначення довірчих інтервалів для істинних значень математичного сподівання і дисперсії нормально розподіленої випадкової величини .....	21
<b>2. СТАТИСТИЧНІ ХАРАКТЕРИСТИКИ ЗАБРУДНЕННЯ РАДІОНУКЛІДАМИ ҐРУНТУ, РОСЛИН ТА СІЛЬСЬКОГОСПОДАРСЬКОЇ ПРОДУКЦІЇ.....</b>	<b>23</b>
2.1. Проведення спостережень і відбір проб .....	24
2.2. Статистичні характеристики забруднення ґрунту .....	30
2.2.1. Оцінка розкиду щільності забруднення ґрунту на безградієнтних за забрудненням ділянках .....	35
2.3. Статистичні характеристики забруднення рослинності .....	49
2.3.1. Варіабельність вмісту $^{137}\text{Cs}$ у пробах рослин і вплив на неї різних факторів.....	52
2.4. Висновки до розділу 2 .....	56
<b>3. СТАТИСТИЧНІ ХАРАКТЕРИСТИКИ КОЕФІЦІЄНТІВ ПЕРЕХОДУ <math>^{137}\text{Cs}</math> У ЛАНЦЮГУ «ҐРУНТ—РОСЛИНИ».....</b>	<b>57</b>
3.1. Варіабельність коефіцієнта переходу $^{137}\text{Cs}$ у рослини і вплив на неї різних факторів .....	60
3.2. Висновки до розділу 3 .....	66
<b>4. СТАТИСТИЧНІ Й ЧАСОВІ ХАРАКТЕРИСТИКИ ЗАБРУДНЕННЯ МОЛОКА <math>^{137}\text{Cs}</math> У НАСЕЛЕНИХ ПУНКТАХ .....</b>	<b>67</b>
4.1. Аналіз динаміки і статистичних характеристик забруднення $^{137}\text{Cs}$ молока корів у різних населених пунктах .....	73
4.2. Стохастична модель забруднення $^{137}\text{Cs}$ молока корів у населених пунктах .....	76
4.3. Висновки до розділу 4 .....	80
<b>5. ВИМІРЮВАННЯ РАДІОАКТИВНОСТІ В НЕОДНОРІДНИХ ЗА ЗАБРУДНЕННЯМ ПРОБАХ .....</b>	<b>81</b>

5.1. Розподіл імовірностей вимірюваної активності одичної проби, що містить «гарячі» частинки .....	82
5.2. Параметри розподілу питомої активності проб ґрунту, що містять «гарячі» частинки.....	89
5.3. Мінімально необхідне число вимірюваних зразків для оцінки вмісту $^{137}\text{Cs}$ в індивідуальній пробі ґрунту, що містить «гарячі» частинки .....	96
5.4. Висновки до розділу 5 .....	100
<b>6. ОПТИМІЗАЦІЯ ВІДБОРУ ПРОБ ҐРУНТУ, РОСЛИН І МОЛОКА ПРИ РАДІОЕКОЛОГІЧНОМУ МОНІТОРИНГУ .....</b>	<b>102</b>
6.1. Мінімально необхідне число проб для оцінки середнього значення щільності забруднення ґрунту безградієнтних ділянок .....	105
6.1.1. Планування об'єму одичних проб .....	106
6.1.2. Планування об'єму складених проб .....	109
6.2. Мінімально необхідне число проб для оцінки середнього значення вмісту $^{137}\text{Cs}$ у рослинах на безградієнтних за забрудненням ділянках .....	112
6.3. Мінімально необхідне число проб для оцінки коефіцієнтів переходу $^{137}\text{Cs}$ у ланцюгу «ґрунт—рослини» .....	115
6.3.1. Мінімально необхідне число сполучених проб для оцінки середнього значення коефіцієнтів переходу із заданою похибкою .....	115
6.3.2. Мінімально необхідне число сполучених проб для оцінки розбіжності між коефіцієнтами переходу із заданою довіркою ймовірністю .....	118
6.4. Мінімально необхідне число проб для оцінки середнього значення вмісту $^{137}\text{Cs}$ у молоці корів ППГ .....	122
6.5. Планування відбору проб молока корів з метою оцінки дозованих навантажень на жителів населеного пункту .....	124
6.6. Висновки до розділу 6 .....	129
<b>7. ГЕОСТАТИСТИЧНІ ХАРАКТЕРИСТИКИ БЕЗГРАДІЄНТНИХ ЗА ЗАБРУДНЕННЯМ ДІЛЯНОК .....</b>	<b>130</b>
7.1. Мінімально необхідна відстань між точками відбору проб на безградієнтних за забрудненням ділянках.....	132
7.1.1. Радіус впливу ґрунтових проб .....	133
7.1.2. Радіус впливу рослинних проб .....	135

7.1.3. Мінімально необхідна відстань між центрами відбору сполучених проб для оцінки середнього значення коефіцієнтів переходу в ланцюгу «грунт—рослини» .....	138
7.2. Локальні та глобальні геостатистичні характеристики забруднення Зони відчуження.....	139
7.3. Висновки до розділу 7.....	143
<b>РЕЗЮМЕ .....</b>	<b>145</b>
<b>СПИСОК ЛІТЕРАТУРИ.....</b>	<b>149</b>

Хомутінін Юрій Володимирович  
Кашпаров Валерій Олександрович  
Жебровська Катерина Іванівна

## ОПТИМІЗАЦІЯ ВІДБОРУ І ВИМІРЮВАННЯ ПРОБ ПРИ РАДІОЕКОЛОГІЧНОМУ МОНІТОРИНГУ

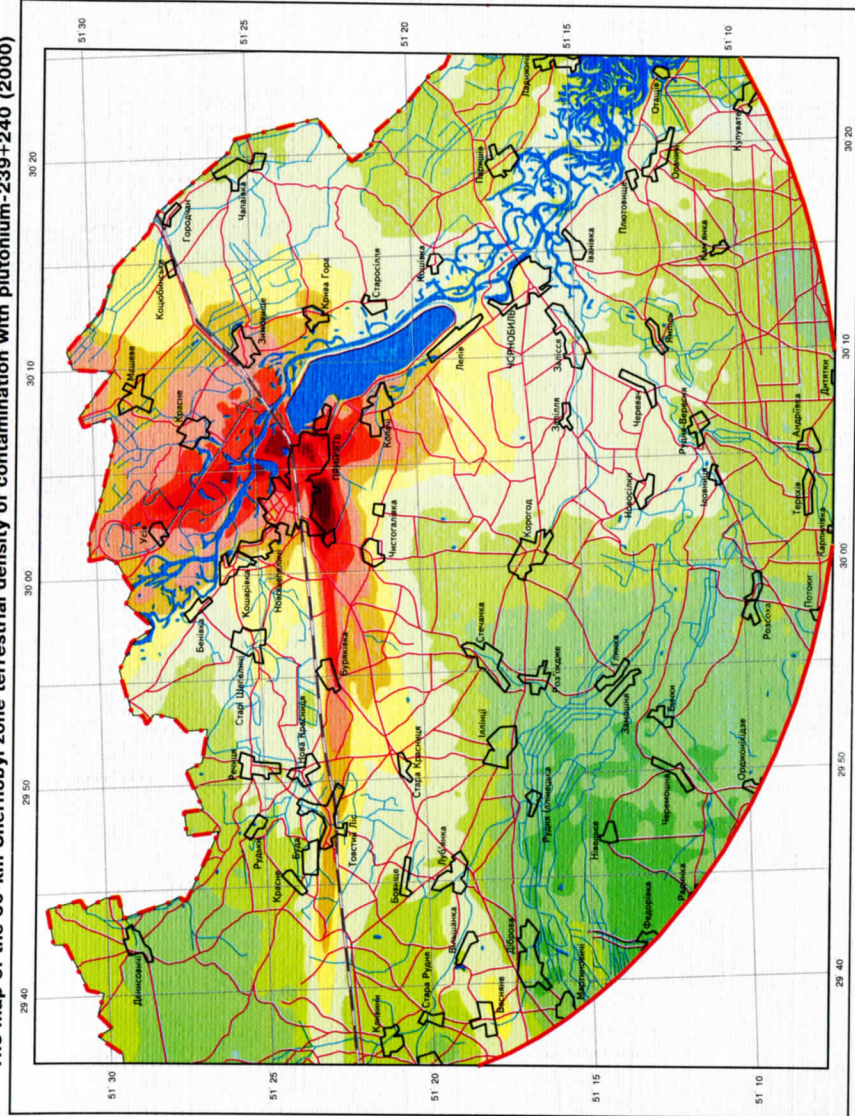
Монографія

Редактор *Т. О. Суворова*

Підп. до друку 30.03.2002. Формат 60×84 1/16.  
Папір друк. № 1. Спосіб друку офсетний. Умовн. друк. арк. 9,30.  
Умовн. фарбо-відб. 9,42. Облік.-вид. арк. 10,13.  
Тираж 500. Зам. № 2-886.

ЗАТ «ВІПОЛ», ДК № 15.  
03151, м. Київ, вул. Волинська, 60.

Мапа щільності забруднення плутонієм-239+240 території 30-км зони ЧАЕС (станом на 2000 р.)  
The map of the 30-km Chernobyl zone terrestrial density of contamination with plutonium-239+240 (2000)



**Хомутінін Ю.В., Кашпаров В.О., Жебровська К.І.**

**Оптимізація відбору і вимірювань проб при  
радіоекологічному моніторингу**

**Київ 2001**

**Український науково–дослідний інститут сільськогос-  
подарської радіології**

**Хомутінін Ю.В., Кашпаров В.О., Жебровська К.І.**

**Оптимізація відбору і вимірювання проб при  
радіоекологічному моніторингу**

**Монографія**

**Київ 2001**

УДК 621.039.58

Хомутінін Ю.В., Кашпаров В.О., Жебровська К.І. Оптимізація відбору і вимірювання проб при радіоекологічному моніторингу: Монографія. – К.: Український науково–дослідний інститут сільськогосподарської радіології, 2001, –160 с.

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 об'ємів 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.

Рецензенти: доктор біологічних наук, професор,  
академік Академії аграрних наук України Б.С. Пристер,  
доктор біологічних наук, професор І.П. Лось  
Схвалено Вченою радою УНДІСГР (Протокол № 3 від 08.11.2002).

Видання здійснене в рамках договорів з МНС України і МАГАТЕ

Обобщены результаты исследований, проведенных УНДІСГР во время ликвидации последствий аварии на ЧАЭС, касающихся основополагающей и актуальной проблемы радиоэкологического мониторинга – репрезентативного отбора 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.

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 \_\_\_-\_\_\_-\_\_\_-\_\_\_-

© УНДІСГР, 2001.

## Зміст

FOREWORD.....	7
ВСТУП .....	9
<b>1. ЗАГАЛЬНІ ВІДОМОСТІ ПРО ПОХИБКИ ВИМІРЮВАНЬ .....</b>	<b>14</b>
1.1 Основні поняття теорії похибок.....	14
1.2 Закони розподілу випадкових величин.....	16
1.3 Параметри розподілу випадкових величин і їхні оцінки .....	17
1.4 Визначення довірчих інтервалів для істинних значень математичного сподівання і дисперсії нормально розподіленої випадкової величини.....	20
<b>2. СТАТИСТИЧНІ ХАРАКТЕРИСТИКИ ЗАБРУДНЕННЯ РАДІОНУКЛІДАМИ ҐРУНТУ, РОСЛИННОСТІ І СІЛЬСЬКОГОСПОДАРСЬКІЙ ПРОДУКЦІЇ.....</b>	<b>21</b>
2.1 Проведення спостережень і відбір проб .....	21
<b>РИС. 2.1. СХЕМА ВІДБОРУ ПРОБ ҐРУНТУ І РОСЛИН.....</b>	<b>22</b>
2.2 Статистичні характеристики забруднення Ґрунту .....	26
2.2.1 Оцінка розкиду щільності забруднення ґрунту на безградієнтних за забрудненням ділянках..	30
2.3 Статистичні характеристики забруднення рослинності.....	41
2.3.1 Варіабельність вмісту $^{137}\text{Cs}$ у пробах рослин і вплив на неї різних факторів.....	44
2.4 Висновки по главі 2.....	46
<b>3. СТАТИСТИЧНІ ХАРАКТЕРИСТИКИ КОЕФІЦІЄНТІВ ПЕРЕХОДУ <math>^{137}\text{Cs}</math> У ЛАНЦЮЗИ «ҐРУНТ–РОСЛИНИ».....</b>	<b>48</b>
3.1 Варіабельність коефіцієнта переходу $^{137}\text{Cs}$ у рослини і вплив на неї різних факторів .....	50
3.2 Висновки по главі 3.....	55
<b>4. СТАТИСТИЧНІ І ЧАСОВІ ХАРАКТЕРИСТИКИ ЗАБРУДНЕННЯ МОЛОКА <math>^{137}\text{Cs}</math> У НАСЕЛЕНИХ ПУНКТАХ.....</b>	<b>56</b>
4.1 Аналіз динаміки і статистичних характеристик забруднення молока $^{137}\text{Cs}$ у населених пунктах .....	61
4.2 Стохастична модель забруднення молока $^{137}\text{Cs}$ у населених пунктах.....	64
4.3 Висновки по главі 4.....	66
<b>5. ВИМІРЮВАННЯ РАДІОАКТИВНОСТІ В НЕОДНОРІДНИХ ЗА ЗАБРУДНЕННЯМ ПРОБАХ</b>	<b>67</b>
5.1 Розподіл імовірностей вимірюваної активності одиначної проби, що містить гарячі частки	67
5.2 Параметри розподілу питомої активності проб ґрунту, що містять гарячі частки.....	73
5.3 Мінімально необхідне число вимірюваних зразків для оцінки вмісту $^{137}\text{Cs}$ в індивідуальній пробі ґрунту, що містить гарячі частки .....	79
5.4 Висновки по главі 6.....	83
<b>6. ОПТИМІЗАЦІЯ ВІДБОРУ ПРОБ ҐРУНТУ, РОСЛИН І МОЛОКА ПРИ РАДІОЕКОЛОГІЧНОМУ МОНІТОРИНГУ .....</b>	<b>85</b>
6.1 Мінімально необхідне число проб для оцінки середнього значення щільності забруднення ґрунту <b>БЕЗГРАДІЄНТНИХ</b> ділянок .....	87
6.1.1 Планування об'єму одиначних проб.....	88
6.1.2 Планування об'єму складених проб.....	90
6.2 Мінімально необхідне число проб для оцінки середнього значення вмісту $^{137}\text{Cs}$ у рослинах на <b>БЕЗГРАДІЄНТНИХ</b> за забрудненням ділянках.....	93
6.3 Мінімально необхідне число проб для оцінки коефіцієнтів переходу $^{137}\text{Cs}$ у ланцюзі «Ґрунт–рослини».....	95
6.3.1 Мінімально необхідне число сполучених проб для оцінки середнього значення коефіцієнтів переходу з заданою похибкою .....	95
6.3.2 Мінімально необхідне число сполучених проб для оцінки розходження між коефіцієнтами переходу з заданою довірчою імовірністю .....	98

6.4	МІНІМАЛЬНО НЕОБХІДНЕ ЧИСЛО ПРОБ ДЛЯ ОЦІНКИ СЕРЕДНЬОГО ЗНАЧЕННЯ ВМІСТУ $^{137}\text{Cs}$ У МОЛОЦІ ОПГ	101
6.5	ПЛАНУВАННЯ ВІДБОРУ ПРОБ МОЛОКА З МЕТОЮ ОЦІНКИ <b>ДОЗОВИХ</b> НАВАНТАЖЕНЬ НА ЖИТЕЛІВ НАСЕЛЕНОГО ПУНКТУ .....	102
6.6	ВИСНОВКИ ПО ГЛАВІ 6 .....	107
<b>7.</b>	<b>ГЕОСТАТИСТИЧНІ ХАРАКТЕРИСТИКИ БЕЗГРАДІЄНТНИХ ЗА ЗАБРУДНЕННЯМ ДІЛЯНОК .....</b>	<b>109</b>
7.1	МІНІМАЛЬНО НЕОБХІДНА ВІДСТАНЬ МІЖ ТОЧКАМИ ВІДБОРУ ПРОБ НА БЕЗГРАДІЄНТНИХ ЗА ЗАБРУДНЕННЯ ДІЛЯНКАХ .....	110
7.1.1	<i>Радіус впливу ґрунтових проб .....</i>	<i>111</i>
7.1.2	<i>Радіус впливу рослинних проб .....</i>	<i>113</i>
7.1.3	<i>Мінімально необхідна відстань між центрами <b>відбору</b> сполучених проб для оцінки середнього значення коефіцієнтів переходу в ланцюзі «ґрунт–рослини» .....</i>	<i>116</i>
7.2	ЛОКАЛЬНІ І ГЛОБАЛЬНІ <b>ГЕОСТАТИСТИЧНІ</b> ХАРАКТЕРИСТИКИ ЗАБРУДНЕННЯ Зони відчуження .....	117
7.3	ВИСНОВКИ ПО ГЛАВІ 7 .....	122
<b>8.</b>	<b>ВИСНОВОК .....</b>	<b>123</b>
<b>9.</b>	<b>СПИСОК ЛІТЕРАТУРИ .....</b>	<b>126</b>

## Перелік основних скорочень і умовних позначень

$N(m;\sigma)$	Нормально розподілена випадкова величина із середнім значенням $m$ і дисперсією $\sigma^2$ ;
$\bar{x}$	Вибіркове середнє для $N(m;\sigma)$ ;
$s^2$	Вибіркова дисперсія для $N(m;\sigma)$ ;
$\sigma_{\text{ср}}^2$	Дисперсія вибіркового середнього для $N(m;\sigma)$ ;
$n$	Об'єм вибірки;
$p$	Довірча імовірність;
$U(p)$	Квантиль нормального розподілу рівня $p$ ;
$t(p,n-1)$	Квантиль розподілу імовірностей Стюдента рівня $p$ з $n-1$ ступенями свободи;
$\sigma_{\ln}$	Середнє квадратичне відхилення випадкової величини, що має логнормальний розподіл;
$C_r$	Щільність забруднення ґрунту на безградієнтній ділянці тим чи іншим радіонуклідом;
$\bar{C}_r$	Середнє значення щільності забруднення ґрунту на безградієнтній ділянці тим чи іншим радіонуклідом;
$C_{\text{ме}}^r$	Медіана щільності забруднення ґрунту тим чи іншим радіонуклідом;
$W_{C_r}$	Коефіцієнт варіації щільності забруднення ґрунту на безградієнтній ділянці тим чи іншим радіонуклідом;
$\mu_{\text{п}}$	Середній логарифм щільності забруднення безградієнтної ділянки $^{137}\text{Cs}$ ;
$s_{\text{п}}$	Середнє квадратичне відхилення логарифма щільності забруднення ділянки $^{137}\text{Cs}$ ;
$s_{1,\text{п}}$	Середнє квадратичне відхилення логарифма щільності забруднення безградієнтної ділянки $^{137}\text{Cs}$ при відборі проб пробовідбірником $\varnothing 3.7\text{см}$ (1 укол);
$s_{5,\text{п}}$	Середнє квадратичне відхилення логарифма щільності забруднення безградієнтної ділянки $^{137}\text{Cs}$ при відборі проб пробовідбірником $\varnothing 3.7\text{см}$ (5 уколів);
$\Delta^-(\Delta^+)$	Нижня (верхня) абсолютна похибка;
$\delta^-(\delta^+)$	Нижня (верхня) відносна похибка;
$C_p$	Питомий вміст $^{137}\text{Cs}$ в рослинах, відібраних на безградієнтній ділянці;
$\mu_p$	Середній логарифм питомого вмісту $^{137}\text{Cs}$ у рослинах, відібраних на безградієнтній ділянці;
$s_p$	Середнє квадратичне відхилення логарифма питомого вмісту $^{137}\text{Cs}$ у рослинах, відібраних на безградієнтній ділянці;
$\delta_{\text{изм}}$	Відносна випадкова похибка визначення активності радіонукліда у одиничному вимірюваному зразку на рівні $\pm\sigma$ ;
$S_{\text{изм}}^2$	Дисперсія логарифма питомої активності одиничної проби,

	обумовлена похибкою вимірювання;
$K_{п,р}$ –	Коефіцієнт переходу в ланцюзі «грунт–рослина»;
$K_{п_{ме}}$ –	Медіана коефіцієнта переходу в ланцюзі «грунт–рослина»;
$k$ –	Середнє значення логарифма коефіцієнта переходу $^{137}\text{Cs}$ у рослини;
$s_k$ –	Середнє квадратичне відхилення логарифма коефіцієнта переходу $^{137}\text{Cs}$ у рослини;
$r_{п,р}$ –	Коефіцієнт кореляції між логарифмом щільності забруднення ґрунту $^{137}\text{Cs}$ і логарифмом його вмісту в рослинах;
$C_M(t)$ –	Питомий вміст $^{137}\text{Cs}$ у молоці особистих підсобних господарств (ОПГ) у населеному пункті в момент часу $t$ ;
$\bar{C}_M(t)$ –	Середнє значення питомого вмісту $^{137}\text{Cs}$ у молоці ОПГ у момент $t$ протягом року;
$\bar{C}_M^{Cs}$ –	Середньорічне значення питомого вмісту $^{137}\text{Cs}$ у молоці ОПГ населеного пункту;
$\mu_M(t)$ –	Середнє значення логарифма питомого вмісту $^{137}\text{Cs}$ у молоці ОПГ у момент часу $t$ ;
$s_M(t)$ –	Середнє квадратичне відхилення логарифма питомого вмісту $^{137}\text{Cs}$ у молоці ОПГ у момент часу $t$ ;
$s_{н.пр.}^2$ –	Дисперсія логарифма питомої активності одиничної проби, обумовлене тільки її об'ємною неоднорідністю;
$s_{об.пр.}^2$ –	Дисперсія (загальна) логарифма питомої активності проби, обумовлена усіма випадковими факторами;
$s_{н.пр.}^{Cs}$ –	Середнє квадратичне відхилення логарифма питомої активності $^{137}\text{Cs}$ в одиничній пробі, обумовлене тільки її об'ємною неоднорідністю;
$s_{н.пр.}^{Sr}$ –	Середнє квадратичне відхилення логарифма питомої активності $^{90}\text{Sr}$ в одиничній пробі, обумовлене тільки її об'ємною неоднорідністю;
$s_{н.пр.}^{Cs/Sr}$ –	Середнє квадратичне відхилення логарифма відношення питомої активності Cs до питомої активності Sr в одиничній пробі, обумовлене тільки її об'ємною неоднорідністю;
$s_{н.пл.}^2$ –	Дисперсія логарифма щільності забруднення ґрунту, обумовлена тільки мікронеоднорідністю забруднення ділянки.

## 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 environmental 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 within 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  $^{90}\text{Sr}$  and transuranium elements.

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

## Вступ

Внаслідок Чорнобильської аварії в 1986р. відбулося радіоактивне забруднення території ряду країн. Найбільшою мірою були забруднені радіоактивними випадіннями Україна, Республіка Беларусь і Російська Федерація. Сліди радіоактивного забруднення, що утворилися, представлені двома типами випадінь: конденсаційною компонентою летких високорухливих продуктів ділення (представлені практично повсюдно) і паливною компонентою (зосереджена в основному в 30–кілометровій зоні Чорнобильської АЕС) [1, 2, 3, 4, 5]. Поведінка цих радіоактивних випадінь у навколишньому середовищі постійно вивчається й аналізується, здійснюється радіоекологічний моніторинг забруднених територій з відбором проб ґрунту, рослин і сільськогосподарської продукції.

Теоретичні основи радіоекологічного моніторингу докладно описані в літературі, наприклад, у роботі Ю.А. Ізраеля [6]. Однак викладені підходи хоча і є загальними, але разом з тим, орієнтовані на забруднення навколишнього середовища внаслідок роботи підприємств ядерно–паливного циклу і в результаті глобальних випадінь, викликаних випробуваннями ядерної зброї. Рівні забруднення сільськогосподарської продукції при таких радіоактивних випадіннях, як правило, не високі і не перевищують допустимі рівні. Чорнобильська аварія потребує вирішення більш глибоких і тонких питань. Радіоактивними випадіннями були забруднені великі території з розвинутим сільськогосподарським виробництвом. Перед суспільством постала задача виробництва сільськогосподарської продукції на забрудненій радіонуклідами території. Це вимагає деталізації радіоекологічного моніторингу, об'єктами якого є конкретні поля, сільськогосподарські угіддя, групи тварин, сільськогосподарська продукція. Така постановка задачі приводить до різкого збільшення числа вимірюваних проб і, як наслідок, до подорожчання радіоекологічного моніторингу в цілому. У зв'язку з цим актуальним стало питання оптимізації відбору проб ґрунту, рослин і сільськогосподарської продукції й об'єму спектрометричних (радіометричних) вимірювань. Роботи в цьому напрямку в УНДІСГР ведуться з початку 90–х років [7, 8, 9], причому експериментальні дослідження проводяться як у 30-кілометровій зоні ЧАЕС, так і за її межами.

Основа будь–якого моніторингу, у тому числі і радіоекологічного – первинна експериментальна інформація. Джерелом цієї інформації служать або безпосередні спостереження і вимірювання, що проводяться на досліджуваному об'єкті (*in situ*), або проби досліджуваного об'єкта, що відбираються. Однак на практиці дуже рідко апріорі відоме значення дисперсії величини, що визначається. Тому як правило на підставі вже отриманих експериментальних даних оцінюється їхнє середнє значення і його похибка із заданою довірчою імовірністю. При цьому похибка може досягати дуже великих зна-

чень, що вимагає додаткових вимірювань. Найчастіше дослідники при характеристиці якості виконаних досліджень приводять лише похибку вимірювання одиничної наважки взятої від проби, поширюючи її на значення величини, яке характеризує весь об'єкт дослідження (щільність забруднення території, питомий вміст і т.д.), що веде до заниження істинної похибки визначення досліджуваної величини, а також до невірних висновків щодо досліджуваного явища.

За час ліквідації наслідків аварії на ЧАЕС було розроблено і запропоновано багато методик і рекомендацій для обстеження й оцінки радіоактивного забруднення навколишнього середовища [10, 11, 12, 13, 14, 15, 16, 17]. Але незважаючи на накопичені в цій області знання, питання оптимізації і репрезентативності відбору проб ґрунту залишаються актуальними і на даний час, зокрема, при уточненні щільності забруднення радіонуклідами конкретних ділянок чи угідь.

При узагальненні моніторингової інформації і наступному прийнятті тих чи інших рішень виникає питання про репрезентативність отриманих результатів. Тому важливою частиною радіоекологічного моніторингу є

- забезпечення відбору репрезентативної сукупності проб, що характеризують досліджуваний об'єкт;
- дотримання правильного режиму обробки проб перед вимірюванням (процес підготовки проб);
- достовірність результатів вимірювання.

Наприклад, для коректної оцінки щільності забруднення території, питомої активності ґрунту чи рослинності, концентрації радіонуклідів у повітрі від репрезентативності відібраних для вимірювання проб (їх кількості, маси проби, площі, глибини і кроку відбору проб) залежить точність визначення вмісту радіонуклідів в досліджуваному об'єкті і можливість усереднення того чи іншого параметра. Наявність випадкових факторів, таких, як присутність у пробах «гарячих» часток (часток аномально високої активності) може приводити до великих похибок при визначенні параметрів і при екстраполяції результатів вимірювання на досліджуваний об'єкт. Питання репрезентативного відбору проб особливо актуальне при проведенні комплексного радіоекологічного моніторингу, на основі якого розраховуються дози опромінення жителів населених пунктів, розташованих на території забрудненій радіоактивними випадіннями в результаті аварії на ЧАЕС [18].

Для проведення репрезентативного відбору проб різноманітних об'єктів навколишнього середовища, продукції виробничої і сільськогосподарської діяльності, необхідно мати уявлення про джерело радіоактивного забруднення, фізико-хімічні властивості радіоактивних випадінь і особливості міграції радіонуклідів у навколишньому середовищі. Наявність паливних часток (ПЧ) у початкових радіоактивних випадіннях і їхнє подальше розчинення з різною швидкістю в ґрунтах навіть на невеликих ділянках, робить забруднення ґрунту радіонуклідами вкрай неоднорідним [19, 20, 21, 22]. На нерівномірність забруднення радіонуклідами проб ґрунту, що відбираються, також істотно

впливає неоднорідність мікрорельєфу, перерозподіл радіонуклідів під дією біогенних факторів, діяльність людей, а також дикі тварини.

Наявність окремих паливних часток у відібраній пробі ґрунту може також привести до великих помилок при вимірюванні її активності. Наприклад, результат гамма–спектрометричних вимірювань може варіювати в межах порядку вимірюваної величини в залежності від положення ПЧ у вимірювальній ємності і її геометрії. При використанні невеликих наважок для радіохімічних аналізів існує імовірність попадання окремих паливних часток у вимірювану наважку. У цьому випадку активність наважки може також не відповідати активності всієї проби [23].

Радіонукліди, що випали на поверхню ґрунту, мігрують у глибину. Інтенсивність міграції визначається хімічними властивостями елемента, фізико–хімічними властивостями випадінь, ландшафтними і ґрунтово–кліматичними особливостями (при відсутності техногенної діяльності) [24]. На орних землях радіонукліди рівномірно перемішуються в орному шарі ґрунту і з часом мігрують у підорний горизонт. Зневажання фактором вертикальної міграції може привести до серйозних помилок при оцінці щільності забруднення території тим чи іншим радіонуклідом.

З огляду на значну трудомісткість робіт з відбору проб і високу вартість вимірювань, актуальним стає питання оптимізації об'єму проб, що відбираються і проведених вимірювань для оцінки необхідних параметрів забруднення об'єктів навколишнього середовища з заданою похибкою при мінімальних витратах. Тому визначення мінімально необхідного числа проб, що відбираються, для оцінки з заданою похибкою контрольованих параметрів – важлива задача забезпечення якості радіоекологічного моніторингу (планування експериментів).

Планування об'єму вибірки ґрунтується на теорії статистичних висновків [25, 26, 27]. Найбільш широке застосування воно отримало при контролі якості продукції, як у нашій країні, так і за кордоном [28]. Засновані на статистичних висновках методи планування відбору проб або зразків (спостережень, вимірювань) отримали широке поширення і визнання в різних областях промисловості: військовій, авіаційній, автомобільній, хімічній, металообробній, радіотехнічній, нафтовій, машинобудуванні, приладобудуванні й інших. Деякі з цих методів стандартизовані [29].

Питання планування відбору проб ґрунту при радіоекологічному моніторингу найбільш близькі до відповідних проблем у геології та геохімії (опробування на стадії розвідки та експлуатації родовищ корисних копалин, особливо розсипних, геохімічна зйомка за вторинними ореолами розсіювання) [30,31,32,33,34,35,36]. Наскільки важливе значення надається питанням репрезентативного пробовідбору (опробуванню) і статистичної обробки отриманих результатів в геології, можна судити за тим, що з даних питань там давно випущені галузеві стандарти.

В області охорони навколишнього середовища цим питанням також приділяється значна увага, де загальні вимоги до відбору проб ґрунту також стандартизовані [37,38,39].

Мета даної роботи – розробити методи відбору репрезентативних проб і репрезентативних вибірок проб ґрунту, рослин і молока в реальних умовах на забруднених у результаті аварії на ЧАЕС територіях. Відібрані проби повинні забезпечувати оцінку середніх рівнів забруднення з заданою відносною похибкою. У зв'язку з цим для забезпечення статистичної однорідності вибірок важливими поняттями є безградієнтні за забрудненням ділянки території (ділянки) і однорідні групи тварин. За безградієнтні за забрудненням ділянки будемо приймати такі елементарні ділянки території (поля, угіддя), на яких зміна щільності забруднення, обумовлена градієнтом сліду радіоактивних випадінь, не перевищує локальну варіабельність, обумовлену випадковими для даної ділянки факторами. За однорідну за раціоном групу тварин приймаємо таку череду тварин, яка у пасовищний період випасається на одному пасовищі. Більш докладно ці питання будуть розглянуті у відповідних розділах монографії.

У даній монографії розглянуті і вирішені наступні основні задачі:

1. Оцінка статистичних характеристик радіоактивного забруднення ґрунту, рослинності і коефіцієнтів переходу радіонуклідів у ланці «ґрунт–рослини» на безградієнтних за забрудненням ділянках. Визначення виду розподілів імовірностей забруднення ґрунту, рослинності та коефіцієнтів переходу на таких ділянках, а також оцінка їхніх параметрів.
2. Оцінка радіуса впливу проби ґрунту, рослин, а також оцінка відстані між центрами відбору, що забезпечують статистичну незалежність вмісту радіонуклідів у пробах на безградієнтній за забрудненням ділянці;
3. Оцінка статистичних характеристик радіоактивного забруднення молока в особистих підсобних господарствах (ОПГ) населеного пункту і його річної динаміки. Визначення виду розподілу імовірностей забруднення молока в ОПГ населеного пункту в конкретний момент часу, оцінка його параметрів і побудова стохастичної моделі, що описує забруднення молока в населеному пункті протягом року.
4. Оцінка статистичних характеристик вмісту  $^{137}\text{Cs}$  в індивідуальній пробі, що має об'ємну неоднорідність (“гарячі” частки).
5. Визначення оптимальної кількості проб ґрунту, рослин і молока, що відбираються при радіоекологічному моніторингу, необхідних для оцінки середніх значень забруднення радіонуклідами розглянутих об'єктів (включаючи їхні похідні, наприклад, коефіцієнти переходу радіонуклідів із ґрунту в рослини), що гарантує задану відносну похибку.
6. Оптимізація регламенту відбору проб молока в ОПГ населених пунктів для оцінки середньорічної індивідуальної дози внутрішнього опромінення з заданою відносною похибкою.
7. Визначення мінімально необхідного числа вимірювань для визначення, медіанного питомого вмісту радіонуклідів в індивідуальній пробі ґрунту,

що містить “гарячі” частки, при вимірюванні різних наважок із заданою відносною похибкою.

8. Побудова номограм, що спрощують практичне використання пропонованих методів для планування відбору проб ґрунту, рослин і молока.

Виконані дослідження, засновані на системному і комплексному підході до проблеми відбору репрезентативних проб ґрунту, рослинності і молока при проведенні радіоекологічного моніторингу, дозволили оцінити і систематизувати статистичні характеристики радіоактивного забруднення об'єктів моніторингу в різних умовах і розробити методи розрахунку мінімально необхідного числа проб, що відбираються. В даний час отримані в роботі закономірності і номограми використовуються в УНДІСГР при розробці методик відбору проб ґрунту і продукції сільськогосподарського виробництва на забрудненій радіонуклідами території, а також при плануванні науково-дослідних робіт у 30-кілометровій зоні Чорнобильської АЕС. Дані дослідження покладені в основу картування території 30-кілометровій зони ЧАЕС за щільністю забруднення  $^{90}\text{Sr}$  і трансурановими елементами (карти на обкладинці) [4, 40, 41, 42]. Використані в роботі методичні підходи до розробки оптимальних регламентів відбору проб молока мають самостійну практичну значимість для оцінки середньорічної індивідуальної дози внутрішнього опромінення населення.

Автори висловлюють свою вдячність співробітникам УНДІСГР д. біол. наук Ю.О. Іванову, канд. біол. наук Н.М. Лазарєву, С.М. Лундіну, С.І. Зваричу, канд. біол. наук В.І. Йощенко, канд. біол. наук С.Є. Левчуку, В.П. Процаку, А.М. Кадигробу за допомогу і підтримку в роботі; академіку УААН, доктору біологічних наук, професору Б.С. Пристеру, доктору біологічних наук, професору І.П. Лосю за виявлену увагу до роботи, обговорення і висловлені зауваження, що безсумнівно поліпшили виклад отриманих результатів, а також МНС України і Державному департаменту – Адміністрації зони відчуження і зони безумовного (обов'язкового) відселення за фінансову підтримку робіт, і висловлюють особисту подяку В.І. Холоші і М.І. Проскурі.

## 1. Загальні відомості про похибки вимірювань

У даному розділі коротко наведено загальні відомості з теорії імовірностей, математичної статистики і теорії помилок, необхідні для розуміння наведених у монографії результатів і статистичних висновків. Докладні відомості про похибки можуть бути знайдені у спеціалізованій [43,44,45,46,47], і в класичній літературі з теорії імовірностей, математичної статистики [25–27].

### 1.1 Основні поняття теорії похибок

Кількісний вираз тієї чи іншої властивості досліджуваного об'єкта (фізичної величини) характеризується деяким числовим значенням. Ще до вимірювання відомо, що це значення існує.

*Істинне значення фізичної величини* — це значення, що ідеально відображає властивості даного об'єкта, як у кількісному, так і в якісному відношенні. Воно об'єктивне і не залежить ні від нашої свідомості, ні від технічних засобів вимірювання, що застосовують при його експериментальному визначенні. У результаті експериментального визначення значення фізичної величини отримують значення, відмінні від істинного.

*Абсолютною похибкою вимірювання*  $\Delta$  називають відхилення результату вимірювання від істинного значення вимірюваної величини. Вона може бути визначена різницею між результатом вимірювання  $x$  і істинним значенням вимірюваної величини  $\theta$ :

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

*Відносною похибкою вимірювання*  $\delta$  називається величина

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

виражена у відносних одиницях чи у відсотках.

*Дійсним значенням* фізичної величини називається її значення, знайдене експериментально  $\theta_r$ , і настільки близьке до істинного, що для даної мети воно може бути використане замість нього. Тоді похибки вимірювання визначаються в такий спосіб:

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

При експериментальному визначенні значення фізичної величини і повторі експерименту, як правило, отримують результати спостереження, що мають різні значення. У будь-якій серії вимірювань результати окремих вимірювань завжди різні, що викликане багатьма причинами. Проблема полягає в тому, щоб визначити, яка оцінка найкраща для вимірюваної величини, і на яку похибку можна сподіватись в подальших вимірюваннях при збереженні умов вимірювання.

Аналізуючи похибки тієї чи іншої величини щодо істинного значення, можна виділити два види складових похибок вимірювання: випадкові і систематичні.

Поява *випадкових похибок* має випадковий характер, а самі похибки і їхній розподіл можуть бути описані методами математичної статистики і теорії імовірностей. Серед результатів вимірювання зустрічаються такі, що значно відрізняються від середнього значення вимірюваної в даному експерименті величини (результати, що різко виділяються). Вони викликані або різкими змінами умов вимірювання, або помилками спостерігача (оператора). Проблема полягає в тому, щоб установити, чи варто віднести результати, що викликають сумніви до грубих помилок і виключити їх з результатів спостережень, чи вони є закономірними з визначеною імовірністю.

*Систематичні похибки* стали для всієї серії спостережень або є деякими функціями часу. Систематична похибка може бути усунута шляхом введення поправок. Результати вимірювання після введення поправок називають *виправленими*. Питання про введення виправлень ускладнюється в тих випадках, коли сама поправка визначається з деякою похибкою. У цьому випадку введення поправки, може виявитися недоцільним, тому що це не веде до підвищення точності вимірювання. Систематичні похибки діляться на сталі і змінні. *Сталими систематичними похибками* називаються такі похибки вимірювання, що залишаються незмінними протягом усієї серії вимірювань. Наприклад, похибки пов'язані з калібруванням апаратури, або обумовлені похибками визначення характеристик еталонів. *Змінними систематичними похибками* називають похибки вимірювання, що змінюються в процесі вимірювання (наприклад, температурний дрейф вимірювальної апаратури). Їх у свою чергу поділяють на прогресуючі і періодичні. Якщо при вимірюванні систематична похибка монотонно спадає або зростає, її називають *прогресуючою*, якщо вона є періодичною функцією часу, то – *періодичною*.

*Похибка методу вимірювання* – це складова похибки вимірювання, що виникає від недосконалості методу вимірювання. Вона може бути результатом помилки в теоретичному підході, закладеному в методі, або при виконаних спрощеннях. Похибки методу виникають також при екстраполяції властивості, вимірюваної на обмеженій частині деякого об'єкта, на весь об'єкт, якщо останній не має однорідності вимірюваної властивості.

При непрямих вимірюваннях похибку шуканої величини обчислюють на підставі похибок вимірювання величин, пов'язаних із шуканою величиною й визначених прямими вимірюваннями. При цьому необхідні чіткі знання про ці величини, їхню взаємну залежність чи незалежність.

Перед дослідником може також постати проблема використання результатів декількох досліджень, отриманих засобами різної точності і при різному числі вимірювань (спостережень). У цьому випадку необхідно вирішити, чи можна використовувати результати всіх експериментів для загальних висновків, що поліпшують кінцеві результати.

Детальніше розглянемо випадкові похибки.

Будь-які випадкові величини описуються функціями розподілу імовірностей: інтегральною і диференціальною.

За інтегральну функцію розподілу імовірностей результатів спостережень приймають імовірність того, що результат спостережень  $x_i$  у  $i$ -му досліді набере значення меншого за задану величину значення  $x$ :

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

де  $P$  — символ імовірності події, зазначеної у фігурних дужках.

Інтегральна функція розподілу імовірностей є неспадною функцією аргументу. Значення інтегральної функції змінюється від 0 до 1.

Диференціальна функція розподілу імовірностей випадкової величини  $x$  — це функція, похідна від інтегральної функції за своїм аргументом:

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

Диференціальну функцію розподілу імовірностей  $f(x)$  часто називають щільністю розподілу імовірностей випадкової величини  $x$ , а її графічне зображення — кривою розподілу імовірностей. Інтегральна функція і диференціальна функція розподілу імовірностей пов'язані співвідношенням:

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

Щільність розподілу імовірностей задовольняє наступним умовам:

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

Розмірність щільності розподілу імовірностей випадкової величини  $x$  виражається величиною  $x^{-1}$ . Імовірність попадання результату спостереження  $x$  у заданий інтервал  $(a;b)$  визначають як

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

## 1.2 Закони розподілу випадкових величин

**Рівномірний розподіл.** Якщо випадкова величина може приймати будь-які значення на інтервалі  $(a;b)$  з однаковою імовірністю, то така величина описується рівномірним законом розподілу імовірностей із щільністю розподілу імовірностей

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

**Показовий (експоненціальний) розподіл.** Випадкова величина  $x$  має показовий (експоненціальний) розподіл імовірностей з параметром  $\lambda > 0$ , якщо

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

**Розподіл Пуассона.** Розподіл імовірностей дискретної випадкової величини  $x$ , що приймає значення  $n = 1, 2, 3, \dots$ , з імовірностями

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

називається законом розподілу Пуассона з параметром  $a$ . Слід зазначити, що число радіоактивних часток (розпадів), вимірюваних детектором за певний проміжок часу в узятій для вимірювання наважці підпорядковане розподілу Пуассона.

**Нормальний закон розподілу (закон розподілу Гаусса).** Цей закон є одним з найбільш поширених законів розподілу похибок. Нормальний закон з параметрами  $(m; \sigma)$  має наступний вираз для диференціальної функції розподілу

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

Слід зазначити, що, незважаючи на широке застосування нормального розподілу, воно, проте, – лише модель реальних розподілів. Зокрема, воно відмінне від нуля на всій нескінченності осі. Тому нормальний розподіл допускає, хоча і з малими імовірностями, той факт, що вимірювана фізична величина може приймати від'ємне значення. Це допущення при вимірюванні вмісту радіонуклідів і інших речовин в пробах є абсурдом.

**Логарифмічно нормальний (логнормальний) розподіл.** Випадкова величина  $x$  має логнормальний розподіл імовірностей, якщо її логарифм має нормальний розподіл імовірностей з параметрами  $(\mu; \sigma_{\ln})$ . Вираз для щільності його розподілу має вигляд:

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

При описанні результатів вимірювання активності радіонуклідів і інших речовин у пробах логнормальний розподіл імовірностей вільний від згаданого вище недоліку, однак, все ж допускає появу проб з невиправдано високими значеннями.

### 1.3 Параметри розподілу випадкових величин і їхні оцінки

Описання випадкових величин за допомогою функції розподілу – універсальне і найбільш правильне. Однак у деяких задачах, зокрема при нормуванні похибок, достатньо знання однієї чи декількох числових характеристик

тик випадкової величини. Такими характеристиками є моменти – початкові і центральні.

*Початковим моментом порядку  $r$*  випадкової величини  $x$  називається величина

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

Початковий момент першого порядку називається *математичним сподіванням* випадкової величини.

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

Центральним моментом порядку  $r$  називається величина

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

Другим найважливішим параметром розподілу імовірностей, його числовою характеристикою, є *центральний момент другого порядку*, що називають дисперсією:

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

Дисперсія – це характеристика розсіювання випадкової величини відносно математичного сподівання. Вона служить основою для оцінок похибок вимірювання. Дисперсія має розмірність квадрата випадкової величини. Як міру розсіювання випадкової величини відносно математичного сподівання на практиці часто застосовують і інші величини:

- *середнє квадратичне відхилення (стандартне відхилення)*, за яке приймають додатне значення кореня квадратного з дисперсії  $\sigma = \sigma_x = \sqrt{D_x}$  ;
- *коефіцієнт варіації  $w$* , що дорівнює відношенню середнього квадратичного відхилення до математичного сподівання, вираженому у відносних одиницях або у відсотках.

*Центральний момент третього порядку* використовують для оцінки асиметрії за допомогою коефіцієнта асиметрії  $k_{ac} = m_3 / \sigma^3$ . Для симетричних розподілів центральний момент будь-якого непарного порядку дорівнює нулю. Якщо  $k_{ac} > 0$  – розподіл має додатну асиметрію; якщо  $k_{ac} < 0$  – від’ємну.

*Центральний момент четвертого порядку* використовується для оцінки плосковершинності та гостровершинності кривої розподілу імовірностей за допомогою коефіцієнта ексцесу. Для нормального закону розподілу справедливо  $m_4 = 3\sigma^4$ , тому коефіцієнт ексцесу має вигляд  $k_{екс} = m_4 / \sigma^4 - 3$ . Для гостровершинного розподілу  $k_{екс} > 0$  і для плосковершинного  $k_{екс} < 0$ .

Приведені характеристики випадкової величини припускають, що відомо її закон розподілу і його параметри. Однак самі характеристики визначаються завжди на підставі експериментальних даних методами математичної статистики. На практиці випадкова величина, як правило, представлена вибіркою об'єму  $n$  ( $x_1, x_2, \dots, x_n$ ), на основі якої необхідно оцінити, як вид розподілу, так і його параметри. Оцінюваними параметрами є, в першу чергу, математичне сподівання і дисперсія (середнє квадратичне відхилення). Оцінку параметра називають *точковою*, якщо вона виражена одним числом. Якість точкових оцінок характеризують наступними поняттями:

- точкова оцінка називається *незмщеною*, якщо її математичне сподівання співпадає з істинним значенням оцінюваного параметра;
- точкова оцінка називається *обґрунтованою*, якщо при збільшенні кількості спостережень (об'єму вибірки) її відмінність від оцінюваного параметра можна зробити як завгодно малою;
- точкова оцінка називається *ефективною*, якщо її дисперсія менше дисперсії будь-якої іншої оцінки даного параметра.

Незмщеною, обґрунтованою та ефективною оцінкою математичного сподівання є вибіркове середнє результатів спостереження  $\bar{x}$ :

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

Обґрунтована і ефективна оцінка дисперсії буде

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

Незмщена та обґрунтована оцінка дисперсії – вибіркова дисперсія

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

Точковою оцінкою середнього квадратичного відхилення служить вибіркове середнє квадратичне відхилення

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

Якщо досліджувана випадкова величина  $z$  є диференційовною функцією декількох інших випадкових величин з відомими характеристиками  $z=f(y_1, y_2, \dots, y_n)$ , то точкова оцінка її дисперсії може бути обчислена на основі розкладання цієї функції в ряд Тейлора в середній точці до члена другого порядку. У випадку статистичної незалежності величин  $y_1, y_2, \dots, y_n$  вираз для точкової оцінки дисперсії має вигляд

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

Таким чином похибка шуканої величини може бути оцінена при не-прямих вимірюваннях, на підставі похибок вимірювання величин пов'язаних із шуканою величиною й визначених прямими вимірюваннями.

#### 1.4 Визначення довірчих інтервалів для істинних значень математичного сподівання і дисперсії нормально розподіленої випадкової величини

Будь-яка точкова оцінка, визначена на підставі дослідних даних, – це їхня функція і, отже, вона сама є випадковою величиною з розподілом, що залежить від розподілу вихідної випадкової величини і від числа дослідів. Нехай результати вимірювань (спостережень)  $x_i$  мають нормальний розподіл імовірностей. Розглянемо два випадки.

Дисперсія розподілу  $\sigma^2$  відома. У цьому випадку вибіркове середнє  $\bar{x}$  також має нормальний розподіл з математичним сподіванням  $\bar{x}$  і дисперсією  $\sigma^2/n$ . Звідси може бути визначена імовірність  $p$  знаходження невідомого математичного сподівання (його необхідно оцінити) в заданому інтервалі:

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

де  $u_p$  – відповідна квантиль нормального розподілу, що визначається за таблицями. Отриманий у такий спосіб для невідомого значення  $m$  інтервал називається довірчим, а відповідні значення  $p$  – довірчою імовірністю. Значення похибки  $\Delta_p = \frac{u_p \sigma}{\sqrt{n}}$  називають довірчою межею похибки результату вимірювання, а оцінка математичного сподівання (результат вимірювання) записується у вигляді  $m = \bar{x} \pm \Delta_p$ .

Дисперсія розподілу  $\sigma^2$  невідома. У цьому випадку випадкова величина  $t = \frac{m - \bar{x}}{s\sqrt{n}}$  підпорядкована розподілу Стьюдента з  $n-1$  ступенями свободи, а

випадкова величина  $\chi^2 = \frac{s^2}{\sigma^2} (n-1)$  має  $\chi^2$ -розподіл імовірностей з  $n-1$  ступенями свободи. Звідси аналогічним чином будують довірчі інтервали для математичного сподівання і дисперсії.

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

де  $t_{p,n-1}$  і  $\xi_{n-1,(1+p)/2}$  ( $\xi_{n-1,(1-p)/2}$ ) – відповідні квантилі розподілу Стьюдента і  $\chi^2$ -розподілу з  $n-1$  ступенями свободи, що визначаються за таблицями.

## 2. Статистичні характеристики забруднення радіонуклідами ґрунту, рослинності і сільськогосподарської продукції

Забруднення деякої території (поля, ділянки) тим чи іншим радіонуклідом математично може бути описано деякою неперервною функцією від координат місцевості  $f(x,y)$ . У загальному випадку ця функція має дві складові:

- тренд (строго систематизована частина забруднення), обумовлений генеральною неоднорідністю радіоактивних випадінь, характеризує зміну середнього рівня забруднення і градієнт сліду радіоактивних випадінь.
- випадкова складова, що характеризує мікронеоднорідність забруднення території.

Розглянемо рівномірно забруднені (безградієнтні) ділянки території. Це такі ділянки, в межах яких зміна забруднення, обумовлена градієнтом сліду радіоактивних випадінь не перевищує локальну варіабельність, обумовлену випадковими для даної ділянки факторами. Такий підхід не порушує спільності одержуваних результатів, оскільки практика робіт на забруднених радіонуклідами територіях показує, що будь-яка неоднорідно забруднена територія завжди може бути розбита на квазібезградієнтні за забрудненням ділянки, наприклад, за допомогою вимірювання потужності експозиційної дози. Варіабельність потужності експозиційної дози (ПЕД) в межах квазібезградієнтної ділянки, обумовлена генеральним градієнтом сліду радіоактивних випадінь, не повинна перевищувати локальну варіабельність ПЕД, обумовлену випадковими факторами.

Планомірні дослідження щодо вивчення особливостей статистичних характеристик забруднення радіонуклідами ґрунту, рослин, сільськогосподарської продукції, визначення закономірностей і їхніх статистичних зв'язків з особливостями ландшафту і типом радіоактивних випадінь проводилися в УНДІСГР протягом останніх 10–ти років.

### 2.1 Проведення спостережень і відбір проб

Наявністю двох типів чорнобильських радіоактивних випадінь був обумовлений вибір експериментальних ділянок на переважно паливних або конденсаційних слідах. Ділянки, забруднені переважно паливною компонентою радіоактивних випадінь, були вибрані в 30–ти кілометровій зоні ЧАЕС. Експериментальні ділянки на конденсаційних слідах (“цезієвих плямах”) були обрані, як у 30–ти кілометровій зоні, так і за її межами на прилеглих територіях. Експериментальні ділянки характеризує широкий спектр рівнів забруднення ґрунту  $^{137}\text{Cs}$  – у діапазоні від 50 кБк/м<sup>2</sup> до 30 МБк/м<sup>2</sup>. Для обох типів випадінь ділянки вибиралися, як на цілих землях (або староорних), так і на орних угіддях, що знаходяться в сільськогосподарському викорис-

танні до тепер. За ландшафтними умовами експериментальні ділянки охоплюють три групи ландшафтів: заплавні, рівнинні і вододільні, а також ділянки, що розташовані в лісах.

Форма експериментальної ділянки, як правило, квадратна, рідше – прямокутна. При відборі проб на експериментальній ділянці використовували метод вкладених ділянок. Всередині великої (основної) ділянки (з великим кроком відбору проб 10м) вибирали середню ділянку (з кроком відбору проб 2м), всередині середньої – малу (з кроком відбору проб 0,1 – 0,05м), як показано на Рис. 2.1. Внутрішні ділянки вибирали в місцях з найбільш розвинутим рослинним покривом.

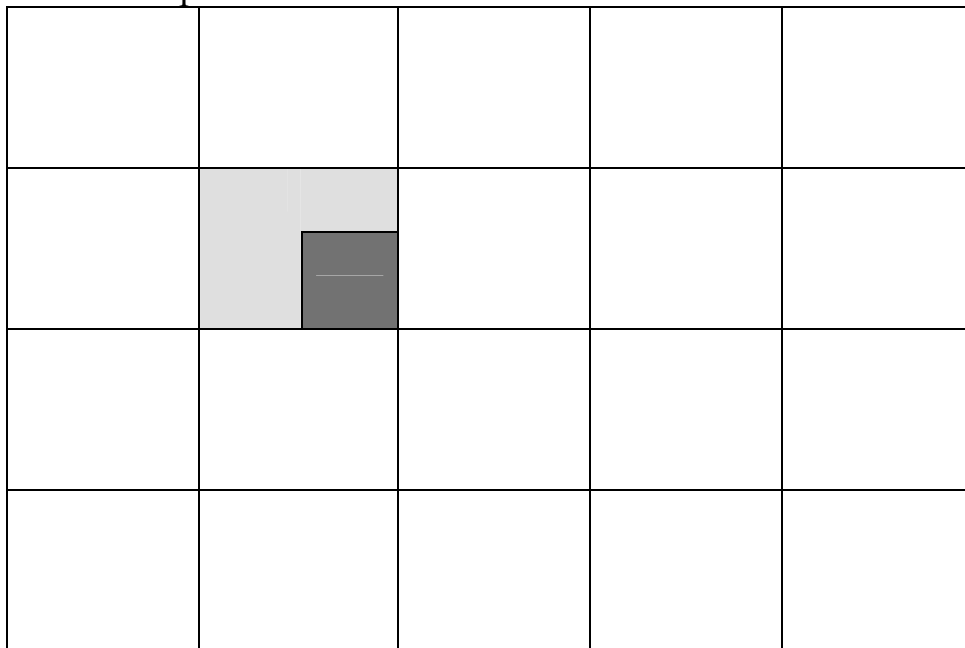


Рис. 2.1. Схема відбору проб ґрунту і рослин

Для оцінки репрезентативності вибірок рослинних проб були оцінені і проаналізовані статистичні характеристики забруднення радіонуклідами різних видів рослин (культурних і дикоростучих). Для вирішення цієї задачі експериментальні ділянки були вибрані на полях з типовими для радіоактивно забрудненої території Українського Полісся сільськогосподарськими культурами і на цілиних (староорних) територіях з типовою природною рослинністю. Видовий спектр відібраних рослинних проб охоплює основні сільськогосподарські культури – жито, овес, озима пшениця у різних фазах розвитку і широко розповсюджені дикоростучі рослини: пирій повзучий, віяник наземний (типові представники луґів і пасовищ) і ослинник (корм диких тварин).

Для дослідження статистичних характеристик питомого вмісту  $^{137}\text{Cs}$  у молоці були обрані череди тварин в ОПГ населених пунктів, розташованих у базових господарствах, де знаходились опорні радіологічні пункти УНДІСГР. Київська область: с. Рагівка, с. Луговики Поліського району ( $\approx 50$  км від ЧАЕС), с. Ківшовате Таращанського району ( $\approx 220$  км від ЧАЕС). Житомирська область: с. Гладковичі Овруцького району ( $\approx 90$  км від ЧАЕС), с. Липники

Лугинського району ( $\approx 120$  км від ЧАЕС), с. Селець Народичського району ( $\approx 80$  км від ЧАЕС). Чернігівська область – с. Пакуль Чернігівського району ( $\approx 50$  км від ЧАЕС). Рівненська область – с. Милячі Дубровицького району ( $\approx 230$  км від ЧАЕС).

Аналіз результатів інших досліджень, проведених в УНДІСГР, і літературних даних [40–42] показує, що методологія відбору проб при оцінці щільності радіоактивного забруднення ґрунту має враховувати наступне:

- особливості ландшафту, для якого проводиться оцінка щільності забруднення;
- статистичні характеристики забруднення;
- інтенсивність вертикальної і горизонтальної міграції досліджуваного радіонукліда;
- величину кроку відбору проб;
- площу пробовідбору.

Багаторічні спостереження за вертикальною міграцією  $^{137}\text{Cs}$  і трансуранових елементів показують, що основна їх маса на території, радіоактивно забрудненій внаслідок аварії на ЧАЕС, у даний час знаходиться у верхньому 5–10 сантиметровому шарі ґрунту. Таким чином, при оцінці щільності забруднення ґрунту цими радіонуклідами в даний час проби достатньо відбирати на глибину 10 см на цілих ділянках. Однак з часом ситуація буде змінюватись. Про це свідчать наслідки аварії на підприємстві "Маяк" у 1957 році. Основний запас  $^{137}\text{Cs}$  у заплавах ґрунтах ріки Течі знаходиться вже в шарі 0–10, 0–20 см залежно від ландшафту [48,49].

У 30–кілометровій зоні ЧАЕС на правому березі р. Прип'ять, на піщаному плато (ґрунти з малим вмістом гумусу) було проведено детальне вимірювання профілів вертикального розподілу  $^{90}\text{Sr}$  на глибину до 110 см (Рис. 2.2). Отримані результати показують, що основний запас  $^{90}\text{Sr}$  в окремих точках відбору проб може бути зосереджений як у 30–см шарі (Рис. 2.2, а, б), так і значно глибше 30 см (Рис. 2.2, в, г). Для більш детального вивчення вертикального розподілу  $^{90}\text{Sr}$  на одній з таких ділянок з характерним піщаним ґрунтом було пройдено шурф розмірами  $1 \times 1 \times 1.1$  м з детальним відбором проб ґрунту. Характерне забруднення ґрунту  $^{90}\text{Sr}$  для двох вертикальних зрізів показано на Рис. 2.2, д, е. Відстань між зрізами складає 70 см. Отримані результати говорять про велику об'ємну неоднорідність розподілу  $^{90}\text{Sr}$  на піщаних ґрунтах з малим вмістом гумусу, що виникла в результаті його вертикальної міграції.

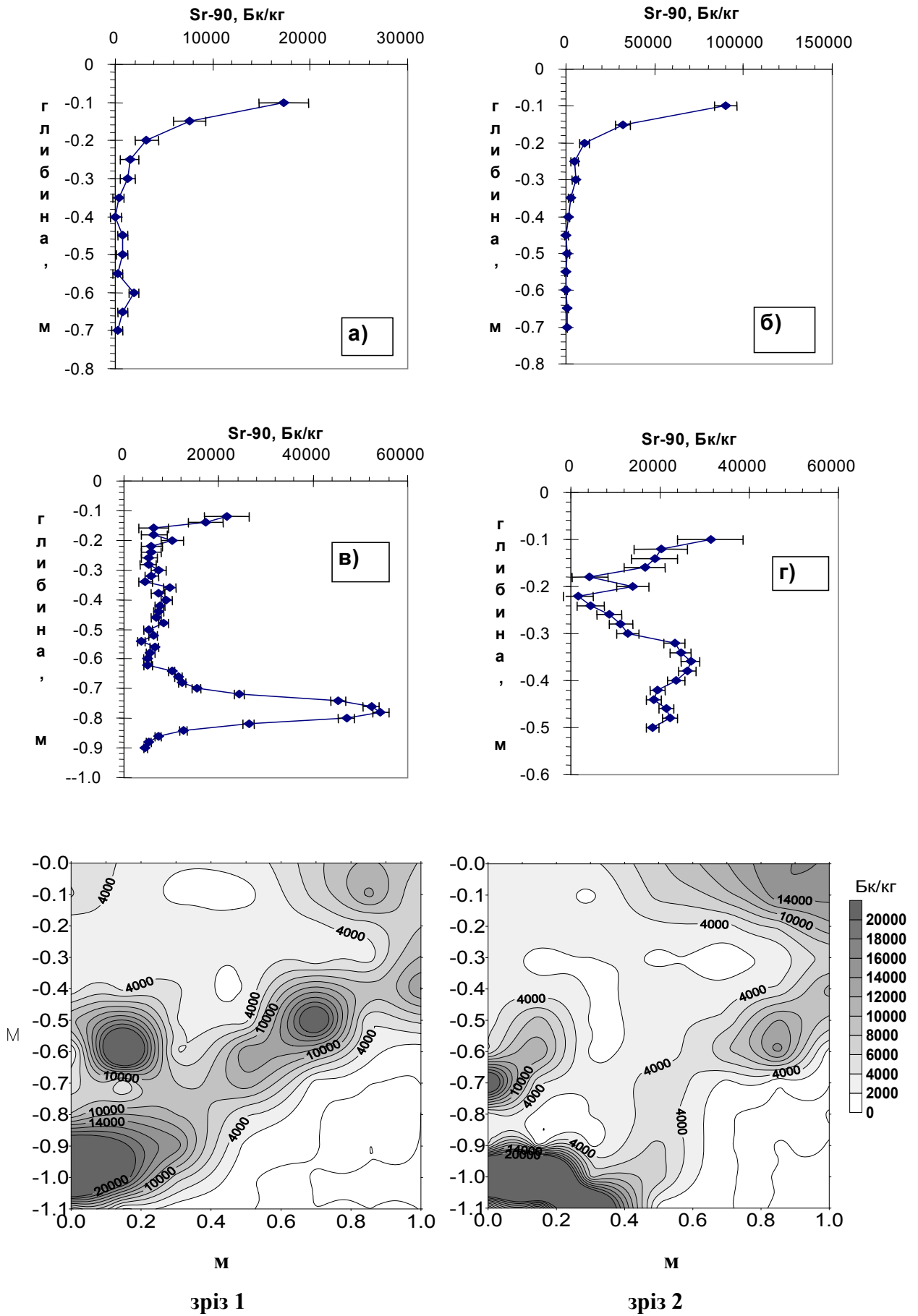
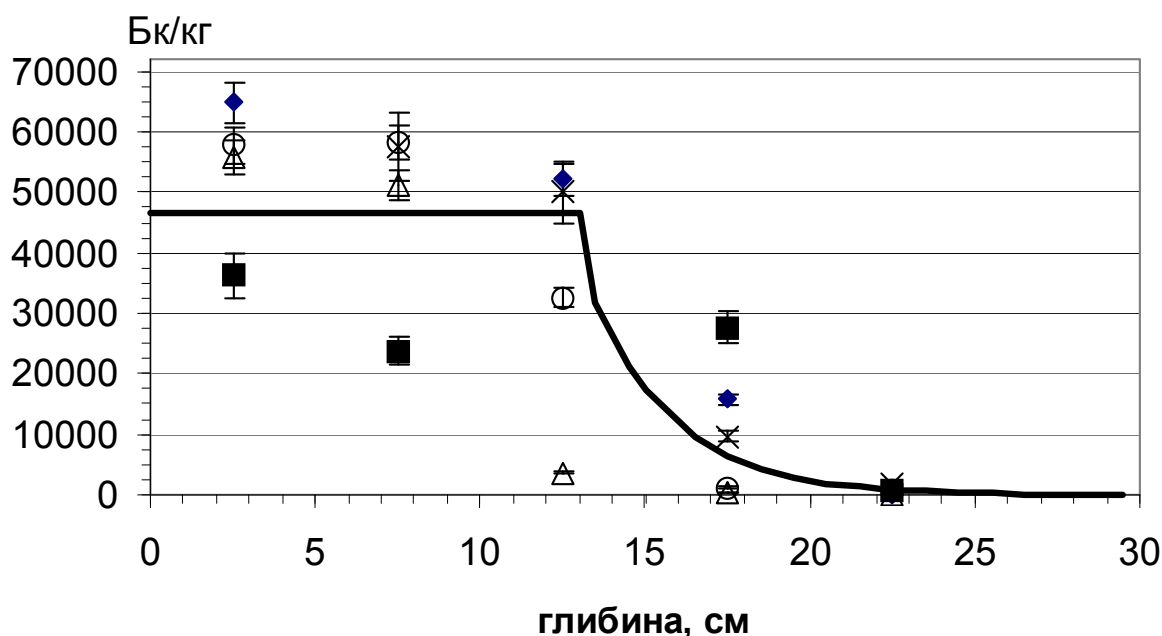


Рис. 2.2. – Приклад розподілу  $^{90}\text{Sr}$  в профілі піщаних ґрунтів

Підвищена швидкість міграції  $^{90}\text{Sr}$  може спостерігатися не лише в піщаних ґрунтах, про що свідчать наслідки аварії на підприємстві "Маяк" [48,49]. У перезволожених заплавах ґрунтах, як  $^{90}\text{Sr}$ , так і  $^{137}\text{Cs}$  мігрують на більшу глибину, ніж на незатоплюваних ділянках терас. Якщо в дерено-луговому ґрунті незатоплюваної тераси до 90%  $^{90}\text{Sr}$  і  $^{137}\text{Cs}$  знаходиться у верхньому 0–10 см шарі, то в алювіально-шаруватому ґрунті біля русла максимум вмісту  $^{137}\text{Cs}$  зсунутий на глибину 10–20 см, а  $^{90}\text{Sr}$  – 20–40 см.

На орних угіддях радіонукліди більш-менш рівномірно перемішані в орному шарі (глибина 15–20см) і мігрують у підорний горизонт ґрунту. За даними, отриманими на дослідних ділянках [50], у підорний шар ґрунту до 1999 року перейшло не більше 10–20% загального вмісту радіонуклідів. Аналогічні вимірювання були проведені в 30-кілометровій зоні ЧАЕС на околиці населеного пункту Весняне. На полі, що до 1991 року щорічно переорювалося, випадково були вибрані точки, де були відібрані пошарові проби з кроком по глибині 5 см. Результати цього дослідження показані на Рис. 2.3.



**Рис. 2.3.** Міграція  $^{137}\text{Cs}$  у підорний шар ґрунту на околиці населеного пункту Весняне

Як видно з рис. 2.3, на практиці у виробничих умовах глибина орного шару складає всього 13–15см. Нижче 13 см знаходиться 14% активності  $^{137}\text{Cs}$ , а нижче 15 см ледве більше 6%.

Таким чином, до 2000 р. для визначення щільності забруднення ґрунту  $^{137}\text{Cs}$  достатньо було відбирати проби на глибину 30 см практично на всій забрудненій  $^{137}\text{Cs}$  території. Для визначення щільності забруднення ґрунту  $^{90}\text{Sr}$  глибина відбору проб 30 см також була достатньою, крім слабгумусованих пісків. На них глибина пробовідбору має бути визначена в кожному конкретному випадку після відповідного контролю глибини міграції  $^{90}\text{Sr}$ .

Для відбору проб було використано два типи пробовідбірника:

кільце  $\varnothing$  13.2 см,  $h = 5$  см;

циліндричний пробовідбірник  $\varnothing$  3.7 см,  $h = 30$  см.

Кільце використовували на тих ділянках, де основна частина радіонуклідів знаходиться в 5-сантиметровому шарі ґрунту. Циліндричний пробовідбірник використовувався, як правило, на всіх ділянках і в першу чергу, на орних і староорних угіддях, а також у лісі.

Проби ґрунту відбирали в кожному вузлі сітки (Рис. 2.1), а проби кільцем на глибину 5 см – за стандартною методикою [17]. Кільце забивали в ґрунт і потім акуратно викопували. Проби ґрунту відбирали пробовідбірником на глибину 30 см з кроком 10 м і 2 м, як правило, у такий спосіб: у кожній точці (вузлі сітки) конвертом зі стороною 5–10 см відбирали 5 проб (уколів). Центральну пробу упаковували в окремий поліетиленовий пакет, чотири інших об'єднували й упаковували в інший пакет. Це дозволило в кожній точці (вузлі) мати три площі пробовідбору ( $0,001\text{ м}^2$ ;  $0,004\text{ м}^2$  і  $0,005\text{ м}^2$ ). В окремих випадках у вузлі сітки ґрунт відбирали тільки в одну пробу (один укол).

Проби рослин були відібрані в тих же вузлах систематичної сітки. Крок систематичної сітки для сільськогосподарських культур (орні поля) складав 10 м і 2 м, а для дикоростучих рослин – 10 м, 2 м і 1 м залежно від однорідності рослинного покриву. Площа відбору однієї проби рослин представляла собою коло діаметром 0.2 – 1 м залежно від густоти проростання рослин.

Проби молока в особистих підсобних господарствах відбирали від кожної корови щомісяця. При цьому, якщо в населеному пункті в літній період тварин випасали на різних пасовищах (урочищах), то від кожної череди проби відбирали окремо.

## 2.2 Статистичні характеристики забруднення ґрунту

Статистичні характеристики радіоактивного забруднення ґрунту, що характеризують випадкову складову змінності забруднення території радіонуклідами, були вивчені на основі аналізу вмісту  $^{137}\text{Cs}$  і  $^{90}\text{Sr}$  у пробах ґрунту, відібраних на експериментальних ділянках.

Геостатистична картина щільності забруднення двох типових ділянок, розташованих на різних слідах випадіння, показана на Рис. 2.4, Рис. 2.5.

Локальна неоднорідність (випадковість) забруднення ґрунту в межах ділянки – це наслідок мікронеоднорідності випадіння радіонуклідів на ділянці, викликаній впливом на їх локальне осадження місцевих флуктуацій атмосфери, особливостями мікрорельєфу і рослинності, а також подальшим перерозподілом радіонуклідів. Присутність паливних часток у первісних радіоактивних випадіннях робить забруднення ґрунту ще більш неоднорідним навіть на невеликих ділянках. Крім того, значний вплив на неоднорідність забруднення радіонуклідами верхнього шару ґрунту вносить подальший антропогенне втручання (діяльність людей, диких тварин, ґрунтових організмів). На формування локальної неоднорідності забруднення ґрунту також впливають неминучі помилки визначення вмісту радіонукліда в пробах ґрунту.

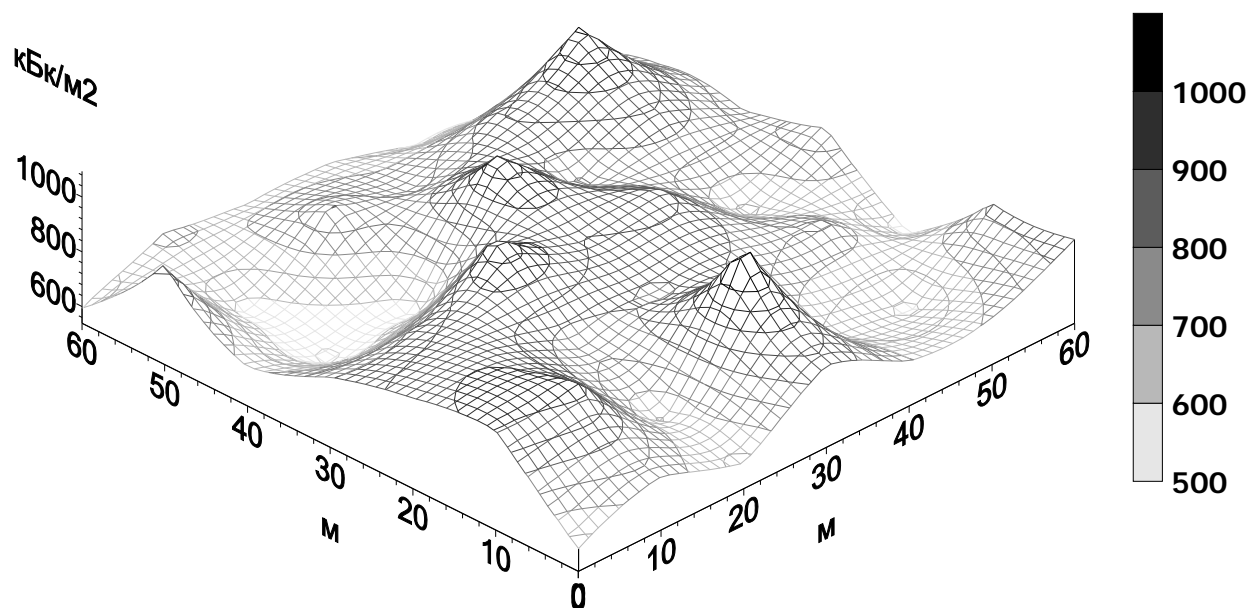


Рис. 2.4. Геостатистична картина забруднення  $^{137}\text{Cs}$  експериментальної ділянки, розташованої на орному полі поблизу с. Луговики Поліського району (на серпень 1999р). Крок відбору проб 10м.

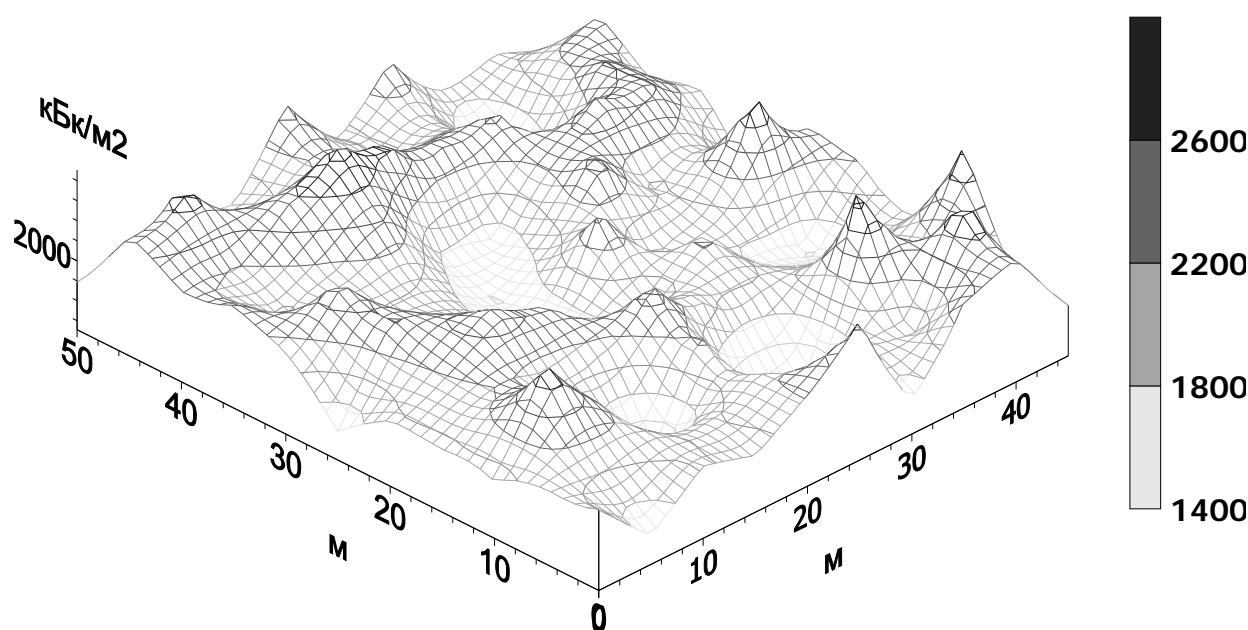


Рис. 2.5– Геостатистична картина забруднення  $^{137}\text{Cs}$  експериментальної ділянки розташованої на полі неораному після аварії поруч з репером 5/180 поблизу с. Копачі в 30-км зоні (на серпень 1999р). Крок відбору проб 10м.

Таким чином, будь-яка оцінка забруднення ґрунту, отримана на основі тих чи інших вимірювань, у межах деякої ділянки при відсутності глобального градієнта забруднення має розглядатися як деяка випадкова величина

[51, 52]. Вона повністю описується властивим їй законом розподілу імовірностей, що на практиці апроксимується тим чи іншим теоретичним розподілом імовірностей [25–27]. Вибір того чи іншого теоретичного розподілу імовірностей для описання досліджуваної випадкової величини – важливий етап статистичного аналізу.

Вміст радіонукліда в пробах ґрунту є суто додатна величина. Літературні дані [51,52], а також статистична обробка й аналіз отриманих результатів вимірювання щільності забруднення ґрунту  $^{137}\text{Cs}$  і  $^{90}\text{Sr}$  для обраних експериментальних ділянок показують, що ця величина має значний розкид і правосторонню асиметрію (Рис. 2.6). У цьому випадку найбільш простим теоретичним розподілом імовірностей для характеристики безградієнтних ділянок є логнормальний закон розподілу імовірностей [25–27]:

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

де  $C_{\Pi}$  – щільність забруднення ґрунту тим чи іншим радіонуклідом;  $\mu_{\Pi}$  – середній логарифм щільності забруднення ділянки тим чи іншим радіонуклідом;  $s_{\Pi}$  – середнє квадратичне відхилення логарифма щільності забруднення ділянки тим чи іншим радіонуклідом.

Параметри цього закону розподілу імовірностей мають цілком конкретний фізичний зміст [51,52]. Медіанне значення щільності забруднення на ділянці

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

називається середнім геометричним. Параметр  $s_{\Pi}$  є наближеною оцінкою для коефіцієнта варіації  $W_{C_{\Pi}}$  щільності забруднення ділянки

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

і не залежить від радіоактивного розпаду радіонуклідів.

Апроксимація щільності забруднення  $^{137}\text{Cs}$  і  $^{90}\text{Sr}$  на безградієнтних ділянках цим законом розподілу імовірностей дає цілком задовільні результати.

Дисперсія логарифма щільності забруднення в пробах ґрунту  $s_{\Pi}^2$  обумовлена мікронеоднорідністю забруднення ділянки (у тому числі наявністю паливних часток), процесом підготовки проб до вимірювання і вибором вимірюваної наважки, похибкою еталонного зразка і похибкою вимірювання.

На рис. 2.6, а–е наведено типові гістограми щільності забруднення ґрунту в  $\text{кБк}/\text{м}^2$   $^{137}\text{Cs}$  і  $^{90}\text{Sr}$  і їх апроксимація логнормальним законом розподілу імовірностей на експериментальних ділянках при відборі проб кільцем  $\varnothing$  13.2 см,  $h$  – 5 см та пробовідбірником  $\varnothing$  3.7 см,  $h$  – 30 см, розташованих на різних ландшафтах і на різних слідах радіоактивних випадінь.

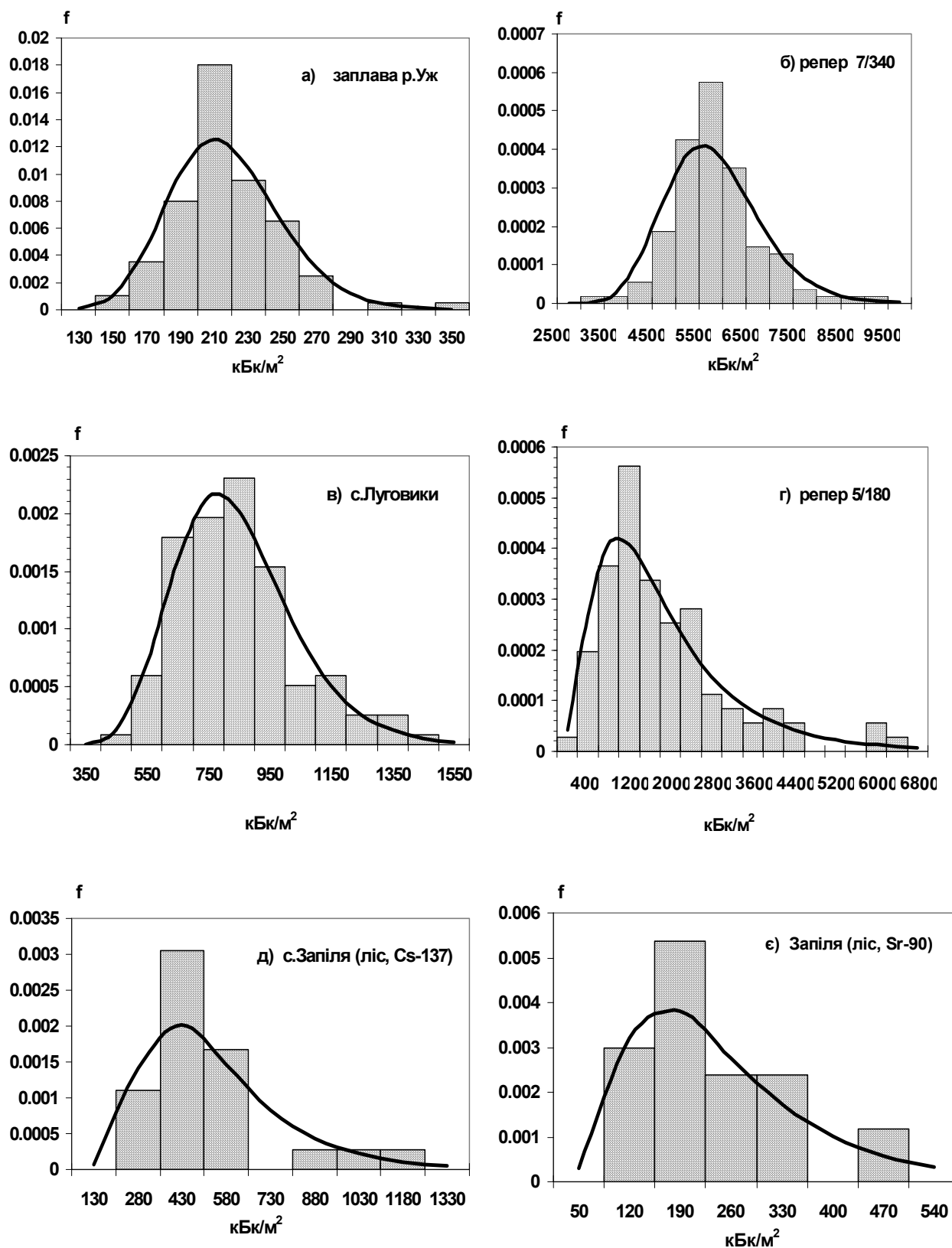


Рис. 2.6. Розподіл імовірностей щільності забруднення ґрунту радіонуклідами на експериментальних ділянках при відборі проб кільцем  $\varnothing$  13.2 см,  $h=5$  см (а, б), пробовідбірником  $\varnothing$  3.7 см,  $h=30$  см (в, г), пробовідбірником  $\varnothing$  3.7 см,  $h=30$  см в лісі (д, е).

Перевірка результатів визначення щільності забруднення ґрунту  $^{137}\text{Cs}$  і  $^{90}\text{Sr}$  для безградієнтних експериментальних ділянок за критерієм згоди Колмогорова при рівні значимості 0.05 [51,52] показала, що вони не суперечать логнормальному закону розподілу імовірностей. Приведений Рис. 2.6 також говорить про цілком задовільну апроксимацію розподілу значень щільності забруднення  $^{137}\text{Cs}$  і  $^{90}\text{Sr}$  безградієнтних ділянок для різних ландшафтів і форм випадінь логнормальним законом розподілу імовірностей.

Таким чином, можна вважати встановленим той факт, що щільність забруднення ґрунту в межах безградієнтних за забрудненням ділянок має випадковий характер і підпорядкована логнормальному закону розподілу імовірностей.

У тому, що забруднення безградієнтних ділянок  $^{137}\text{Cs}$  і  $^{90}\text{Sr}$  (вміст радіонуклідів у ґрунті) описується логнормальним законом розподілу імовірностей, немає нічого незвичного. Численні дані щодо розподілу геологічних характеристик і вмісту різних мінералів у гірських породах свідчать про додатну асиметрію і близькість до логнормального закону розподілу імовірностей [30]. У літературному огляді [31], присвяченому описанню законів розподілу елементів у мінералах і самих мінералів у різних породах, стверджується, що в більшості випадків ці дані не суперечать логнормальному закону. Очевидно, тут виявляють себе деякі загальні закони розсіювання домішок.

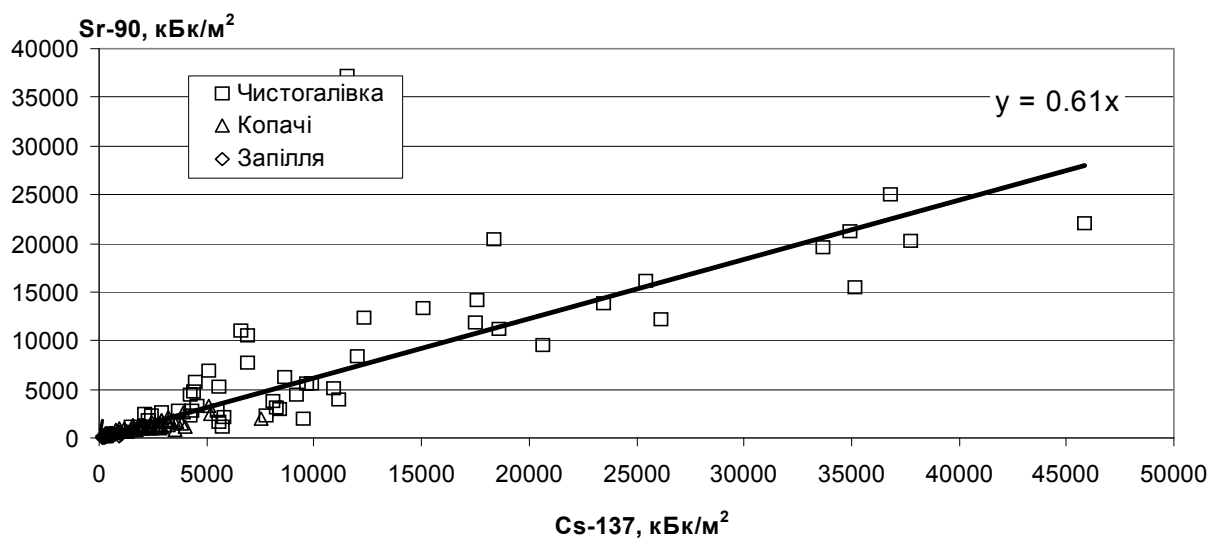
### ***2.2.1 Оцінка розкиду щільності забруднення ґрунту на безградієнтних за забрудненням ділянках***

Аналізуючи випадкові величини та в статистичних висновках використовуються різні характеристики розкиду (розсіювання) випадкової величини. Перелік таких характеристик розкиду можна знайти в літературі з математичної статистики [25–28,53,54,55]. Найбільш часто на практиці використовують такі характеристики як розмах і дисперсія, а також обчислювані на основі останньої середнє квадратичне відхилення і коефіцієнт варіації. У нашому випадку розглянута випадкова величина (щільність забруднення ґрунту) має логнормальний розподіл імовірностей. Як уже відзначалося, в цьому випадку дисперсія розподілу (середнє квадратичне відхилення) характеризує відносний розкид значень щільності забруднення ґрунту (коефіцієнт варіації). Важлива особливість дисперсії логарифма щільності забруднення ґрунту полягає в тому, що вона не залежить від часу (від розпаду радіонуклідів) і в цьому розумінні є деяким інваріантом (на відміну, наприклад, від коефіцієнта варіації логарифма щільності забруднення ґрунту). Тому для вивчення варіабельності щільності забруднення ґрунту і її характеристики на безградієнтних за забрудненням ділянках нами обрано параметр  $s_{\text{н}}$  – середнє квадратичне відхилення логарифма щільності забруднення ґрунту. Мета даного розділу – одержати оцінки цього параметра для безградієнтних за забрудненням ділянок, розташованих на різних ландшафтах, слідах чорнобильських радіоактивних випадінь, і провести статистичний аналіз для виявлення найбільш значущих факторів, що впливають на їхнє значення.

### 2.2.1.1 Вплив радіонуклідного складу випадінь

Для частини експериментальних ділянок, розташованих на паливних слідах випадінь, у ґрунтових пробах було визначено вміст  $^{137}\text{Cs}$  і  $^{90}\text{Sr}$ . Причому, підготовка проб до вимірювання була проведена за однією методикою, а відносна похибка вимірювання активності радіонуклідів була витримана на одному рівні (не перевищувала 10%).

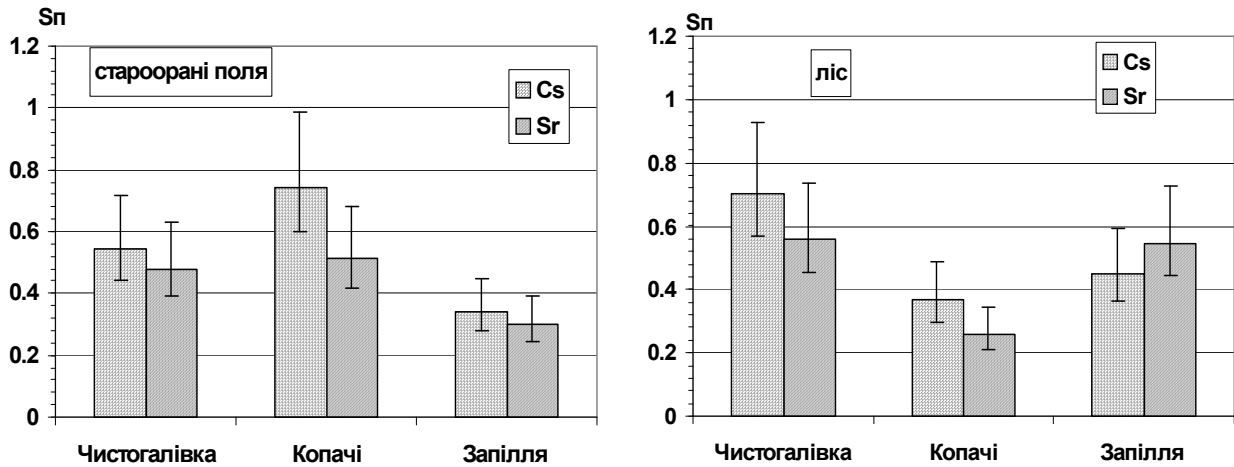
Співвідношення між щільністю забруднення ґрунту  $^{137}\text{Cs}$  і  $^{90}\text{Sr}$  у 30-кілометровій зоні Чорнобильської АЕС було докладно вивчено при побудові карти забруднення  $^{90}\text{Sr}$  30-кілометрової зони ЧАЕС [40–42]. Величина відношення  $^{137}\text{Cs}/^{90}\text{Sr}$  у 30-кілометровій зоні має складну структуру й у кожній точці визначається співвідношенням паливної і конденсаційної компонент радіоактивних випадінь. Однак у межах невеликих безградієнтних ділянок це відношення можна вважати сталим. Співвідношення, що спостерігається між цими радіонуклідами, отримане за результатами відбору проб у 1999 р., виявилося приблизно однаковим для обстежених ділянок (Рис. 2.7). Отже, відносні розкиди щільності забруднення ґрунту  $^{137}\text{Cs}$  і  $^{90}\text{Sr}$  (коефіцієнти варіації) на одній і тій самій безградієнтній за забрудненням ділянці і приблизно з однаковою відносною похибкою вимірювання будуть рівні. Виходячи із співвідношення (2.3), цей факт припускає рівність дисперсій логарифма щільності забруднення безградієнтних ділянок  $^{137}\text{Cs}$  і  $^{90}\text{Sr}$ .



**Рис. 2.7.** Співвідношення між вмістом у ґрунті  $^{137}\text{Cs}$  і  $^{90}\text{Sr}$ , що спостерігається на різних паливних слідах у 1999р.

Рівність дисперсій щільності забруднення  $^{137}\text{Cs}$  і  $^{90}\text{Sr}$  на безградієнтних ділянках підтверджується результатами статистичного аналізу проведених нами прямих вимірювань (Рис. 2.8).

З рис. 2.8 видно, що при близьких похибках визначення вмісту в ґрунті  $^{137}\text{Cs}$  і  $^{90}\text{Sr}$  на різних паливних слідах і ландшафтних ділянках величини середнього квадратичного відхилення логарифма щільності забруднення цими радіонуклідами практично не відрізняються.



**Рис. 2.8.** Значення величин середнього квадратичного відхилення логарифма щільності забруднення ґрунту  $^{137}\text{Cs}$  і  $^{90}\text{Sr}$  на різних паливних слідах радіоактивних випадінь та в різних ландшафтних умовах.

Оскільки на паливних слідах випадінь вміст  $^{90}\text{Sr}$  у ґрунті обумовлено в основному його наявністю в паливній компоненті, то це твердження буде справедливим для будь-якого радіонукліда паливної компоненти. Це означає, що на паливних слідах випадінь у першому наближенні оцінку середнього квадратичного відхилення логарифма щільності забруднення ґрунту будь-яким радіонуклідом паливної компоненти  $s_{\text{п}}^{\text{Rn}}$  можна отримати, використовуючи обчислені оцінки для середнього квадратичного відхилення логарифма щільності забруднення ґрунту  $^{137}\text{Cs}$ .

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

де  $k=1$ , якщо похибка вимірювання радіонукліда в пробі ґрунту не перевищує 10%;  $k=10 \times \delta$ , якщо похибка вимірювання радіонукліда в пробі ґрунту перевищує 10%;  $\delta$  – відносна похибка вимірювання радіонукліда в пробі ґрунту.

Таким чином, оцінка впливу інших факторів на розкид щільності забруднення на безградієнтних ділянках надалі буде проведена тільки у відношенні до дисперсії (середнього квадратичного відхилення) логарифма щільності забруднення ґрунту  $^{137}\text{Cs}$ .

### 2.2.1.2 Залежність дисперсії від площі пробовідбірника

Як уже відзначалось раніше, при відборі проб ґрунту використовували два типи пробовідбірників: кільце  $\varnothing 13.2$  см,  $h = 5$  см; циліндричний пробовідбірник  $\varnothing 3.7$  см,  $h = 30$  см. Відбір проб циліндричним пробовідбірником був організований у такий спосіб, що площа відбору проб мала три значення:  $0.00107 \text{ м}^2$  (1 укол);  $0.0043 \text{ м}^2$  (4 уколи);  $0.00537 \text{ м}^2$  (5 уколів). В результаті ми маємо чотири значення площі відбору проб (кільце –  $0.0137 \text{ м}^2$ ). Цим площам на кожній експериментальній ділянці відповідають свої значення параметрів розкиду щільності забруднення, зокрема – дисперсії логарифма

щільності забруднення. Ці розходження цілком з'ясовні і мають статистичну природу.

Пробу ґрунту, відібрану пробовідбірником з великою площею відбору можна розглядати як деяке число проб ( $n$ ), відібраних пробовідбірником з меншою площею відбору поруч одна біля одної. Вмісти радіонукліда в таких пробах будуть статистично залежними величинами. Вміст радіонукліда в пробі ґрунту, відібраній пробовідбірником з великою площею відбору в першому наближенні можна розглядати як усереднену величину вмісту радіонукліда в статистично залежних пробах, відібраних пробовідбірником з меншою площею відбору. Як показано раніше, випадкова величина, що представляє логарифм щільності забруднення ґрунту  $^{137}\text{Cs}$ , має нормальний розподіл імовірностей. Дисперсія середнього значення таких  $n$  статистично залежних випадкових величин має вигляд [25,27]

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

де  $r_{i,j}$  – відповідні коефіцієнти кореляції.

Оскільки в розглянутому нами випадку всі проби розташовані компактно, поруч одна з одною, то значення  $r_{i,j}$  близькі й у першому наближенні будемо вважати їх рівними  $r$  – деякому ефективному коефіцієнту кореляції. Тоді вираз (2.5) буде мати більш простий вигляд:

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

При  $r = 0$  (статистично незалежні випадкові величини) отримуємо відомий в статистиці вираз [25,27]. У нашому випадку  $n = \frac{S}{S_1}$ , де  $S$  – площа відбору

для довільного пробовідбірника ( $\text{м}^2$ );  $S_1 = 0.00107 \text{м}^2$  – площа відбору використаного нами циліндричного пробовідбірника з діаметром  $\varnothing 3.7$  см (один укол).

Тоді дисперсія логарифма щільності забруднення ґрунту на експериментальній ділянці матиме наступну залежність від робочої площі пробовідбірника

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

де  $s_{1,\Pi}$  – середнє квадратичне відхилення логарифма щільності забруднення ґрунту при відборі проб циліндричним пробовідбірником з діаметром  $\varnothing 3.7$  см.

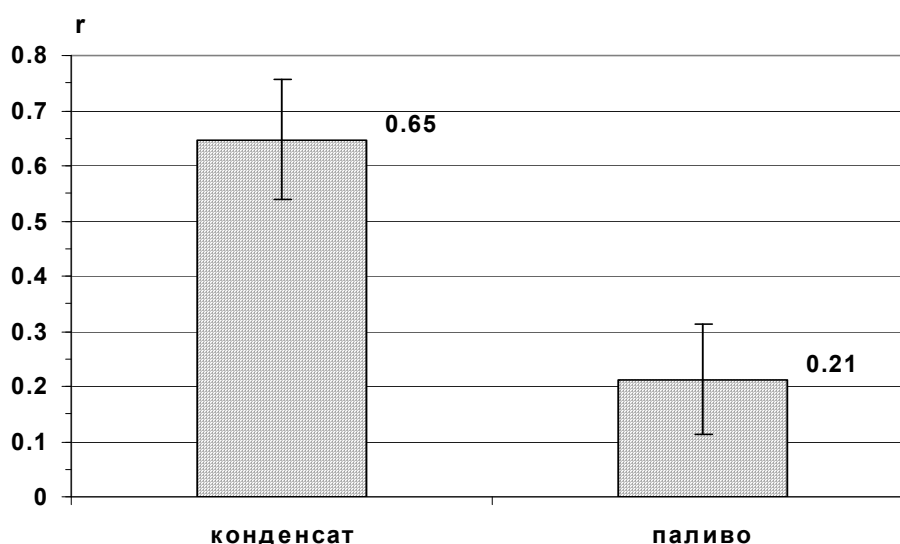
Для експериментальних ділянок, на яких площа відбору проб мала різні значення, на основі виразу (2.7) було оцінено ефективний коефіцієнт кореляції (табл. 2.1).

Таблица 2.1

## Значення ефективного коефіцієнта кореляції для різних ділянок

Назва ділянки	Тип випадінь	Вид угідь	Ефективний коефіцієнт кореляції, <b>r</b>
<b>Іллінці</b>	конденсат	переліг	<b>0.71</b>
	“	«	<b>0.36</b>
<b>Луговики</b>	“	рілля	<b>0.78</b>
	“	“	<b>0.57</b>
<b>Куповате</b>	“	“	<b>0.85</b>
	“	“	<b>0.74</b>
<b>Весняне</b>	“	“	<b>0.60</b>
	“	“	<b>0.56</b>
<b>Копачі (репер 180)</b>	паливо	переліг	<b>0.17</b>
<b>Запілля</b>	“	“	<b>0.38</b>
<b>Чистогалівка</b>	“	“	<b>0.06</b>
<b>Копачі</b>	“	рілля	<b>0.23</b>
	“	“	<b>0.23</b>

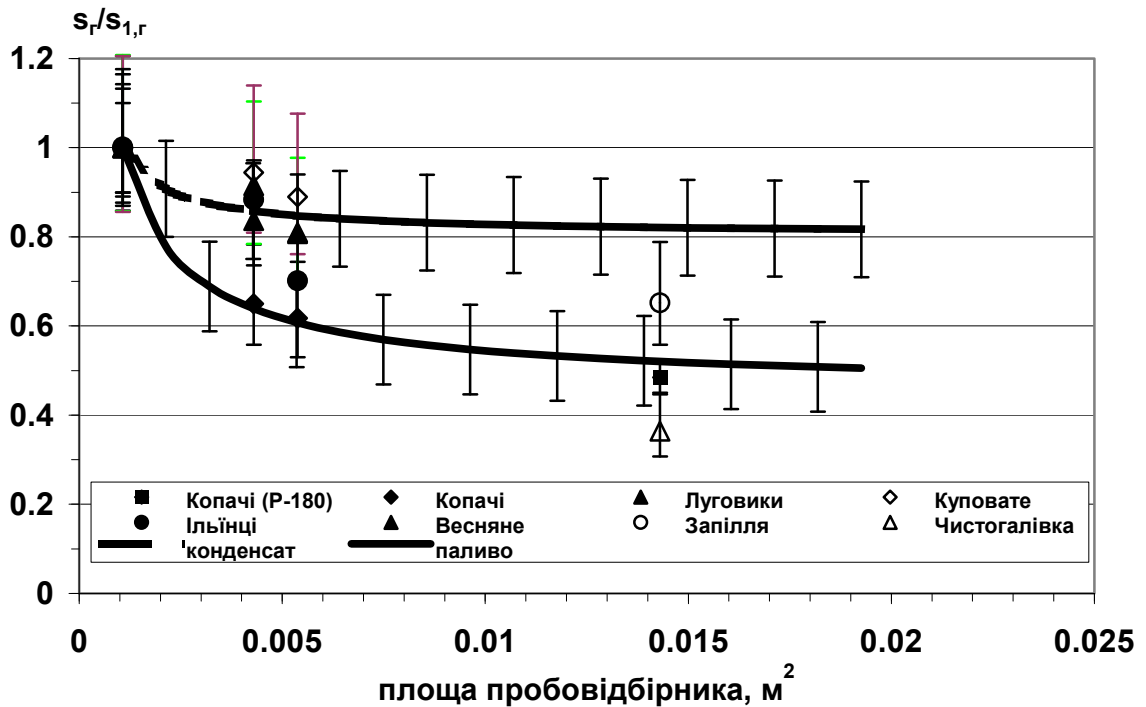
Проведений дисперсійний аналіз отриманих результатів від таких факторів як *Тип випадінь* і *Вид угідь* показав, що статистично значущим фактором є *Тип випадінь* (рис. 2.9). Якщо випадіння  $^{137}\text{Cs}$  відбулося переважно у вигляді конденсату, то середнє значення ефективного коефіцієнта кореляції дорівнює 0.65. Це говорить про наявність деякого кореляційного зв'язку для вмісту  $^{137}\text{Cs}$  у пробах, відібраних поруч одна з одною. Якщо випадіння  $^{137}\text{Cs}$  відбулося переважно в складі диспергованого палива, то середнє значення ефективного коефіцієнта кореляції дорівнює 0.21. Це говорить про практичну відсутність залежності для вмісту  $^{137}\text{Cs}$  у пробах, відібраних поруч одна з одною.



**Рис. 2.9.** Вплив типу чорнобильських випадінь на ефективний коефіцієнт кореляції

На основі отриманих результатів були побудовані дві узагальнені залежності (Рис. 2.10) для середнього квадратичного відхилення логарифма

щільності забруднення ґрунту від робочої площі пробовідбірника типу ( 2.7), а також показані емпіричні дані для розглянутої залежності, отримані на різних експериментальних ділянках.



**Рис. 2.10.** Залежність нормованого середнього квадратичного відхилення логарифма щільності забруднення ґрунту від площі пробовідбірника

Ці залежності дуже важливі для аналізу значень дисперсії (середнього квадратичного відхилення логарифма) щільності забруднення ґрунту, що спостерігають, отриманих для різних експериментальних ділянок при відборі проб пробовідбірниками з різною робочою площею. Вони дозволяють перераховувати отримані значення на одну площу пробовідбірника. Той факт, що ці залежності різні для паливного і конденсаційного сліду випадін, говорить про залежність дисперсії логарифма щільності забруднення ґрунту від типу радіоактивних випадін. Далі це питання буде розглянуте більш докладно.

### 2.2.1.3 Вплив інших факторів на дисперсію логарифма щільності забруднення ґрунту $^{137}\text{Cs}$

Відповідно до виразу ( 2.7) усі значення середнього квадратичного відхилення логарифма щільності забруднення ґрунту  $^{137}\text{Cs}$ , отримані на різних ділянках ( $s_n$ ), були перераховані (нормовані) на єдину площу пробовідбірника (в величину  $s_{1,n}$ ). У якості такого пробовідбірника (деякого умовного еталона) був узятий циліндричний пробовідбірник діаметром 3.7 см. Отримані результати приведені в

Таблиця 2.1, Таблиця 2.3.

Таблиця 2.1

Значення середнього квадратичного відхилення  
логарифма щільності забруднення ґрунту  $^{137}\text{Cs}$   
для різних ділянок при відборі проб з кроком 5–10 м

Назва ділянки	Тип випадінь	Вид угідь	Середня щільність випадінь $^{137}\text{Cs}$ , кБк/м <sup>2</sup>	$s_{1,n}$	Похибка	
					$\Delta^-$	$\Delta^+$
В/ч, 10 км від ЧАЕС	паливо	переліг	1000	0.730	0.076	0.098
Весняне	конденсат	рілля	9330	0.561	0.081	0.118
“	“	“	9330	0.520	0.074	0.108
“	“	“	9330	0.495	0.072	0.105
Іллінці	“	суходіл	43	0.548	0.103	0.173
“	“	“	43	0.563	0.106	0.178
“	“	“	43	0.453	0.085	0.143
Копачі	паливо	рілля	1500	0.488	0.069	0.100
“	“	“	1500	0.497	0.070	0.101
“	“	“	1500	0.523	0.074	0.107
Копачі (репер 5/180)	“	переліг	2100	0.486	0.057	0.077
“	“	“	2100	0.345	0.034	0.044
КПП Діброва	“	“	1900	0.627	0.065	0.084
Куповате	конденсат	рілля	120	0.346	0.049	0.072
“	“	“	120	0.380	0.054	0.079
“	“	“	120	0.363	0.052	0.076
Луговики	“	“	800	0.203	0.029	0.041
“	“	“	800	0.213	0.030	0.043
“	“	“	800	0.189	0.027	0.039
Заплава р. Прип'ять (о.Щуче)	паливо	заплавний луг	1700	0.636	0.122	0.207
Заплава р. Прип'ять (репер 7/340)	“	“	5300	0.339	0.034	0.043
Заплава р. Уж	конденсат	“	450	0.180	0.019	0.024
Чистогалівка	паливо	переліг	23800	0.186	0.020	0.026
“	“	“	23800	0.198	0.020	0.025

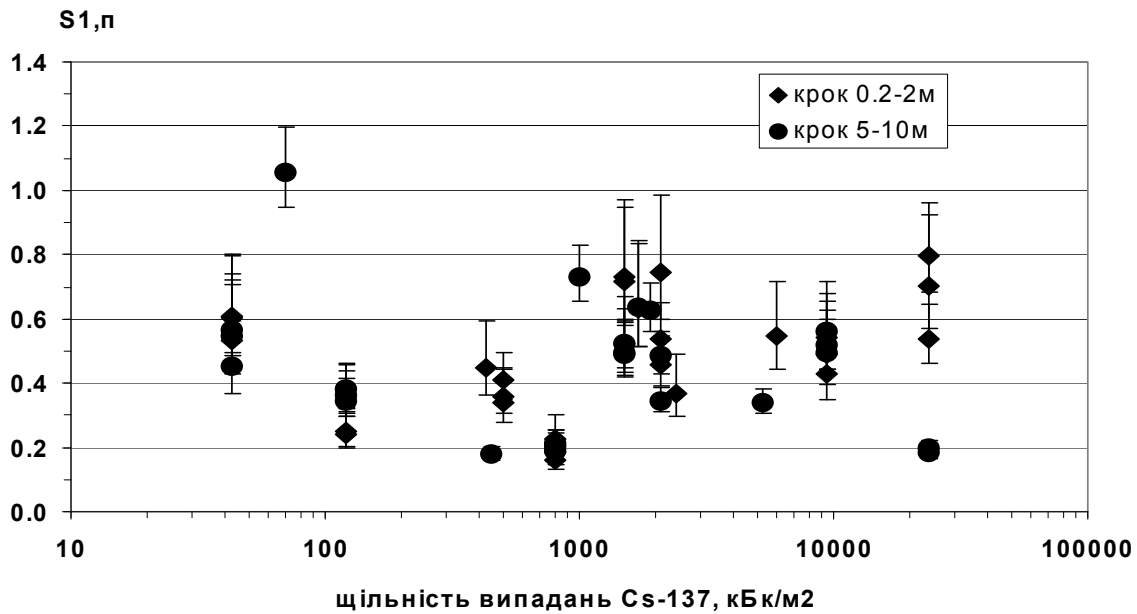
Основний відбір проб на експериментальних ділянках виконували з різним кроком: великим – 5–10 м і малим 0.2–2 м. Ці результати наведено в різних таблицях. Оскільки величини  $s_n$  і  $s_{1,n}$  оцінювали на основі обмеженого об'єму проб, то вони підпорядковані  $\chi^2$  - розподілу [25–27], що і визначає несиметричність приведених у таблицях похибок.

Таблиця 2.3

Значення середнього квадратичного відхилення логарифма щільності забруднення ґрунту  $^{137}\text{Cs}$  для різних ділянок при відборі проб з кроком 0.2–2 м

Назва ділянки	Тип випадінь	Вид угідь	Середня щільність випадінь $^{137}\text{Cs}$ , кБк/м <sup>2</sup>	$S_{1,n}$	Похибка	
					$\Delta^-$	$\Delta^+$
Весняне	конденсат	рілля	9330	0.492	0.096	0.165
“	“	“	9330	0.544	0.102	0.172
“	“	“	9330	0.431	0.084	0.145
Запілля	паливо	переліг	500	0.360	0.055	0.082
“	“	“	500	0.410	0.059	0.086
“	“	“	500	0.341	0.063	0.105
“	“	ліс	430	0.447	0.086	0.146
Іллінці	конденсат	суходіл	43	0.608	0.114	0.192
“	“	“	43	0.602	0.115	0.196
“	“	“	43	0.533	0.102	0.174
Копачі	паливо	рілля	1500	0.523	0.091	0.146
“	“	“	1500	0.732	0.140	0.238
“	“	“	1500	0.716	0.137	0.233
Копачі (репер 5/180)	“	переліг	2100	0.455	0.065	0.093
“	“	“	2100	0.537	0.077	0.111
“	“	“	2100	0.743	0.142	0.242
“	“	ліс	2400	0.367	0.071	0.123
Куповате	конденсат	рілля	120	0.359	0.064	0.103
“	“	“	120	0.239	0.042	0.067
“	“	“	120	0.249	0.044	0.071
Луговики	“	“	800	0.162	0.032	0.056
“	“	“	800	0.227	0.043	0.074
“	“	“	800	0.186	0.038	0.067
Заплава р. Прип'ять (о.Щуче)	паливо	заплавний луг	1700	0.633	0.119	0.200
Чистогалівка	“	переліг	23800	0.799	0.113	0.163
“	“	“	23800	0.536	0.076	0.109
“	“	“	23800	0.703	0.132	0.223
“	“	ліс	5960	0.545	0.103	0.173

Проведений аналіз показує (Рис. 2.11), що такі фактори як *Середня щільність випадінь  $^{137}\text{Cs}$*  і *Крок відбору проб* (у межах 0.2–10м) не є статистично значущими. У зв'язку з цим для кожної експериментальної ділянки отримані значення середнього квадратичного відхилення логарифма щільності забруднення ґрунту  $^{137}\text{Cs}$  були усереднені враховуючи їхні вагові коефіцієнти (похибки визначення) і зведені в єдину таблицю (Таблиця 2.4).



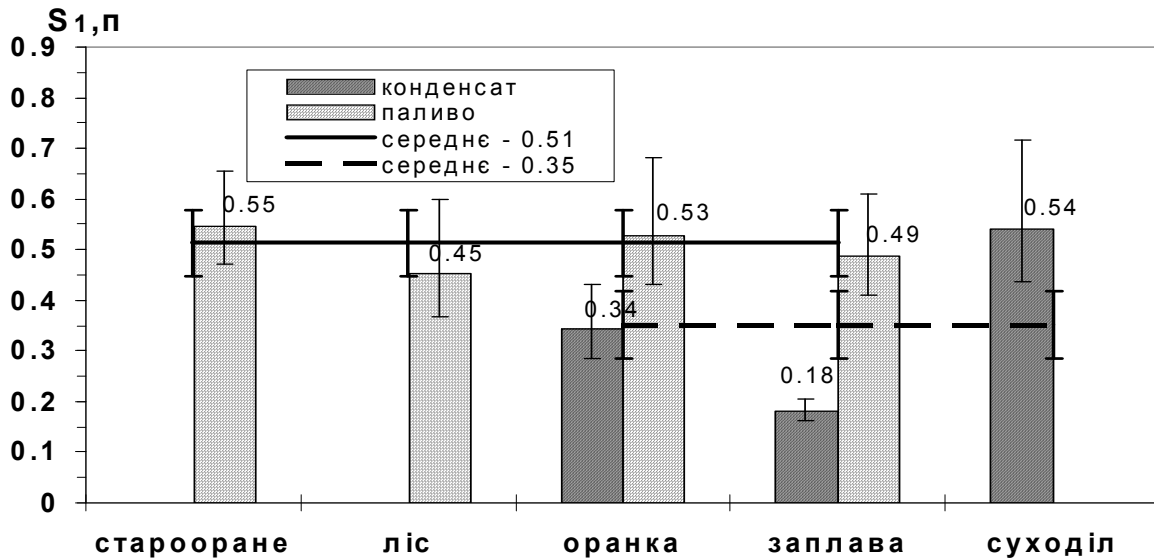
**Рис. 2.11.** Вплив щільності випадань і кроку відбору проб на середнє квадратичне відхилення логарифма щільності забруднення ґрунту  $^{137}\text{Cs}$

Таблица 2.4

Узагальнені значення середнього квадратичного відхилення логарифма щільності забруднення ґрунту  $^{137}\text{Cs}$  для різних ділянок

Назва ділянки	Тип випадінь	Вид угідь	$S_{1,п}$	Похибка $S_{1,п}$	
				$\Delta^-$	$\Delta^+$
Весняне	конденсат	рілля	0.507	0.085	0.135
Куповате	“	“	0.323	0.051	0.078
Луговики	“	“	0.197	0.033	0.053
Заплава р. Уж	“	заплавний луг	0.180	0.019	0.024
Іллінці	“	суходіл	0.551	0.104	0.176
В/ч, 10 км від ЧАЕС	паливо	переліг	0.730	0.076	0.098
Запілля	“	“	0.370	0.059	0.091
Копачі (репер 5/180)	“	“	0.513	0.075	0.113
КПП Діброва	“	“	0.627	0.065	0.084
Чистогалівка	“	“	0.484	0.072	0.109
Запілля	“	ліс	0.447	0.086	0.146
Копачі (репер 5/180)	“	“	0.367	0.071	0.123
Чистогалівка	“	“	0.545	0.103	0.173
Копачі	“	рілля	0.580	0.097	0.154
Заплава р. Прип'ять (о.Щуче)	“	заплавний луг	0.635	0.120	0.204
Заплава р. Прип'ять (репер 7/340)	“	“	0.339	0.034	0.043

Проведений статистичний аналіз отриманих результатів показав деяке розходження між середніми значеннями величини  $s_{1,п}$  (середнього квадратичного відхилення логарифма щільності забруднення ґрунту  $^{137}\text{Cs}$ ) при відборі проб пробовідбірником діаметром 3.7 см на паливному і конденсаційному слідах випадінь (Рис. 2.62).



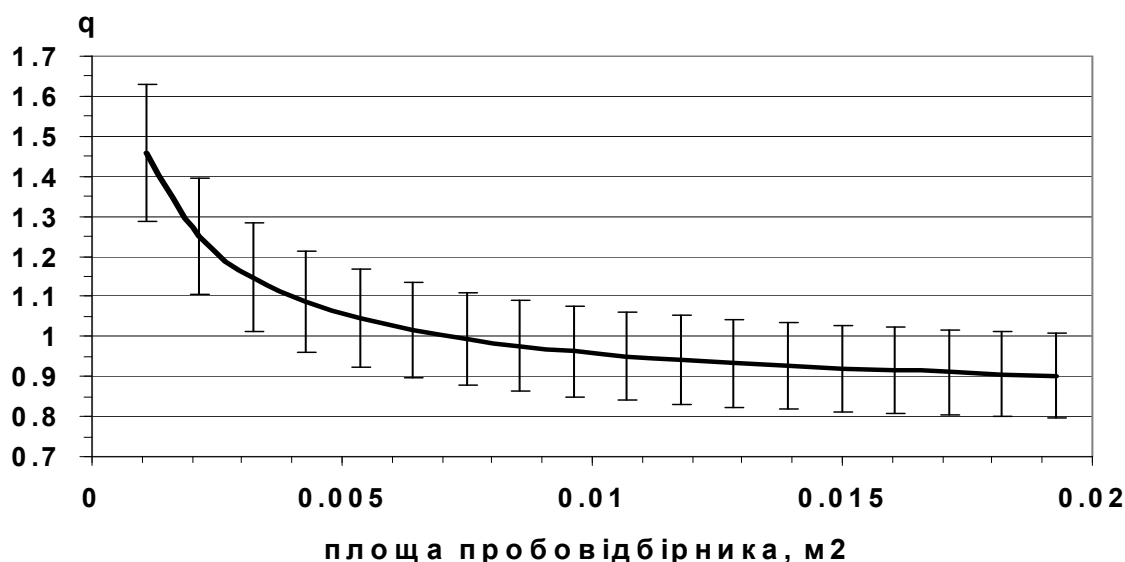
**Рис. 2.62.** Вплив типу випадінь і деяких особливостей ландшафту на середнє квадратичне відхилення логарифма щільності забруднення ґрунту  $^{137}\text{Cs}$  за площі пробовідбору  $S_1 = 0.00107\text{м}^2$

Наявність різних залежностей для середнього квадратичного відхилення логарифма щільності забруднення ґрунту  $^{137}\text{Cs}$  на паливному і конденсаційному слідах випадінь від площі пробовідбору дозволяє проаналізувати

відношення  $q = \frac{s_{п}^{\text{топл}}}{s_{п}^{\text{конд}}}$ . З приведеного Рис. 2.73 видно, що при площі пробо-

відбору  $\geq 0.005\text{м}^2$  розходження між середніми квадратичними відхиленнями логарифма щільності забруднення ґрунту на розглянутих слідах випадінь практично відсутнє. Те, що розглянуте відношення з ростом значень площі пробовідбору стає менше 1, говорить про наближеність отриманої залежності (2.7).

Таким чином, як базову площу пробовідбору зручно прийняти величину  $0.0054\text{м}^2$ , а як базову пробу ґрунту – об'єднану пробу, одержану у результаті 5 уколів пробовідбірником діаметром  $\varnothing 3.7$  см або іншим пробовідбірником із площею пробовідбору  $0.0054\text{м}^2$ .



**Рис. 2.7.** Відношення між середніми квадратичними відхиленнями логарифма щільності забруднення ґрунту  $^{137}\text{Cs}$  залежно від площі пробовідбору на паливному та конденсаційному слідах випадінь

Виходячи з викладеного, узагальнені для різних ділянок результати (Таблиця 2.4), були перераховані на площу пробовідбору  $0.0054\text{m}^2$  (у величину  $s_{5,\text{п}}$  – Таблиця 2.5).

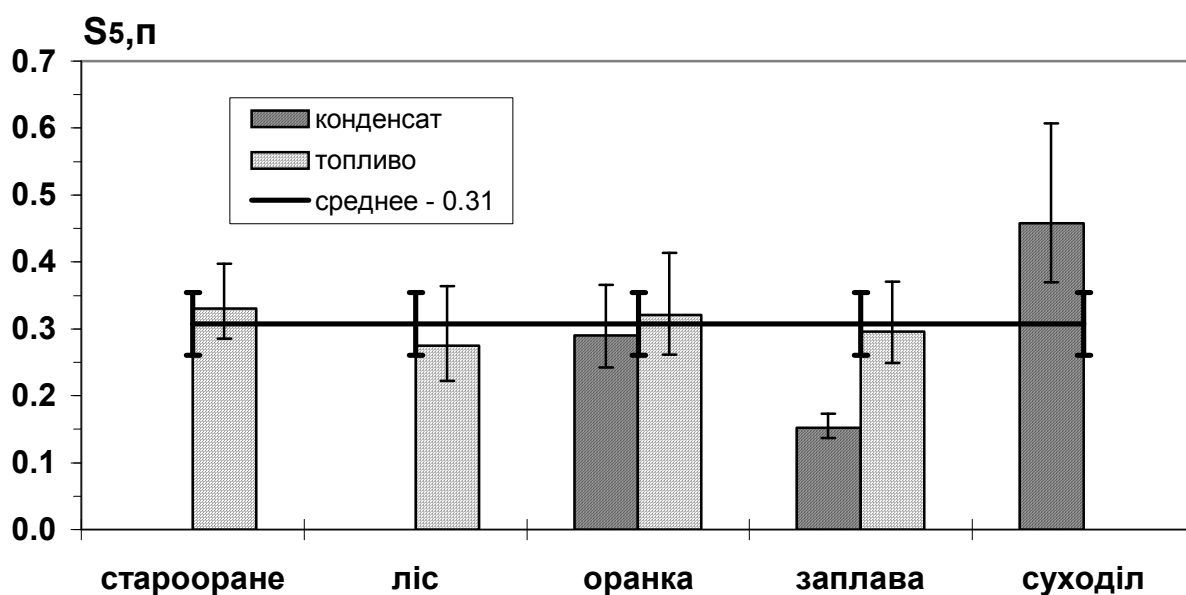
Таблиця 2.5

Узагальнені значення середнього квадратичного відхилення логарифма щільності забруднення ґрунту  $^{137}\text{Cs}$  для різних експериментальних ділянок, приведені до площі пробовідбору  $0.0054\text{m}^2$

Назва ділянки	Тип випадінь	Вид угідь	$s_{5,\text{п}}$	Похибка $s_{5,\text{п}}$	
				$\Delta^-$	$\Delta^+$
Весняное	конденсат	рілля	0.430	0.072	0.115
Куповате	“	“	0.274	0.043	0.066
Луговики	“	“	0.167	0.028	0.045
Заплава р. Уж	“	заплавний луг	0.153	0.016	0.020
Іллінці	“	суходіл	0.468	0.089	0.149
В/ч, 10 км від ЧАЕС	паливо	переліг	0.443	0.046	0.060
Запілля	“	“	0.225	0.052	0.088
Копачі (репер 5/180)	“	“	0.311	0.046	0.069
КПП Діброва	“	“	0.380	0.039	0.051
Чистогалівка	“	“	0.294	0.044	0.066
Запілля	“	ліс	0.271	0.052	0.088
Копачі (репер 5/180)	“	“	0.222	0.043	0.075
Чистогалівка	“	“	0.331	0.062	0.105
Копачі	“	рілля	0.352	0.059	0.094
Заплава р. Прип'ять	“	заплавний луг	0.385	0.073	0.124

(о.Щуче)					
Заплава р. Прип'ять (репер 7]340.)	“	“	0.206	0.021	0.026
Середнє значення $S_{5,п}$			0.31		
Середнє квадратичне відхилення $S_{5,п}$			0.10		

Результати проведеного дисперсійний аналізу значень середнього квадратичного відхилення логарифма щільності забруднення ґрунту  $^{137}\text{Cs}$  для різних ділянок приведених до площі пробовідбору  $0.0054\text{м}^2$  показані на Рис. 2.4.



**Рис. 2.14.** Вплив типу випадінь і деяких особливостей ландшафту на середнє квадратичне відхилення логарифма щільності забруднення ґрунту  $^{137}\text{Cs}$  при площі пробовідбору  $0.0054\text{м}^2$

Для величини  $s_{5,п}$  (як і для величини  $s_{1,п}$ ) проведений аналіз не показав статистично значущих розходжень на паливному і конденсаційному слідях радіоактивних випадінь (що і слід було очікувати), а також впливу ландшафтних характеристик ділянок. Розходження, що спостерігаються, носять випадковий характер.

### 2.3 Статистичні характеристики забруднення рослинності

У даному розділі розглядаються статистичні аспекти забруднення радіонуклідами сукупності проб рослин, відібраних на безградієнтних за забрудненням ділянках, полях, лугах, косовицях і інших угіддях (надалі – про-

сто ділянок). Як уже відзначалося в спеціально проведених дослідженнях, проби рослин були відібрані на тих самих експериментальних ділянках, що і проби ґрунту. Типова просторова структура забруднення рослинності на експериментальних ділянках показана нижче на рисунках Рис. 2.15–Рис. 2.119.

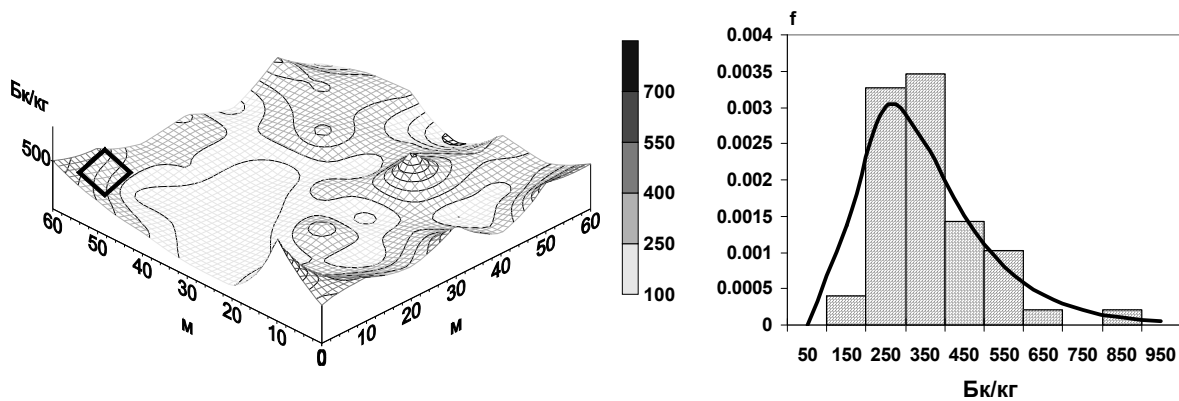


Рис. 2.15. Просторово–статистична структура забруднення  $^{137}\text{Cs}$  жита в стадії молочно-воскової стиглості на експериментальній ділянці "Копачі" (прямокутником відзначена мала експериментальна ділянка)

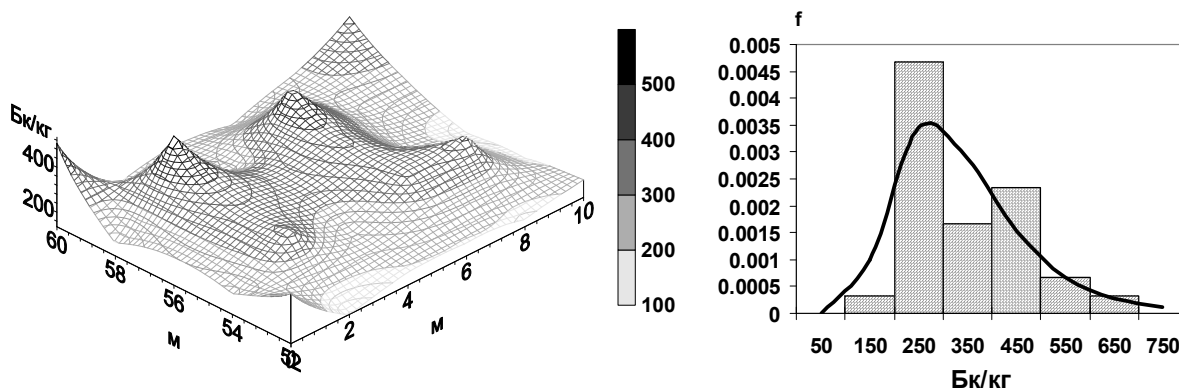


Рис. 2.86. Просторово-статистична структура забруднення  $^{137}\text{Cs}$  жита в стадії молочно-воскової спілості на малій експериментальній ділянці "Копачі"

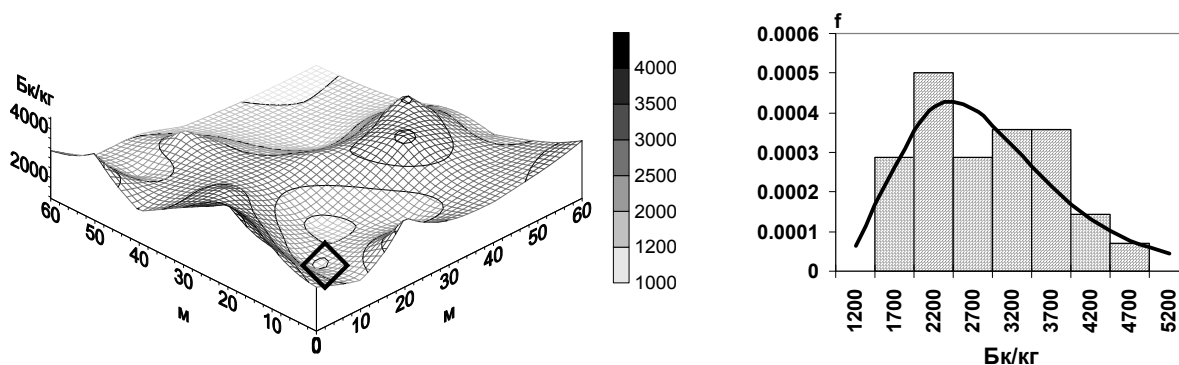


Рис. 2.97. Просторово-статистична структура забруднення  $^{137}\text{Cs}$  ослинника на експериментальній ділянці "Весняне" (прямокутником відзначена мала експериментальна ділянка).

**Примітка.** У верхньому кутку ділянки ослинник не ріс.

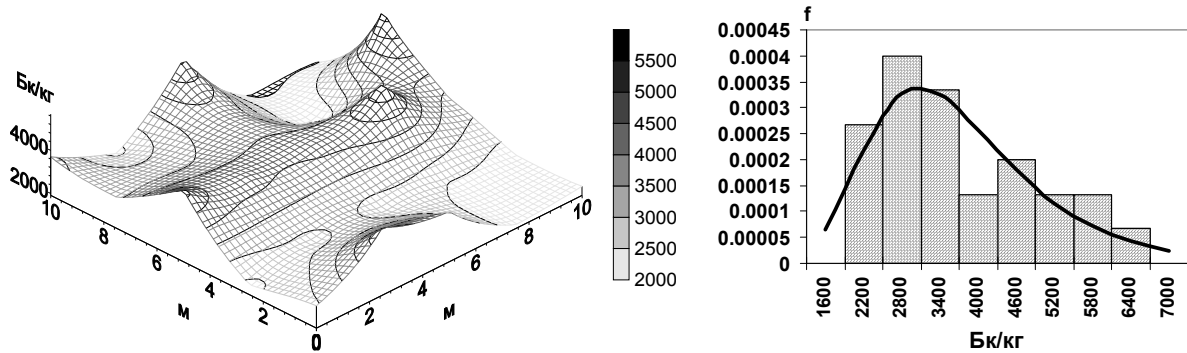


Рис. 2.108. Просторово-статистична структура забруднення  $^{137}\text{Cs}$  ослинника на малій експериментальній ділянці "Весняне"

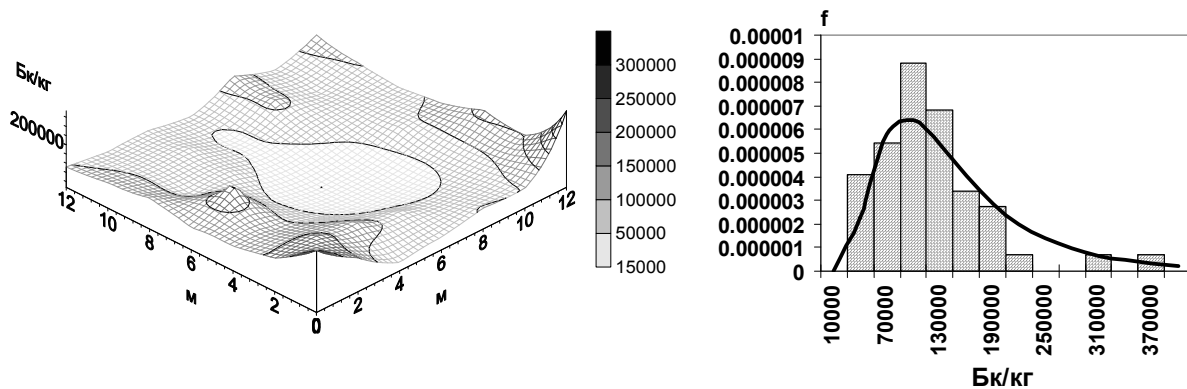


Рис. 2.119. Просторово-статистична структура забруднення  $^{137}\text{Cs}$  пирію повзучого на експериментальній ділянці "Чистогалівка"

Неоднорідність забруднення рослинності – наслідок мікронеоднорідності забруднення ділянки, природної мікронеоднорідності ґрунту, її родючості і фізико-хімічних властивостей, тобто, функція не контрольованих випадкових величин. На це накладаються також неминучі помилки визначення вмісту  $^{137}\text{Cs}$  у пробах рослин. Це дозволяє розглядати забруднення рослинності  $^{137}\text{Cs}$  на безградієнтних ділянках як випадкову величину [51,52], яка описується своїм законом розподілу імовірностей.

Питомий вміст  $^{137}\text{Cs}$  у пробах рослин  $C_p$  є суто додатна величина. Літературні дані [51], а також статистична обробка й аналіз отриманих результатів вимірювання концентрації  $^{137}\text{Cs}$  у відібраних пробах різних рослин показують, що ця величина має значний розкид і правосторонню асиметрію (Рис. 2.15–Рис. 2.119). Як і для щільності забруднення ґрунту, найбільш простим теоретичним розподілом імовірностей для описання питомого вмісту  $^{137}\text{Cs}$  у пробах рослин відібраних на безградієнтних ділянках, є логнормальний закон розподілу імовірностей:

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

де  $s_p$  – середнє квадратичне відхилення логарифма питомого вмісту  $^{137}\text{Cs}$  у рослинах, відібраних на безградієнтній ділянці;  $\mu_p$  – середній логарифм питомого вмісту  $^{137}\text{Cs}$  у рослинах, відібраних на безградієнтній ділянці.

Апроксимація забруднення рослинності, відібраної на безградієнтних ділянках, цим законом розподілу імовірностей дає цілком задовільні результати (Рис. 2.15–Рис. 2.119).

### 2.3.1 Варіабельність вмісту $^{137}\text{Cs}$ у пробах рослин і вплив на неї різних факторів

Так само як і в пробах ґрунту, дисперсія логарифма питомого вмісту  $^{137}\text{Cs}$  у пробах рослин  $s_p^2$  обумовлена мікронеоднорідністю забруднення ділянки, природною мікронеоднорідністю ґрунту, процесом пробопідготовки і вибором вимірюваної наважки, похибкою еталонного зразка і похибкою вимірювання. Вибір величини  $s_p$  – середнього квадратичного відхилення логарифма питомого вмісту  $^{137}\text{Cs}$  у рослинах для вивчення варіабельності забруднення рослин радіонуклідами і її характеристики на безградієнтних за забрудненням ділянках обрано з тих же причин, що і при вивченні варіабельності щільності забруднення ґрунту (див. розділ 2.2.1).

Серед усіх перерахованих факторів тільки похибка вимірювання є керованою величиною, оскільки при спектрометричному (радіометричному) методі вона залежить від тривалості вимірювання наважки. У зв'язку з рядом методичних і організаційних причин (об'єктивних і суб'єктивних) вимірювання вмісту  $^{137}\text{Cs}$  у рослинних пробах, відібраних на різних ділянках (різна середня активність проб), було проведене з різною похибкою. Середнє значення відносної похибки вимірювання  $^{137}\text{Cs}$  на всіх ділянках склало 8% на рівні  $\pm\sigma$  (Таблиця 2.6).

Таблиця 2.6

Оцінки параметрів логнормального закону розподілу імовірностей забруднення рослинності  $^{137}\text{Cs}$  на різних ділянках

Експериментальна ділянка	Вид рослинності	Тип компоненти випадінь	Оцінка медіанного значення вмісту $^{137}\text{Cs}$ у рослинах, Бк/кг	Середнє значення відносної похибки вимірювання вмісту $^{137}\text{Cs}$ у рослинах $\delta_{\text{изм}}\%$	Оцінка середнього квадратичного відхилення логарифма вмісту $^{137}\text{Cs}$ у рослинах, $\bar{s}_p$
1	2	3	4	5	6
Весняне (велика ділянка)	ослинник	конденсаційна	2510	4.4	0.36
Весняне (мала ділянка)	“	“	3210	4.4	0.36
Запілля	Віяник назем-	паливна	250	5.6	0.38

Експериментальна ділянка	Вид рослинності	Тип компоненти випадінь	Оцінка медіанного значення вмісту $^{137}\text{Cs}$ у рослинах, Бк/кг	Середнє значення відносної похибки вимірювання вмісту $^{137}\text{Cs}$ у рослинах $\delta_{\text{изм}}\%$	Оцінка середнього квадратичного відхилення логарифма вмісту $^{137}\text{Cs}$ у рослинах, $\bar{s}_p$
1	2	3	4	5	6
	ний				
Іллінці	Віяник наземний	конденсаційна	70	8.0	0.54
Копачі – репер 180	“	паливна	520	5.7	0.22
Копачі (велика ділянка)	Жито (молочно-воскова стиглість)	“	280	8.6	0.45
Копачі (мала ділянка)	“	“	270	9.2	0.36
Куповате (велика ділянка)	овес (молочно-воскова стиглість)	Суміш паливної і конденсаційної	90	16.1	0.30
Куповате (мала ділянка)	“	“	60	14.1	0.23
Луговики	Озима пшениця (сходи)	конденсаційна	500	9.6	0.40
Чистогалівка	Пирій повзучий	паливна	87060	2.3	0.62
Середнє значення				8.0	0.39
Середнє квадратичне відхилення				4.2	0.12

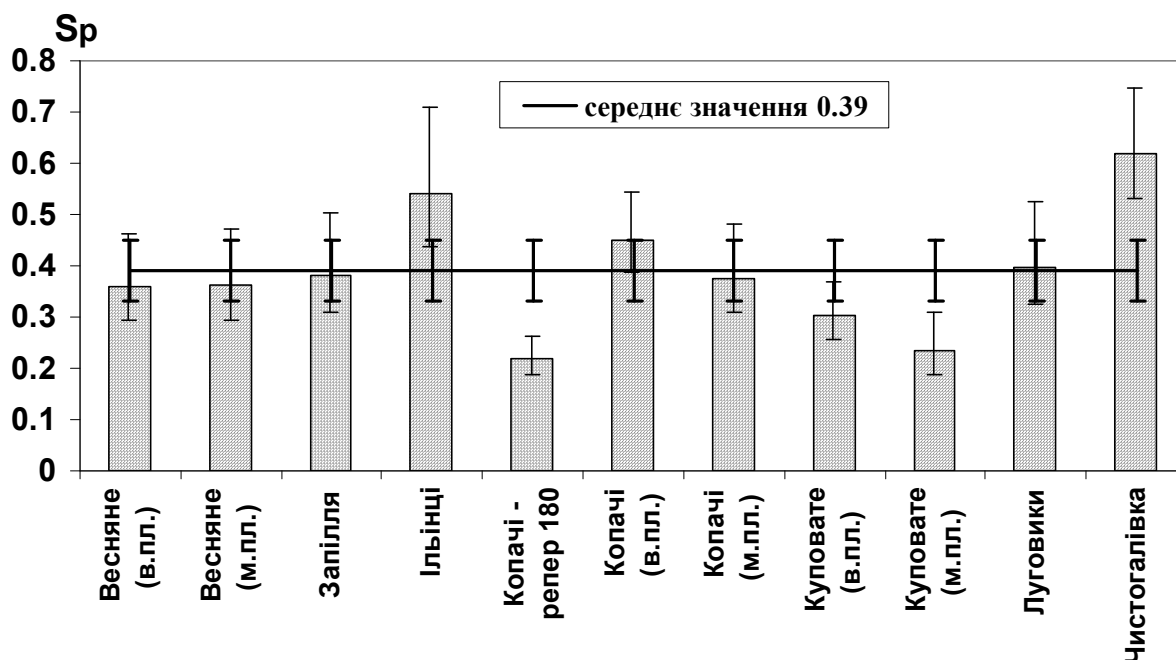
Для того, щоб у цих умовах мати можливість коректно порівнювати параметри розкиду питомого вмісту  $^{137}\text{Cs}$  у пробах для різних ділянок нами було прийнято, що базова відносна похибка вимірювання не повинна перевищувати 10% на рівні  $\pm\sigma$ . З урахуванням цього допущення і співвідношення (2.3) оцінки для  $s_p$  на експериментальній ділянці "Куповате" були скоректовані відповідно до виразу

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

де  $s_{0,p}$  – вихідне середнє квадратичне відхилення логарифма питомого вмісту  $^{137}\text{Cs}$  у рослинах.

Отримані з врахуванням вище викладеного оцінки параметрів логнормального закону розподілу імовірностей приведені в Таблиця 2.6.

Значення оцінок параметрів, що характеризують розкид забруднення рослинності  $^{137}\text{Cs}$  на експериментальних ділянках, з урахуванням похибок їхнього визначення для рівня значущості 0.05 показані на Рис. 2.20.



**Рис. 2.20.** Значення оцінок середнього квадратичного відхилення логарифма питомого вмісту  $^{137}\text{Cs}$  у пробах рослин, відібраних на різних експериментальних ділянках

Проведений дисперсійний аналіз отриманих результатів не виявив будь-якої залежності оцінок параметра  $s_p$  від розглянутих факторів (щільності забруднення, типу випадінь, виду рослинності й інших характеристик ділянки, у тому числі і від її розмірів в обраних межах), а розходження, що спостерігаються, мають випадковий характер.

Аналіз даних Бондаря П.Ф. [56], отриманих при вивченні коефіцієнтів переходу  $^{137}\text{Cs}$  у сільськогосподарські рослини, показав (див. главу 3. ), що середнє квадратичне відхилення логарифма питомого вмісту  $^{137}\text{Cs}$  у пробах рослин не залежить від виду сільськогосподарських рослин і їхніх продуктивних частин і оцінюється значенням  $0.38 (\pm 0.14)$ .

## 2.4 Висновки по главі 2.

У результаті проведених досліджень встановлено:

- Щільність забруднення ґрунту  $^{137}\text{Cs}$  і його питомий вміст у рослинах на безградієнтних за забрудненням ділянках задовільно описується логнормальним законом розподілу імовірностей.
- Середнє квадратичне відхилення логарифма щільності забруднення ґрунту  $^{137}\text{Cs}$  безградієнтних за забрудненням ділянок при площі пробовідбору  $> 0.005 \text{ м}^2$  не залежить від щільності забруднення, типу випадінь, особливостей ландшафту й у першому наближенні може розглядатися як нормально розподілена випадкова величина з відомими параметрами  $S_{5,p} \sim$

$N(0.31; 0.10)$  при відносній похибці вимірювання вмісту  $^{137}\text{Cs}$  у пробах ґрунту  $\leq 10\%$  на рівні  $\pm\sigma$ .

- Середнє квадратичне відхилення логарифма питомого вмісту  $^{137}\text{Cs}$  у пробах рослин не залежить від щільності забруднення, типу випадінь, виду рослинності. У першому наближенні при площі пробовідбору рослин  $\approx 1\text{м}^2$  і відносній похибці вимірювання вмісту  $^{137}\text{Cs}$  у пробах рослинності  $\leq 10\%$  на рівні  $\pm\sigma$  може розглядатися як нормально розподілена випадкова величина з відомими параметрами  $s_p \sim N(0.39; 0.12)$ .
- Отримані результати дозволяють оцінити мінімально необхідне число проб ґрунту і рослин, що відбираються для оцінки середніх значень рівня їхнього забруднення  $^{137}\text{Cs}$  з заданою відносною похибкою.

### 3. Статистичні характеристики коефіцієнтів переходу $^{137}\text{Cs}$ у ланцюзі «ґрунт-рослини»

У даному розділі розглядаються статистичні характеристики коефіцієнтів переходу  $^{137}\text{Cs}$  у ланцюзі «ґрунт-рослини» у межах однорідних за агрохімічними характеристиками ґрунту ділянок, полів, лугів, косовиць і інших угідь (надалі – просто ділянок). За визначенням коефіцієнт переходу – це відношення питомого вмісту радіонукліда в рослинах до щільності забруднення ним ґрунту (ділянки), зайнятого цими рослинами. Вміст  $^{137}\text{Cs}$  у рослинах пропорційний щільності забруднення ґрунту, звідси на отримані далі висновки не накладається вимога однорідності забруднення земельних ділянок, угідь, полів і т.д.

Перехід радіонукліда з кореневмісного шару ґрунту в рослини описується рівнянням

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

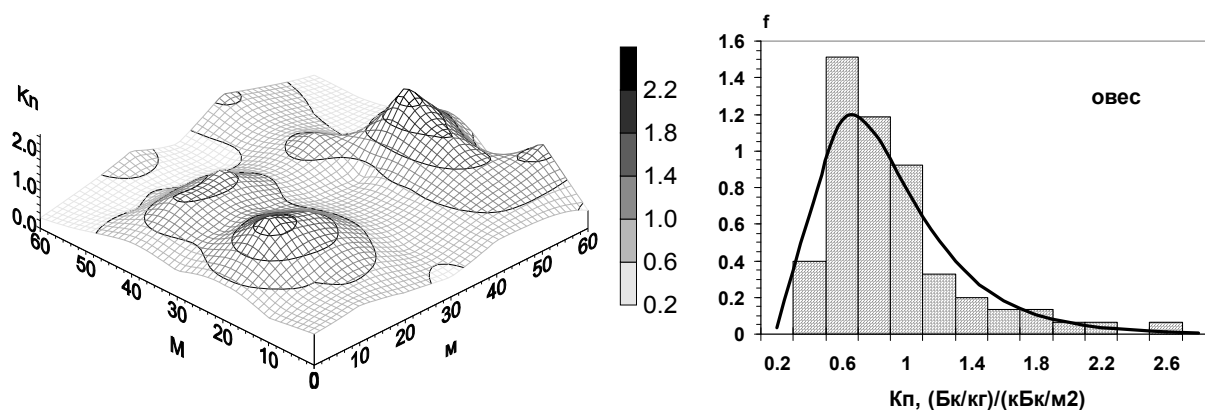
де  $K_{п,р}$  – коефіцієнт переходу в ланцюзі «ґрунт – рослини».

Виходячи з визначення коефіцієнта переходу і результатів, отриманих у розд. 2. і підрозд. 2.3 коефіцієнт переходу в ланцюзі «ґрунт – рослини» є також випадковою величиною, як частка двох випадкових величин – рівнів забруднення ґрунту і рослин. На основі відомих у математичній статистиці висновків [25–27] розподіл імовірностей коефіцієнта переходу має описуватися логнормальним законом, як комбінація двох логнормальних розподілів:

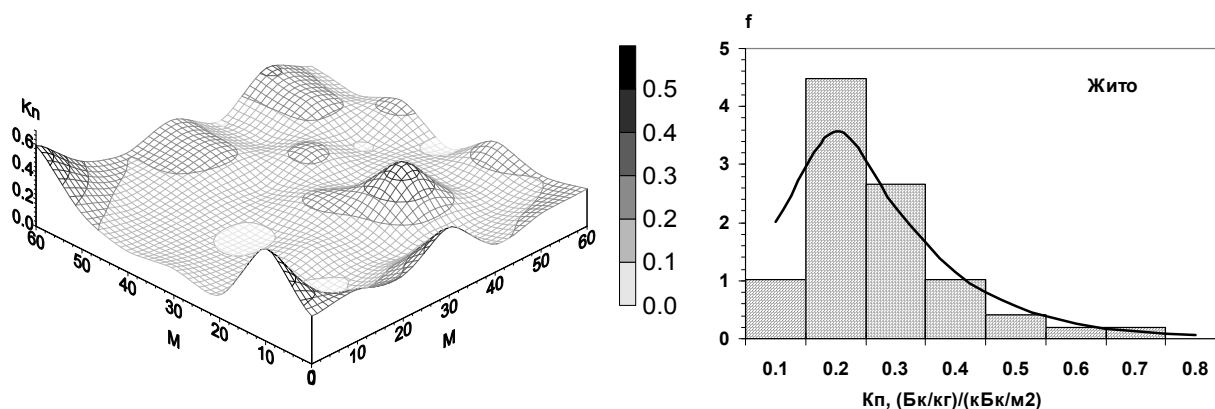
$$f(K_{п,р}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot K_{п,р} \cdot s_k} e^{-\frac{1}{2} \left( \frac{\ln(K_{п,р}) - k}{s_k} \right)^2} \quad (3.2)$$

де  $k$  – середнє значення логарифма коефіцієнта переходу в рослини;  $s_k$  – середнє квадратичне відхилення логарифма коефіцієнта переходу.

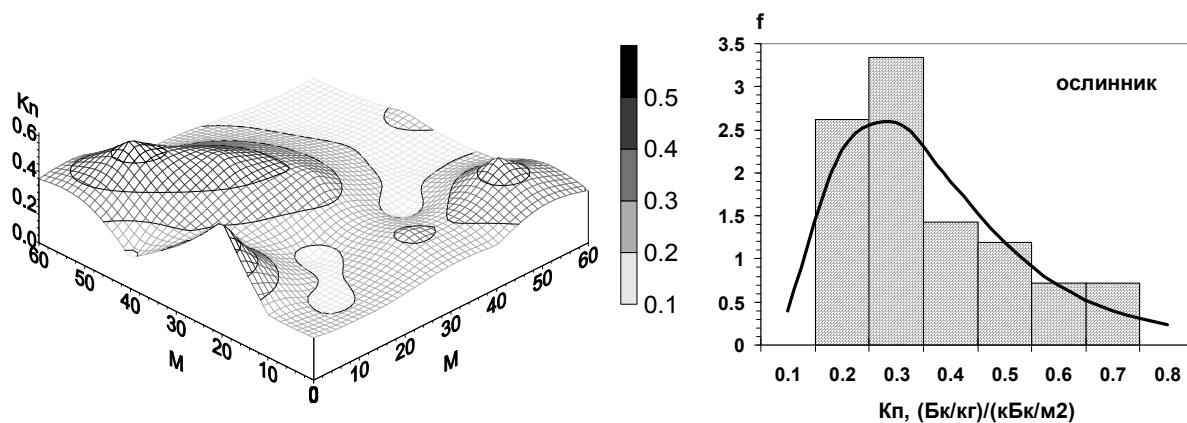
При проведенні уже викладених польових досліджень на експериментальних ділянках відбиралися сполучені проби «ґрунт – рослини». За сполучену пробу "ґрунт-рослини" приймають зв'язану пару з проби рослин і проби ґрунту, що відібрані безпосередньо в місці проростання рослин. Типова просторово-статистична структура коефіцієнтів переходу  $^{137}\text{Cs}$ , побудована за результатами вимірювання цих проб, показана на Рис. 3.1–Рис. 3.3. Апроксимація розподілу коефіцієнтів переходу логнормальним законом розподілу імовірностей дає гарні результати. Це ще раз підтверджує правильність раніше обраної гіпотези (розд. 2. ) про логнормальний закон щільності забруднення ґрунту і забруднення рослинності  $^{137}\text{Cs}$  на безградієнтних за забрудненням радіонуклідами ділянках.



**Рис. 3.1.** Просторово-статистична структура коефіцієнта переходу  $^{137}\text{Cs}$  у ланцюзі «грунт-овес» на експериментальній ділянці "Куповате"



**Рис. 3.2.** Просторово-статистична структура коефіцієнта переходу  $^{137}\text{Cs}$  у ланцюзі «грунт-жито» на експериментальній ділянці "Копачі"



**Рис. 3.3.** Просторово-статистична структура коефіцієнта переходу  $^{137}\text{Cs}$  у ланцюзі «грунт-ослиник» на експериментальній ділянці "Весняне".

**Примітка.** У верхньому кутку ділянки ослиник не ріс.

В роботі [51] вивчалися коефіцієнти переходу  $^{137}\text{Cs}$  для різних сільськогосподарських культур у реальних умовах колгоспного виробництва. Були охоплені практично всі типи ґрунтів Українського Полісся в забруднених районах Київської, Житомирської, Рівненської і Чернігівської областей. Було проаналізовано розподіли імовірностей коефіцієнтів переходу  $^{137}\text{Cs}$  для зер-

на озимій пшениці (сорт Миронівська 808), зерна озимого жита (сорт Київське 80), зерна ячменя (сорт Носівський), кукурудзи на силос (сорт Дніпровська), люцерни (сорт Синьогібридна), вики (сорт Білоцерківська), картоплі (сорт Лугівська), білокачанної капусти (сорт Рання), томатів (сорт Іскра), цибулі ріпки, огірків (сорт Конкурент), сіна сіяних трав, столової зелені (кріп, петрушка) районуваних в Українському Поліссі. Результати проведених досліджень також показали, що при фіксованих середніх агрохімічних характеристиках ґрунту коефіцієнт переходу є випадковою величиною і його щільність розподілу добре апроксимується логнормальним законом.

### 3.1 Варіабельність коефіцієнта переходу $^{137}\text{Cs}$ у рослини і вплив на неї різних факторів

Відповідно до визначення коефіцієнта переходу в рослини дисперсія його логарифма  $s_k^2$  обумовлена двома факторами: дисперсією логарифма питомого вмісту  $^{137}\text{Cs}$  у пробах рослин і дисперсією логарифма щільності забруднення ґрунту експериментальних ділянок. Проведений аналіз оцінок дисперсії логарифма питомого вмісту  $^{137}\text{Cs}$  у пробах рослин і логарифма щільності забруднення ґрунту на експериментальних ділянках (однорідних за агрохімічними характеристиками ґрунту з огляду на їх невеликі розміри) показав, що перераховані величини не залежать від щільності забруднення, типу випадіння, особливостей ландшафту і виду рослин. Отже, це твердження буде справедливим і для дисперсії логарифма коефіцієнта переходу.

З одного боку, виходячи з відомих статистичних висновків [25–27], дисперсія логарифма коефіцієнта переходу  $s_k^2$  може бути обчислена як

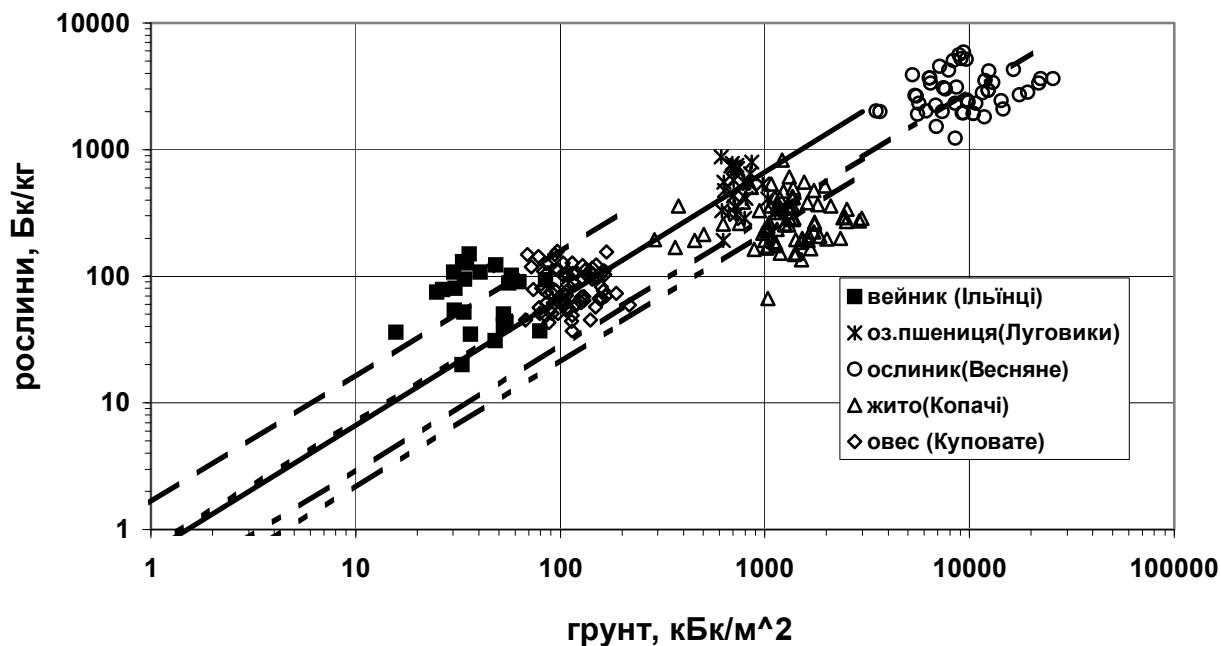
$$s_k^2 = s_p^2 + s_{\Pi}^2 - 2 \cdot r_{\Pi,p} \cdot s_p \cdot s_{\Pi} \quad (3.3)$$

де  $r_{\Pi,p}$  – коефіцієнт кореляції між логарифмом щільності забруднення ґрунту радіонуклідом і логарифмом його питомого вмісту в рослинах.

З іншого боку, її можна отримати безпосередньо обробляючи результати вимірювання сполучених проб «ґрунт – рослини».

На безградієнтних за забрудненням ділянках не повинна спостерігатися залежність між щільністю забруднення ґрунту і його питомим вмістом у рослинах, оскільки в цьому випадку усі відхилення мають випадковий характер. Коефіцієнт кореляції між логарифмом щільності забруднення ґрунту радіонуклідом і логарифмом його вмісту в рослинах  $r_{\Pi,p}$  має бути близький до нуля. Про це свідчать результати пробовідбору на експериментальних ділянках – Рис. 3.4, де для кожного виду рослин прямими лініями також показані концентраційні залежності виду (3.1) (для середнього по ділянці коефіцієнта переходу  $K_{\Pi,p}$ ). З рис. 3.4 видно, що на фоні існуючих статистичних розкидів не спостерігається залежність між щільністю забруднення ґрунту і забрудненням рослин на кожній ділянці. Для достовірного встановлення подібної залежності розходження щільності забруднення в межах експериментальної ділянки мають досягати порядку величини. Слід зазначити, що відсутність

вказаної кореляції в приведених експериментальних даних у межах однієї ділянки говорить про безградієнтність обраних експериментальних ділянок.



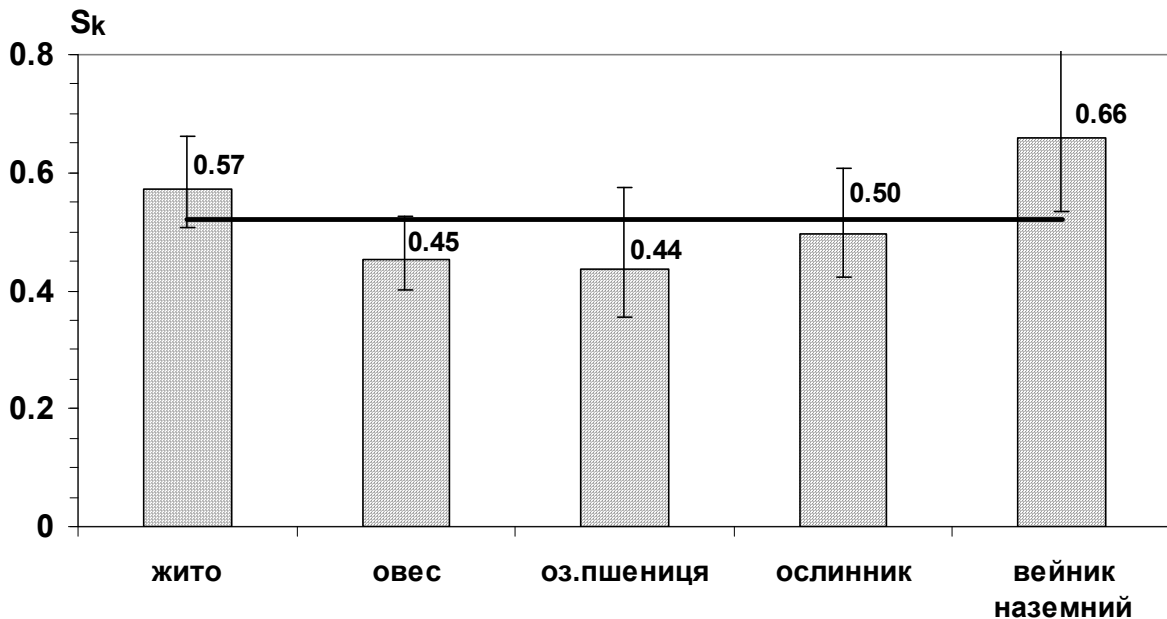
**Рис. 3.4.** Співвідношення між щільністю забруднення ґрунту  $^{137}\text{Cs}$  і його питомим вмістом в рослинах на різних експериментальних ділянках.

**Примітка.** Лініями показані відповідні залежності виду (3.1).

При відборі узагальнених проб ґрунту пробовідбірником із площею пробовідбору  $> 0.005 \text{ м}^2$  і відносною похибкою вимірювання вмісту  $^{137}\text{Cs}$  у пробах ґрунту і рослин на рівні  $\pm\sigma$ , що не перевищує 10%, на основі отриманих вище оцінок середнє значення (для всіх культур і ґрунтів) середнього квадратичного відхилення логарифма коефіцієнта переходу  $s_k$ , обчислене на основі виразу (3.3) дорівнює

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

У нашому розпорядженні є (Рис. 3.5) значення середніх квадратичних відхилень логарифма коефіцієнта переходу  $^{137}\text{Cs}$  для деяких сільськогосподарських і дикоростучих рослин, що вирости на експериментальних ділянках, отримані безпосередньо на основі вимірювання сполучених проб "ґрунт – рослина" (Рис. 3.5). Середнє значення середнього квадратичного відхилення логарифма коефіцієнта переходу  $^{137}\text{Cs}$  для всіх розглянутих рослин, отримане на основі сполучених проб дорівнює 0.52 (Рис. 3.5), що з урахуванням наявних похибок вимірювання і статистичного розкиду збігається з отриманою вище оцінною величиною. Цей факт є додатковим підтвердженням безградієнтності забруднення експериментальних ділянок.



**Рис. 3.5.** Значення середнього квадратичного відхилення логарифма коефіцієнта переходу  $^{137}\text{Cs}$  у різні рослини на експериментальних ділянках

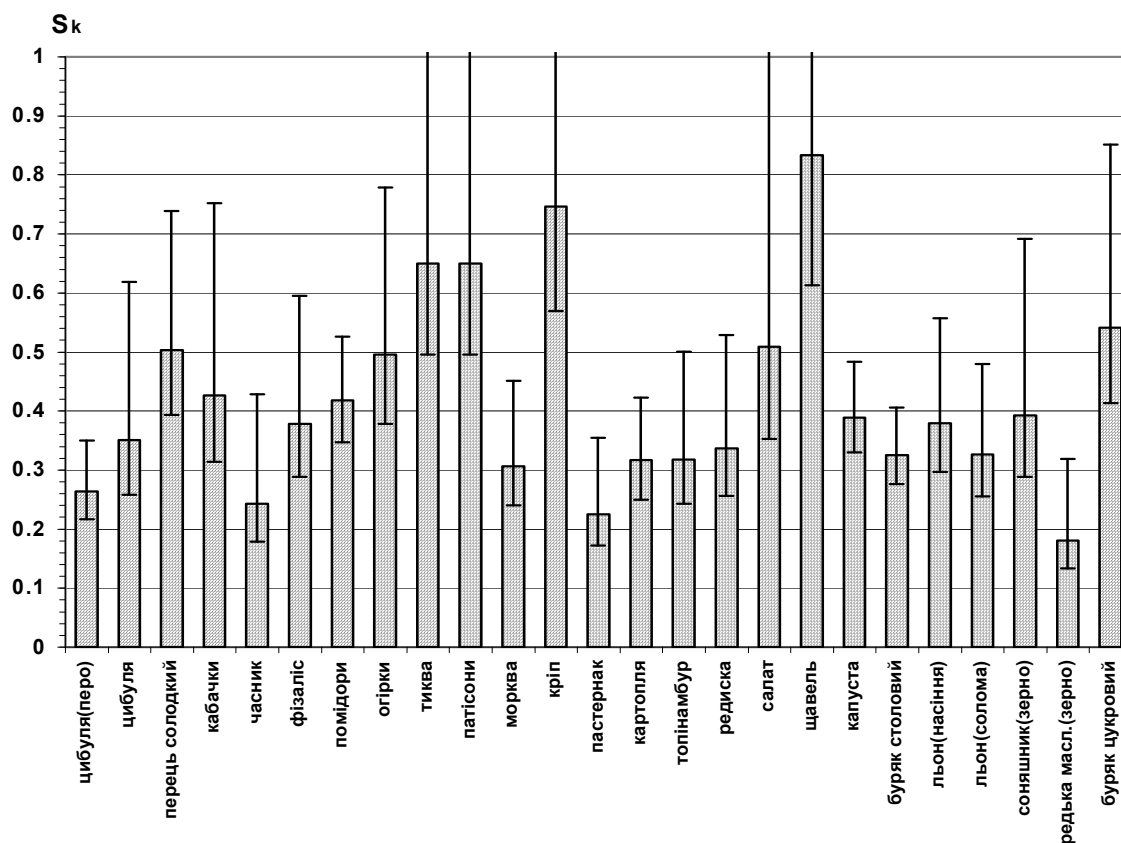
У 1988–1992 рр. в УНДІСГР під керівництвом Бондаря П.Ф. проводилося широке експериментальне вивчення коефіцієнтів переходу  $^{137}\text{Cs}$  у різні сільськогосподарські рослини [56]. Дослідні ділянки були розташовані на дерено-підзолистому супіщаному ґрунті з рівнем забруднення  $^{137}\text{Cs}$  7.4–9.3 МБк/м<sup>2</sup> у зоні відселення Поліського району Київської області (конденсаційний слід Чорнобильських випадінь). Польові дослідні ділянки проводилися з дотриманням технології вирощування культур у виробничих умовах на ділянках 2×3 м. З кожної ділянки відбиралось по дві проби рослин. Приведені в зазначеній роботі дані були піддані статистичному аналізу з урахуванням динаміки коефіцієнтів переходу і того, що вони є випадковими величинами і підпорядковані логнормальному закону.

На конденсаційному сліді випадінь динаміка коефіцієнтів переходу  $^{137}\text{Cs}$  у рослини характеризується їхнім поступовим зниженням. Це обумовлено в основному фіксацією  $^{137}\text{Cs}$  твердою фазою ґрунту і в меншій мірі його виносом з кореневмісного шару ґрунту в підорні горизонти. Тому загальна варіабельність коефіцієнта переходу для конкретної сільськогосподарської культури за кілька років складається із систематичної складової, викликаного його динамікою, і випадкової складової. Розглянемо саме випадкову складову. На основі залежностей, що характеризують динаміку коефіцієнтів переходу  $^{137}\text{Cs}$  на дерено-підзолистих піщаних і супіщаних орних ґрунтах [57], отриманих за результатами багаторічних спостережень у період 1988–1994рр., були оцінені значення систематичної складової загальної дисперсії логарифма коефіцієнта переходу  $^{137}\text{Cs}$  для різних сільськогосподарських рослин за час проведених спостережень з 1989 по 1993 рік. Її медіанне значення за всіма розглянутими культурами оцінюється величиною 0.01. При статис-

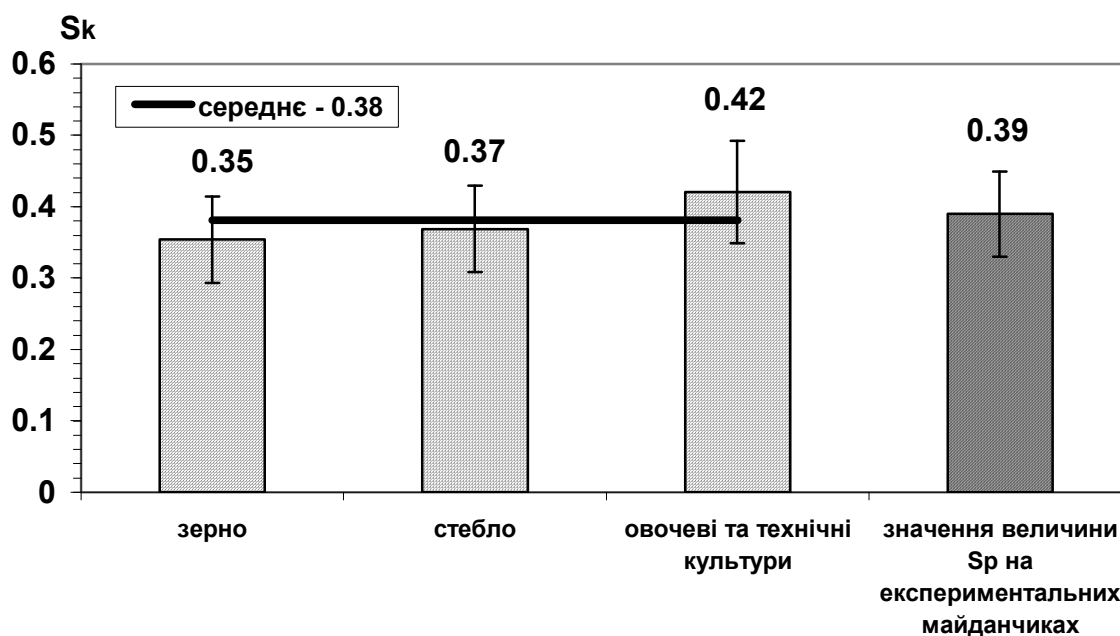
тичному аналізі даних Бондаря П.Ф. [56] для одержання оцінки дисперсії в конкретному році величина систематичної складової була вирахована з загальної дисперсії логарифма коефіцієнта переходу  $^{137}\text{Cs}$  для кожної культури. Отримані результати показані на Рис. 3.6–Рис. 3.7 – варіабельність логарифма питомого вмісту  $^{137}\text{Cs}$  у кожній культурі, Рис. 3.8 – усереднені результати. Як видно з приведених результатів міжвидове розходження середнього квадратичного відхилення логарифма коефіцієнта переходу  $^{137}\text{Cs}$  у конкретному році має випадковий характер. Рівність варіації коефіцієнта переходу для зерна і стебел рослин цілком очевидна, оскільки забруднення зерна пропорційне забрудненню стебел рослин. Таким чином, можна вважати встановленим, що середнє квадратичне відхилення логарифма коефіцієнта переходу  $^{137}\text{Cs}$  у конкретному році не залежить від виду рослин, їхніх продуктивних частин. Отримана нами за даними Бондаря П.Ф. [56] оцінка цієї величини дорівнює  $0.38 (\pm 0.14)$ .



**Рис. 3.6.** Середнє квадратичне відхилення логарифма коефіцієнта переходу  $^{137}\text{Cs}$  у різні зернові сільськогосподарські культури в конкретний рік, обчислені за даними Бондаря П.Ф. [56].



**Рис. 3.7.** Середнє квадратичне відхилення логарифма коефіцієнта переходу  $^{137}\text{Cs}$  в овочеві і технічні культури за конкретний рік, обчислені за даними Бондаря П.Ф. [56].



**Рис. 3.8.** Усереднені значення середнього квадратичного відхилення логарифма коефіцієнта переходу  $^{137}\text{Cs}$  для різних груп рослинницької продукції за конкретний рік, обчислені за даними Бондаря П.Ф. [56].

Слід зазначити, що оцінені за даними Бондаря П.Ф. [56] значення середнього квадратичного відхилення логарифма коефіцієнта переходу  $^{137}\text{Cs}$  у різні рослини, по суті, є значеннями середнього квадратичного відхилення логарифма питомого вмісту  $^{137}\text{Cs}$  у рослинах. Це зв'язано з тим, що в [56] при обчисленні коефіцієнта переходу використано одне і те ж для всього експериментального поля середнє значення щільності забруднення ґрунту  $^{137}\text{Cs}$ . Тому раніше оцінена варіабельність вмісту  $^{137}\text{Cs}$  у рослинах на однорідних за забрудненням ділянках (величина  $S_p = 0.39 \pm 0.12$ ) практично збігається з отриманими оцінками варіабельності коефіцієнта переходу (Рис. 3.8). Якби на кожній дослідній ділянці було відібрано сполучені проби ґрунту (5 поруч розташованих уколів пробовідбірником діаметром  $\varnothing 3.7\text{см}$ ), то усереднена величина середнього квадратичного відхилення логарифма коефіцієнта переходу  $^{137}\text{Cs}$  була б близька до значення  $s_k = \sqrt{s_p^2 + s_{\Pi}^2} \approx \sqrt{0.38^2 + 0.31^2} = 0.49$ .

Ця величина з урахуванням наявних похибок збігається зі значенням  $0.52(\pm 0.08)$ , отриманим на експериментальних ділянках (Рис. 3.5).

Як оцінку середнього квадратичного відхилення логарифма коефіцієнта переходу  $^{137}\text{Cs}$  на одному полі (ділянці) при прийнятому вище правилі відбору сполучених проб «ґрунт – рослини» (площа пробовідбору для рослин  $\approx 1\text{ м}^2$  і  $>0.005\text{ м}^2$  для ґрунту) незалежно від виду рослин, типу ґрунту і типу випадінь у першому наближенні для подальших розрахунків приймемо усереднену величину рівну  $0.51$  із середнім квадратичним відхиленням  $0.08$ .

### 3.2 Висновки по главі 3.

У результаті проведених досліджень установлено, що в межах однорідних за агрохімічними характеристиками ґрунту ділянок:

- Коефіцієнт переходу  $^{137}\text{Cs}$  у рослини є випадковою величиною й описується логнормальним законом розподілу імовірностей.
- Середнє квадратичне відхилення логарифма коефіцієнта переходу  $^{137}\text{Cs}$  у рослини не залежить від щільності забруднення, типу випадінь, виду рослинності і її різних частин. У першому наближенні при відборі сполучених проб «ґрунт – рослини», при площі пробовідбору для рослин  $\approx 1\text{ м}^2$  і  $>0.005\text{ м}^2$  для ґрунту і відносній похибці вимірювання вмісту  $^{137}\text{Cs}$  у пробах ґрунту і рослин, що не перевищує  $10\%$  на рівні  $\pm\sigma$ , може розглядатися як нормально розподілена випадкова величина з відомими параметрами  $s_k \sim N(0.51; 0.08)$ .

#### 4. Статистичні і часові характеристики забруднення молока $^{137}\text{Cs}$ у населених пунктах

Серед продукції тваринництва молоко є найбільш чутливим до коливань рівня забруднення раціону тварин. В залежності від агрокліматичних умов протягом пасовищного періоду розмах цих коливань (різниця між мінімальним і максимальним рівнями забруднення), наприклад для господарств Рівненської області, може досягати порядку величини і більше. На забруднення молока впливають також умови утримання тварин (стійлове, пасовищне) і склад раціону. У літературних джерелах відзначається, що в громадському секторі забруднення молока  $^{137}\text{Cs}$  у пасовищний період у середньому в 1.4 рази перевищує забруднення молока  $^{137}\text{Cs}$  у стійловий період [57,58,59], однак залежно від конкретних умов ця цифра може змінюватися.

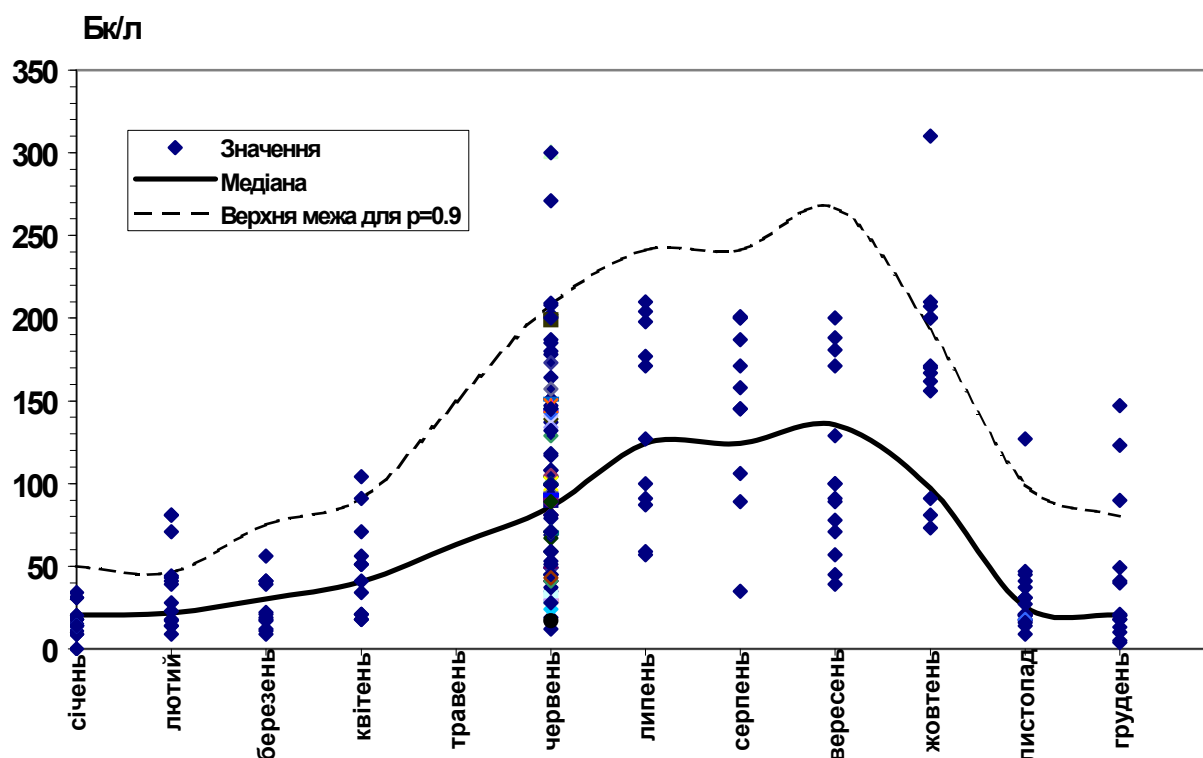
Аналіз численних даних за забрудненням молока  $^{137}\text{Cs}$  як у громадському секторі так і в особистих підсобних господарствах (ОПГ), накопичених у післяварійний період, дозволяє розглядати забруднення молока в населеному пункті або на фермі протягом деякого періоду (наприклад календарного року) як величину, що має стохастичну природу. У конкретний момент часу вміст  $^{137}\text{Cs}$  у молоці корів однієї череди може розглядатися як випадкова величина з деяким законом розподілу імовірностей. Не зупиняючись докладно на природі цієї випадковості, відзначимо, що вона є наслідком неоднорідності забруднення  $^{137}\text{Cs}$  сільськогосподарських угідь, природної неоднорідності властивостей ґрунту, видовими особливостями рослин і їхньою часткою у раціоні тварин, індивідуальними особливостями тварин, впливом кліматичних факторів і т.д. На це накладаються також немінучі помилки проведених вимірювань. Тому, перша задача, що передує визначенню необхідного числа проб для достовірної оцінки рівня забруднення молока в конкретному населеному пункті – аналіз статистичних характеристик забруднення молока  $^{137}\text{Cs}$  у кожному з них.

Для вивчення статистичних характеристик забруднення молока  $^{137}\text{Cs}$  у населених пунктах були обрані череди тварин, що належать ОПГ, що відносяться до базових господарств. Щомісячний об'єм відібраних проб молока наведено у Таблиця 4.1.

Вміст  $^{137}\text{Cs}$  у відібраних пробах молока визначали гамма-спектрометричним методом. Похибка вимірювання у всіх випадках не перевищувала 15% на рівні ( $\pm 2\sigma$ ). Характерна статистична структура і динаміка забруднення молока протягом року для деяких населених пунктів показана на Рис. 4.1–Рис. 4.4, де також відмічено медіанні значення питомої активності  $^{137}\text{Cs}$  у молоці і верхні значення з довірчою імовірністю  $p=0.9$ . На забруднення молока  $^{137}\text{Cs}$  у населеному пункті в конкретний момент пасовищного періоду значний вплив може мати кількість черед, що пасуться на різних пасовищах, і їхня чисельність (Рис. 4.2).

Чисельність молочної череди і щомісячне число обстежених тварин

Населений пункт	Урочище	Число голів у череді (1997р.)	Щомісячний об'єм вибірки
Поліський р-н, с. Рагівка		166	9–18 (липень–31)
Поліський р-н, с. Луговики		86	9–10 (червень–77)
Таращанський р-н, с.Ковшевате	Клебаниха	135	9–13
	Будяцький Яр	74	9–10
Овручський р-н, с.Гладковичі		447	10–18 (червень–89)
Лугинський р-н, с. Липники		348	16–23
Народичський р-н, с. Селець	Ризи	105	13–19
	Бродок	71	14–15
Чернігівський р-н, с. Пакуль		399	9–18 (червень–38)
Дубровицький р-н, с.Милячі		540	16–21 (липень–32)

Рис. 4.1. Річна динаміка забруднення молока  $^{137}\text{Cs}$  у населеному пункті с.Гладковичі, Овручський район, Житомирська область (1997р.)

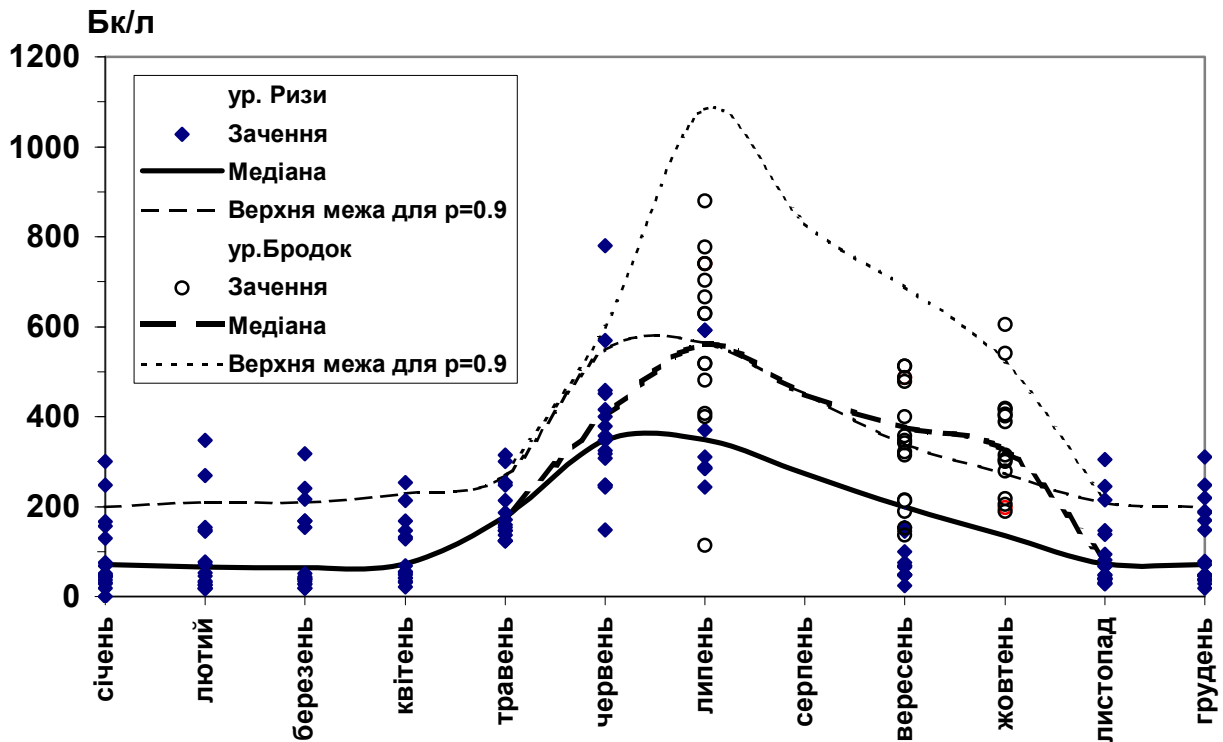


Рис. 4.2. Річна динаміка забруднення молока  $^{137}\text{Cs}$  у населеному пункті с. Селець, Народичський район, Житомирська область для різних випасів, урочищ (1997р.)

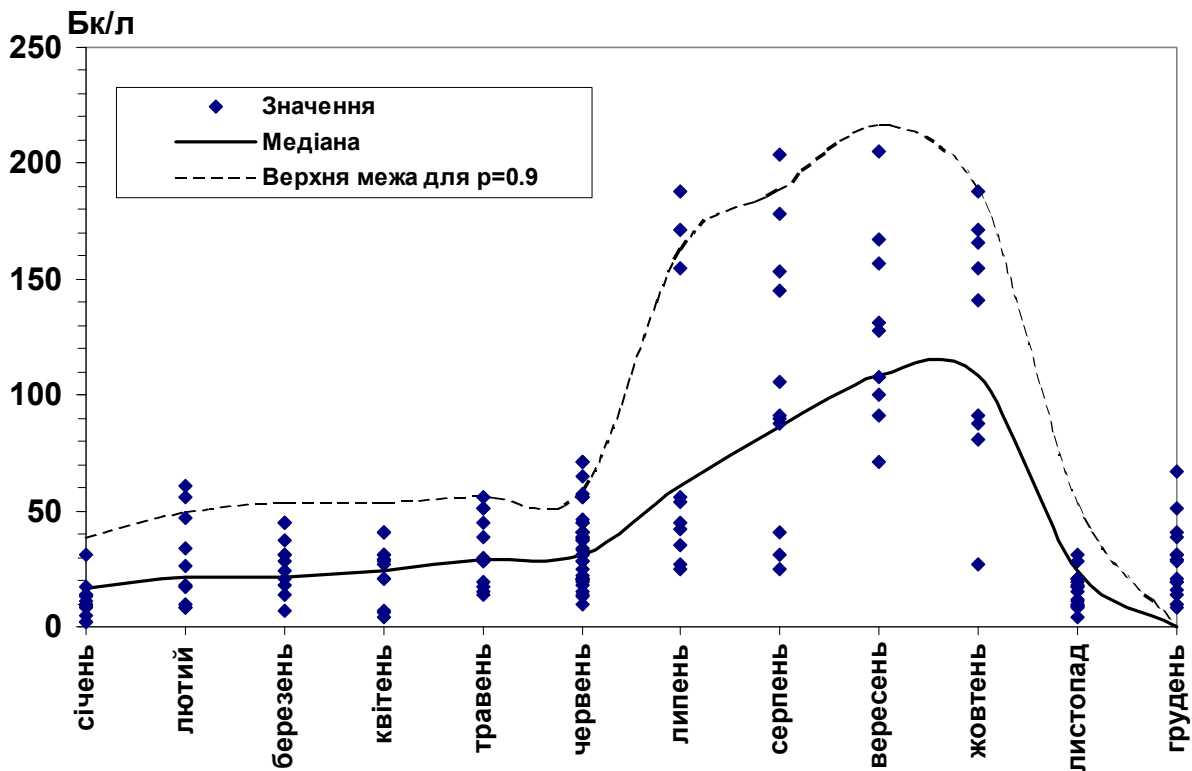


Рис. 4.3. Річна динаміка забруднення молока  $^{137}\text{Cs}$  у населеному пункті с. Пакуль, Чернігівський район, Чернігівська область (1997р.)

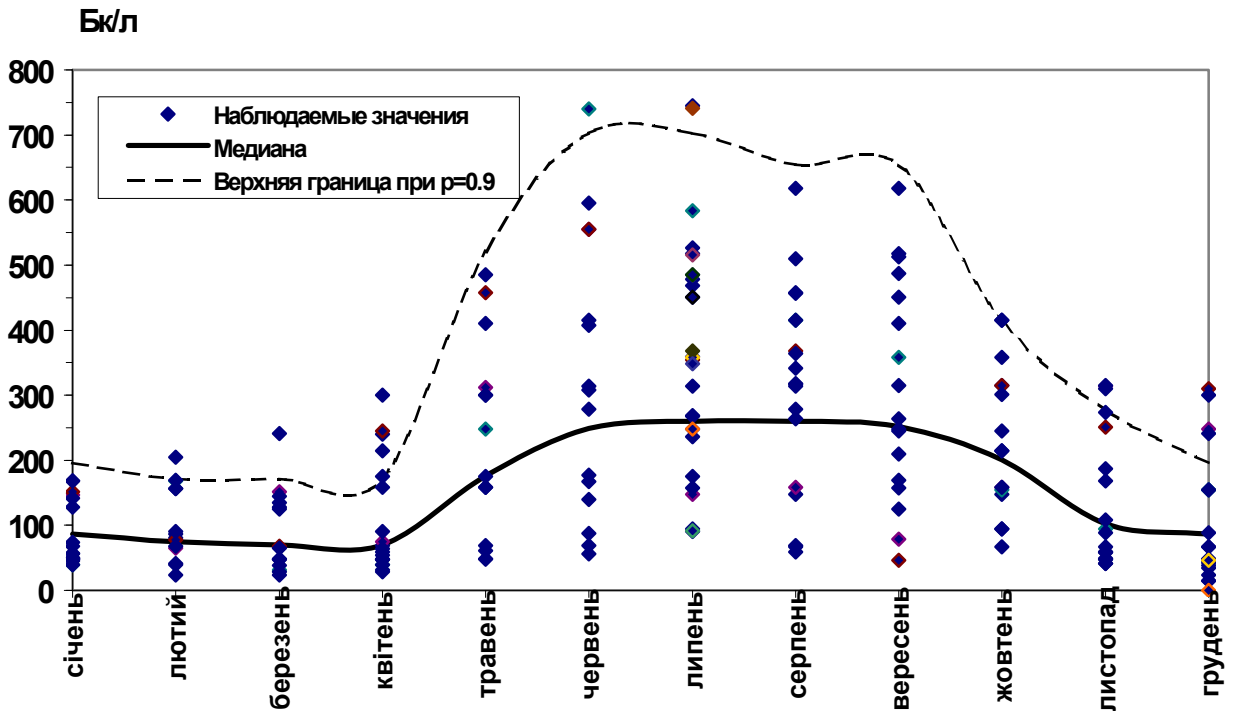


Рис. 4.4. Річна динаміка забруднення молока  $^{137}\text{Cs}$  у населеному пункті с. Милячі, Рівненська область, Дубровицький район (1997р.)

Статистична обробка отриманих даних і аналіз численних результатів вимірювання концентрації  $^{137}\text{Cs}$  у молоці в населених пунктах, розташованих у різних регіонах, показують, що питома активність молока в одній череді на розглянутий момент часу має значний розкид і правосторонню асиметрію. Причини, що викликають розкид концентрації  $^{137}\text{Cs}$  у молоці, докладно описані в літературі (наприклад в [60]). Обробка статистичного матеріалу, отриманого в численних експериментах з різними групами дослідних тварин, і спостереження за тваринами, що знаходяться в природних умовах, показали, що концентрація  $^{137}\text{Cs}$  у молоці корів у момент часу  $t$   $C_M(t)$ , як суцільно додатна величина, добре описується логнормальним законом розподілу імовірностей [61], який у цьому випадку має наступний вигляд:

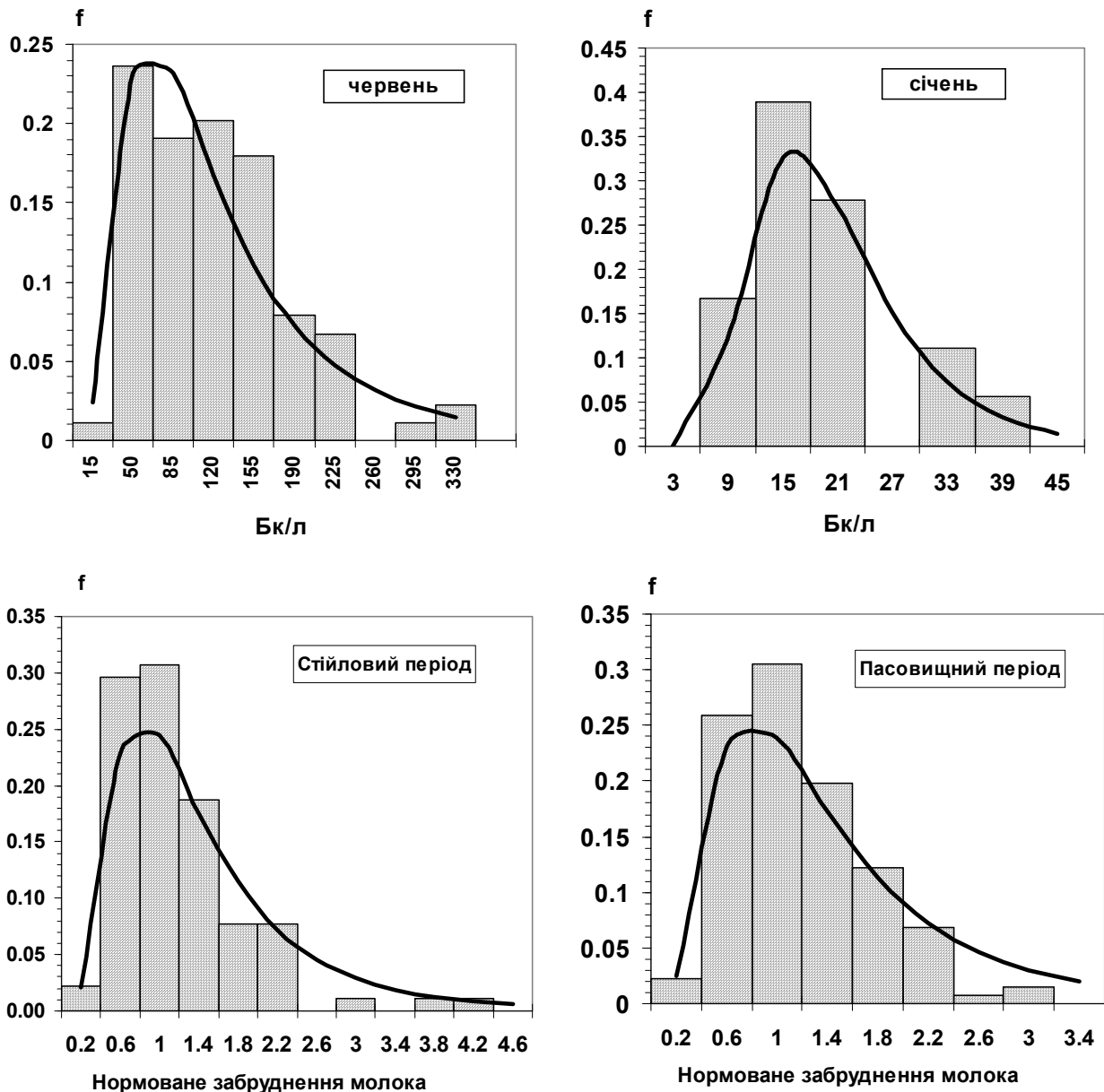
$$f(C_M(t)) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot C_M(t) \cdot s_M(t)} e^{-\frac{1}{2} \left( \frac{\ln(C_M(t)) - \mu_M(t)}{s_M(t)} \right)^2} \quad (4.1)$$

де  $s_M(t)$  – середнє квадратичне відхилення логарифма концентрації  $^{137}\text{Cs}$  у молоці в момент часу  $t$ ;  $\mu_M(t)$  – середнє значення логарифма концентрації  $^{137}\text{Cs}$  у молоці в момент часу  $t$ .

Проведений статистичний аналіз результатів вимірювання відібраних у населених пунктах проб молока показав, що розподіл імовірностей для середньомісячної концентрації  $^{137}\text{Cs}$  у молоці корів  $C_M(t)$  у конкретний момент

часу  $t$ , у населеному пункті (у межах однієї череди) у стійловий і в пасовищний періоди також не суперечить логнормальному закону.

На Рис. 4.5 як приклад це показано для населеного пункту Гладковичі Овруцького району Житомирської області, як у характерні місяці стійлового і пасовищного утримання тварин, так і в цілому для цих періодів. При побудові гістограм для стійлового і пасовищного періодів, забруднення молока  $^{137}\text{Cs}$ , відібраного протягом місяця, нормувалося на відповідне середнє значення.



**Рис. 4.5.** Гістограми забруднення молока  $^{137}\text{Cs}$  для населеного пункту Гладковичі, Овруцький район, Житомирська область у характерні місяці стійлового і пасовищного періодів і їхня апроксимація логнормальним законом: а – червень; б – січень; в, г – відповідно стійловий і пасовищний періоди

#### 4.1 Аналіз динаміки і статистичних характеристик забруднення молока $^{137}\text{Cs}$ у населених пунктах

Логнормальний закон розподілу імовірностей буде використано надалі при оцінці й аналізі статистичних характеристик забруднення молока в населених пунктах.

На Рис. 4.1–Рис. 4.4 показано результат апроксимації динаміки забруднення молока  $^{137}\text{Cs}$  у населених пунктах, що спостерігають, неперервною функцією. Апроксимація проведена в такий спосіб. На основі отриманих результатів для кожного місяця були оцінені параметри розподілу  $\mu_m(t)$  і  $s_m(t)$ . Медіанні значення забруднення молока  $^{137}\text{Cs}$  розраховували за формулою

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

а верхню границю значень, що спостерігаються, з рівнем значущості  $q = 0.1$  (вище її знаходиться не більше 10% значень, що спостерігаються) – за формулою

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

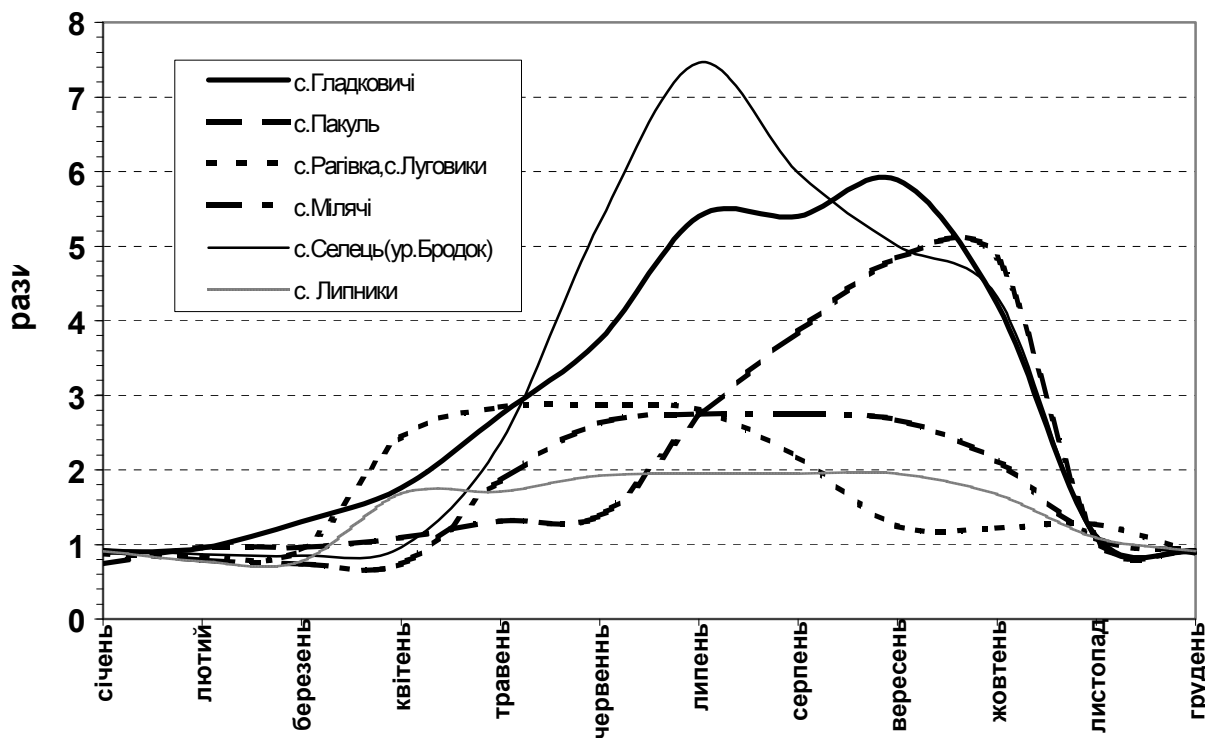
При побудові отримані значення були згладжені методом ковзної медіани [53] за трьома точками.

Статистичний аналіз результатів проведених вимірювань у населених пунктах Рагівка і Луговики Поліського району, розташованих суміжно щодо траси Поліське – Київ, показав, що розходження у питомому вмісті  $^{137}\text{Cs}$  у молоці ОПГ для них статистично не значуще. У зв'язку з цим при подальшому розгляді й аналізі результати вимірювання питомого вмісту  $^{137}\text{Cs}$  у молоці ОПГ для цих населених пунктів були об'єднані, що збільшує об'єм статистичних даних, а отже, і достовірність одержуваних оцінок. З аналогічної причини були об'єднані результати вимірювання питомого вмісту  $^{137}\text{Cs}$  у молоці ОПГ у населеному пункті Ковшевате Таращанського району, отримані для різних пасовищ (урочищ). Результати вимірювання питомого вмісту  $^{137}\text{Cs}$  у молоці ОПГ у населеному пункті Селець Народичського району, отримані для різних пасовищ (урочищ), аналізували окремо, оскільки між ними існує статистично значуще розходження (Рис. 4.2).

Як видно з приведених рисунків, сезонний питомий вміст  $^{137}\text{Cs}$  у молоці ОПГ для обстежених населених пунктів у цілому добре погоджується з закономірностями, викладеними в [59]. Однак динаміка питомого вмісту  $^{137}\text{Cs}$  у молоці для кожного населеного пункту має свої характерні риси.

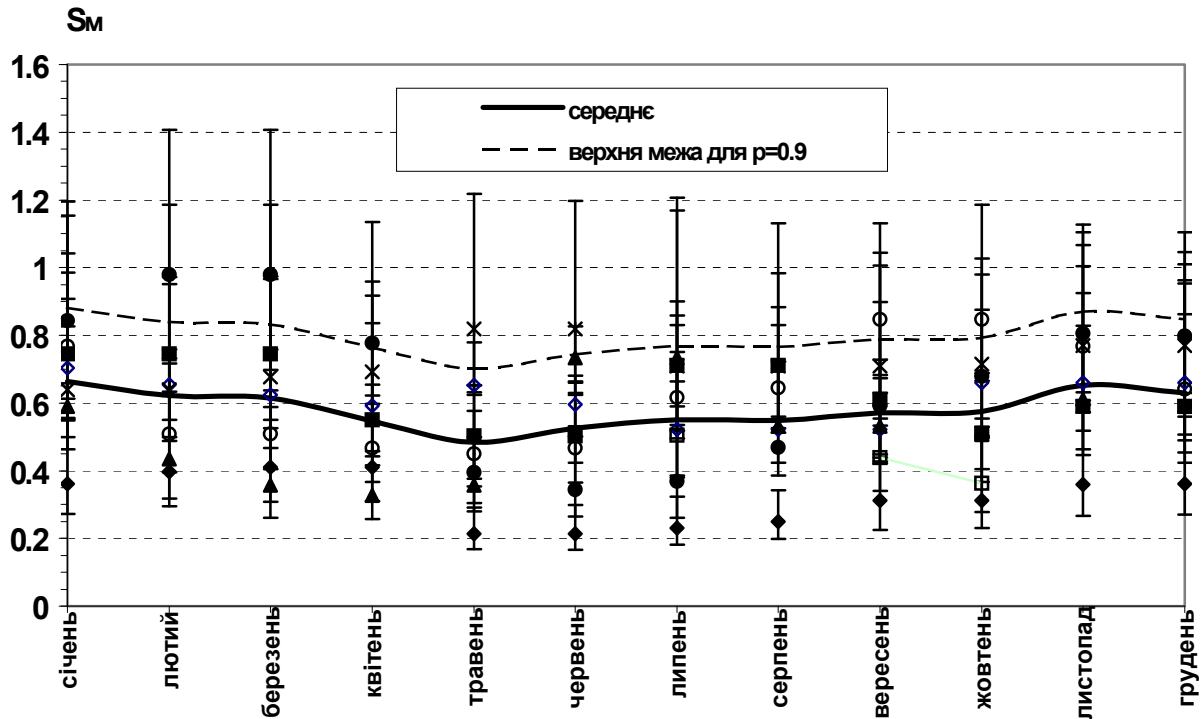
Для того, щоб зручно було порівнювати й аналізувати ці особливості для кожного населеного пункту, медіанні значення питомого вмісту  $^{137}\text{Cs}$  у молоці були пронормовані на середній питомий вміст  $^{137}\text{Cs}$  у молоці, характерний для стійлового періоду (листопад – березень). Отримані результати представлені на Рис. 4.6, де по осі ординат відкладено кратність збільшення забруднення молока  $^{137}\text{Cs}$  у пасовищний період відносно стійлового періоду. З рис. 4.6 видно, у розглянутих населених пунктах у пасовищний період медіана питомого вмісту  $^{137}\text{Cs}$  у молоці може зростати від 2 до 8 разів. Причому максимальний питомий вміст  $^{137}\text{Cs}$  у молоці в одних населених пунктах при-

ходиться на весняно-літній період, в інших – на осінньо-літній. Виділяються дві групи населених пунктів. Перша, класичний випадок [59], характеризується більш-менш рівномірним, відносно невисоким зростанням (у середньому в 2–3 рази) питомого вмісту  $^{137}\text{Cs}$  у молоці протягом усього пасовищного періоду. У другій групі зростання питомого вмісту  $^{137}\text{Cs}$  у молоці протягом пасовищного періоду носить яскраво виражений піковий характер, зі значним зростанням у момент піку (6–8 разів).



**Рис. 4.6.** Кратність збільшення забруднення молока  $^{137}\text{Cs}$  у пасовищний період відносно стійлового періоду в різних населених пунктах

Інша важлива статистична характеристика вмісту  $^{137}\text{Cs}$  у молоці – це варіабельність величин, що спостерігаються, протягом року. Характеристикою варіабельності відповідно до обраного закону розподілу імовірностей (4.1) є  $s_M$  – середнє квадратичне відхилення логарифма концентрації  $^{137}\text{Cs}$  у молоці. Вибір величини  $s_M$  для вивчення варіабельності забруднення радіонуклідами молока і її характеристики в населених пунктах зроблено з тих же міркувань, що і при вивченні варіабельності щільності забруднення ґрунту і рослин (див. підрозд. 2.2.1 і 2.3.1). Сезонні зміни цієї характеристики показані нижче на Рис. 4.7. Там же приведені відповідні довірчі інтервали при довірчій імовірності  $p = 0.9$  для обчислених значень  $s_M$ .



**Рис. 4.7.** Річна динаміка середнього квадратичного відхилення логарифма концентрації  $^{137}\text{Cs}$  у молоці ОПГ

З рис. 4.7 видно, що варіабельність питомого вмісту  $^{137}\text{Cs}$  у молоці ОПГ також має сезонний характер. Однією з можливих причин, що пояснює це, може бути те, що в пасовищний період раціон тварин, що належать різним хазяям, має в основному одне і те ж забруднення за  $^{137}\text{Cs}$  (тварини випасються разом). У стійловий же період забруднення раціону тварин більш індивідуальне (заготівля сіна для тварин хазяями, загалом, відбувається на різних угіддях одночасно з індивідуальною підгодівлею).

Проведені раніше в 1990–1992 рр. в УНДІСГР дослідження й аналіз забруднення молока ОПГ  $^{137}\text{Cs}$  [57, 62] показували, що у весняно-літній період середнє квадратичне відхилення логарифма питомого вмісту  $^{137}\text{Cs}$  у молоці, для населених пунктів Козелецького району Чернігівської області, знаходиться в межах  $0.15 < s_m < 0.30$ , а для населених пунктів Камінь-Каширського, Любешовського і Маневичського районів Волинської області – в межах  $0.16 < s_m < 0.40$ .

Як видно з порівняння, отримані в даній роботі значення середнього квадратичного відхилення логарифма концентрації  $^{137}\text{Cs}$  у молоці ОПГ трохи вище, ніж наявні у цитованих джерелах і складають в середньому: 0.63 – для стійлового періоду (жовтень-березень); 0.54 – для пасовищного (квітень-вересень). Верхні межі середніх значень відповідно рівні 0.84 і 0.75.

## 4.2 Стохастична модель забруднення молока $^{137}\text{Cs}$ у населених пунктах

Річна динаміка забруднення  $^{137}\text{Cs}$  молока тварин конкретного регіону, населеного пункту і череди тварин, що випасаються на визначених пасовищах (в урочищах) має свої специфічні особливості. Це виражається як в абсолютному і відносному (до забруднення молока в стійловий період) значеннях піка забруднення молока  $^{137}\text{Cs}$  (медіанного значення), так і в моментах настання цього піка. Для однієї групи тварин найбільше забруднення молока  $^{137}\text{Cs}$  (медіанне значення) відбувається у весняно-літній період (квітень-липень), для іншої – в осінньо-літній період (липень-жовтень), а для третьої групи практично протягом всього пасовищного періоду (травень-вересень). Звідси висновок: щоб мати достовірні оцінки рівня забруднення молока  $^{137}\text{Cs}$  (медіанного значення) в ОПГ конкретного населеного пункту в пасовищний період, необхідно групувати тварин за угіддями, на яких вони випасаються. Ця задача полегшується тим, що тварини ОПГ випасаються в складі однієї або двох черед, кожна на своїх пасовищах або урочищах. Кожну таку череду будемо вважати елементарною групою тварин, для якої і пропонується далі стохастична модель питомого вмісту  $^{137}\text{Cs}$  у молоці. Слід зазначити, що прив'язка тварин до пасовищ і урочищ (формування елементарних груп тварин) необхідна тільки для пасовищного періоду (Рис. 4.6). У стійловий період елементарною групою тварин можна вважати усіх тварин, що знаходяться в ОПГ у даному населеному пункті.

При створенні мережі опорних радіологічних пунктів УНДІСГР базові господарства вибиралися таким чином, щоб охопити всі можливі регіональні особливості, що обумовлюють забруднення радіонуклідами сільськогосподарської продукції (у тому числі і молока) на території, забрудненій в результаті аварії на ЧАЕС. Таким чином, можна вважати, що в першому наближенні варіабельність вмісту  $^{137}\text{Cs}$  у молоці обстежених ОПГ населених пунктів характерна в цілому для всієї радіоактивно забрудненої в результаті аварії на ЧАЕС території. Статистичний аналіз параметра варіабельності молока ( $s_m$  – Рис. 4.7) не виявив характерних особливостей, пов'язаних з розташуванням населених пунктів, коливання  $s_m$  молока від одного населеного пункту до іншого мають випадковий характер. Тому параметр  $s_m$  будемо розглядати як випадкову величину, що підпорядкована в першому наближенні нормальному закону розподілу імовірностей. Характеристики цієї випадкової величини приведені нижче в табл. 4.2, причому отримане середнє квадратичне відхилення не залежить від періоду утримання тварин.

Для всіх розглянутих населених пунктів було проведено статистичний аналіз даних для виявлення кореляційних зв'язків між результатами вимірювання, проведеними у суміжні місяці. Він показав відсутність кореляційного зв'язку між результатами в середині стійлового і в середині пасовищного періодів (модуль коефіцієнта кореляції  $r \sim 0.1$ ) і наявність такої на їх межах (модуль коефіцієнта кореляції  $r \sim 0.6$ ).

Таблиця 4.2.

Статистичні характеристики середнього квадратичного відхилення логарифма концентрації  $^{137}\text{Cs}$  у молоці ОПГ

Характеристики	Логарифм концентрації $^{137}\text{Cs}$ у молоці	
	стійловий	пасовищний
Середнє значення	0.63	0.54
Середнє квадратичне відхилення	0.17	0.17
Коефіцієнт варіації	0.27	0.32

Тому в першому наближенні будемо вважати, що концентрація  $^{137}\text{Cs}$  у молоці елементарної групи тварин для кожного моменту часу  $t$  є випадковою величиною з логнормальним законом розподілу імовірностей у кожен момент часу протягом року (4.1). Цей розподіл для кожного періоду має свій параметр розкиду ( $s$  – середнє квадратичне відхилення логарифма концентрації  $^{137}\text{Cs}$  у молоці). Тоді для статистичного описання концентрації  $^{137}\text{Cs}$  у молоці можна використовувати наступну стохастичну модель:

$$f(C_m(t)) = \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{2\pi}C_m(t) \cdot s_m^c} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln(C_m(t)) - \mu_m^c(t)}{s_m^c}\right)^2} & \text{стійловий (t } \supset \text{ листопад - березень)} \\ \frac{1}{\sqrt{2\pi}C_m(t) \cdot s_m^n} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln(C_m(t)) - \mu_m^n(t)}{s_m^n}\right)^2} & \text{пасовищний (t } \supset \text{ квітень – жовтень)} \end{cases} \quad (4.2)$$

де  $\mu_m^c(t)$ ,  $\mu_m^n(t)$  – середнє значення логарифма концентрації  $^{137}\text{Cs}$  у молоці в стійловий (пасовищний) період;  $s_m^c$ ,  $s_m^n$  – середнє квадратичне відхилення логарифма концентрації  $^{137}\text{Cs}$  у молоці в стійловий (пасовищний) період.

Запропоновану стохастичну модель можна спростити, якщо вважати, що в середині пасовищного і стійлового періодів відсутня динаміка забруднення молока (класичний випадок) і розходження в середніх рівнях забруднення існує тільки між періодами. Однак, така модель описання концентрації  $^{137}\text{Cs}$  у молоці для пасовищного періоду є досить грубою (Рис. 4.6). Але якщо середній логарифм концентрації  $^{137}\text{Cs}$  у молоці в пасовищний період оцінювати за результатами вимірювання  $^{137}\text{Cs}$  у молоці в найбільш критичний час (час найбільшої концентрації  $^{137}\text{Cs}$  у молоці), то отримані на основі спрощеної моделі оцінки будуть консервативними (у запас).

Як уже відзначалося, критичний час для кожної елементарної групи тварин індивідуальний і визначається регіональними і місцевими умовами, і до того ж буде мати свої коливання від року до року. Для одержання найбільш достовірних оцінок (виявлення цього періоду і його річних коливань) кожний радіоактивно забруднений населений пункт має бути обстежений щомісяця (принаймні в пасовищний період) протягом декількох років. У зв'язку з великою трудомісткістю цієї задачі і імовірнісною природою моменту настання найбільш критичного періоду (часу найбільшої концентрації  $^{137}\text{Cs}$  у

молоці), зроблено наступне припущення – момент настання найбільш критичного періоду не залежить від населеного пункту, а пов'язаний з погодними умовами і має випадковий характер. Звідси випливає, що найбільша концентрація  $^{137}\text{Cs}$  у молоці (медіанне значення) у залежності від конкретного року і погодних умов може реалізуватися в будь-який момент пасовищного періоду.

Таким чином, оцінювати параметри  $\mu_M^c(t)\{\mu_M^p(t)\}$  для кожної елементарної групи тварин необхідно щорічно в пасовищний і стійловий періоди.

Параметри, що характеризують розкид концентрації  $^{137}\text{Cs}$  у молоці  $s_M^c(s_M^p)$ , треба щорічно уточнювати за сукупністю даних для кожного періоду. У першому наближенні для одержання консервативних оцінок, пов'язаних із забрудненням молока  $^{137}\text{Cs}$  у населених пунктах усієї радіоактивно забрудненої в результаті аварії на ЧАЕС території, їх слід приймати такими:  $s_M^c = 0.84$ ;  $s_M^p = 0.75$ .

### 4.3 Висновки по главі 4.

У результаті проведених досліджень:

- Установлено, що забруднення молока  $^{137}\text{Cs}$  в ОПГ різних населених пунктів у заданий момент часу задовільно описується логнормальним законом розподілу імовірностей.
- Оцінено статистичні параметри забруднення молока корів ОПГ  $^{137}\text{Cs}$  у пасовищний і стійловий періоди. Відносна варіабельність вмісту  $^{137}\text{Cs}$  у молоці корів ОПГ не залежить від регіональних особливостей і визначається тільки умовами утримання тварин (стійловий період і пасовищний період).
- Середнє квадратичне відхилення логарифма питомого вмісту  $^{137}\text{Cs}$  у молоці ОПГ не залежить від місця розташування населеного пункту. Воно може розглядатися як нормально розподілена випадкова величина з відомими параметрами  $s_M^c \sim N(0.63;0.17)$  у стійловий період і  $s_M^p \sim N(0.54;0.17)$  у пасовищний період при відносній похибці вимірювання вмісту  $^{137}\text{Cs}$  у пробах молока на рівні  $\pm 2\sigma$  не вище 15%.
- Запропоновано стохастичну модель для описання забруднення молока  $^{137}\text{Cs}$  протягом року в ОПГ.

## **5. Вимірювання радіоактивності в неоднорідних за забрудненням пробах**

Як уже відзначалося, одним із наслідків Чорнобильської катастрофи стало забруднення навколишнього середовища радіоактивними частками. Це або дрібнодисперговане ядерне паливо зруйнованого блоку (паливні частки), або первинно інертні аерозольні частки, що стали під час аварії центрами конденсації високорухливих летких радіоізотопів йоду, цезію, окислів рутенію і т.д. (конденсаційні частки). Незважаючи на значний час, що минув з моменту аварії, паливні частки і зараз є важливим чинником забруднення ґрунту, особливо в межах 30-кілометрової зони ЧАЕС [2,3,4,5]. Наявність у пробах, що відбираються, таких часток може істотно впливати на статистичну достовірність результату одиничного вимірювання, оскільки процес гомогенізації проби при підготовці її до вимірювання не може забезпечити однорідність розподілу активності у всьому об'ємі проби. При цьому інструментальна похибка вимірювання вмісту радіонуклідів у вимірюваному зразку (частині проби) уже не буде характеризувати похибку визначення радіонуклідів у пробі в цілому, наприклад, при визначенні щільності забруднення території, питомої активності ґрунту і рослинності, концентрації радіоактивних аерозолів в атмосфері й інтенсивності їхніх випадінь [63, 64, 65]. Це говорить про необхідність вироблення методів проведення гамма-спектрометричних, радіометричних і радіохімічних вимірювань активності проб і коректної оцінки похибки вимірювання за умови об'ємної неоднорідності забруднення відібраних проб.

Як основні прийоми виявлення присутності в об'ємній пробі паливних часток при проведенні вимірювання її активності в даний час одержали розвиток метод розподілу проби на кілька частин і метод послідовних перемішувань вимірюваного зразка при гамма-спектрометрії [66,67]. Проведені також дослідження можливості застосування методу перемішування для визначення статистичної достовірності результатів вимірювання [68].

У даному розділі зроблена спроба в реальних умовах відбору проб ґрунту в 30-кілометровій зоні оцінити похибку визначення вмісту радіонуклідів в одиничній пробі ґрунту, обумовлену об'ємною неоднорідністю забруднення вимірюваної проби, визначити її внесок у загальну похибку оцінки щільності забруднення ґрунту на безградієнтних за забрудненням ділянках.

### **5.1 Розподіл імовірностей вимірюваної активності одиничної проби, що містить гарячі частки**

В дослідженнях [66] при розрахунку імовірностей виявлення в об'ємній пробі паливних часток методом розподілу проби на кілька частин для апроксимації вимірюваної активності такої проби використовувався логнормальний розподіл імовірностей.

При виявленні в об'ємній пробі паливних часток із застосуванням методу послідовних перемішувань проводиться багаторазове вимірювання одного і того ж, взятого від проби, зразка. Після проведення одного вимірювання матеріал вимірюваного зразка вивантажується з вимірювальної ємності, перемішується в умовах, що запобігають його втратам, і завантажується знову для наступного вимірювання. Розподіл імовірностей реєстрованої активності при такому підході може бути отримано шляхом теоретичних викладок на основі розподілу Пуассона [68]. На Рис. 5.1, запозиченому з [68], показано вигляд теоретичних щільностей імовірності розподілу результатів вимірювання рівномірно забрудненого зразка і зразка, що утримує «гарячу» частку, з такою ж активністю, як рівномірно забруднений зразок. При розрахунках за вимірювальну ємність брали циліндр об'ємом  $1000 \text{ см}^3$ , висотою  $15.4 \text{ см}$  з радіусом  $4.55 \text{ см}$  (надалі – циліндрична ємність  $1000 \text{ см}^3$ ). Така геометрія вимірювальної ємності поширена в країнах Європи. За результат вимірювання на рис. 5.1 взято реєстроване відносне число гамма-квантів, що пропорційне до загальної або питомої активності вимірюваного зразка. Як видно з рис. 5.1, розподіли мають явно виражену правосторонню асиметрію.

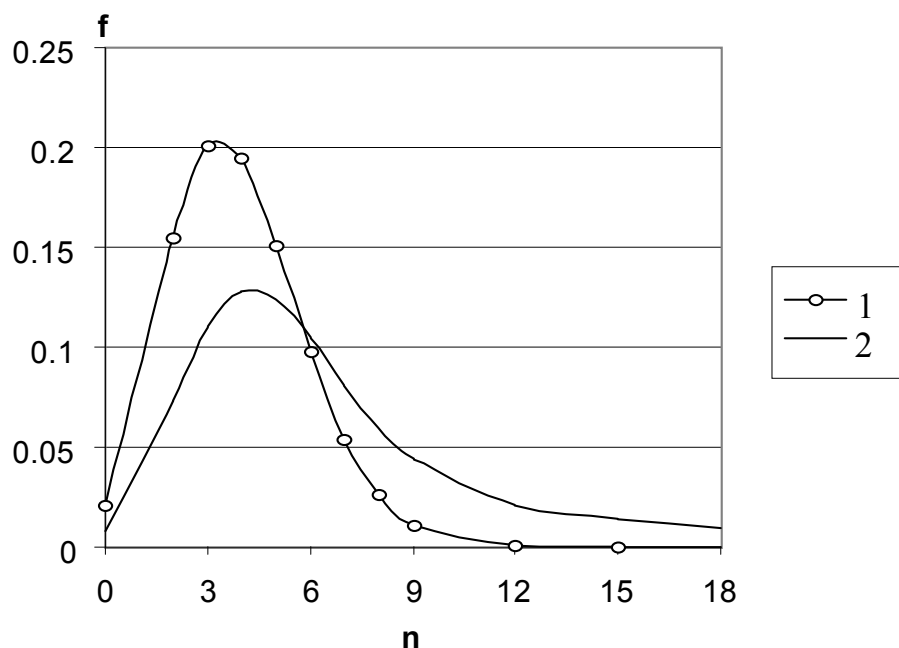


Рис. 5.1. Типовий вигляд теоретичних диференціальних розподілів результатів гамма-спектрометричних вимірювань при перемішуванні вимірюваного зразка: 1 – рівномірно забруднений вимірюваний зразок проби ґрунту; 2 – той же вимірюваний зразок, що містить ще й одну гарячу частку з такою ж активністю.

У ході проведених експериментальних досліджень [68] в УНДІСГР були отримані розподіли результатів вимірювання трьох рівномірно забруднених  $^{137}\text{Cs}$  ґрунтів різної питомої активності. Ґрунти були відібрані на територіях, де відсутній паливний компонент радіоактивного забруднення:

- ґрунт низької питомої активності ( $\approx 50$  Бк/кг) – дерено-підзолистий, глеюватий, відібраний в Кіровоградській області;
- ґрунт середньої питомої активності ( $\approx 1700$  Бк/кг) – дерено-підзолистий, супіщаний, відібраний в Київській області, село Бобер;
- ґрунт високої питомої активності ( $\approx 4900$  Бк/кг) – дерено-підзолистий, супіщаний, відібраний в Київській області, село Бобер.

Після пробопідготовки від кожної проби ґрунту було відібрано по одному вимірюваному зразку об'ємом  $1000 \text{ см}^3$ . Перемішування і наступне гамма-спектрометричне вимірювання  $^{137}\text{Cs}$  у кожному зразку було проведено по 25 разів, як у вище описаній циліндричній вимірювальній ємності  $1000 \text{ см}^3$ , так і в ємності Марінеллі об'ємом  $1000 \text{ см}^3$  (надалі – ємність Марінеллі  $1000 \text{ см}^3$ ). Потім у кожен зразок було додано по одній гарячій (паливній) частці відомої активності за  $^{137}\text{Cs}$ :

- ґрунт низької активності – частка з активністю  $152 \pm 7\%$  Бк;
- ґрунт середньої активності – частка з активністю  $1310 \pm 3\%$  Бк;
- ґрунт високої активності – частка з активністю  $1060 \pm 2\%$  Бк.

Ґрунт у кожній вимірювальній ємності з доданими частками також був перемішаний і проміряний по 25 разів.

Після вимірювання з однією часткою, у кожен вимірюваний зразок додали ще по одній частці:

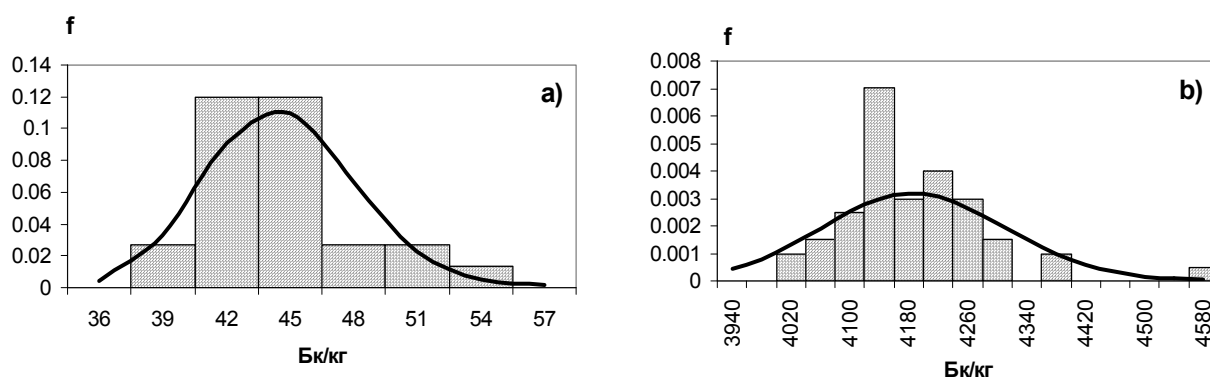
- ґрунт низької активності – частка з активністю  $151 \pm 6\%$  Бк;
- ґрунт середньої активності – частка з активністю  $410 \pm 4\%$  Бк;
- ґрунт високої активності – частка з активністю  $538 \pm 4\%$  Бк.

Процедура вимірювання зразків для кожної геометрії вимірювальної ємності була аналогічною.

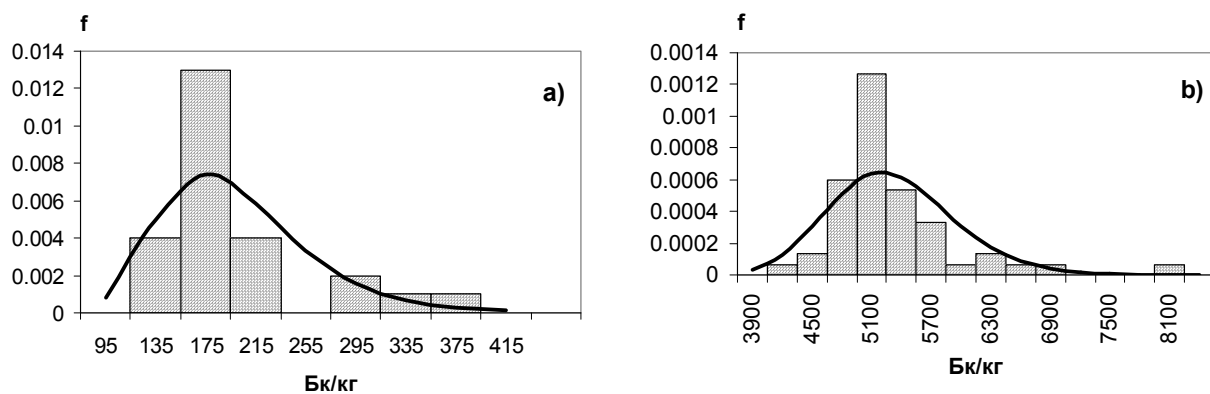
Отримані розподіли вимірюваної питомої активності одиначної проби в ємності Марінеллі об'ємом  $1000 \text{ см}^3$  показані на Рис. 5.2–Рис. 5.3, а в циліндричній вимірювальній ємності  $1000 \text{ см}^3$  – на Рис. 5.4. Суцільними кривими показана апроксимація емпіричних розподілів логнормальним законом розподілу імовірностей.

Оскільки похибки вимірювання зразків ґрунту середньої і високої активності були близькі і гістограми розподілу вимірюваної активності одиначної проби для них виявилися подібні, то на рис. 5.2–5.4 наведені результати тільки для ґрунту з високою активністю.

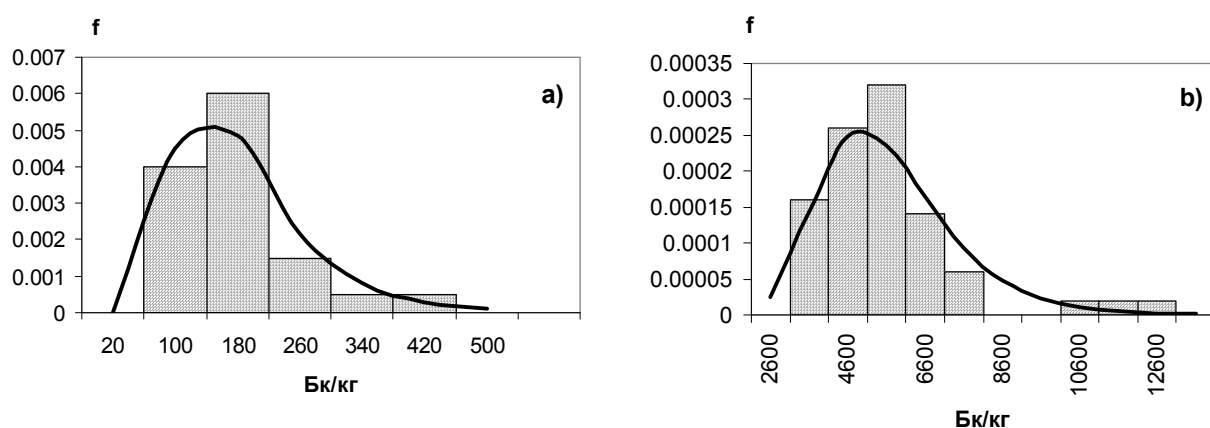
При проведенні картування 30-кілометрової зони ЧАЕС [4, 40–42] для визначення валового вмісту радіонуклідів у ґрунті від кожної проби були відібрані чотири паралельних зразки: три – для вимірювання в циліндричній ємності об'ємом  $100 \text{ см}^3$  (висота 3.4 см при радіусі 3.1 см, надалі – циліндрична ємність  $100 \text{ см}^3$ ) і один – для вимірювання в ємності Марінеллі  $1000 \text{ см}^3$ . Вимірювання питомої активності наважок проводили на гамма-спектрометрі з напівпровідниковим детектором (GEM–30185) і пасивним захистом. Якщо відносний розкид між паралельними вимірюваннями питомої активності  $^{137}\text{Cs}$  у вимірюваних зразках перевищував 15%, то їх знову змішували і ретельно гомогенізували до досягнення необхідної однорідності.



**Рис. 5.2.** Розподіли вимірної питомої активності одиної проби у відсутність у зразку гарячих часток при вимірювання в ємності Маріселлі об'ємом  $1000 \text{ см}^3$ : *a* – ґрунт Кіровоградської області; *б* – ґрунт Київської області, село Бобер



**Рис. 5.3.** Розподіли вимірної питомої активності одиної проби з присутністю у зразку однієї гарячої (паливної) частки при вимірюванні в ємності Маріселлі об'ємом  $1000 \text{ см}^3$ : *a* – ґрунт Кіровоградської області; *б* – ґрунт Київської області, село Бобер

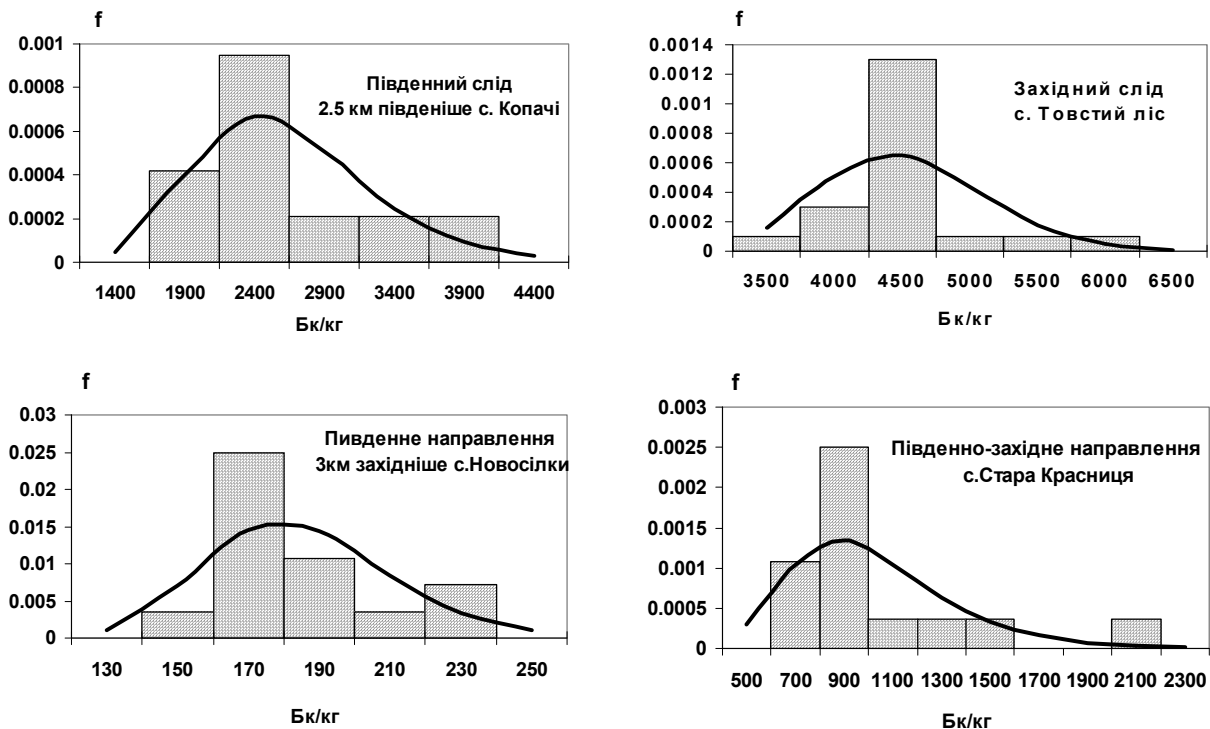


**Рис. 5.4.** Розподіли вимірної питомої активності одиної проби з присутністю у зразку двох гарячих (паливних) часток при вимірюванні в циліндричній вимірювальній ємності  $1000 \text{ см}^3$ : *a* – ґрунт Кіровоградської області; *б* – ґрунт Київської області, село Бобер

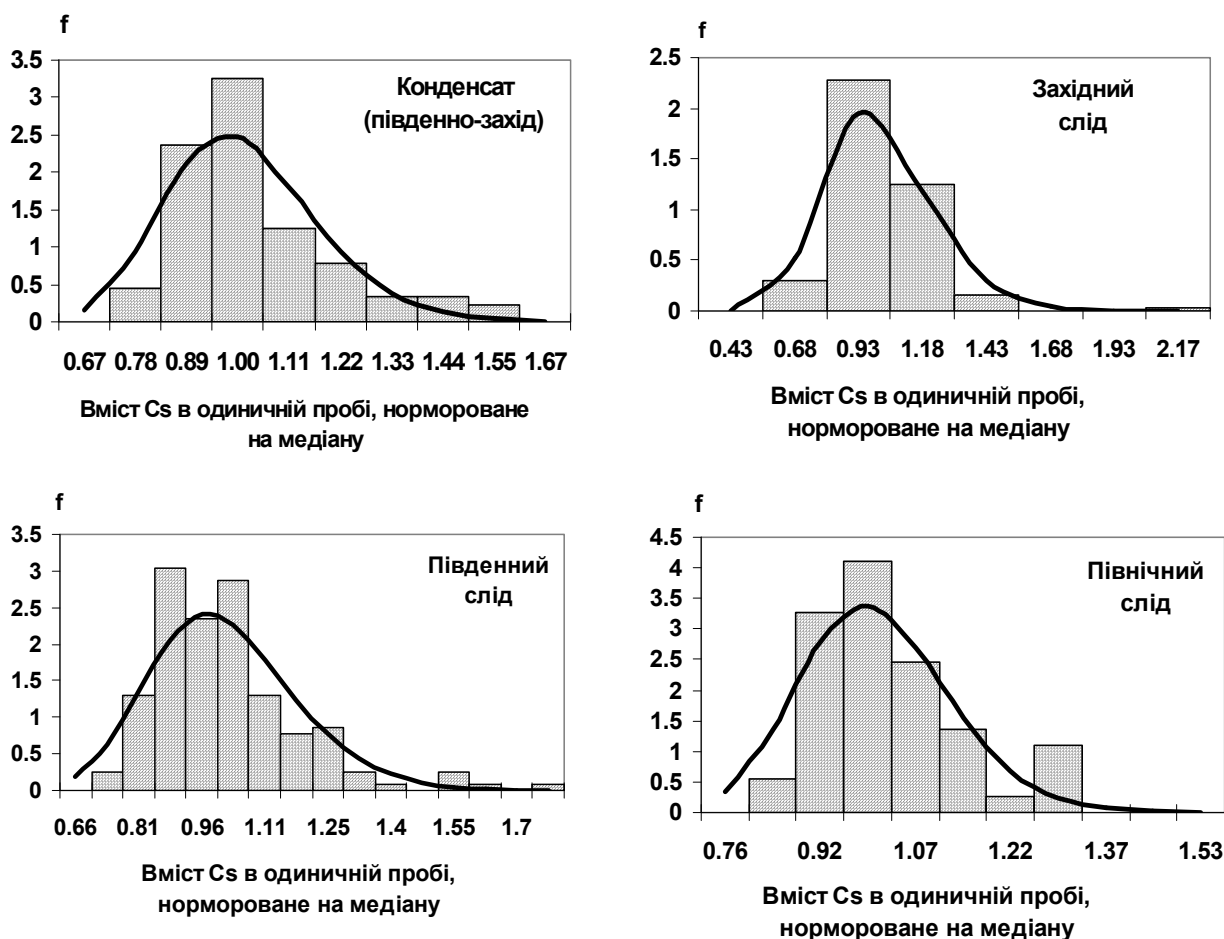
Для цілей нашого дослідження така процедура вимірювання є деякою комбінацією методу розподілу проби на кілька частин і методу послідовних перемішувань. При однократному відборі вимірюваних зразків він співпадає з методом розподілу проби на кілька частин.

Результати проведених вимірювань з координатною прив'язкою зберігаються в банку даних УНДІСГР. З цього банку даних для аналізу розподілу вимірюваної активності одиничних проб були відібрані точки, що характеризують у 30-кілометровій зоні різні сліди викиду за географічними напрямками та за фізико-хімічними властивостями радіоактивних випадінь, проби в яких перемішували і вимірювали більше одного разу. Таким чином, була сформована вибірка проб ( $n \approx 200$ ), з підвищеною об'ємною неоднорідністю. Результати статистичного аналізу вимірювання питомої активності проб у циліндричній ємності  $100 \text{ см}^3$  (з вибірки з підвищеною об'ємною неоднорідністю) у деяких конкретних точках 30-кілометрової зони наведено на Рис. 5.6, де суцільними кривими відмічено апроксимацію емпіричних розподілів логнормальним законом розподілу імовірностей. Як видно з рис. 5.6, розподіл вимірюваної питомої активності  $^{137}\text{Cs}$  одиничної проби ґрунту в окремих точках задовільно описується логнормальним законом.

Для того, щоб проаналізувати вид розподілу імовірностей вимірюваної питомої активності  $^{137}\text{Cs}$  в одиничних пробах для конкретних слідів випадінь, з розглянутої вище вибірки були відібрані точки, що чітко належать тому чи іншому сліду радіоактивних випадінь. Для кожного сліду випадінь значення питомої активності  $^{137}\text{Cs}$  в одиничних пробах були нормовані на своє медіанне значення й об'єднані в одну вибірку.



**Рис. 5.5.** Вигляд розподілу вимірюваної питомої активності  $^{137}\text{Cs}$  одиничної проби ґрунту в окремих точках 30-кілометрової зони



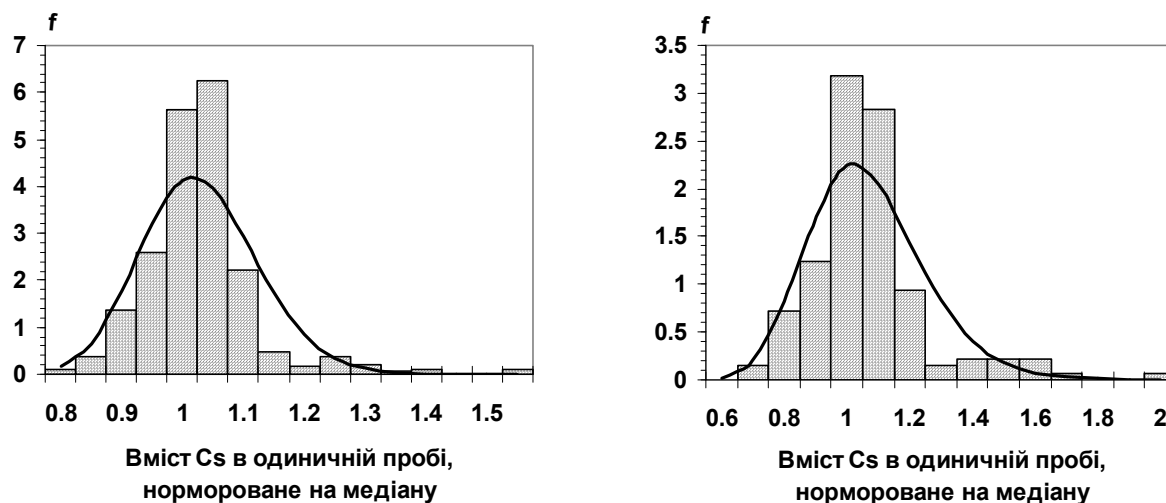
**Рис. 5.6.** Нормовані на медіану розподіли вимірної питомої активності  $^{137}\text{Cs}$  одиничної проби ґрунту в цілому для різних напрямів

Така процедура дозволяє судити про розподіл вимірюваної питомої активності одиничної проби ґрунту в цілому на конкретному сліді випадінь (конкретній території) за умови, що вид закону розподілу і його дисперсія однакові для всього сліду.

Проведений аналіз показує, що за теоретичну модель закону розподілу імовірностей результатів гамма-спектрометричних вимірювань зразків проби ґрунту з різною геометрією, що мають об'ємну неоднорідність, може бути узято логнормальний розподіл імовірностей. Цей розподіл буде справедливим як для методу розподілу проби на кілька частин, методу послідовних перемішувань, так і для їхньої комбінації. Однак, для кожного випадку параметри закону розподілу, загалом, будуть свої.

При проведенні в УНДІСГР досліджень кінетики розчинення чорнобильських паливних часток і вилуговування з них радіонуклідів у різних ґрунтах Зони відчуження [19–21] було відібрано 115 проб ґрунту на основних слідах радіоактивних випадінь (західному, північному і південному) і на віддаленні від ЧАЕС до 50 км. Від кожної проби було взято три зразки об'ємом  $100\text{ см}^3$ , у яких була виміряна активність  $^{137}\text{Cs}$  і  $^{90}\text{Sr}$  (застосовувався метод розподілу проби на кілька частин). Для цілей нашого дослідження (вивчення розподілу вимірюваної активності одиничної проби) отримані результати вимірювання  $^{137}\text{Cs}$  і  $^{90}\text{Sr}$  у зразках були пронормовані на відповідні медіанні

значення питомого вмісту цих радіонуклідів у пробах. Це дозволяє узагальнити отримані результати і побудувати відповідні гістограми (Рис. 5.7) розподілу активності одиначної проби, що були апроксимовані логнормальним законом розподілу імовірностей.



**Рис. 5.7.** Нормовані розподіли вимірюваної питомої активності  $^{137}\text{Cs}$  і  $^{90}\text{Sr}$  одиначної проби ґрунту, отримані за результатами [19–21]

Як видно з приведених рисунків розподілу вимірюваної питомої активності  $^{137}\text{Cs}$  і  $^{90}\text{Sr}$  одиначних проб ґрунту, відібраних на різних слідах радіоактивних випадіннь 30-кілометрової зони, а також у місцях з різними рівнями забруднення, задовільно описуються логнормальним законом. Це твердження справедливе як для методу розподілу проби на кілька частин, так і для методу послідовних перемішувань вимірюваних зразків.

Таким чином, у випадку об'ємної неоднорідності проби питома активність вимірюваних зразків характеризує питому активність проби тільки з точністю до деякого розподілу імовірностей. Цей розподіл є мірою отриманої інформації (мірою знань) про питомий вміст того чи іншого радіонукліда в пробі.

## 5.2 Параметри розподілу питомої активності проб ґрунту, що містять гарячі частки

Оскільки вид закону розподілу імовірностей питомої активності неоднорідної проби за результатами вимірювання взятими від неї зразків визначено, то вивчення статистичних характеристик питомої активності одиначної проби, що має об'ємну неоднорідність, зводиться до оцінки й аналізу параметрів логнормального закону розподілу в різних умовах. Розглянемо в даному підрозділі дисперсію логарифма питомої активності одиначної проби для комбінації методу розподілу проби на кілька частин з методом послідовних перемішувань. Величина дисперсії визначається наявністю в пробі «гарячих» часток, розміром і геометрією вимірюваного зразка і безпосередньо похибкою вимірювання. Як статистичний матеріал використано результати гамма-

спектрометричних і радіохімічних вимірювань зразків, узятих від проб ґрунту, проведених при побудові карти забруднення  $^{90}\text{Sr}$  30-кілометрової зони [40–42], дослідження кінетики розчинення чорнобильських паливних часток і вилуговування з них радіонуклідів у ґрунтах Зони відчуження [19–21].

При гамма-спектрометричних вимірюваннях похибка визначається безпосередньо кількістю реєстрованих імпульсів і часом вимірювання. У свою чергу кількість реєстрованих імпульсів залежить від активності проби і геометрії вимірюваної наважки. Тому дисперсія логарифма питомої активності одиничної проби ( $s_{\text{н.пр.}}^2$ ) для фіксованої геометрії вимірюваного зразка, обумовлена тільки об'ємною неоднорідністю проби, буде

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

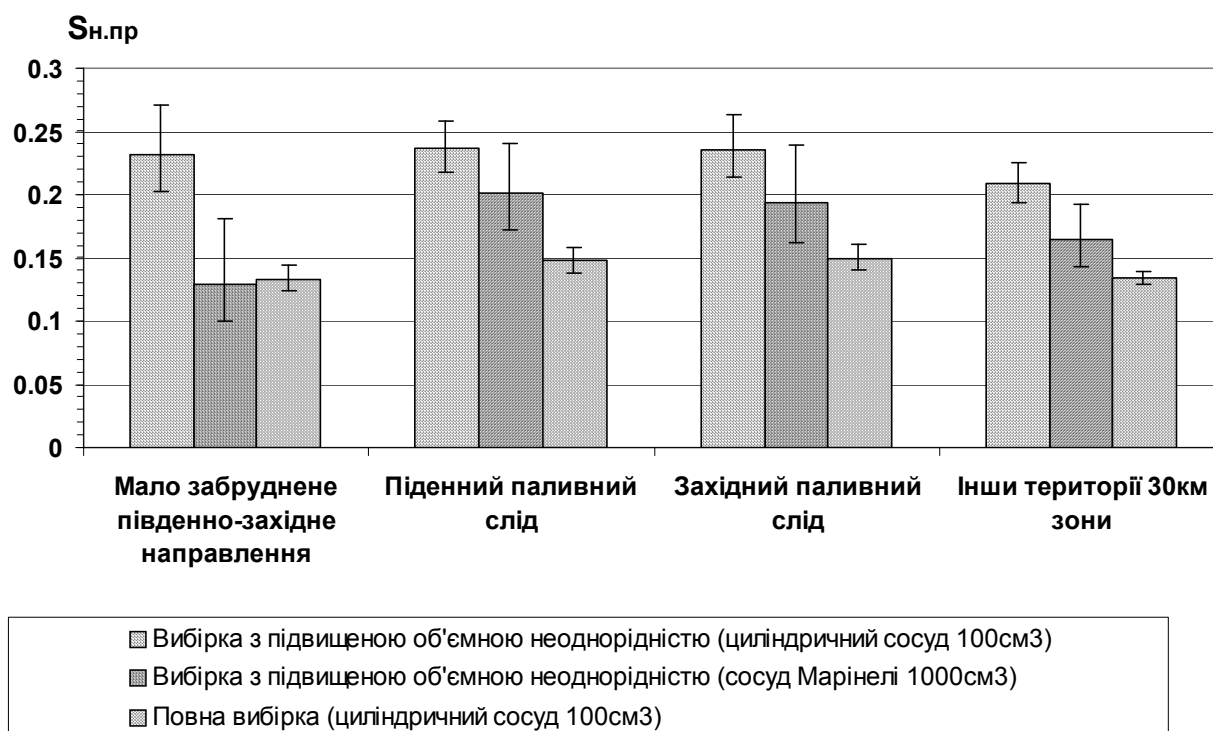
де  $s_{\text{об.пр.}}^2$  – загальна дисперсія логарифма питомої активності одиничної проби, обумовлена всіма випадковими факторами;  $s_{\text{изм}}^2$  – дисперсія логарифма питомої активності одиничної проби, обумовлена похибкою вимірювання.

Дисперсія  $s_{\text{изм}}^2$  повністю визначається відносною похибкою вимірювання активності зразка  $\delta_{\text{изм}}$ . У першому наближенні для неї справедлива

оцінка  $s_{\text{изм}}^2 \cong \left( \frac{\delta_{\text{изм}}}{z \cdot 100} \right)^2$ , якщо визначена на рівні  $\pm z \cdot \sigma$ .

Величина  $s_{\text{н.пр.}}$  може служити показником об'ємної неоднорідності одиничної проби за активністю для різних радіонуклідів.

На Рис. 5.8 показано значення цього показника при вимірюванні питомої активності  $^{137}\text{Cs}$  у різних напрямках 30-кілометрової зони, як для повної вибірки, так і для вибірки з підвищеною об'ємною неоднорідністю. Видно, що для паливних слідів випадінь величина  $s_{\text{н.пр.}}^{\text{Cs}}$  в цілому дещо більша, ніж для інших частин 30-кілометрової зони.



**Рис. 5.8.** Значення показника об'ємної неоднорідності  $s_{н.пр}^{Cs}$  при вимірюванні питомої активності  $^{137}Cs$  одиничної проби ґрунту для різних слідів радіоактивних випадінь 30-кілометрової зони

Незначна відмінність цього показника для різних частин зони може свідчити про те, що імовірність перебування у відібраній пробі ґрунту «гарячих» (паливних) часток істотна для будь-якого місця зони. Це побічно підтверджується тим, що цей показник для проб ґрунту, відібраних у той же час у населеному пункті Бобер і на його околиці (конденсаційний слід радіоактивних випадінь) при вимірюванні в циліндричній ємності 100 см<sup>3</sup> дорівнює 0.042, що в 3.2 рази менше, ніж для мало забрудненого південно-західного напрямку 30-кілометрової зони ( $s_{н.пр}^{Cs} = 0.133$ ).

При штучному внесенні однієї паливної частки в забруднений ґрунт (с. Бобер, конденсаційний слід) і вимірюванні вмісту  $^{137}Cs$  у ємності Марінелі 1000 см<sup>3</sup> (метод послідовного перемішування вимірюваного зразка) величина  $s_{н.пр}^{Cs}$  в описаному вище експерименті зростала в 4 – 20 разів. При внесенні двох часток це зростання склало 3 – 13 разів. Очевидно, що при зростанні у вимірюваній пробі кількості паливних часток її об'ємна неоднорідність зменшується.

При природному забрудненні проб ґрунту «гарячими» частками і вимірюванні вмісту  $^{137}Cs$  у циліндричній ємності об'ємом 100 см<sup>3</sup> (комбінація перемішування проби з відбором для вимірювання трьох зразків) величина  $s_{н.пр}^{Cs}$  в порівнянні з конденсаційним слідом (с. Бобер) зростає:

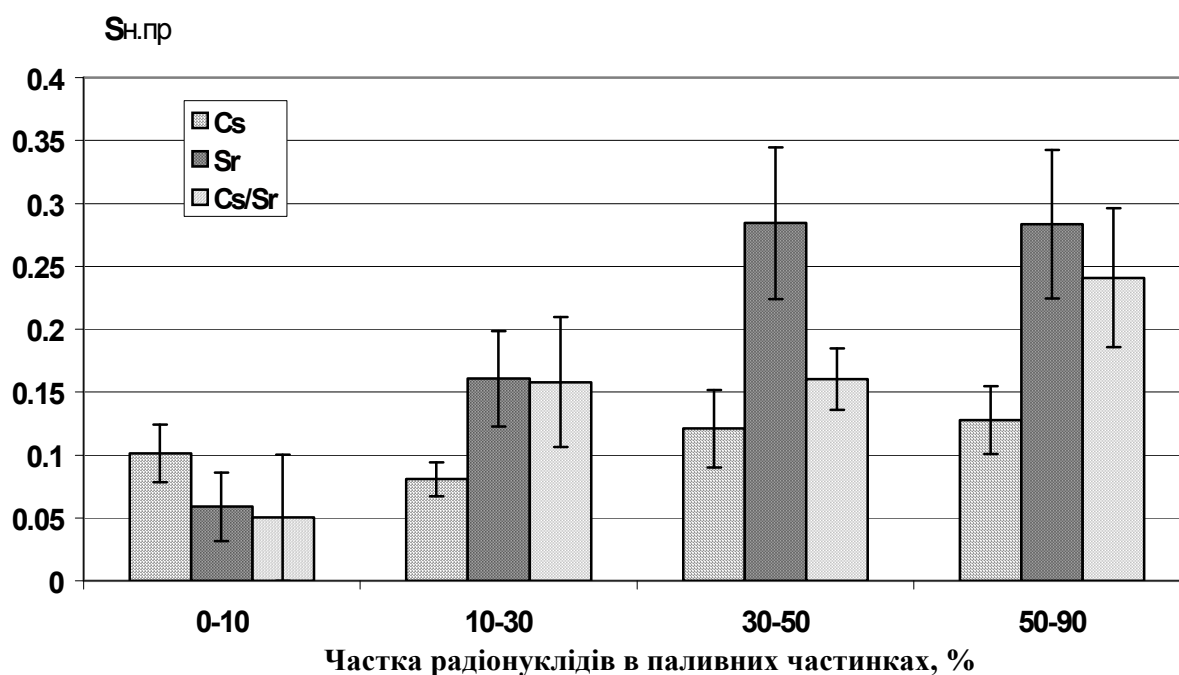
- на західному паливному сліді в середньому в 3.6 рази для повної вибірки, у середньому в 5.6 рази для вибірки з підвищеною об'ємною неоднорідністю і в окремих випадках – більше, ніж в 16 разів;
- для мало забрудненого південно-західного сектора 30-кілометрової зони в середньому в 3.2 рази для повної вибірки, в середньому в 5.5 рази для вибірки з підвищеною об'ємною неоднорідністю і в окремих випадках – більше, ніж в 11 разів.

Результати, отримані за вибіркою проб з підвищеною об'ємною неоднорідністю, є консервативними (дещо завищеними) оцінками для відповідних параметрів.

У тому випадку якщо вміст  $^{137}\text{Cs}$  вимірюють в ємності Марінеллі  $1000\text{ см}^3$ , то очевидно значення  $s_{\text{н.пр.}}^{\text{Cs}}$  має бути трохи нижче (вимірюється велика маса, і вона більш рівномірно розміщується навколо детектора). Це експериментально підтверджується проведеними вимірюваннями (Рис. 5.8). Для проб з підвищеною об'ємною неоднорідністю (консервативні оцінки), для яких були проведені багаторазові вимірювання вмісту  $^{137}\text{Cs}$  в одиничній пробі в обох геометріях, значення  $s_{\text{н.пр.}}^{\text{Cs}}$  для розглянутої ємності Марінеллі в середньому в 1.3 рази нижче, ніж при вимірюванні в циліндричній ємності  $100\text{ см}^3$ . Це співвідношення було використано і для одержання в першому наближенні усереднених оцінок  $s_{\text{н.пр.}}^{\text{Cs}}$  за повною вибіркою. Таким чином, середнє квадратичне відхилення логарифма питомої активності одиничної проби за  $^{137}\text{Cs}$  при вимірюванні циліндричного зразка об'ємом  $100\text{ см}^3$ , обумовлене її об'ємною неоднорідністю, в цілому для 30-кілометрової зони в першому наближенні оцінюється величиною  $0.14 \pm 0.01$  (середня оцінка),  $0.23 \pm 0.02$  (консервативна оцінка). Відповідні оцінки при вимірюванні в ємності Марінеллі об'ємом  $1000\text{ см}^3$  дорівнюють  $0.11 \pm 0.01$  (середня оцінка),  $0.17 \pm 0.03$  (консервативна оцінка).

Результати вимірювання активності  $^{137}\text{Cs}$  і  $^{90}\text{Sr}$  в одиничній пробі ґрунту в одних і тих самих зразках (об'єм  $100\text{ см}^3$ ), отримані в результаті дослідження кінетики розчинення чорнобильських паливних часток у ґрунтах Зони відчуження [19–21], дозволяють виявити додаткові фактори, що впливають на варіабельність оцінки питомої активності одиничної проби  $s_{\text{н.пр.}}$ , викликану її об'ємною неоднорідністю. У зазначених вище дослідженнях у кожній пробі була визначена частка активності, обумовлена присутністю в пробі нерозчинених паливних часток на момент вимірювання. Це дозволяє оцінити вплив частки паливного компонента на дисперсію логарифма оцінки питомої активності  $^{137}\text{Cs}$  і  $^{90}\text{Sr}$  і їхнє співвідношення в одиничній пробі. Оскільки в кожній пробі своя частка паливного компонента (при цьому дисперсія логарифма питомої активності радіонукліда, оцінена за результатами вимірювання трьох зразків, має великий розкид, а середня похибка визначення

частки паливного компонента складала 10%), то результати вимірювань були згруповані.



**Рис. 5.9.** Вплив частки паливного компонента на показник об'ємної неоднорідності одиначної проби ґрунту при визначенні питомої активності  $^{137}\text{Cs}$  і  $^{90}\text{Sr}$  і їхнього співвідношення

У результаті такої процедури були отримані усереднені за групами значення  $s_{н.пр}$ . (Рис. 5.9), при цьому медіанні оцінки загальної дисперсії логарифма питомої активності одиначної проби  $s_{об.пр}^2$  були визначені на основі розмаху відповідно до наявних висновків математичної статистики [25].

З рис. 5.9 видно, що при зростанні частки паливного компонента величина  $s_{н.пр}$  росте, як для  $^{137}\text{Cs}$  і  $^{90}\text{Sr}$ , так і для їхнього співвідношення, що цілком природно. Якщо в пробу потрапило кілька паливних часток, що і визначають, в основному, активність проби, то її об'ємна неоднорідність буде дуже високою (див. результати щодо штучного внесення в пробу паливних часток). Згладжений вплив частки паливного компонента на величину  $s_{н.пр}^{Cs}$  обумовлено наявністю значної частини активності  $^{137}\text{Cs}$  у складі рівномірно розподіленого конденсаційного (розчинного) компонента забруднення ґрунту радіонуклідами. Паливні частки знаходяться у верхньому шарі ґрунту. Вилуговуваний з паливних часток  $^{137}\text{Cs}$  в основному фіксується ґрунтом, а  $^{90}\text{Sr}$  мігрує в більш глибокі шари. Тому для проб ґрунту з верхнього шару така картина буде спостерігатися протягом усього часу, поки всі паливні частки повністю не розчиняться.

Аналогічна картина для об'ємної неоднорідності одиначної проби ґрунту буде спостерігатися при вимірюванні питомої активності інших радіону-

клідів, що знаходяться в складі паливних часток (зокрема, трансуранових елементів), з поправкою на їхню міграційну здатність.

Оцінені на основі даних [19–21], середні за групами значення показника об'ємної неоднорідності одиничної проби ґрунту при використанні методу розподілу проби на кілька частин (Рис. 5.9) відповідно складають  $s_{\text{н.пр.}}^{\text{Cs}} = 0.11 \pm 0.02$ ,  $s_{\text{н.пр.}}^{\text{Sr}} = 0.20 \pm 0.04$ ,  $s_{\text{н.пр.}}^{\text{Cs/Sr}} = 0.15 \pm 0.04$ . Отримане усереднене значення  $s_{\text{н.пр.}}^{\text{Cs}}$  (метод розподілу проби на кілька частин) близьке до раніше отриманої середньої оцінки  $0.14 \pm 0.01$  (суперпозиція зазначених методів), однак дещо нижче. Це можна пояснити двома причинами. Використовувалися різні методи визначення варіабельності  $^{137}\text{Cs}$  в одиничній пробі. Більш висока оцінка отримана за результатами вимірювання проб, відібраних рівномірно на всій 30-кілометровій зоні, а більш низька оцінка отримана за результатами вимірювання проб, відібраних на різних типах ґрунтів, що є у 30-кілометровій зоні, місця відбору яких розташовувалися нерівномірно по зоні. Однак близькість отриманих оцінок дозволяє стверджувати: перше – отримані середні оцінки величин  $s_{\text{н.пр.}}^{\text{Sr}}$  і  $s_{\text{н.пр.}}^{\text{Cs/Sr}}$  в першому наближенні справедливі для всієї території 30-кілометрової зони; друге – величини  $s_{\text{н.пр.}}^{\text{Cs}}$ ,  $s_{\text{н.пр.}}^{\text{Sr}}$  і  $s_{\text{н.пр.}}^{\text{Cs/Sr}}$  в першому наближенні можна вважати незалежними від методу визначення варіабельності в одиничній пробі.

Таким чином, на основі експериментальних даних встановлено:

- проби ґрунту, відібрані в 30-кілометровій зоні, внаслідок присутності паливного компонента радіоактивних випадінь мають істотну об'ємну неоднорідність за забрудненням радіонуклідами, що не усувається при гомогенізації;
- середнє квадратичне відхилення логарифма питомої активності одиничної проби відібраної в 30-кілометровій зоні, обумовлене її об'ємною неоднорідністю, характеризується:
  - за  $^{137}\text{Cs}$  ( $s_{\text{н.пр.}}^{\text{Cs}}$ ) величинами  $0.14 \pm 0.01$  (середня оцінка),  $0.23 \pm 0.02$  (консервативна оцінка) при вимірюванні циліндричних зразків об'ємом  $100 \text{ см}^3$  і  $0.11 \pm 0.01$  (середня оцінка),  $0.17 \pm 0.03$  (консервативна оцінка) при вимірюванні ємності Маріселлі об'ємом  $1000 \text{ см}^3$ ;
  - за  $^{90}\text{Sr}$  ( $s_{\text{н.пр.}}^{\text{Cs}}$ ) величиною  $0.20 \pm 0.04$  (середня оцінка), при вимірюванні зразків об'ємом  $100 \text{ см}^3$ ;
  - за відношенням  $\text{Cs/Sr}$  ( $s_{\text{н.пр.}}^{\text{Cs/Sr}}$ ) величиною  $0.15 \pm 0.04$  (середня оцінка), при вимірюванні циліндричних зразків об'ємом  $100 \text{ см}^3$ .

Загальне середнє квадратичне відхилення логарифма питомої активності розглянутих радіонуклідів або їхнього співвідношення в одиничній пробі (відносна похибка їхнього визначення в пробі)  $s_{\text{об.пр.}}$  може бути оцінене за формулою

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

що обумовлене інструментальною похибкою вимірювання вмісту радіонуклідів в вимірюваному зразку й об'ємною неоднорідністю забруднення проби. При цьому  $s_{\text{изм.}}^2 C_{\text{Cs/Sr}} = s_{\text{изм.}}^2 C_{\text{Cs}} + s_{\text{изм.}}^2 S_{\text{Sr}}$ . При вимірюванні циліндричного зразка об'ємом  $100 \text{ см}^3$  і  $\delta_{\text{изм.}} \leq 5\%$  на рівні  $\pm\sigma$  відносна похибка визначення розглянутих величин у пробі практично повністю визначається об'ємною неоднорідністю проби, нехтування якою може призвести до серйозних помилок при інтерпретації результатів вимірювання.

Той факт, що величина  $s_{\text{н.пр.}}^{C_{\text{Cs/Sr}}}$  знаходиться між величинами  $s_{\text{н.пр.}}^{C_{\text{Cs}}}$  і  $s_{\text{н.пр.}}^{C_{\text{Sr}}}$  пояснюється чисто статистичними властивостями розглянутих оцінок. Для різниці корельованих випадкових величин (якими є  $\ln(C_{\text{Cs}})$  і  $\ln(S_{\text{Sr}})$  у пробі) справедливе співвідношення

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

де  $r_{\ln(C_{\text{Cs}}), \ln(S_{\text{Sr}})}$  – відповідний коефіцієнт кореляції, що у даному випадку дорівнює 0.94.

### 5.3 Мінімально необхідне число вимірюваних зразків для оцінки вмісту $^{137}\text{Cs}$ в індивідуальній пробі ґрунту, що містить гарячі частки

Знаючи характеристики об'ємної неоднорідності проб ґрунту, що відбирають в 30-кілометровій зоні, можна визначити мінімально необхідне число вимірювань (зразків), необхідне для оцінки з заданою відносною похибкою  $\delta$  медіанного значення вмісту  $^{137}\text{Cs}$  в індивідуальній пробі ґрунту при довірчій імовірності  $p$  і відносній інструментальній похибці вимірювання  $\delta_{\text{изм.}}$  взятій на рівні  $\pm 2\sigma$  \*:

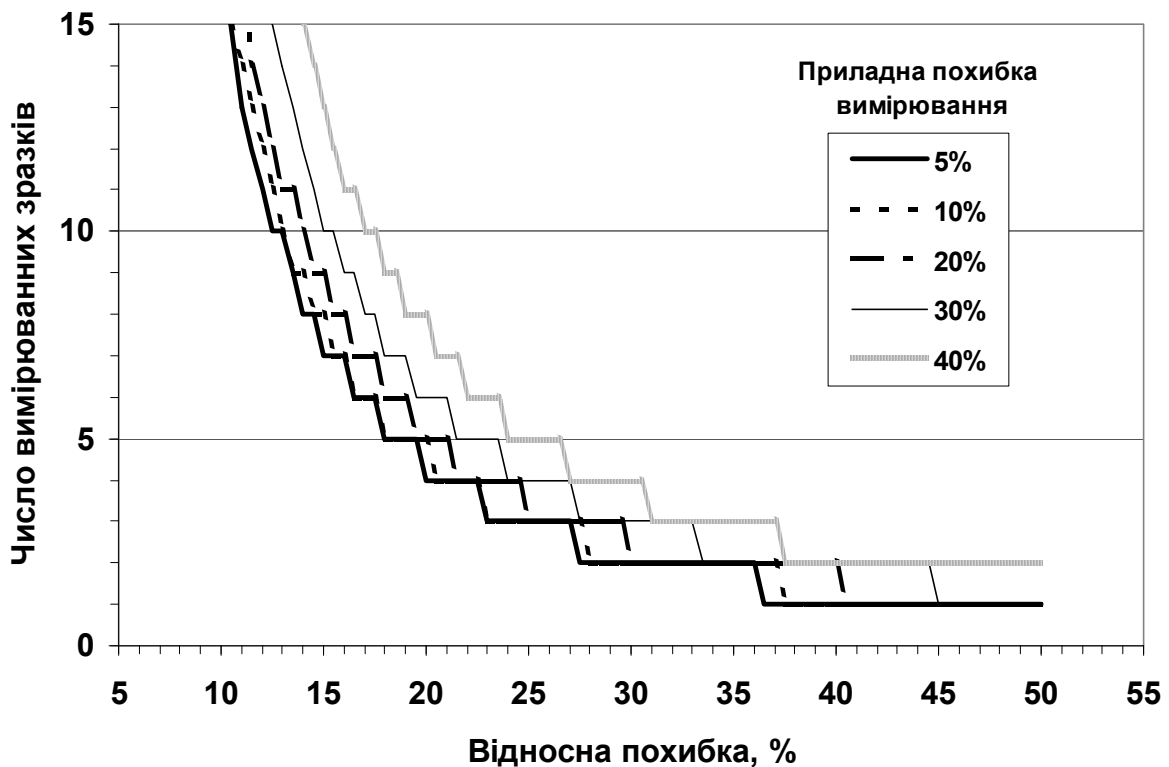
$$n \geq \left\{ \frac{U_p \cdot s_{\text{н.пр.}}}{\ln(1 + \delta)} \right\}^2 + \left\{ \frac{0.005 \cdot U_p \cdot \delta_{\text{изм.}}}{\ln(1 + \delta)} \right\}^2 = n_{\text{н.пр.}} + n_{\text{изм.}} \quad (5.4)$$

де  $n_{\text{н.пр.}}$ ,  $n_{\text{изм.}}$  – число вимірюваних зразків, обумовлене відповідно об'ємною неоднорідністю проби і інструментальною похибкою.

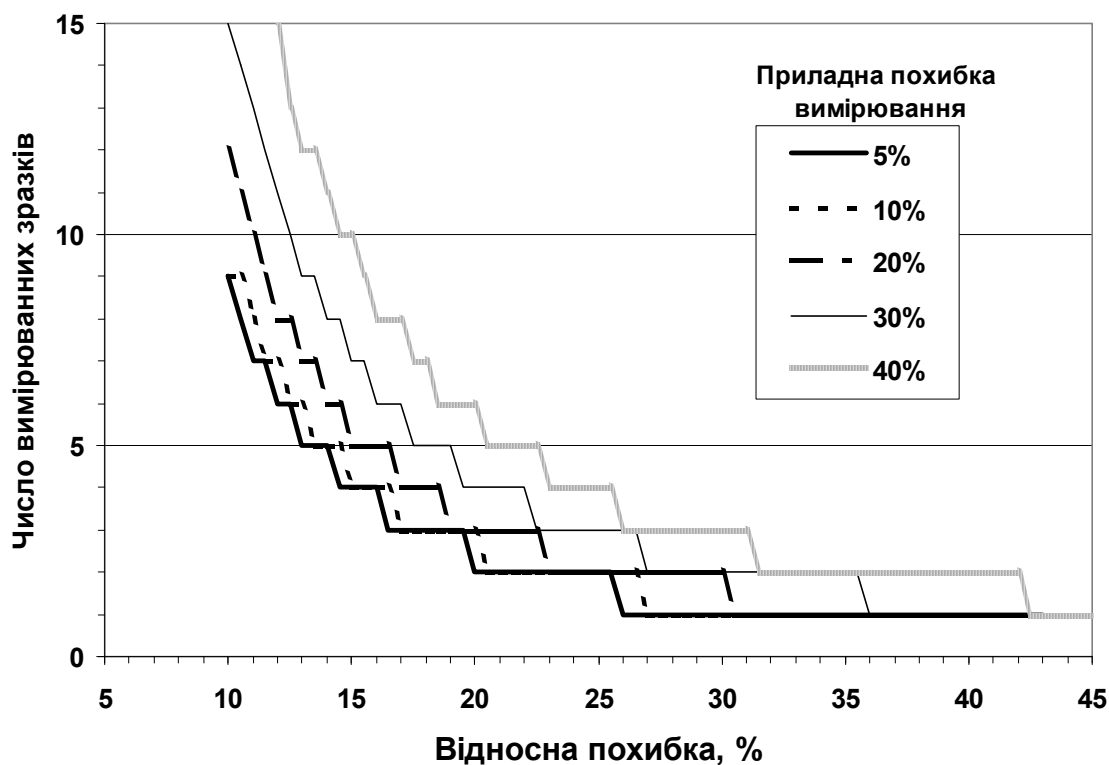
\* Детально про формулу (5.4) – в розд. 6.

Величина  $\delta_{\text{изм}}$  на рівні  $\pm 2\sigma$  взята тому, що за існуючими методиками вимірювання як правило проводяться саме з такою похибкою.

На Рис. 5.10, Рис. 5.11 зображено номограми, що дозволяють швидко визначити мінімально необхідне число вимірювань (вимірюваних зразків) для визначення з заданою відносною похибкою  $\delta$  медіанного вмісту  $^{137}\text{Cs}$  в індивідуальній пробі при довірчій імовірності  $p = 0.95$  і відносній похибці вимірювання  $\delta_{\text{изм}}$ , взятій на рівні  $\pm 2\sigma$ . Ці номограми розраховані для випадку консервативних оцінок величини  $s_{\text{н.пр.}}^{\text{Cs}}$ , рівних 0.23 при вимірюванні циліндричного зразка  $100 \text{ см}^3$  і 0.17 (консервативна оцінка) при вимірюванні ємності **Марінелли**  $1000 \text{ см}^3$ . При їхній побудові число вимірюваних зразків, обчислене за формулою ( 5.4), округлене до цілого значення.



**Рис. 5.10.** Номограми розрахунку мінімально необхідного числа вимірюваних циліндричних зразків  $100 \text{ см}^3$  для визначення з заданою відносною похибкою  $\delta$  медіанного вмісту  $^{137}\text{Cs}$  в індивідуальній пробі



**Рис. 5.11.** Номограми розрахунку мінімально необхідного числа вимірюваних зразків у ємності **Марінелі** 1000 см<sup>3</sup> для визначення з заданою відотною похибкою  $\delta$  медіанного вмісту  $^{137}\text{Cs}$  в індивідуальній пробі

Нехай необхідно розрахувати мінімально необхідне число вимірюваних зразків для визначення медіанного вмісту  $^{137}\text{Cs}$  в індивідуальній пробі ґрунту з заданою відотною похибкою  $\delta$  рівною 20%. Проба відібрана в 30-кілометровій зоні і містить паливні частки. Вимірювання зразків можуть бути проведені з відотною похибкою 10% і 30% на рівні  $\pm 2\sigma$ .

- Якщо будуть вимірюватися циліндричні зразки об'ємом 100 см<sup>3</sup>, то за номограмою (Рис. 5.10) їх має бути не менше п'яти при відносній інструментальній похибці вимірювання 10% або не менше шести при відносній інструментальній похибці вимірювання 30%.
- Якщо вимірюваним зразком буде ємність **Марінелі** 1000 см<sup>3</sup>, то з номограми (Рис. 5.11) їх має бути не менше трьох при відносній інструментальній похибці вимірювання 10% або не менше чотирьох наважок при відносній інструментальній похибці вимірювання 30%.

При цьому необхідно підкреслити наступне. Якщо від проби ґрунту (з паливними частками) відбирається і вимірюється тільки один зразок (як це робиться звичайно) з інструментальною похибкою вимірювання  $<10\%$  на рівні  $\pm 2\sigma$ , то визначення вмісту  $^{137}\text{Cs}$  в індивідуальній пробі при довірчій імовірності  $p=0.95$  відбувається з відотною похибкою  $\cong 37\%$  при вимірюванні циліндричного зразка об'ємом 100 см<sup>3</sup> і з відотною похибкою  $\cong 27\%$  при вимірюванні ємності **Марінелі** 1000 см<sup>3</sup>.

Оскільки число **реєстрованих** розпадів пропорційне часу вимірювання, а їхнє число в одиниці часу підпорядковано розподілу Пуассона, для якого дисперсія дорівнює математичному сподіванню, то неважко одержати, що співвідношення між часами одного вимірювання, що забезпечують похибки

$\delta_{\text{изм},t_1}$  і  $\delta_{\text{изм},t_2}$  має вигляд

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

Звідси загальний мінімально необхідний час для визначення з відносною похибкою 20% медіанного вмісту  $^{137}\text{Cs}$  в одній пробі ґрунту (що містить паливні частки) буде:

- у 7.5 рази більше при вимірюванні п'яти циліндричних зразків  $100 \text{ см}^3$  з відносною інструментальною похибкою 10%, аніж шести аналогічних зразків з відносною інструментальною похибкою 30%;
- у 6.8 рази більше при вимірюванні трьох зразків у ємності **Марінеллі**  $1000 \text{ см}^3$  з відносною інструментальною похибкою 10%, аніж чотирьох аналогічних зразків з відносною інструментальною похибкою 30%.

Таким чином, з точки зору часових витрат для досягнення того самого результату вигідніше вимірювати більше зразків але з меншою точністю. З цієї ж точки зору набагато вигідніше (якщо немає обмежень щодо об'єму проби) проводити вимірювання в ємності **Марінеллі**  $1000 \text{ см}^3$ , аніж у циліндричній ємності об'ємом  $100 \text{ см}^3$ .

Мінімально необхідне число вимірюваних зразків за тих же вимог і умов вимірювання для випадку середніх оцінок величини  $s_{\text{н.пр.}}^{\text{Cs}}$  може бути

визначене із співвідношення  $n_{\text{срер.}} = \frac{n_{\text{консер.}}}{k_n}$ , де  $k_n$  визначається за графіком (Рис. 5.12).

Для планування числа вимірюваних зразків при визначенні в одиничній пробі медіанних значень  $^{137}\text{Cs}$ ,  $^{90}\text{Sr}$  або співвідношення  $\text{Cs/Sr}$  для середніх оцінок  $s_{\text{н.пр.}}$  необхідно напряду застосувати вираз (5.4). Однак у першому наближенні для  $^{90}\text{Sr}$  може бути використано номограму, зображену на Рис. 5.10, а для відношення  $\text{Cs/Sr}$  – номограму на Рис. 5.11. При цьому отримане число вимірюваних зразків буде дещо завищеним.

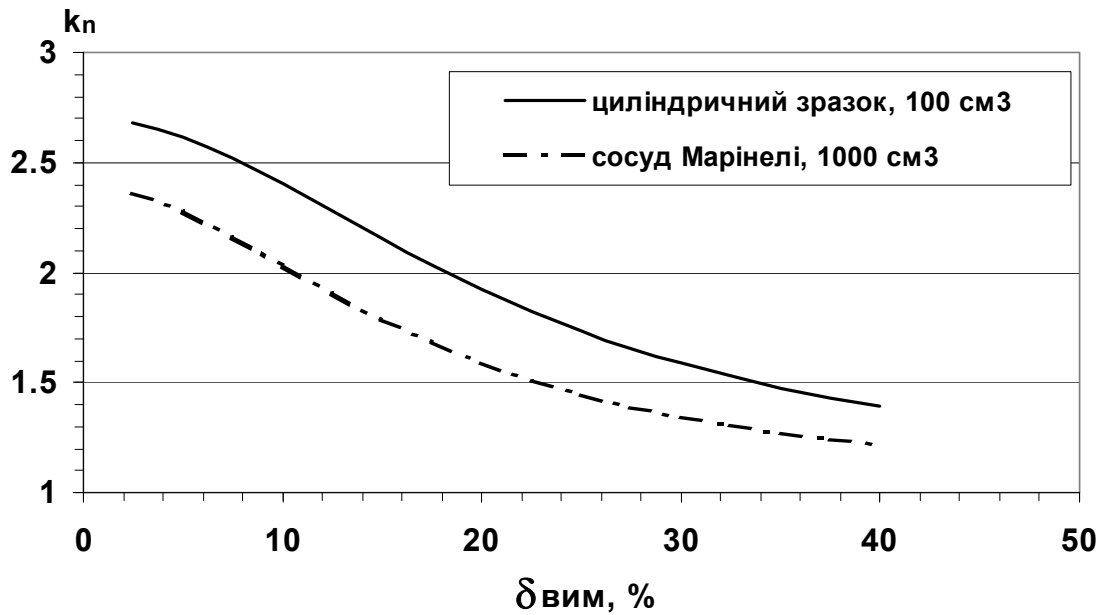


Рис. 5.12. Залежність відношення  $\frac{n_{\text{консер.}}}{n_{\text{срер.}}}$  від відносної похибки вимірювання, взятої на рівні  $\pm 2\sigma$

#### 5.4 Висновки по главі 6.

У результаті проведених досліджень установлено:

- відібрані в 30-кілометровій зоні проби ґрунту, внаслідок присутності паливного компонента радіоактивних випадінь мають істотну об'ємну неоднорідність, що не усувається при гомогенізації;
- вміст  $^{137}\text{Cs}$  в індивідуальній пробі ґрунту, що має об'ємну неоднорідність («гарячі» частки), є випадковою величиною і задовільно описується **логнормальним** законом розподілу імовірностей;
- середнє **квадратичне** відхилення логарифма питомої активності відібраної в 30-кілометровій зоні одиничної проби, обумовлене її об'ємною неоднорідністю, характеризується:
  - за  $^{137}\text{Cs}$  ( $s_{\text{н.пр.}}^{\text{Cs}}$ ) величинами **0.14** (середня оцінка), **0.23** (консервативна оцінка) при вимірюванні циліндричних зразків  $100 \text{ см}^3$  і **0.11** (середня оцінка), **0.17** (консервативна оцінка) при вимірюванні ємності **Марінелі**  $1000 \text{ см}^3$ ;
  - за  $^{90}\text{Sr}$  ( $s_{\text{н.пр.}}^{\text{Sr}}$ ) величиною **0.20** (середня оцінка), при вимірюванні зразків об'ємом  $100 \text{ см}^3$ ;

- за співвідношенням Cs]Sr ( $s_{\text{н.пр.}}^{\text{Cs/Sr}}$ ) величиною **0.15** (середня оцінка), при вимірюванні циліндричних зразків об'ємом 100 см<sup>3</sup>.
- Запропоновано метод розрахунку мінімально необхідного числа вимірюваних зразків, необхідних для визначення із заданою відносною похибкою, медіанного вмісту <sup>137</sup>Cs, <sup>90</sup>Sr і їхнього співвідношення в індивідуальних пробах ґрунту, відібраних у 30-кілометровій зоні (що містять паливні частки).

## 6. Оптимізація відбору проб ґрунту, рослин і молока при радіоекологічному моніторингу

При аналізі результатів спостережень неминуче виникає питання про статистичну достовірність одержуваних висновків, оскільки на число проб, що відбираються і незалежно вимірюються, накладаються обмеження економічного і технічного характеру. Результати і висновки, отримані в попередніх розділах, дозволяють приступити до основної мети досліджень – оптимізації числа проб ґрунту, рослин і молока, що відбираються при радіоекологічному моніторингу з забезпеченням заданої достовірності результатів моніторингу. Мета розглянутої в розд. 6 задачі – планування числа проб, що відбираються, для оцінки середніх значень рівнів забруднення радіонуклідами різних об'єктів або для розрахунку інших характеристик, пов'язаних з рівнями забруднення контрольованих об'єктів, із заданою похибкою і при мінімальному об'ємі проб, що відбираються, і вимірювань, що проводяться. Ця задача може бути успішно вирішена на основі методів **інтервального** оцінювання невідомих параметрів [25–27]. На відміну від точкових оцінок у вигляді одного числа **інтервальні** оцінки шуканих величин характеризують їхню точність (похибку) при заданому рівні надійності. Вони пов'язують похибку визначення шуканих величин з числом проб, що відбираються, (вимірювань, що проводяться).

У випадку нормального закону розподілу випадкової величини з параметрами  $m$  і  $\sigma$  для одержання **інтервальних** оцінок її середнього значення використовується  $U$  критерій (при апріорі відомому значенні  $\sigma$ ) чи  $t$  критерій (при апріорі невідомих значеннях  $m$  і  $\sigma$ ) [25–27]. Іншими словами при нормальному законі розподілу випадкової величини, статистика

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

має нормальний розподіл імовірностей з параметрами 0 і 1, а статистика

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

має розподіл імовірностей **Стюдента** з  $n-1$  ступенями свободи: де  $\bar{x}$  – вибіркове середнє;  $s^2$  – вибіркOVA дисперсія;  $n$  – об'єм вибірки.

Звідси для визначення об'єму вибірки, що гарантує неперевищення заданої абсолютної похибки  $\varepsilon = \bar{x} - m$  при довірчій імовірності  $p$ , маємо два співвідношення

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

при апріорі відомому значенні  $\sigma$  (вираз для  $n$  у явному вигляді) і

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

или

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

при апріорі невідомих значеннях  $m$  і  $\sigma$  (вираз для  $n$  у неявному вигляді), де  $\bar{w} = \frac{s}{x}$  – вибірковий коефіцієнт варіації (отриманий за результатами цієї ж

вибірки);  $\delta = \frac{\varepsilon}{x}$  – відносна похибка;  $U(p)$  – **квантиль** нормального розподілу рівня  $p$ ;  $t(p, n-1)$  – **квантиль** розподілу імовірностей **Стюдента** рівня  $p$  з  $n-1$  ступенями свободи.

Слід зазначити, що при опробуванні покладів корисних копалин різними дослідниками використовується і те і інше співвідношення [30–36]. Однак незважаючи на те, що прогнозований об'єм вибірки на основі

( 6.2) істотно нижче, на практиці вираз ( 6.3) знайшов все ж таки більш широке застосування і навіть рекомендований в [15] для розрахунку мінімально необхідного числа проб для оцінки середнього значення забруднення об'єктів природного середовища радіонуклідами. Це пояснюється тими обставинами, що на практиці дуже рідко апріорі відоме значення дисперсії досліджуваної випадкової величини (параметр  $\sigma$ ). Тому для використання виразу ( 6.3) необхідні попередні дослідження щодо оцінки параметра  $\sigma$ , що вимагають, природно, додаткових витрат.

Тим часом використання формул ( 6.4) з метою планування об'єму проб майбутнього **пробовідбору** не зовсім коректне, оскільки оцінки  $\bar{x}$ ,  $s$  і  $\bar{w}$  (їх ще належить оцінити) параметрів розподілу залежать від планованого об'єму вибірки. Строго кажучи, ці формули дозволяють відповісти на питання:

- чи достатньо вже проведених вимірювань для оцінки середнього значення генеральної сукупності з заданою похибкою і довірчою імовірністю;
- яку мінімальну похибку оцінки середнього значення з заданою довірчою імовірністю забезпечує проведений об'єм вимірювань.

Використання замість оцінки  $\bar{w}$  деякого апріорі заданого значення порушує постулат про відсутність якої-небудь інформації про параметри закону розподілу, на основі якого отримані формули ( 6.4). Використання ж їх формально при апріорі відомому коефіцієнті варіації веде до завищення планованого об'єму проб. Тому розрахований (планований) на основі формул ( 6.4) при апріорі заданому коефіцієнті варіації об'єм проб варто приймати як консервативну (завищену) оцінку.

Виходячи з вище викладеного, на наш погляд планування об'єму проб, що відбираються, при проведенні радіоекологічного моніторингу у випадку нормального закону розподілу контрольованої величини ефективніше прово-

дити на основі  $U$  критерію (вираз ( 6.3)), йдучи на витрати, пов'язані з попередньою оцінкою параметра  $\sigma$ .

З початку 90-х років нами ведуться дослідження з вивчення й оцінки параметрів **варіабельності** вмісту радіонуклідів у різних об'єктах навколишнього середовища [51,56], а також відповідних законів розподілу. Приведені вище **узагальнення цих** досліджень показують, що на **безградієнтних** за забрудненням ділянках щільність забруднення ґрунту радіонуклідами, питомий вміст їх у різній рослинності підпорядковані **логнормальному** закону розподілів імовірностей. **Логнормальним** законом описується також питомий вміст  $^{137}\text{Cs}$  у конкретний момент часу в молоці корів **ОПГ**, що мають загальні пасовища. У випадку **логнормального** закону розподілу питомого вмісту радіонукліда ( $C$ ) у пробах досліджуваного об'єкта, верхня відносна похибка оцінки середнього значення  $\bar{C}$ , відповідно до ( 6.3)

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

де  $\bar{C}_B$  – верхня оцінка середнього значення питомого вмісту радіонукліда в пробах;  $\sigma_{\ln}$  – середнє **квадратичне** відхилення логарифма питомого вмісту радіонукліда в пробах.

Мінімально необхідне число проб для оцінки середнього значення вмісту радіонукліда в пробах досліджуваного об'єкта

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

Як правило, на практиці величина  $\sigma_{\ln}$  оцінюється з деякою похибкою. Замість величини  $\sigma_{\ln}$  береться деяка оцінка  $S_{\ln}$ , отримана на основі тієї чи іншої експериментальної інформації. При цьому відносна похибка мінімально необхідного числа проб (коефіцієнт варіації)  $w_n$ , обумовлена випадковістю цієї оцінки, відповідно до залежності ( 6.7) буде

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

де  $w_{S_{\ln}}$  – коефіцієнт варіації оцінки  $S_{\ln}$ .

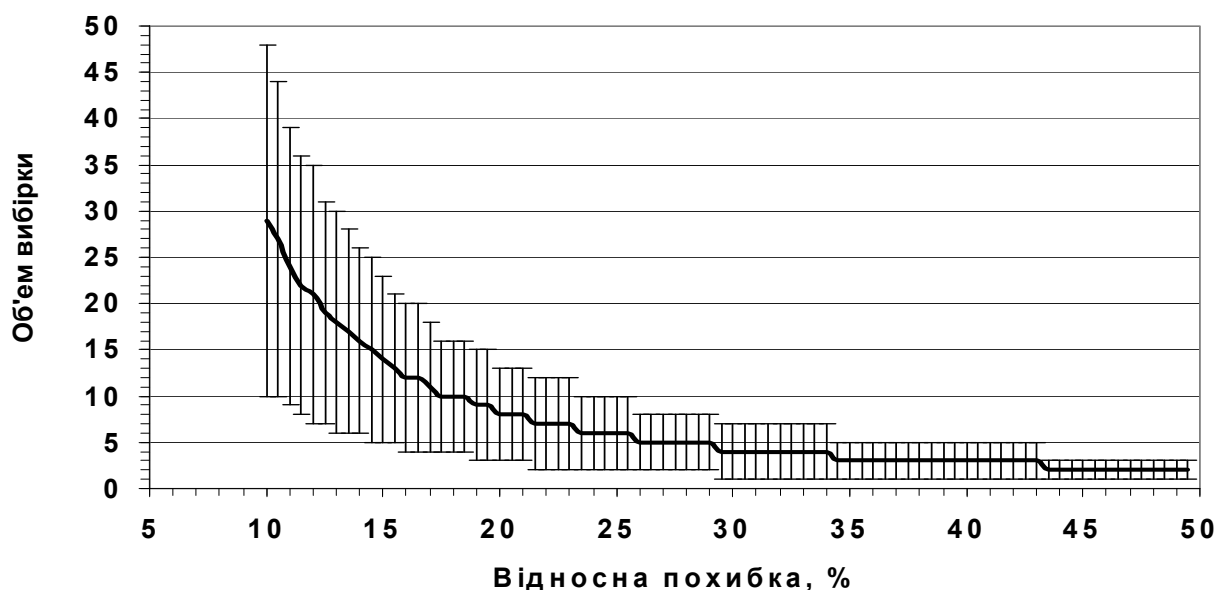
## 6.1 Мінімально необхідне число проб для оцінки середнього значення щільності забруднення ґрунту **безградієнтних** ділянок

Проба ґрунту може бути відібрана двома способами: відбором в одному місці (одиночна, суцільна проба) і об'єднанням декількох одиночних проб (об'єднана чи складена проба). Площа відбору одиночної проби – це або єдина нерозривна область (у нашому випадку один «укол»), або кілька областей, що безпосередньо примикають одна до одної (у нашому випадку кілька поруч розташованих «уколів»). Площа відбору складеної проби – кілька областей, розташованих на такій відстані одна від одної, що вміст радіонуклідів у них взаємно незалежний (одиночні проби розташовані поза областю впливу

один на одного). Природно репрезентативність складеної проби для характеристики середнього рівня забруднення **безградієнтної** ділянки вище, ніж одичної. Відповідно **варіабельність** вмісту радіонуклідів для складених проб менше, ніж для одичних. Тут виявляється повна аналогія опробуванню покладів корисних копалин у рихлих перемішаних мінеральних масах [34–36]. У зв'язку з вищевикладеним, розглянемо планування мінімально необхідної кількості проб ґрунту, що відбираються, для випадку одичних проб і складених проб.

### 6.1.1 Планування об'єму одичних проб

В підрозд. 2.2.1.3 отримано оцінки для середнього **квадратичного** відхилення логарифма щільності забруднення ґрунту  $^{137}\text{Cs}$  для одичних проб з різною площею **пробовідбору**. Відповідно до викладених результатів статистичних висновків (див. ( 6.6)) була побудована номограма (Рис. 6.1), що дозволяє швидко визначити мінімально необхідну кількість одичних проб для одержання середнього значення щільності забруднення ґрунту  $^{137}\text{Cs}$  **безградієнтної** ділянки з заданою відносною похибкою  $\delta$  і при довірчій імовірності  $p=0.95$ , при відносній похибці вимірювання  $\delta_{\text{взм}} \leq 10\%$  на рівні  $\pm\sigma$ .



**Рис. 6.1.** Номограми розрахунку мінімально необхідного об'єму вибірки для оцінки середнього значення щільності забруднення ґрунту  $^{137}\text{Cs}$  з заданою відносною похибкою на **безградієнтній** ділянці при відносній похибці вимірювання  $\delta_{\text{взм}} \leq 10\%$  на рівні  $\pm\sigma$ .

На номограмі також показані можливі похибки для  $n$  на рівні  $\pm\sigma$ . Ці похибки обумовлені розкидом оцінки середнього **квадратичного** відхилення логарифма щільності забруднення ґрунту  $^{137}\text{Cs}$  внаслідок впливу випадкових факторів при відборі одичних проб на різних ландшафтах і слідах випадіння. При

обчисленнях кількість проб була округлена "вгору" до найближчого цілого значення, що привело до ступінчастості номограми.

Розглянемо наступний приклад. Нехай необхідно визначити мінімальний об'єм вибірки для оцінки середнього значення щільності забруднення ґрунту  $^{137}\text{Cs}$  деякої рівномірно забрудненої ділянки з відносною похибкою 30%. Наявна вимірювальна апаратура дозволяє визначати вміст  $^{137}\text{Cs}$  у пробах ґрунту з відносною похибкою на рівні  $\pm\sigma$ , що не перевищує 10%. На основі отриманої номограми (Рис. 6.1) знаходимо – необхідно відібрати не менше чотирьох незалежних одиничних проб (у середньому) або сім незалежних одиничних проб (з урахуванням похибки). Площа **пробовідбору** має бути  $>0.005 \text{ м}^2$ . У кожній такій пробі має бути окремо виміряно вміст  $^{137}\text{Cs}$ . Якщо проби будуть відібрані **пробовідбірником** з меншою площею **пробовідбору**, плановане число проб має бути скоректоване з урахуванням залежності (2.7).

Якщо відносна похибка вимірювання вмісту  $^{137}\text{Cs}$  в ґрунті на рівні  $\pm\sigma$  перевищує 10%, необхідно відібрати додаткове число проб для того, щоб врахувати (компенсувати) її при оцінці середнього значення щільності забруднення ґрунту з заданою відносною похибкою.

У нашому випадку, з огляду на співвідношення

(2.3) за довільної, але відомої помилки вимірювання (на рівні  $\pm\sigma$ )  $\delta_{\text{изм}}$  =  $W_{\text{изм}} \approx S_{\text{изм}}$ , дисперсію логарифма щільності забруднення ґрунту  $^{137}\text{Cs}$  представимо у вигляді двох складових:

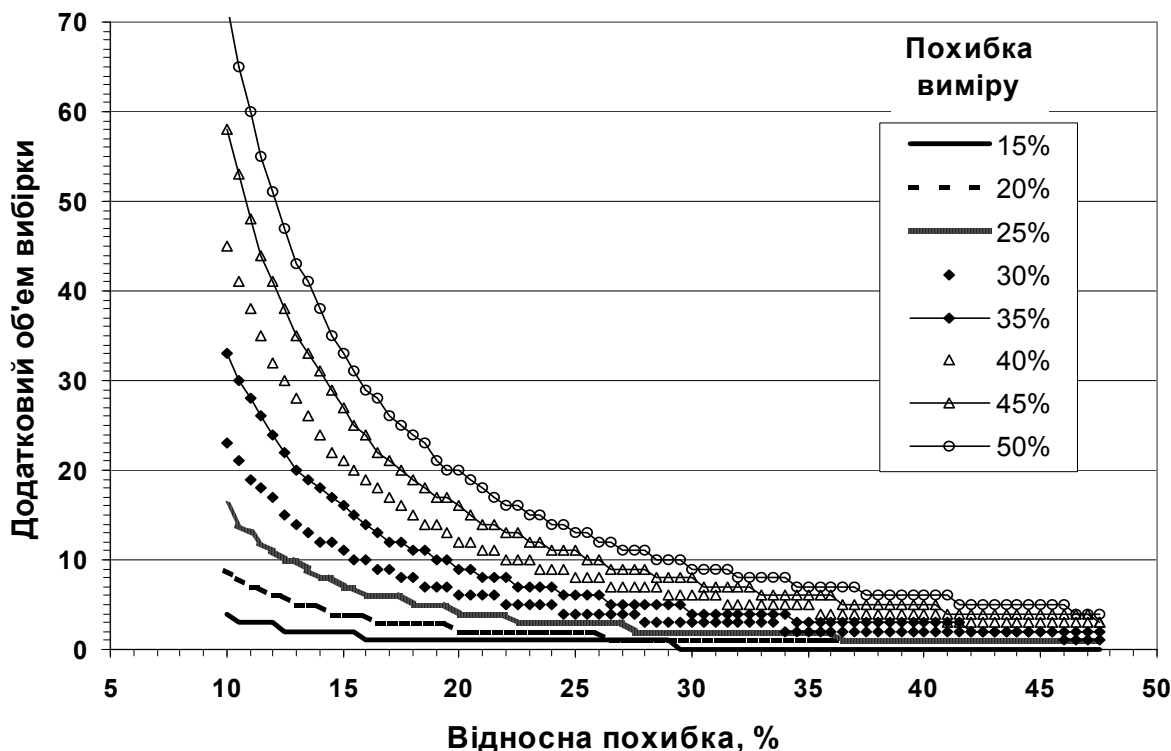
$$s_{\text{п}}^2 = s_{\text{п},0}^2 + s_{\text{изм}}^2 = (s_{\text{п},0}^2 + 0.01) + (s_{\text{изм}}^2 - 0.01) \cong s_{\text{осн}}^2 + s_{\text{доп}}^2 \quad (6.8)$$

де  $s_{\text{п},0}^2$  – дисперсія логарифма щільності забруднення ґрунту, без врахування похибок вимірювання зразків ґрунтових проб;  $s_{\text{изм}}^2 = \delta_{\text{изм}}^2$  – дисперсія логарифма щільності забруднення ґрунту, обумовлена похибкою вимірювання;  $s_{\text{осн}}^2$  – основна дисперсія логарифма щільності забруднення ґрунту, обумовлена мікронеоднорідністю забруднення ділянки, природною **мікронеоднорідністю** ґрунту, об'ємною неоднорідністю проби (наявністю паливних часток), процесом підготовки проб до вимірювання та вибором вимірюваного зразка, похибкою еталонного зразка і 10%-ю похибкою вимірювання;  $s_{\text{доп}}^2$  – додаткова дисперсія логарифма щільності забруднення ґрунту, обумовлена частиною похибки вимірювання  $>10\%$ .

На Рис. 6.2 наведено номограму, що дозволяє швидко визначити додаткову мінімально необхідну кількість проб для забезпечення необхідної відносної похибки  $\delta$  при оцінці середнього значення щільності забруднення ґрунту  $^{137}\text{Cs}$  на **безградієнтній** ділянці.

Слід зазначити, що отримана номограма є універсальною. Її можна використовувати для планування об'єму проб різних об'єктів, що відбираються (ґрунт, рослини, продукти харчування і т.д.), якщо вимірювання відібраних проб будуть проводитися з відносною похибкою, що перевищує 10%.

Розглянемо наступний приклад. Нехай вимірювання вмісту  $^{137}\text{Cs}$  у ґрунті будуть проводитися з відносною похибкою, рівною 20% (рівень  $\pm\sigma$ ), то на основі номограми (Рис. 6.2) необхідно додатково відібрати ще дві проби. Таким чином, для обговорених вище умов загальний мінімально необхідний об'єм вибірки для оцінки  $^{137}\text{Cs}$  дорівнює шести (у середньому) або дев'ять (з урахуванням похибки) незалежних одиничних проб. При цьому площа **пробовідбору** кожної одиничної проби має бути  $>0.005 \text{ м}^2$  і вони повинні вимірюватися окремо одна від одної.



**Рис. 6.2.** Номограми розрахунку мінімально необхідного додаткового об'єму вибірки для оцінки середнього забруднення з заданою відносною похибкою при відносній похибці вимірювання на рівні  $\pm\sigma$ , що перевищує 10%.

Таким чином, пропонується методика розрахунку мінімально необхідного об'єму вибірки (одиничних проб) для оцінки середнього значення щільності забруднення ґрунту  $^{137}\text{Cs}$  рівномірно забрудненої ділянки з заданою відносною похибкою.

### 6.1.2 Планування об'єму складених проб

Як уже відзначалося, складена чи об'єднана проба формується об'єднанням кількох одиничних проб, розташованих на такій відстані одна від одної, при якій вмісти радіонуклідів у них взаємно незалежні (одиничні проби розташовані поза областю їх взаємовпливу). Розглянемо тільки той випадок, коли всі одиничні проби ґрунту мають ті ж самі площу **пробовідбору** й об'єм, а також коли вся маса відібраного ґрунту включена в складену пробу (у

польових умовах не здійснюється гомогенізація проби і відбір від неї деякої частини).

Дисперсія логарифма щільності забруднення ґрунту  $^{137}\text{Cs}$  **безградієнтних** за забрудненням ділянок має дві складові:

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

де  $s_{\text{н.пл.}}^2$  – дисперсія логарифма щільності забруднення ґрунту, обумовлена мікронеоднорідністю забруднення ділянки (**варіабельність** між точками ділянки);  $s_{\text{н.т.пл.}}^2 = s_{\text{н.пр.}}^2 + s_{\text{изм.}}^2$  – дисперсія логарифма щільності забруднення ґрунту, обумовлена **варіабельністю** визначення забруднення в точці ділянки.

Нехай кожна складена проба ґрунту формується з  $m$  одиничних проб ґрунту. Оскільки одиничні проби незалежні, то для складених проб дисперсія, обумовлена мікронеоднорідністю забруднення ділянки (**варіабельність**

між точками відбору складених проб), дорівнює  $s_{\text{н.пл.сос.}}^2 = \frac{s_{\text{н.пл.ед.}}^2}{m}$  (диспер-

сія середнього значення). Внаслідок усереднення відбувається віртуальне вирівнювання оцінки забруднення ділянки радіонуклідами. Дисперсія одинич-

ної проби ґрунту  $s_{\text{н.пл.ед.}}^2$  в загальному випадку залежить від площі **пробовід-**

**бірника** і виду радіоактивних випадінь. Однак при площі **пробовідбору**  $\geq 0.005 \text{ м}^2$  ця залежність практично **відсутня**. Вона може бути оцінена на основі

результатів **пробовідбору** і виразу (6.9)  $s_{\text{н.пл.ед.}}^2 = s_{\text{п.ед.}}^2 - s_{\text{н.пр.ед.}}^2 - s_{\text{изм.}}^2$ .

З дисперсією  $s_{\text{н.пр.сос.}}^2$ , обумовленою об'ємною неоднорідністю складеної проби ґрунту, справа складніша. У складеній пробі об'ємна неоднорідність вхідних у її склад одиничних проб **усереднюється**, але не ясно яким чином цей процес залежить від числа і параметрів «гарячих» часток, що входять в одиничні проби. Тому в першому наближенні будемо вважати, що об'ємна неоднорідність складеної проби ґрунту в середньому така ж, як і одиничної проби (консервативна оцінка неоднорідності). Тоді в першому наближенні  $s_{\text{н.пр.сос.}}^2 \cong s_{\text{н.пр.ед.}}^2$ .

Враховуючи вищевикладене, середнє **квадратичне** відхилення логарифма щільності забруднення ґрунту  $^{137}\text{Cs}$  **безградієнтної** за забрудненням ділянки для складених проб можна оцінити величиною

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

Мінімально необхідне число складених проб для оцінки середнього значення забруднення ґрунту  $^{137}\text{Cs}$  **безградієнтної** ділянки оцінюється також за формулою (6.6). При необхідній відносній похибці  $\delta$  мінімально необхідний об'єм складених проб може бути визначено через відповідний об'єм одиничних проб за співвідношенням

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

В розд. 2. отримано оцінки дисперсії (середнього **квадратичного** відхилення) логарифма щільності забруднення ґрунту  $^{137}\text{Cs}$  **безградієнтних** за забрудненням ділянок  $s_{\text{п}}^2$  при вимірюванні циліндричного зразка  $100 \text{ см}^3$ . При вимірюванні в ємності **Марієллі**  $1000 \text{ см}^3$  ця величина природно буде іншою. Враховуючи те, що дисперсія  $s_{\text{н.пл.}}^2$  не залежить від вимірюваного зразка, при приблизно однакових похибках вимірювання, дисперсія логарифма щільності забруднення ґрунту  $^{137}\text{Cs}$  **безградієнтних** за забрудненням ділянок при вимірюванні зразка в ємності **Марієллі** об'ємом  $1000 \text{ см}^3$  може бути оцінена величиною

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

Для випадку консервативних оцінок величин  $s_{\text{н.пр.}}^2$  (див. розд. 5) маємо

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

У табл. 6.1 приведено відповідні значення середніх **квадратичних** відхилень логарифма щільності забруднення ґрунту  $^{137}\text{Cs}$  **безградієнтних** ділянок для складених проб ( $m=5$ ), сформованих з одиничних проб на основі **пробовідбірника** з площею **пробовідбору**  $0.00107 \text{ м}^2$  і при консервативних оцінках величин  $s_{\text{н.пр.}}^2$ .

Як видно з табл. 6.1, величина площі **пробовідбору** практично не впливає на величину середнього **квадратичного** відхилення логарифма щільності забруднення ґрунту  $^{137}\text{Cs}$  **безградієнтних** ділянок починаючи з площі  $0.005 \text{ м}^2$  (5 «уколів») при вимірюванні в обох **геометріях** одиничних і складених проб відповідно. При використанні складених проб ( $m=5$ ) мінімально необхідний об'єм проб, що відбираються, для забезпечення заданої точності оцінки середнього значення щільності забруднення ґрунту **безградієнтної** ділянки, скорочується всього в 1.3–1.4 рази при вимірюванні циліндричного зразка  $100 \text{ см}^3$  і в 1.5–1.6 рази при вимірюванні ємності **Марієллі**  $1000 \text{ см}^3$ .

Таблиця 6.1

Середні **квадратичні** відхилення логарифма щільності забруднення ґрунту  $^{137}\text{Cs}$  **безградієнтних** ділянок при відборі одиничних і складених проб і співвідношення між мінімально необхідними об'ємами проб

Площа відбору одиночної про- би	Конденсаційні сліди випадіннь			Паливні сліди випадіннь		
	$S_{п.ед.}$	$S_{п.сос.}$	$n_{ед.}/n_{сос.}$	$S_{п.ед.}$	$S_{п.сос.}$	$n_{ед.}/n_{сос.}$
<b>Вимірюваний зразок – циліндр об'ємом 100 см<sup>3</sup></b>						
0.001 м <sup>2</sup> (1 укол)	0.35	0.27	1.64	0.51	0.32	2.54
0.002 м <sup>2</sup> (2 уколи)	0.32	0.27	1.43	0.40	0.29	1.93
0.003 м <sup>2</sup> (3 уколи)	0.31	0.26	1.36	0.35	0.27	1.65
0.004 м <sup>2</sup> (4 уколи)	0.30	0.26	1.32	0.33	0.27	1.49
0.005 м <sup>2</sup> (5 уколів)	0.30	0.26	1.30	0.31	0.26	1.38
<b>Вимірюваний зразок – ємність <b>Марінеллі</b> об'ємом 1000 см<sup>3</sup></b>						
0.001 м <sup>2</sup> (1 укол)	0.31	0.23	1.94	0.49	0.28	3.01
0.002 м <sup>2</sup> (2 уколи)	0.28	0.22	1.65	0.37	0.24	2.31
0.003 м <sup>2</sup> (3 уколи)	0.26	0.21	1.55	0.32	0.23	1.95
0.004 м <sup>2</sup> (4 уколи)	0.26	0.21	1.49	0.29	0.22	1.73
0.005 м <sup>2</sup> (5 уколів)	0.25	0.21	1.46	0.27	0.21	1.58

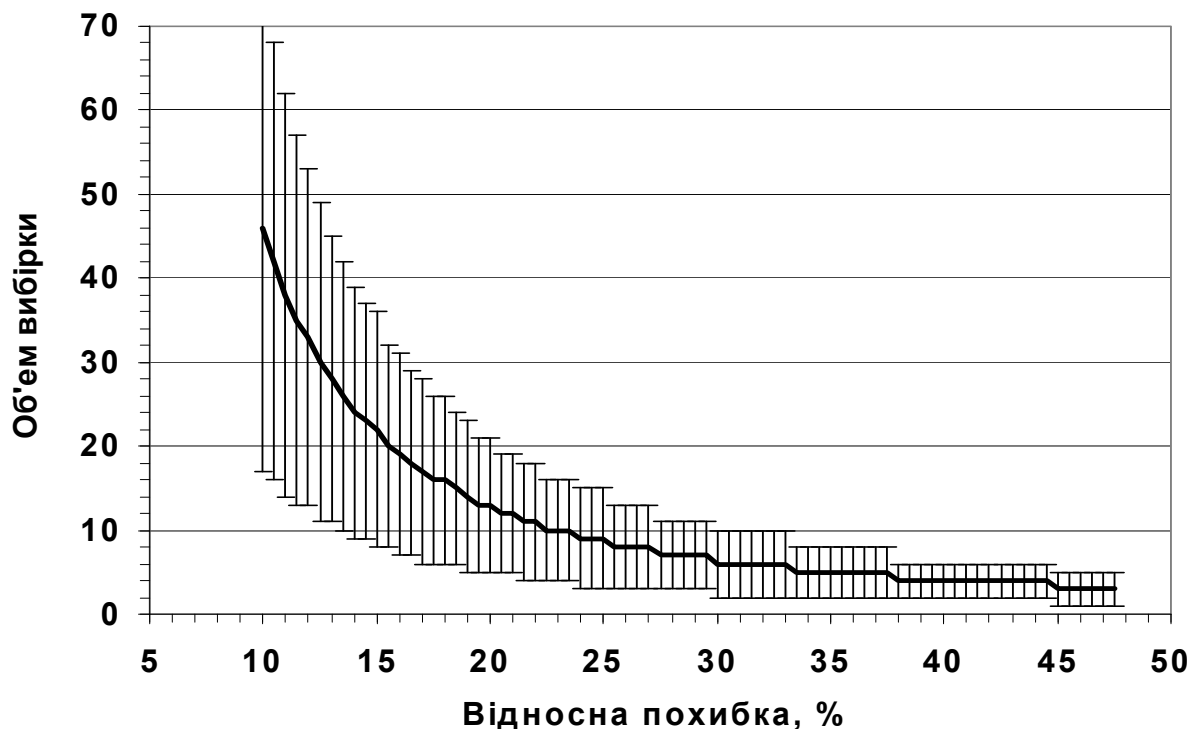
## 6.2 Мінімально необхідне число проб для оцінки середнього значення вмісту <sup>137</sup>Cs у рослинах на безградієнтних за забрудненням ділянках

Відповідно до викладених результатів статистичних висновків і оцінкою для середнього **квадратичного** відхилення логарифма питомого вмісту <sup>137</sup>Cs у рослинах, отриманою в підрозд. 2.3, на Рис. 6.3 наведено номограму. Вона дозволяє швидко визначити мінімально необхідну кількість проб для оцінки середнього значення питомого вмісту <sup>137</sup>Cs у рослинах на **безградієнтній** ділянці з заданою відносною похибкою  $\delta$  і довірчою імовірністю  $p=0.95$ , при відносній похибці вимірювання  $\delta_{изм} \leq 10\%$  на рівні  $\pm\sigma$ . Там же показані можливі похибки для  $n$  (інтервал, що містить 90% усіх можливих значень – рівень значущості 0.05). Ці похибки викликані розкидом оцінки середнього **квадратичного** відхилення логарифма вмісту <sup>137</sup>Cs, обумовленим випадковими **факторами**, що не враховуються. При обчисленнях прогнозоване число проб було округлене "вгору" до найближчого цілого значення, що привело до ступінчастості номограми.

У тому випадку, якщо відносна похибка вимірювання питомого вмісту <sup>137</sup>Cs у рослинності на рівні  $\pm\sigma$  перевищує 10%, необхідно відібрати додаткове число проб для того, щоб врахувати (компенсувати) її при оцінці середнього значення питомого вмісту <sup>137</sup>Cs у рослинах з заданою відносною похибкою (Рис. 6.2).

Розглянемо наступний приклад. Нехай необхідно визначити мінімальний об'єм вибірки для оцінки середнього значення питомого вмісту <sup>137</sup>Cs у рослинах на деякій **безградієнтній** ділянці з відносною похибкою 25%. Якщо вимірювання питомого вмісту <sup>137</sup>Cs у рослинності будуть проведені з відносною похибкою  $\leq 10\%$  на рівні  $\pm\sigma$ , то на основі отриманої номограми (Рис. 6.3) необхідно відібрати не менше дев'яти (у середньому) або

п'ятнадцяти (з урахуванням похибки) незалежних проб. Якщо вимірювання питомого вмісту  $^{137}\text{Cs}$  у рослинності будуть проведені з відносною похибкою, рівною 20% для рівня  $\pm\sigma$ , то на основі номограми (Рис. 6.2) необхідно додатково відібрати ще дві проби.



**Рис. 6.3.** Номограми розрахунку мінімально необхідного об'єму вибірки для оцінки середнього значення питомого вмісту  $^{137}\text{Cs}$  у рослинах з заданою відносною похибкою на **безградієнтній** ділянці при відносній похибці вимірювання  $\delta_{\text{изм}} \leq 10\%$  на рівні  $\pm\sigma$

Загальний мінімальний об'єм вибірки для оцінки середнього значення питомого вмісту  $^{137}\text{Cs}$  у рослинності дорівнює 10 (у середньому) або 13 (з урахуванням похибки) незалежних проб. При цьому всі проби мають відбиратися і вимірюватися окремо одна від одної.

Таким чином, розроблено метод розрахунку мінімально необхідного об'єму вибірки для оцінки середнього вмісту  $^{137}\text{Cs}$  у рослинності на **безградієнтній** ділянці з заданою відносною похибкою. Для зручності його практичного використання побудовані відповідні номограми.

Проведене порівняння показало, якщо параметри **розкиду** забруднення проб ґрунту і рослин на **безградієнтній** ділянці, обчислені безпосередньо за результатами **пробовідбору** будуть відповідно рівні отриманим вище середнім значенням (для ґрунтів  $S_{\text{п}}=0.31$ , для рослин  $S_{\text{р}}=0.39$ ), то отримані по номограмах мінімальні кількості проб ґрунту і рослин приблизно вдвічі менше ніж те число проб, що могло бути отримане на основі співвідношення ( 6.4) при довірчій імовірності  $p=0.95$  і за тих же вимог до точності оцінюваних величин.

### 6.3 Мінімально необхідне число проб для оцінки коефіцієнтів переходу $^{137}\text{Cs}$ у ланцюзі «ґрунт–рослини»

Проблема одержання достовірних оцінок коефіцієнтів переходу в ланцюзі «ґрунт–рослини» у конкретних умовах – одна з найважливіших при прогнозуванні забруднення рослин. З точки зору планування й оптимізації відбору сполучених проб при цьому можна виділити дві основні задачі:

- визначення мінімально необхідного числа сполучених проб для оцінки середнього значення коефіцієнта переходу в ланцюзі «ґрунт–рослини» з заданою відносною похибкою;
- визначення мінімально необхідного числа сполучених проб для достовірної оцінки розходження між коефіцієнтами переходу в ланцюзі «ґрунт–рослини» для різних умов з заданою довірчою імовірністю.

#### 6.3.1 Мінімально необхідне число сполучених проб для оцінки середнього значення коефіцієнтів переходу з заданою похибкою

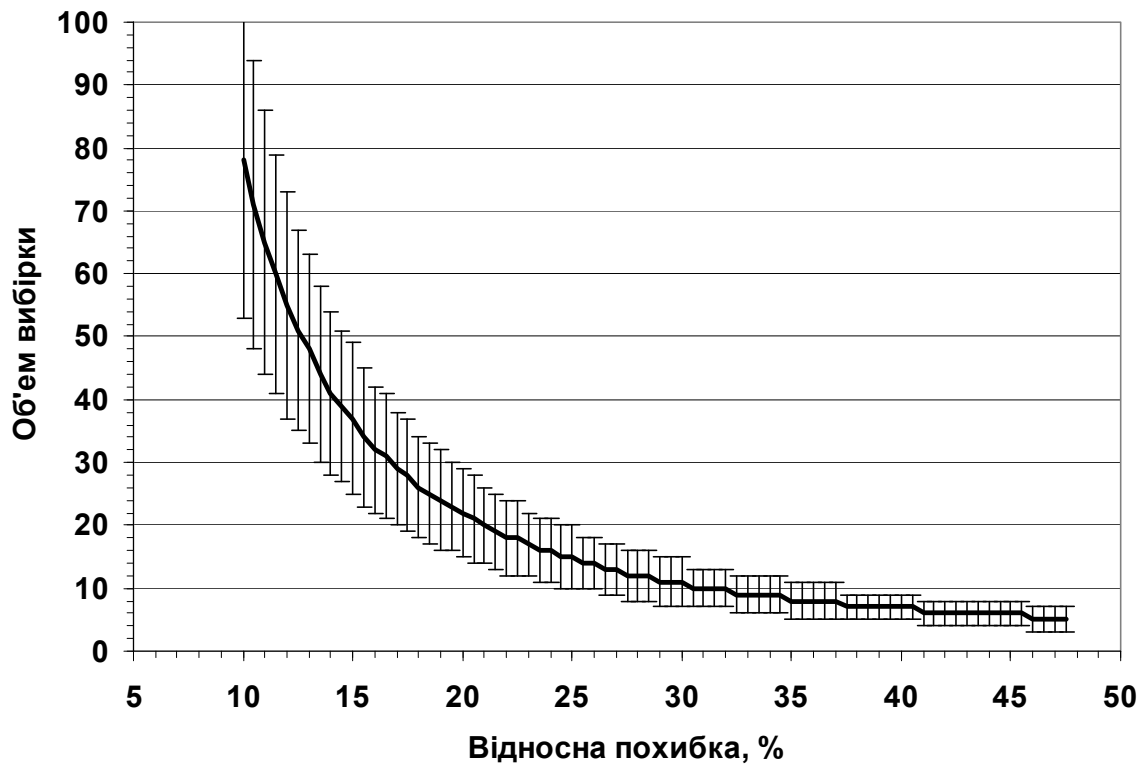
Відповідно до приведених результатів статистичних висновків і оцінки середнього **квадратичного** відхилення логарифма коефіцієнта переходу  $^{137}\text{Cs}$  у ланцюзі «ґрунт–рослини», отриманої в розд. 3. була побудована номограма (Рис. 6.4). Вона дозволяє швидко визначити мінімально необхідну кількість сполучених проб «ґрунт–рослини», для оцінки середнього значення коефіцієнта переходу  $^{137}\text{Cs}$  у рослини з заданою відносною похибкою  $\delta$  і довірчою імовірністю  $p=0.95$ , при відборі сполучених проб «ґрунт–рослина» на ділянках  $\approx 1 \text{ м}^2$  (площа **відбору** проб ґрунту  $>0.005 \text{ м}^2$ ) і при відносній похибці вимірювання вмісту радіонукліда в ґрунті і рослинах  $\delta_{\text{изм}} \leq 10\%$  на рівні  $\pm\sigma$ . Там же **наведені** можливі похибки для  $n (\pm\sigma)$ . Ці похибки обумовлені розкидом оцінки середнього **квадратичного** відхилення логарифма вмісту  $^{137}\text{Cs}$  і пов'язані з випадковими факторами, що не враховуються. При обчисленнях прогнозовану кількість проб було округлено "вгору" до найближчого цілого значення, що привело до ступінчастості номограми.

У тому випадку, якщо відносна похибка вимірювання вмісту  $^{137}\text{Cs}$  у ґрунті або в рослинах  $>10\%$  на рівні  $\pm\sigma$ , необхідно відібрати додаткове число проб для того, щоб врахувати (компенсувати) її при оцінці середнього значення коефіцієнта переходу радіонукліда в ланцюзі «ґрунт–рослини» з заданою відносною похибкою. Використовуючи розкладення (6.8), співвідношення (3.3) і нерівність **Коши–Буняковського** для дисперсії коефіцієнта переходу, одержуємо оцінку

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

де  $s_{k \text{ осн}}^2$  – дисперсія коефіцієнта переходу в ланцюзі «ґрунт–рослини» (основна) при 10% похибці вимірювання вмісту радіонукліда в пробах ґрунту і рослин;  $s_{k \text{ доп}}^2$  – додаткова дисперсія коефіцієнта переходу в ланцюзі «ґрунт–

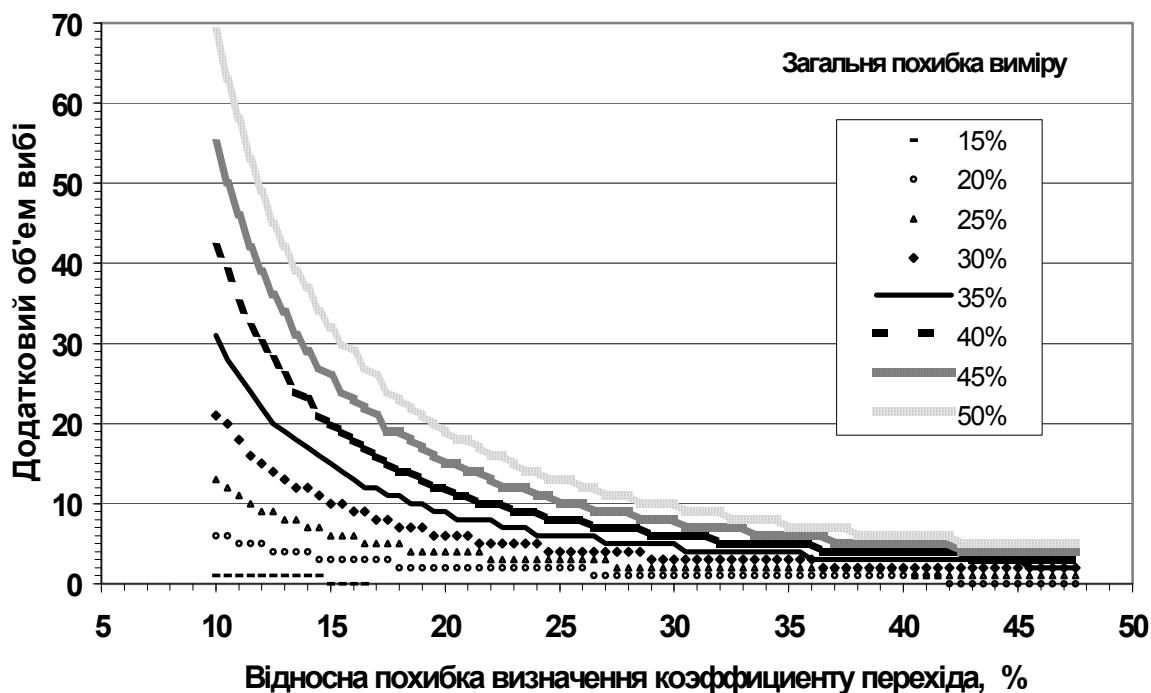
рослини», обумовлена частиною похибки вимірювання вмісту радіонукліда у вимірюваних зразках ґрунту і рослин вище 10%.



**Рис. 6.4.** Номограми розрахунку мінімально необхідного об'єму сполучених проб для оцінки середнього значення коефіцієнта переходу в ланцюзі «ґрунт–рослини» з заданою відносною похибкою на **безградієнтній** ділянці при відносній похибці вимірювання вмісту  $^{137}\text{Cs}$  у пробах ґрунту і рослин  $\delta_{\text{изм}} \leq 10\%$  на рівні  $\pm\sigma$ .

На Рис. 6.5 наведено номограму, що дозволяє швидко визначити додаткову мінімально необхідну кількість сполучених проб «ґрунт–рослини» для оцінки середнього значення коефіцієнта переходу з необхідною відносною похибкою  $\delta$  при заданій загальній відносній похибці вимірювання

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



**Рис. 6.5.** Номограми розрахунку мінімально необхідного додаткового об'єму сполученої вибірки для оцінки середнього значення коефіцієнта переходу з заданою відносною похибкою при загальній відносній похибці вимірювання вмісту радіонукліда у пробах ґрунту і рослин  $>10\%$  на рівні  $\pm\sigma$

Розглянемо наступний приклад. Нехай необхідно визначити мінімальний об'єм сполученої вибірки для оцінки середнього значення коефіцієнта переходу  $^{137}\text{Cs}$  у ланцюзі «ґрунт–рослини» з відносною похибкою 30%. Якщо вимірювання вмісту  $^{137}\text{Cs}$  у пробах ґрунту і рослинності будуть проводитися з відносною похибкою  $\leq 10\%$  на рівні  $\pm\sigma$ , то на основі отриманої номограми (Рис. 6.4) необхідно відібрати не менше 11 (у середньому) або 15 (з урахуванням похибки) незалежних сполучених проб. Якщо вимірювання вмісту  $^{137}\text{Cs}$  у пробах ґрунту і рослинності будуть проводитися із сумарною (загальною) відносною похибкою, рівною 20% на рівні  $\pm\sigma$ , то на основі номограми (Рис. 6.85) необхідно додатково відібрати ще 2 сполучені проби. У результаті необхідно в середньому відібрати не менше 13 (у середньому) або 17 (з урахуванням похибки) незалежних сполучених проб. При цьому при відборі сполучених проб «ґрунт–рослини» площа **пробовідбору** рослин  $\approx 1 \text{ м}^2$ , а площа відбору проб ґрунту  $>0.005 \text{ м}^2$  і кожна проба ґрунту і рослин вимірюється окремо.

### 6.3.2 Мінімально необхідне число сполучених проб для оцінки розходження між коефіцієнтами переходу з заданою довірчою імовірністю

З метою мінімізації впливу радіоактивного забруднення сільськогосподарських угідь на забруднення продукції сільського господарства і, нарешті, на **дозові** навантаження на населення розробляються заходи (контрзаходи), що знижують надходження радіонуклідів у сільськогосподарську продукцію [69]. Серед усієї безлічі контрзаходів існує досить репрезентативна їхня підмножина, що знижує коефіцієнти переходу радіонуклідів із ґрунту в рослини. Оцінка економічної і радіологічної ефективності таких контрзаходів вимагає одержання достовірних оцінок розходження відповідних коефіцієнтів переходу в ланцюзі «ґрунт–рослина».

З теорії статистичних висновків відомо [27,54], якщо дві сукупності мають нормальні розподіли з параметрами  $N(m_x; \sigma_x)$  і  $N(m_y; \sigma_y)$ , і з них взято вибірки об'ємами  $n_x$ ,  $n_y$  і отримано відповідні вибіркові середні  $\bar{x}$  і  $\bar{y}$ , то статистика

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

також має нормальний розподіл з параметрами  $N(0;1)$ .

У розглянутому нами випадку нормальний розподіл імовірностей мають логарифми коефіцієнтів переходу, причому  $\sigma_x = \sigma_y = s_k$ . Звідси кратність відношення двох коефіцієнтів переходу  $K_{\Pi^1}$  і  $K_{\Pi^2}$  ( $K_{\Pi^1} > K_{\Pi^2}$ ) буде значущою з імовірністю  $p$ , якщо виконана умова

$$\ln \left( \frac{K_{\Pi_{me}^1}}{K_{\Pi_{me}^2}} \right) \geq U_p \cdot s_k \cdot \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}} \quad (6.16)$$

де  $K_{\Pi_{me}^1}$  ( $K_{\Pi_{me}^2}$ ) – вибіркові медіани коефіцієнтів переходу.

Отримане співвідношення дозволяє при довірчій імовірності, що задається, планувати мінімальне число сполучених проб «ґрунт–рослини», необ-

хідних для підтвердження очікуваної кратності  $d = \frac{K_{\Pi_{me}^1}}{K_{\Pi_{me}^2}}$  (очікуваного роз-

ходження) для коефіцієнтів переходу.

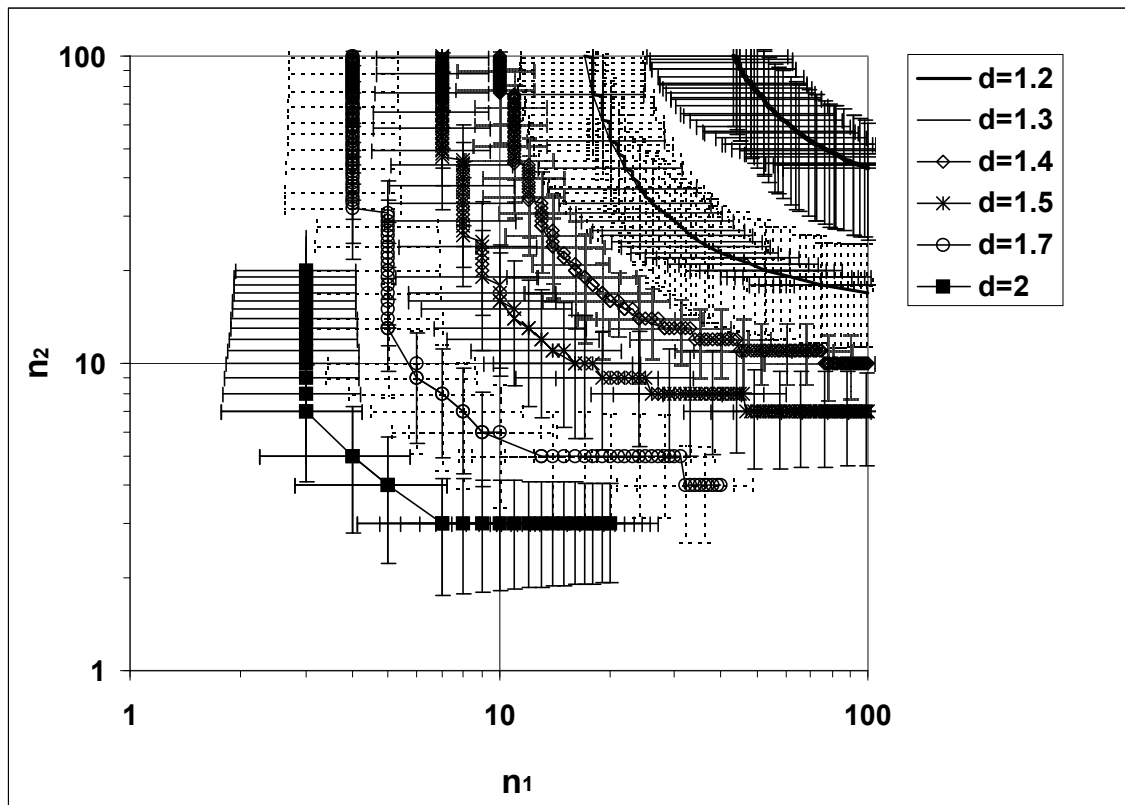
Оскільки оцінка  $s_k$  є випадковою величиною, то для заданого (очікуваного) значення  $d$  відповідно до рівності

(6.16), правил оцінки дисперсії функції випадкових змінних [25,27] і також з огляду на симетричність задачі (приймаючи, що  $w_{n_1} = w_{n_2}$ ), відносна похибка (коефіцієнт варіації) величини  $n_1(n_2)$  може бути оцінена як

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

де  $w_{s_k} = 0.16$  (див. розд. 3. ).

Відповідно до результатів приведених статистичних висновків, і оцінкою для середнього **квадратичного** відхилення логарифма коефіцієнтів переходу  $^{137}\text{Cs}$  у ланцюзі «грунт–рослини», отриманою в розд. 3. , була побудована номограма (Рис. 6.6). Вона дозволяє швидко визначити мінімально необхідну кількість сполучених проб «грунт–рослини», для порівняння медіанних значень двох коефіцієнтів переходу радіонукліда в рослини при довірчій імовірності  $p=0.95$ . При відборі сполучених проб «грунт–рослини» площа **пробовідбору** рослин  $\approx 1 \text{ м}^2$ , а площа відбору проби ґрунту  $>0.005 \text{ м}^2$ . Кожна проба ґрунту і рослин вимірюється окремо і відносні похибки вимірювання вмісту радіонукліда в ґрунті і рослинах  $\delta_{\text{изм}} \leq 10\%$  на рівні  $\pm\sigma$ .



**Рис. 6.6.** Номограми розрахунку мінімально необхідних об'ємів сполучених проб для порівняння медіанних значень коефіцієнтів переходу в ланцюзі «грунт–рослини» і при відносній похибці вимірювання вмісту  $^{137}\text{Cs}$  у пробах ґрунту і рослин  $\delta_{\text{изм}} \leq 10\%$  на рівні  $\pm\sigma$  ( $d$  – очікувана кратність розходження)

Там же показані можливі похибки для  $n$  ( $\pm\sigma$ ). Ці похибки обумовлені розкидом оцінки середнього **квадратичного** відхилення логарифма вмісту

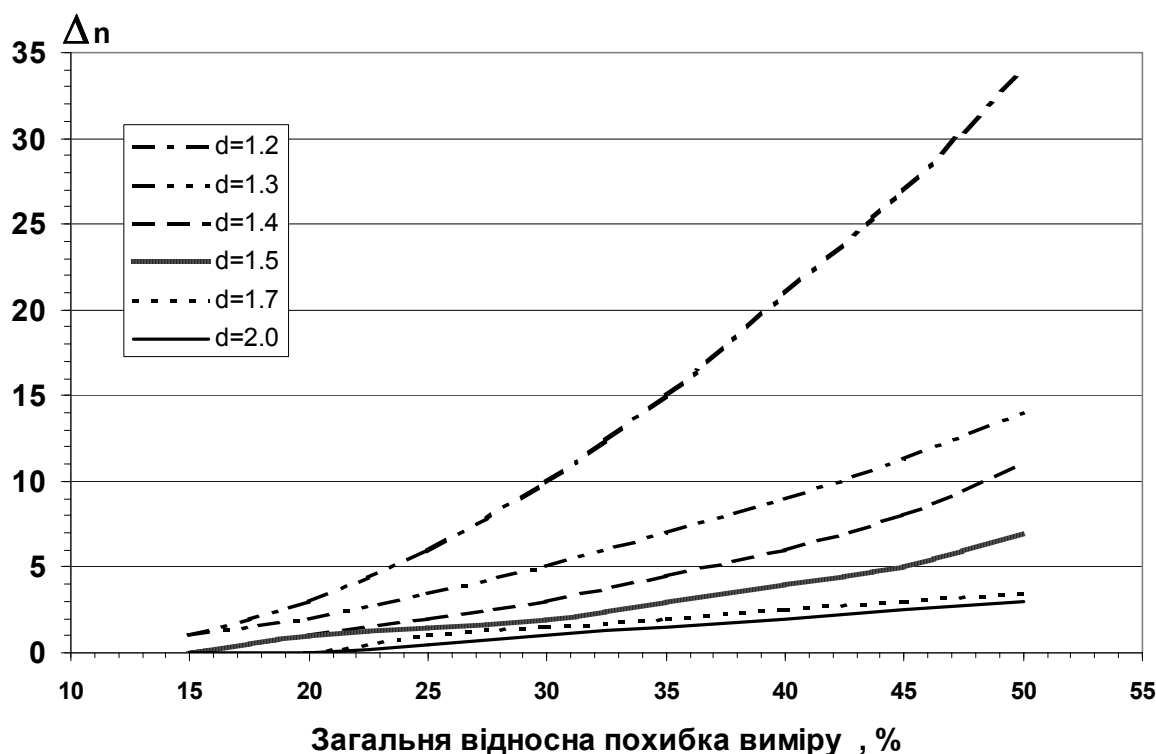
$^{137}\text{Cs}$  і пов'язані з випадковими факторами, що не враховуються. При обчисленнях прогнозовану кількість проб було округлено "вгору" до найближчого цілого значення, що привело до ступінчастості номограми.

У тому випадку, якщо похибка вимірювання вмісту  $^{137}\text{Cs}$  у ґрунті чи у рослинах  $>10\%$  на рівні  $\pm\sigma$ , необхідно передбачити відбір додаткового числа проб для того, щоб врахувати (компенсувати) її при порівнянні медіанних значень коефіцієнтів переходу. Підставляючи у вираз

(6.16) розкладання на складові величини  $s_k^2$  (6.14) і приймаючи, що додаткове число сполучених проб  $\Delta n$  однакове для кожного коефіцієнта переходу, одержуємо для визначення  $\Delta n$  трансцендентне рівняння

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

З цього рівняння були визначені значення  $\Delta n$  для різних комбінацій  $n_1$  і  $n_2$ . Оскільки отримані значення не сильно відрізнялися між собою, вони були усереднені і для зручності їхнього використання зведені в номограму (Рис. 6.7).



**Рис. 6.7** Номограми розрахунку додаткового об'єму сполучених вибірок при порівнянні коефіцієнтів переходу для випадку загальної відносної похибки вимірювання вмісту радіонукліда в пробах ґрунту і рослин  $>10\%$  на рівні  $\pm\sigma$

Вона дозволяє швидко визначити додаткову кількість сполучених проб «грунт–рослини» у залежності від очікуваного значення  $d$  і сумарної відносної похибки  $\delta_{\text{изм}}$ .

Розглянемо наступний приклад. Нехай необхідно порівняти коефіцієнти переходу  $^{137}\text{Cs}$  у ланцюзі «грунт–рослини» для двох різних умов з довірчою імовірністю  $p=0.95$ . Потрібно підтвердити кратність їхні відношення на рівні 1.5. Необхідно визначити мінімальні об'єми сполучених вибірок «грунт–рослини» (однакові для визначення кожного коефіцієнта) для підтвердження достовірності цього розходження. Якщо вимірювання вмісту  $^{137}\text{Cs}$  у пробах ґрунту і рослинності будуть проведені з відносною похибкою  $<10\%$  на рівні  $\pm\sigma$ , то на основі отриманої номограми (Рис. 6.6) необхідно відібрати не менше ніж по 12 (у середньому) або 17 (з урахуванням похибки) незалежних сполучених проб. Якщо вимірювання вмісту  $^{137}\text{Cs}$  у пробах ґрунту і рослинності будуть проведені із сумарною (загальною) відносною похибкою рівною  $20\%$  на рівні  $\pm\sigma$ , то на основі номограми (Рис. 6.7) необхідно додатково відібрати ще по одній сполученій пробі. При відборі сполучених проб «грунт–рослини» площа **пробовідбору** рослин  $\approx 1 \text{ м}^2$ , а площа відбору проб ґрунту  $>0.005 \text{ м}^2$  і кожна проба ґрунту і рослин вимірюється окремо.

Якщо в результаті одержимо, що значення відношення  $d = \frac{K_{\text{п}}^1}{K_{\text{п}}^2} \geq 1.5$ ,

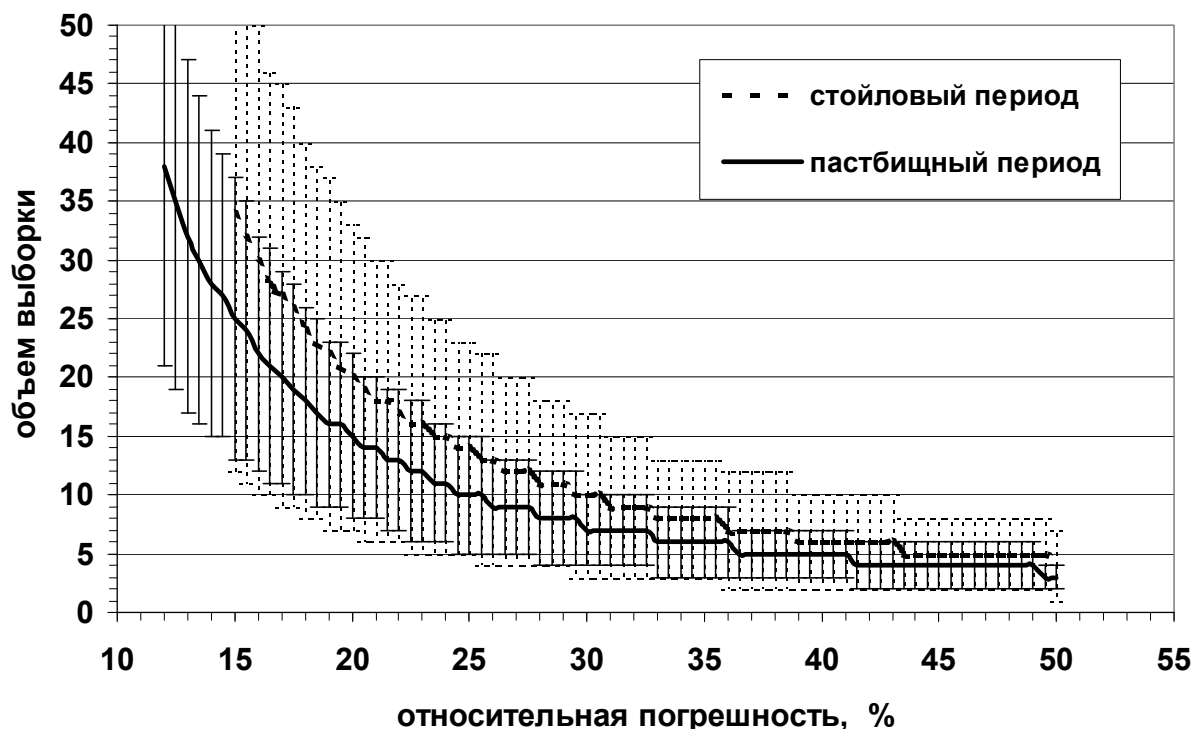
то таке розходження статистично значуще з довірчою імовірністю  $p=0.95$ .

#### 6.4 Мінімумально необхідне число проб для оцінки середнього значення вмісту $^{137}\text{Cs}$ у молоці ОПГ

Відповідно до викладених результатів статистичних висновків і оцінкою середнього квадратичного відхилення логарифма забруднення  $^{137}\text{Cs}$  молока **ОПГ**, отриманою в розд. 4. були побудовані номограми (Рис. 6.8). Ці номограми дозволяють швидко визначити мінімумально необхідну кількість проб для одержання середнього значення забруднення молока  $^{137}\text{Cs}$  у населеному пункті (для однорідної за раціоном групи тварин – однієї череди) у момент часу  $t$  з заданою відносною похибкою, як у пасовищній, так і в стійловий період. Там же показані можливі похибки для  $n$  ( $\pm\sigma$ ). Як уже відзначалося, ці похибки обумовлені впливом випадкових факторів на середнє квадратичне відхилення логарифма концентрації  $^{137}\text{Cs}$  у молоці в момент часу  $t$  у межах конкретного населеного пункту. При обчисленнях прогнозовану кількість проб було округлено "вгору" до найближчого цілого значення.

З приведених номограм (рис. 6.8) видно, що для оцінки середнього по однорідній за раціоном групі тварин значення концентрації  $^{137}\text{Cs}$  у молоці в деякий момент часу, з відносною похибкою, наприклад  $30\%$ , і з довірчою імовірністю  $p=0.9$ , необхідно відібрати від 7 (у середньому) до 10 проб (об-

стежити 7–10 ОПГ) у пасовищний період або від 10 (у середньому) до 17 проб у стійловий період.



**Рис. 6.8.** Номограми розрахунку мінімально необхідного об'єму вибірки для оцінки середнього значення забруднення молока з заданою відносною похибкою для череди (однорідної за раціоном групи тварин) у фіксований момент часу

Слід зазначити, що знайдене рішення відноситься до так названої поворотної вибірки (чисельність череди корів нескінченна). Якщо ж чисельність череди корів  $N$  невелика, то отриманий об'єм  $n$  необхідно перерахувати на умови безповоротної вибірки [27].

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

## 6.5 Планування відбору проб молока з метою оцінки **ДОЗОВИХ** навантажень на жителів населеного пункту

Однією з практичних задач, де використовується значення середньорічної концентрації  $^{137}\text{Cs}$  у молоці ОПГ населених пунктів є оцінка середнього значення надходження радіонуклідів в організм людини, що визначає дозу внутрішнього опромінення. Відповідно до [70] вона розраховується як

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

де  $\alpha$  – коефіцієнт пропорційності;  $\bar{C}_M^{Cs} = \int_0^1 \bar{C}_M(t) dt$  – середньорічне значення концентрації  $^{137}\text{Cs}$  у молоці **ОПГ** населеного пункту;  $\bar{C}_M(t)$  – середнє значення концентрації  $^{137}\text{Cs}$  у молоці в момент  $t$  протягом року ( $0 \leq t \leq 1$ ).

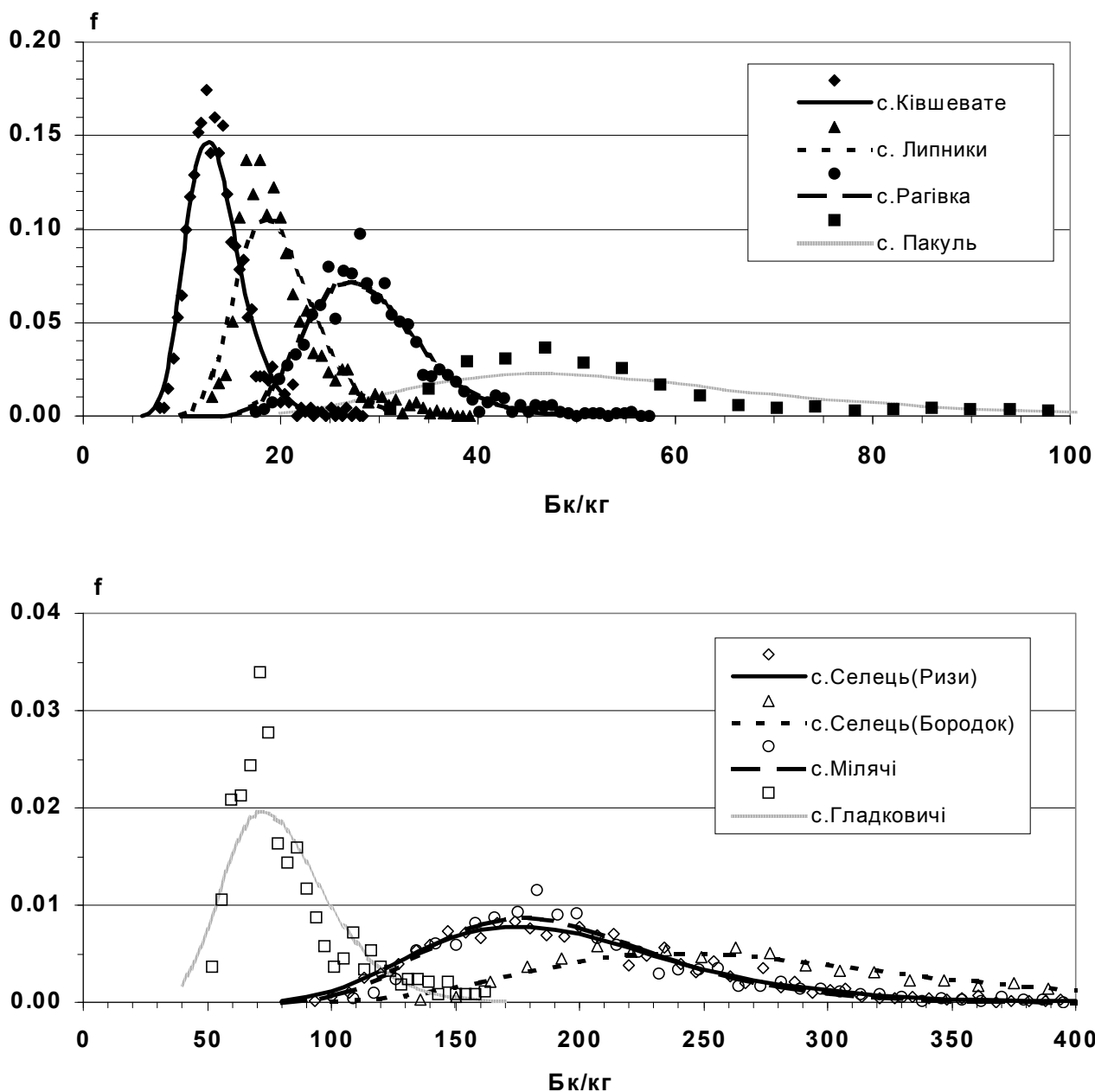
У нашому випадку  $\bar{C}_M(t) = \exp(\mu_M(t) + 0.5 \cdot s_M^2(t))$ . Відносна похибка визначення величини  $D_{Cs}^{\text{село}}$  в конкретному населеному пункті, позначимо її  $\delta D$ , буде визначена розкидом середньорічного значення концентрації  $^{137}\text{Cs}$  у молоці **ОПГ** даного населеного пункту  $\bar{C}_M^{Cs}$ . Для обраного регламенту відбору проб (число моментів відбору проб і об'єми вибірок)  $\bar{C}_M^{Cs}$  є випадковою величиною, як функція випадкових аргументів: розташування моментів відбору проб протягом стійлового і пасовищного періодів; оцінки середнього значення концентрації  $^{137}\text{Cs}$  у молоці в моменти відбору проб; **варіабельність** значення концентрації  $^{137}\text{Cs}$  у молоці в стійловий і пасовищний періоди (Таблиця 4.2.).

Для визначення мінімально необхідного числа проб, що забезпечує відносну похибку  $\delta D$ , спростимо регламент відбору проб. Будемо вважати, що число проб, що відбираються, у стійловий період постійне в будь-який момент відбору і дорівнює  $n_c$ . Число проб, що відбираються, у пасовищний період також постійне в будь-який момент відбору і дорівнює відповідно  $n_p$ . Статистичне моделювання величини  $\bar{C}_M^{Cs}$  для різних населених пунктів і різних регламентів відбору проб показало, що її розподіл імовірностей має правосторонню асиметрію і добре апроксимується **логнормальним** законом. На рРис. 6.9 приведені щільності розподілу величини  $\bar{C}_M^{Cs}$  для **ОПГ** населених пунктів, розташованих у базових господарствах, де знаходилися опорні радіологічні пункти **УНДІСГР**, при відборі проб за одним з можливих регламентів. Число реалізацій у процесі моделювання приймали рівним 5000. Якщо в стійловий або в пасовищний період відбір проб молока моделювали більше одного разу, то відповідний період розбивали на рівні частини, у кожній з яких момент відбору проб (з точністю до місяця) вибирали випадково (**рівноімовірно**).

Максимальна (верхня) відносна похибка визначення величини  $D_{Cs}^{\text{село}}$  для конкретного населеного пункту, що охоплює 100  $p\%$  можливого розкиду  $D_{Cs}^{\text{село}}$ , буде

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

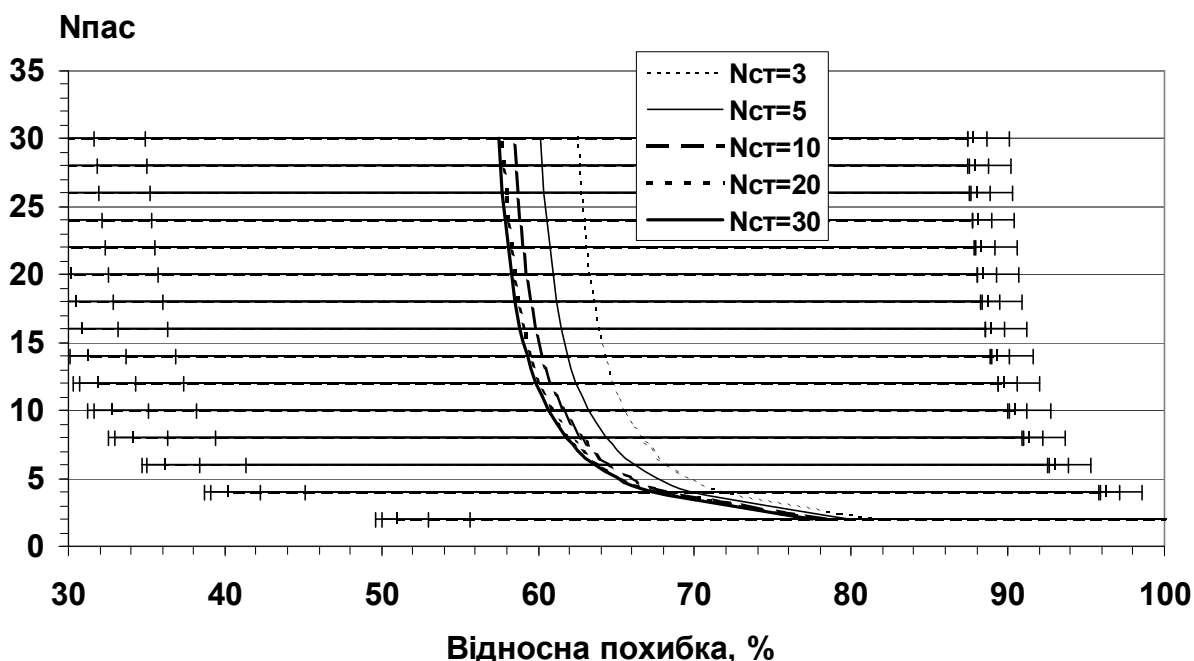
де  $s_M$  – середнє квадратичне відхилення логарифма  $\bar{C}_M^{Cs}$ ;  $U_p$  – **квантиль** нормального розподілу рівня  $p$ .



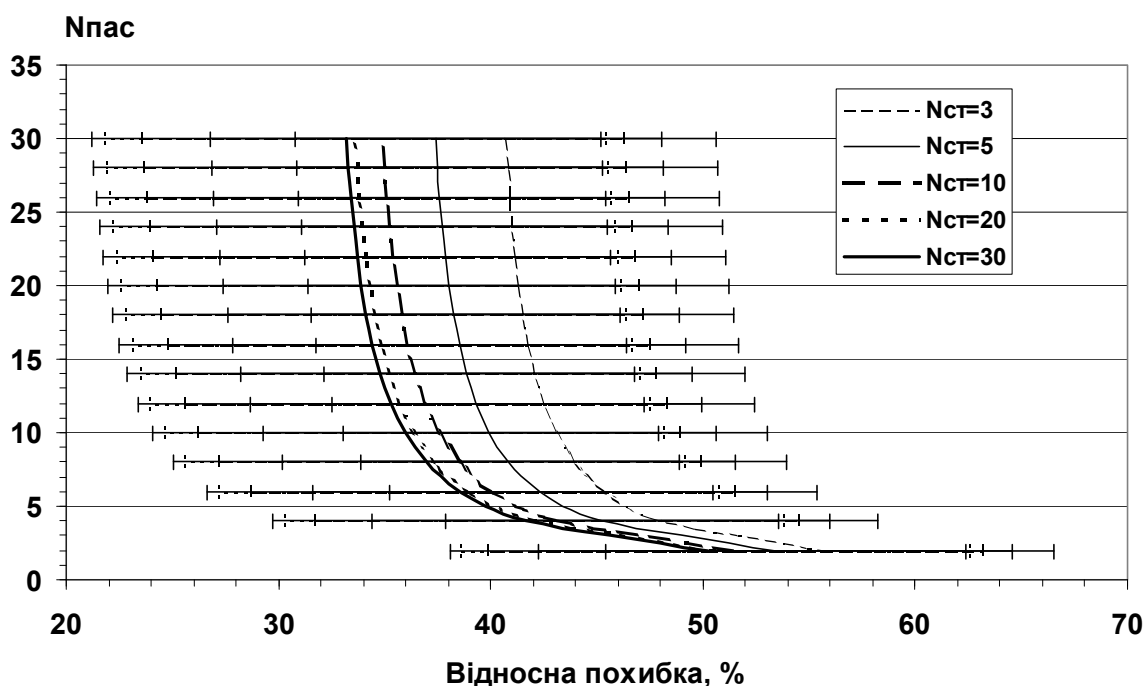
**Рис. 6.9.** Розподіл можливих значень середньорічної концентрації  $^{137}\text{Cs}$  у молоці ОПГ при відборі проб молока три рази на рік: один раз у стійловий період – 5 проб і два рази в пасовищний період – по 10 проб

На основі результатів, отриманих методом статистичного моделювання при різних можливих регламентах відбору проб молока, були побудовані залежності  $n_{\text{П}} = f(\delta D)$  при  $p=0.9$  для ОПГ населених пунктів, розташованих у базових господарствах, де знаходилися опорні радіологічні пункти УНДІСГР. Як уже відзначалося, при створенні мережі опорних радіологічних пунктів УНДІСГР базові господарства були обрані таким чином, щоб охопити всі можливі регіональні особливості, що обумовлюють забруднення радіонуклідами сільськогосподарської продукції (у тому числі і молока) на території,

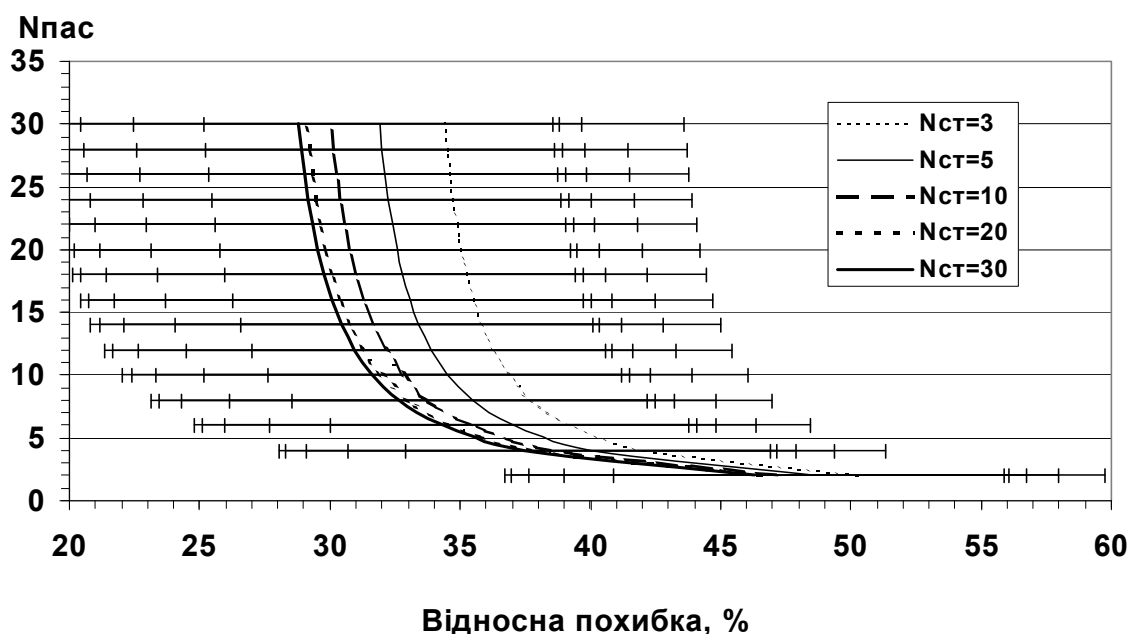
що постраждала в результаті аварії на ЧАЕС. Таким чином, у першому наближенні можна вважати, що отримана **варіабельність** відносної похибки визначення величини  $D_{Cs}^{село}$  характерна в цілому для всієї території, радіоактивно забрудненій в результаті аварії на ЧАЕС. У зв'язку з цим отримані для різних населених пунктів залежності  $n_{п} = f(\delta D)$  були усереднені. Для зручності використання отриманих результатів у практичних цілях усереднені залежності представлені у вигляді номограм – Рис. 6.10–Рис. 6.13, на яких по осі ординат відкладено число проб, що відбираються у пасовищний період  $N_{пас}$  при кожному обстеженні, а кожна крива відповідає числу проб, що відбираються у стійловий період  $N_{ст}$ .



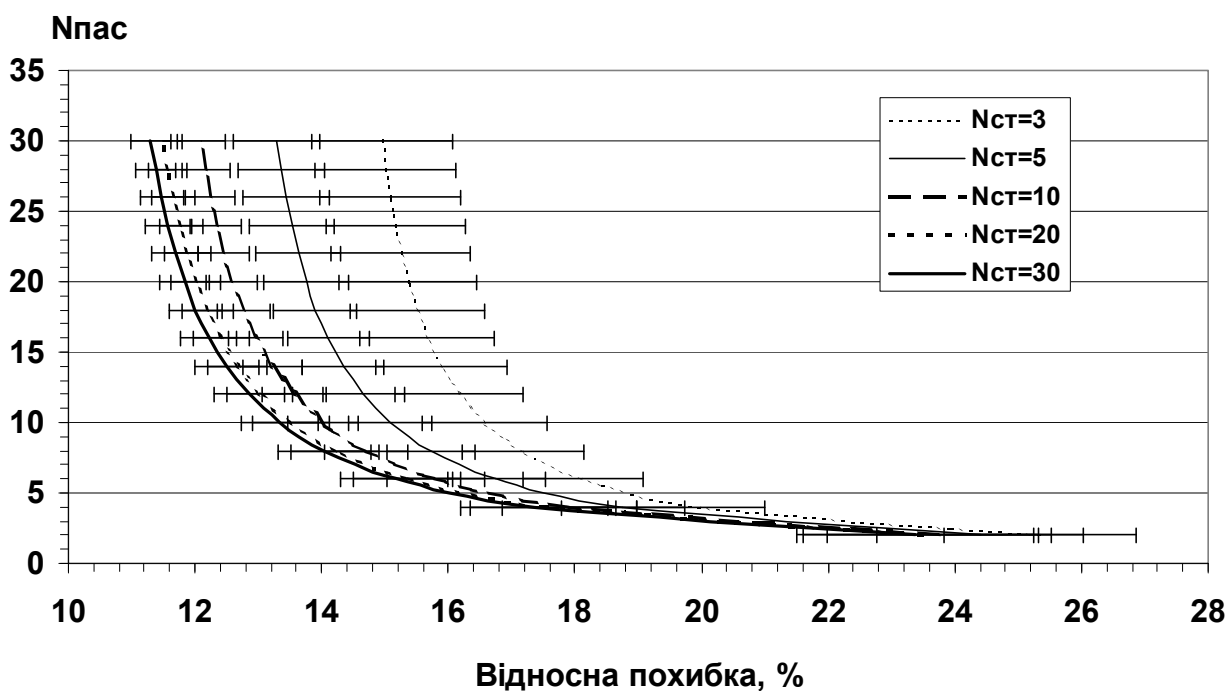
**Рис. 6.10.** Номограма визначення мінімально необхідних об'ємів вибірок проб молока в пасовищний і стійловий періоди, що гарантують задану відносну похибку оцінки середньорічної індивідуальної дози внутрішнього опромінення при відборі проб двічі на рік – *один раз у стійловий період і один раз у пасовищний період*



**Рис. 6.11.** Номограма визначення мінімально необхідних об'ємів вибірок проб молока в пасовищний і стійловий періоди, що гарантують задану відносну похибку оцінки середньорічної індивідуальної дози внутрішнього опромінення при відборі проб три рази на рік – *один раз у стійловий період і два рази в пасовищний період*



**Рис. 6.12.** Номограма визначення мінімально необхідних об'ємів вибірок проб молока в пасовищний і стійловий періоди, що гарантують задану відносну похибку оцінки середньорічної індивідуальної дози внутрішнього опромінення при відборі проб чотири рази на рік – *два рази в стійловий період і два рази в пасовищний період*



**Рис. 6.13.** Номограма визначення мінімально необхідних об'ємів вибірок проб молока в пасовищний і стійловий періоди, що гарантують задану відносну похибку оцінки середньорічної індивідуальної дози внутрішнього опромінення при щомісячному відборі проб протягом року

На номограмах показана також можлива **варіабельність** залежностей  $n_{II} = f(\delta D)$  для різних населених пунктів (або в різні роки для одного населеного пункту).

З номограм для обраної частоти відбору проб легко визначити мінімально необхідні об'єми вибірок (спланувати регламент відбору проб). Наприклад, для забезпечення відносної похибки оцінки середньорічної індивідуальної дози внутрішнього опромінення, рівної 50%, що визначають за формулою (6.20), при відборі проб молока в будь-якому населеному пункті три рази на рік (один раз у стійловий період і два рази в пасовищний період (Рис. 6.11)) достатньо відібрати п'ять проб у стійловий період і десять проб у пасовищний період у кожен момент відбору проб. Конкретні моменти (час) відбору проб не регламентуються. Вони є випадковими для кожного населеного пункту – один раз у стійловий період (жовтень–березень), два рази в пасовищний період (квітень–червень, липень–вересень).

## 6.6 Висновки по главі 6.

Основні результати даного розділу полягають у наступному.

- Розроблено методи розрахунку мінімально необхідних об'ємів вибірок проб для оцінки з заданою відотною похибкою:

- середнього значення щільності забруднення ґрунту і рослинності радіонуклідами на **безградієнтних** за забрудненням ділянках;
  - середнього значення коефіцієнта переходу в ланцюзі «ґрунт–рослини» і достовірного розходження між коефіцієнтами переходу в ланцюзі «ґрунт–рослини»;
  - середньої щільності забруднення молока  $^{137}\text{Cs}$  із заданою відносною похибкою в населеному пункті в конкретні моменти пасовищного і стійлового періодів.
- Розроблено методи визначення мінімально необхідних об'ємів вибірок проб молока в пасовищний і стійловий періоди, що гарантують (при розрахунку дози внутрішнього опромінення) задану відносну похибку оцінки середньорічної індивідуальної дози внутрішнього опромінення при різній частоті відбору проб.
  - Для зручності практичного використання пропонованих методів побудовані відповідні номограми.

## 7. Геостатистичні характеристики безградієнтних забруднень ділянок

У геології при пошуках родовищ корисних копалин та при аналізі відібраних проб широке поширення одержали і плідно використовуються **геостатистичні** методи [71,72,73,74]. Вони дозволяють оцінювати загальні характеристики розсіювання і поширення тих або інших ознак корисних копалин. У даному розділі з використанням цих методів оцінені деякі **геостатистичні** характеристики забруднення ґрунту і рослин  $^{137}\text{Cs}$  на ділянках у зоні відчуження і прилеглих територіях.

Щільність забруднення ґрунту або забруднення рослинності на експериментальній ділянці тим або іншим радіонуклідом математично може бути описано деякою неперервною функцією від координат точок на ділянці  $f(x,y)$ . Вигляд цієї функції для деяких **безградієнтних** ділянок наведено у розд. 1 (див. Рис. 2.4, Рис. 2.5; Рис. 2.15–Рис. 2.119). Структурною функцією (**варіограмою**) називається функція  $g(h)$ , що визначається наступним співвідношенням:

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

де  $f(z_i) = f(x_i, y_i)$ ;  $h$  – відстань між точками відбору проб (між центрами елементарних ділянок, з яких відбираються рослини в одну пробу);  $n(h)$  – число пар проб, що відібрані на відстані  $h$  одна від одної.

Оскільки забруднення ґрунту і рослин на ділянках має **логнормальний** закон розподілу імовірностей, і предметом нашого розгляду є **варіабельність** логарифма забруднення, то при побудові **варіограм** замість значень функції  $f(x,y)$  використовували її логарифм (логарифм щільності забруднення ґрунту чи логарифм вмісту  $^{137}\text{Cs}$  у рослинах).

**Варіограма** об'єднує різні статистичні характеристики розсіювання і розповсюдження в ґрунті (або в об'єктах, що мають прив'язку до ґрунту, наприклад, в рослинності, що виростає на ньому) різних домішок або **забруднювачів** (радіонуклідів), і є досить універсальним засобом описання **геостатистичної** картини забруднення. Вона є функцією векторного аргументу, тобто залежить від відстані і напрямку, показує в нашому випадку, як у середньому розрізняється вміст радіонуклідів у пробах залежно від відстані в заданому напрямку. В ідеальному випадку це додатно визначена зростаюча функція, вихідна з нуля. Якщо при  $h=0$  **варіограма** відмінна від нуля, то це прояв так званого ефекту «самородків», тобто різкі зміни забруднення відбуваються вже на малих відстанях. Іншими словами – це ступінь розходження результатів вимірювання забруднення при кількаретовому відборі проб у одному і тому ж місці. Це є наслідком або невисокої точності вимірювання ві-

дібраних проб, або сильної мінливості вимірюваної величини, або і того й іншого. У розглянутому нами випадку обидві ці причини мають місце, особливо друга, обумовлена присутністю в ґрунті паливних часток.

Якщо **варіограма** починаючи з деякого  $h$  **виположується** (йде паралельно осі абсцис), то це значення  $h$  у заданому напрямку визначає зону (радіус, інтервал) впливу проби. Порівняння радіусів впливу для різних напрямів визначає анізотропію розглянутої ознаки.

У першому наближенні будемо вважати, що в забрудненні ґрунту і рослинності на експериментальних ділянках **відсутня** анізотропія. Це означає, що забруднення ґрунту і рослинності не залежить від напрямку відбору проб на ділянці. Оскільки проби були відібрані по регулярній сітці, то при обчисленні значень **варіограми**  $g(h)$  беруть участь усі точки, що знаходяться на відстані  $h$  одна від одної.

При проведенні **геостатистичного** аналізу відібраних проб емпірична **варіограма** апроксимується тією чи іншою теоретичною моделлю [71–74]. Для наших цілей будемо використовувати одну з найбільш поширених – сферичну модель. Ця модель має наступний вигляд:

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

де  $C+C_0$  – поріг **варіограми** (величина загальної дисперсії забруднення на всій ділянці, що маємо у результаті відбору точкових проб);  $C_0$  – ефект "самородків" (частина загальної дисперсії, обумовлена ефектом "самородків");  $a$  – радіус впливу.

## 7.1 Мінімально необхідна відстань між точками відбору проб на безградієнтних за забруднення ділянках

Проби ґрунту і рослин, що відбираються для оцінки середнього значення щільності забруднення ґрунту і середнього вмісту радіонукліда в рослинах на **безградієнтній** за забрудненням ділянці мають бути статистично незалежні, тобто вміст радіонукліда в одній пробі ґрунту або рослин не повинен корелювати з вмістом того ж радіонукліда в інших пробах. Це говорить про те, що відстань між точками відбору проб ґрунту і рослин (між центрами елементарних ділянок, з яких відбираються рослини в одну пробу), що забезпечує статистичну незалежність проб, має перевищувати деяку цілком визначену величину, що, можливо, залежить від характеристик ділянки. На основі цього і будемо на практиці визначати радіус впливу проби. Зона впливу проби закінчується на такій відстані, починаючи з якої **варіограма виположується, поза цією зоною зникає вплив між пробами.**

Структурна функція зв'язана з **коваріаційною** функцією

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

співвідношенням

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

де  $\mu_1$  і  $\mu_2$  – відповідні середні значення логарифма щільності забруднення ґрунту або середні значення логарифма вмісту радіонукліда в пробах рослин, відібраних на відстані  $h$  одна від одної;  $B(0) = s^2$  – дисперсія логарифма щільності забруднення ґрунту або вмісту  $^{137}\text{Cs}$  у рослинах на експериментальній ділянці.

Однак використання **коваріаційної** функції (**варіограми**) у розглянутому нами випадку не зовсім зручне, оскільки її значення залежить від площі **пробовідбору**. Зручніше використовувати нормовану **коваріаційну** функцію  $r(h) = B(h)/B(0)$ , що називається кореляційною функцією і є коефіцієнтом кореляції між значеннями  $f(z_i)$  і  $f(z_i+h)$ . Зі збільшенням відстані  $h$  між точками відбору проб значення кореляційної функції зменшується і досягає нуля. Відповідно до [15,74] за радіус впливу проби будемо приймати відстань, що відповідає перетину функції  $r(h)$  (або  $B(h)$ ) з віссю ординат.

На основі вищевикладеного були обчислені емпіричні значення кореляційної функції для проб ґрунту і рослин, відібраних на різних експериментальних ділянках. Похибки значень кореляційної функції були обчислені за умови, що у відповідний інтервал попадає 90% можливих значень кореляційної функції і величина

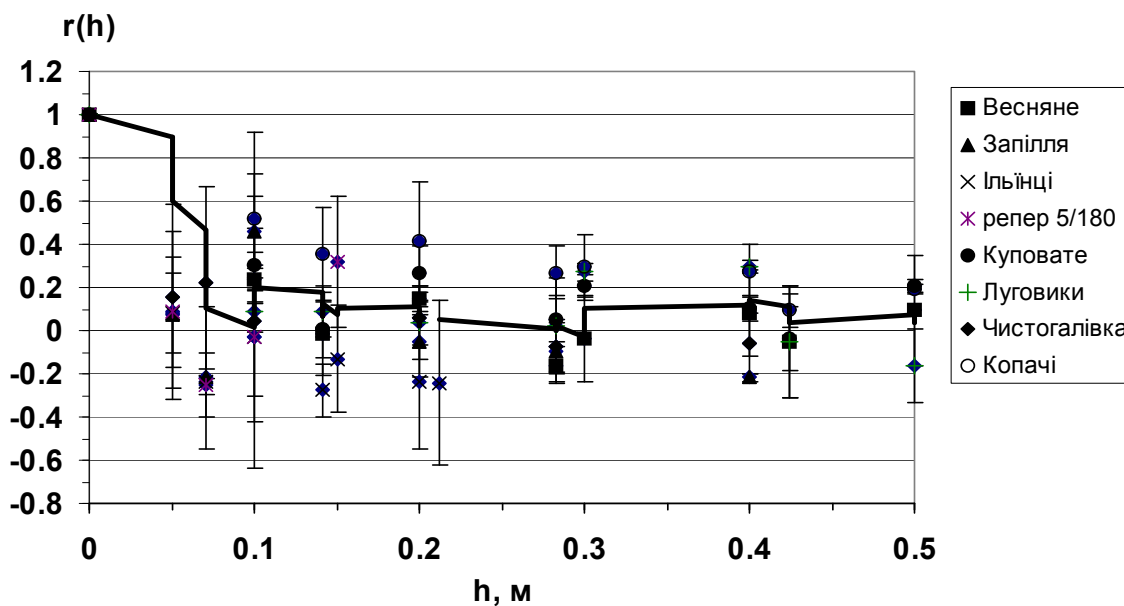
$$t = \frac{r(h) \cdot \sqrt{n(h) - 2}}{\sqrt{1 - (r(h))^2}}$$

має розподіл **Стюдента** з  $n-2$  ступенями свободи [27].

### 7.1.1 Радіус впливу ґрунтових проб

Для вивчення поведінки кореляційної функції в різних умовах на восьми основних експериментальних ділянках були вибрані додаткові ділянки, де з кроком 5 см (переліг) і 10 см (рілля) циліндричним **пробовідбірником** діаметром  $\varnothing$  3.7 см було відібрано по 25–100 проб. З них на трьох ділянках (перелогових) у тих самих місцях із кроком 0.2 м було відібрано проби кільцем  $\varnothing$  13.2 см і паралельно зазначеним вище **пробовідбірником** з таким же кроком. Для кожної такої ділянки відповідно до викладеного вище підходу були розраховані емпіричні кореляційні функції  $r(h) = B(h)/B(0)$ .

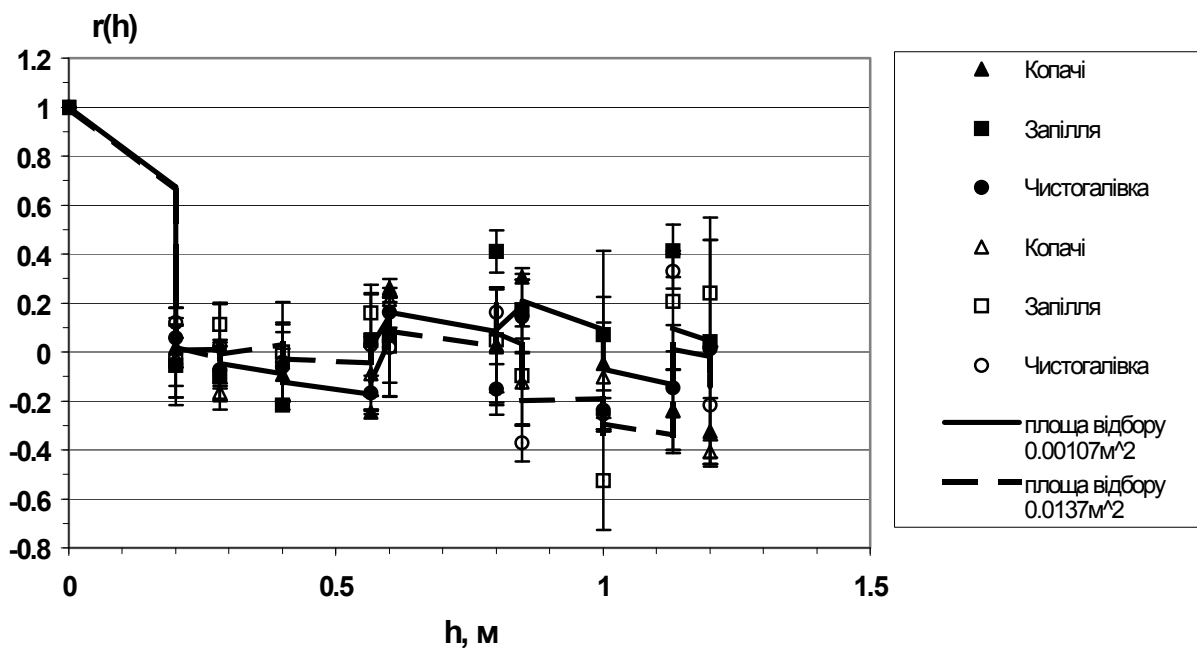
У результаті проведеного статистичного аналізу не виявлено значущого впливу розглянутих факторів (щільності і типу радіоактивних випадінь, ландшафтних особливостей і обробки ґрунту) на поведінку кореляційної функції при відборі проб циліндричним **пробовідбірником** діаметром  $\varnothing$  3.7 см. Тому при побудові тренда отримані емпіричні кореляційні функції для різних ділянок, спільно були оброблені методом ковзного середнього. Емпіричні кореляційні функції і результати статистичної обробки показані на Рис. 7.1.



**Рис. 7.1.** Узагальнена кореляційна функція для ґрунтових проб при відборі циліндричним пробовідбірником діаметром  $\varnothing$  3.7см

Статистичний аналіз кореляційних функцій отриманих на основі проб відібраних кільцем і пробовідбірником також не виявив між ними відмінностей (Рис. 7.2).

Однак, незважаючи на отримані результати порівняння радіусів впливу проб відібраних кільцем діаметром  $\varnothing$  13.2 см і пробовідбірником діаметром  $\varnothing$  3.7 см, питання про вплив площі пробовідбору на цю величину не слід вважати остаточно закритим. Справа в тому, що за існуючою методикою вимірювання вмісту радіонуклідів у пробах ґрунту, для вимірювання від будь-якої проби (великої чи маленької) відбирається однаковий зразок. Питання залежності оцінки радіуса впливу від величини і геометрії вимірюваного зразка проби ґрунту, особливо забрудненої "гарячими частками", не був предметом дослідження в проведеній роботі і вимагає окремого розгляду.



**Рис. 7.2** Узагальнені кореляційні функції для ґрунтових проб при відборі їх циліндричним пробовідбірником діаметром  $\varnothing$  3.7 см (площа  $0.001 \text{ м}^2$ ) і кільцем  $\varnothing$  13.2 см (площа  $0.014 \text{ м}^2$ )

Проте, можна вважати встановленим, що незалежно від щільності і типу радіоактивних випадіннь, ландшафтних особливостей і обробки ґрунту середнє значення радіуса впливу ґрунтової проби, відібраної з площі принаймні не більше  $0.014 \text{ м}^2$  у першому наближенні з урахуванням похибок визначення в середньому не перевищує  $R_{\text{п}} \leq 0.2\text{--}0.3 \text{ м}$ . Область впливу проби – це коло з радіусом  $R_{\text{п}}$  м. Хоча вмісти  $^{137}\text{Cs}$  у пробах, відібраних на відстані  $R_{\text{п}}$  одна від одної, не корельовані між собою, однак незалежними пробами (консервативна оцінка, у запас) будемо вважати такі проби, області впливу яких не перетинаються.

Таким чином, вмісти радіонуклідів в одиничних пробах (у тому числі й у пробах, що складаються з кількох поруч розташованих уколів пробовідбірником діаметром  $\varnothing$  3.7 см), відібраних на безградієнтній ділянці на відстані одна від одної (між центрами пробовідбору)  $> 0.6 \text{ м}$  слід вважати статистично незалежними величинами (статистично незалежними пробами).

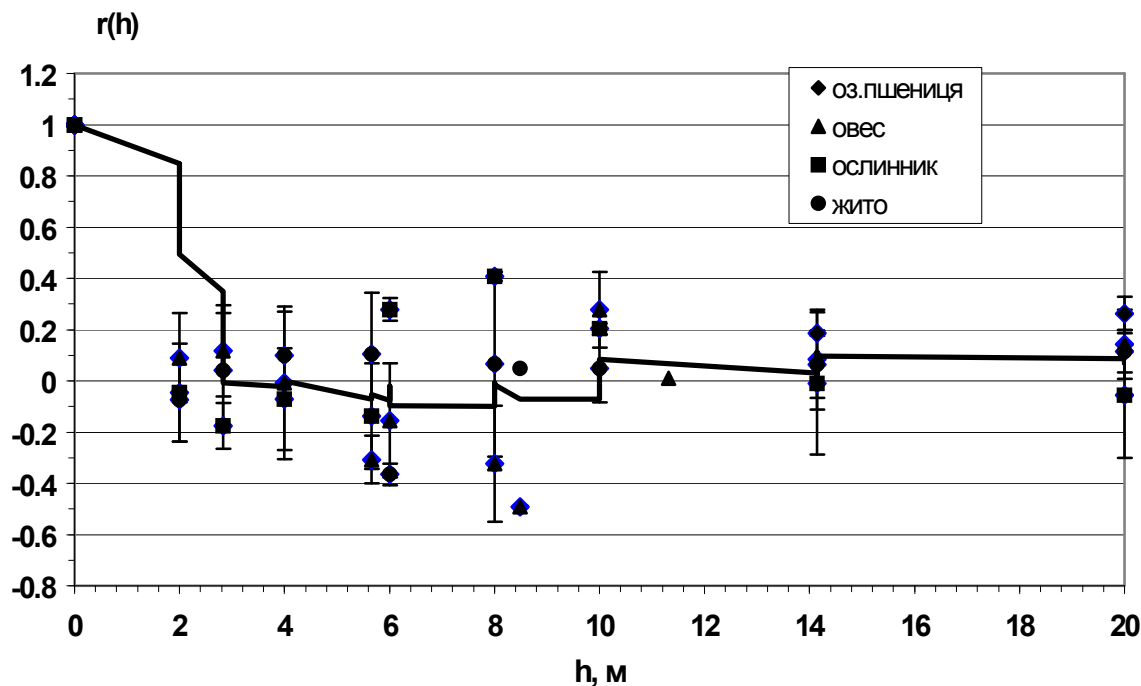
### 7.1.2 Радіус впливу рослинних проб

Для оцінки радіуса впливу проби рослин були використані ті ж ділянки і проби, за якими були оцінені статистичні характеристики рослинності.

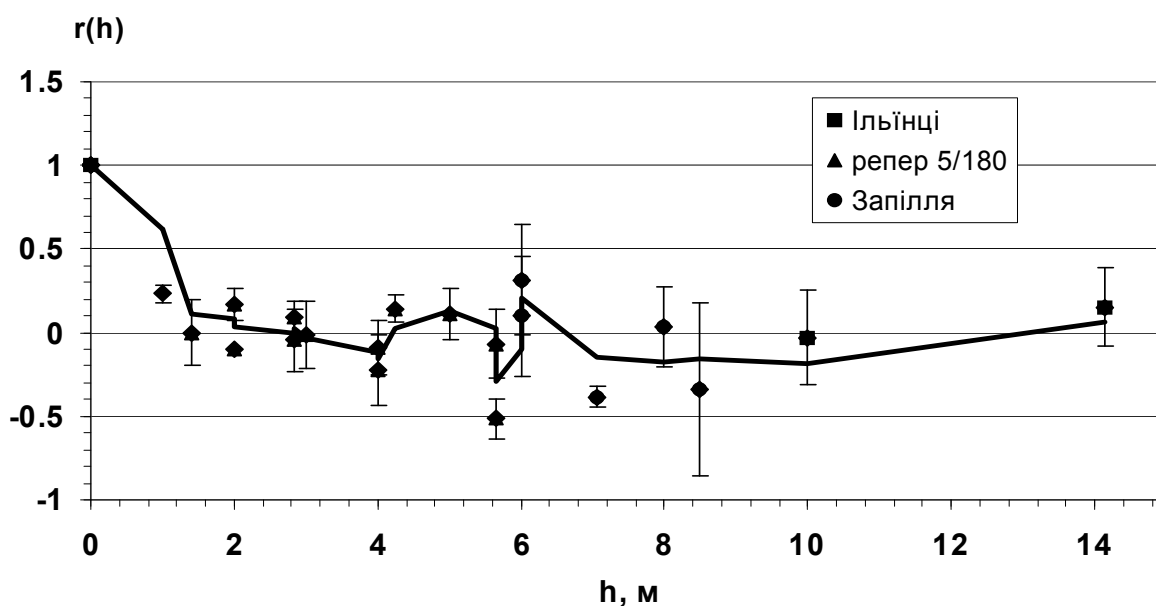
У результаті аналізу отриманих емпіричних кореляційних функцій експериментальні ділянки були розділені на три групи. На ділянках, ґрунт на яких регулярно обробляється чи оброблявся (зорювався) з 1986 р., практично не існує розходжень між значеннями кореляційних функцій. У цю групу (назвемо її першою) увійшли ділянки Куповате (овес), Весняне (ослинник), Ко-

пачі (жито) і **Луговики** (озима пшениця). Для одержання усередненої залежності значення різних кореляційних функцій були згладжені методом ковзного середнього.

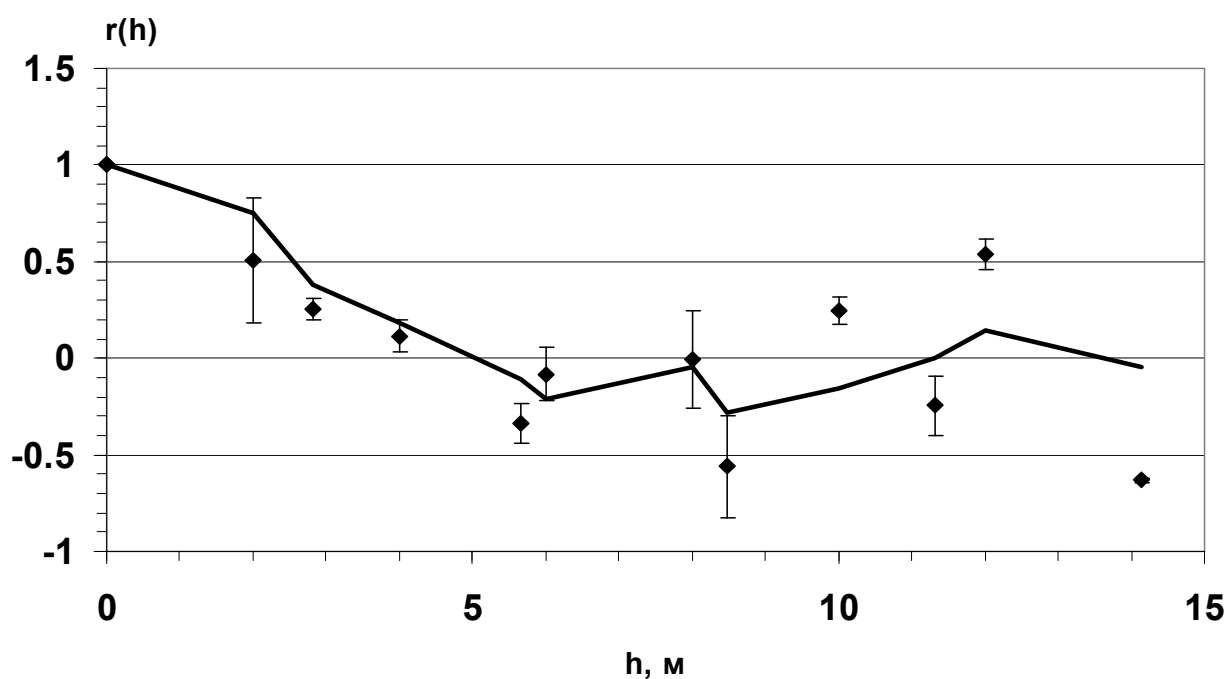
Кореляційні функції для проб рослин, відібраних на різних цілинних і перелогових експериментальних ділянках (після аварії не оброблялися) розбили ще на дві групи. В другу (за чергою) групу ввійшли ділянки **Іллінці**, Зап'їлля, Копачі – репер 5/180, на яких відбирався **віяник** наземний. У третю – одна ділянка **Чистогалівка**, де росте пирій повзучий. Ця ділянка характеризується найбільшим радіусом впливу проб рослин, що, очевидно, пов'язано з особливостями кореневої системи пирію повзучого.



**Рис. 7.3.** Узагальнена кореляційна функція рослинних проб, відібраних на оброблюваних експериментальних ділянках **Куповате** (овес), **Весняне** (ослиник), **Копачі** (жито) і **Луговики** (озима пшениця).



**Рис. 7.4.** Узагальнена кореляційна функція рослинних проб, відібраних на цілинних і перелогових експериментальних ділянках Ільїнці, Запілля, Копачі-репер 180 (віяник наземний)



**Рис. 7.5.** Кореляційна функція рослинних проб, відібраних на експериментальній ділянці Чистогалівка (пирій повзучий)

У зв'язку з тим, що кожна проба рослин відбирається, як правило, на площі не більше  $1\text{ м}^2$  (квадрат зі стороною 1 м або коло з діаметром  $\approx 1.1$  м), то до відстані, на якій кореляційна функція досягає нуля, додамо ще 0.5 м. Отримані в такий спосіб і з урахуванням похибок визначення (у деякий запас) радіуси впливу проб рослин, наведені нижче в Таблиця 7.1. Як і для

проб ґрунту, незалежними пробами рослин за вмістом  $^{137}\text{Cs}$  (консервативна оцінка, у запас), будемо вважати проби, області, впливу яких не перетинаються, тобто відібрані на відстані  $2R_p$  одна від одної.

Таблиця 7.1.

Оцінки радіуса впливу проб рослин для різних експериментальних ділянок при визначенні вмісту  $^{137}\text{Cs}$

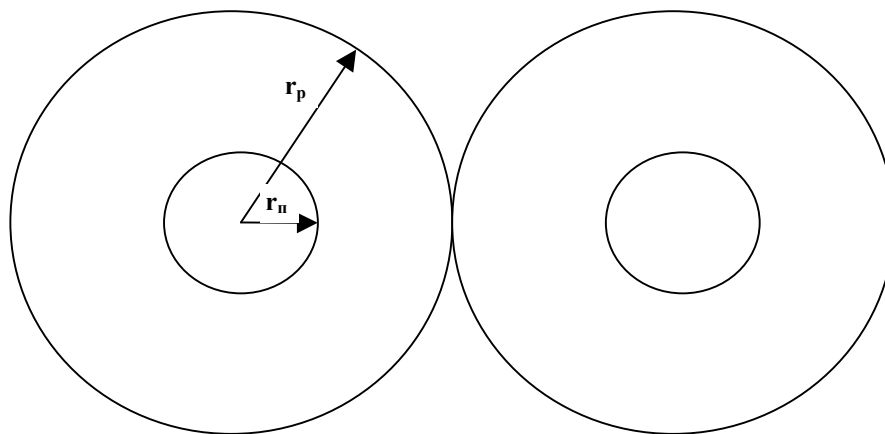
№ п/п	Група ділянок	Радіус впливу проби рослин при визначенні вмісту $^{137}\text{Cs}$ , $R_p$ , м
1	Орні землі ( <i>Куповате (овес), Весняне (ослиник), Копачі (жито), Луговики (озима пшениця)</i> )	4
2	<i>Іллінци, Запілля, Копачі–репер 5/180 (віяник наземний)</i>	3
3	<i>Чистогалівка (тирій повзучий)</i>	6

Таким чином, загальна оцінка мінімально необхідної відстані між центрами відбору рослинних проб, складає не менше 12 м, що у всіх випадках забезпечує їхню статистичну незалежність.

### 7.1.3 Мінімально необхідна відстань між центрами відбору сполучених проб для оцінки середнього значення коефіцієнтів переходу в ланцюзі «ґрунт–рослини»

Отримані в попередніх розділах оцінки для радіусів впливу проб ґрунту і рослин дозволяють оцінити мінімально припустиму відстань між центрами відбору сполучених проб «ґрунт–рослини» і більш чітко визначити поняття сполученості проб.

За сполучену пробу «ґрунт–рослини» приймаємо пробу ґрунту і пробу рослин, що відібрані на одному місці з однієї і тієї ж площі. При цьому величина площі пробовідбору з уточненням її розміру чітко не обумовлюється. Як правило, площа пробовідбору ґрунту менше ніж площа пробовідбору рослин.



**Рис. 7.6.** Схема співвідношення між радіусами і зонами впливу проб ґрунту і рослин

Зображена на Рис. 7.6 схема дозволяє більш чітко визначити правило **відбору** сполучених проб «ґрунт–рослини», що полягає в наступному.

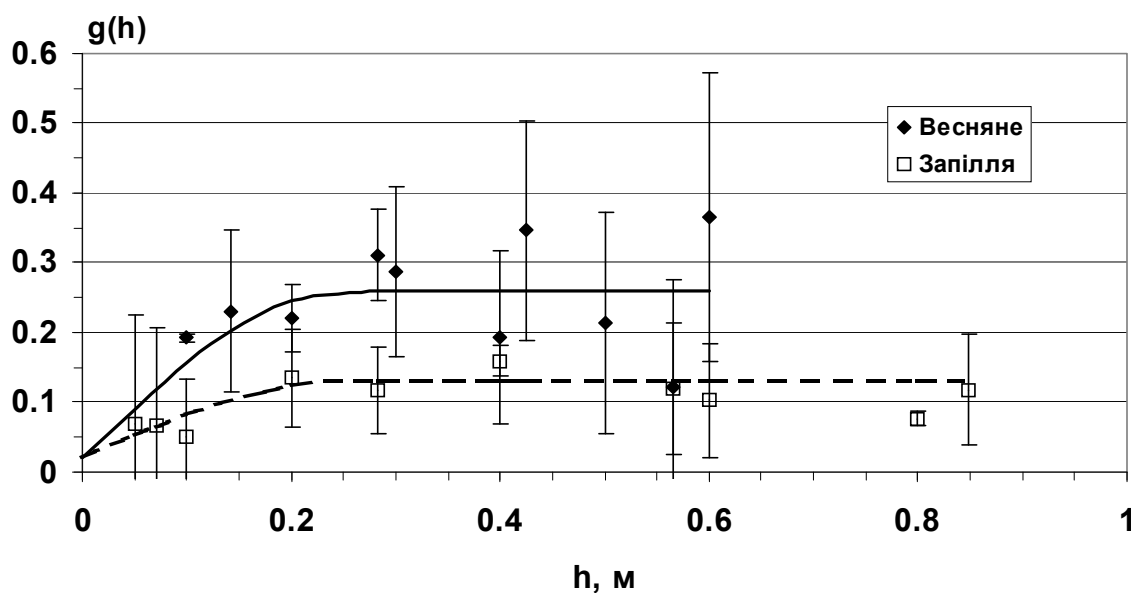
- При **відборі** сполучених проб «ґрунт–рослини» проба ґрунту повинна повністю характеризувати площу, з якої відбираються рослини.
- Якщо на обстежуваній території рослинність рясна і має високий вміст радіонуклідів, то сполучені проби можуть бути відібрані на основі одиничних проб ґрунту з радіусом впливу проби ґрунту  $r_n \leq 0.3$  м і площею **пробовідбору**  $>0.001$  м<sup>2</sup> (мінімально необхідні умови). Рослини мають бути відібрані на площі, обмеженій колом з зазначеним радіусом, або ж в квадраті зі стороною 0.5 м з центром у місці **відбору** одиничної проби ґрунту. В інших випадках пробу рослин відбирають на деякій площі (наприклад, 1 м<sup>2</sup> або більше), а забруднення ґрунту на цій **ділянці** оцінюють за вимірюванням складеної проби, сформованої на основі одиничних проб ґрунту, області впливу яких покривають обрану **ділянку** не перетинаючись. Наприклад, для **ділянки** 1 м<sup>2</sup> складена проба ґрунту має бути сформована на основі не **менше** чотирьох одиничних проб з радіусом впливу  $r_n \leq 0.3$  м і площею **пробовідбору**  $>0.001$  м<sup>2</sup> (чотири рівномірно розташованих уколи **пробовідбірником** діаметром  $\varnothing 3.7$  см).
- Відстань між центрами **пробовідбору** незалежних сполучених проб має бути не менше двох радіусів впливу проби рослин. У першому наближенні для більшості рослин воно має бути не менше 12 м.

## 7.2 Локальні і глобальні **геостатистичні** характеристики забруднення Зони відчуження

**Геостатистичні** характеристики забруднення, що властиві **безградієнтним ділянкам** і обумовлені локальною неоднорідністю радіоактивних випадінь, будемо надалі називати локальними, і відповідні їм **варіограми** – також локальними. **Геостатистичні** характеристики забруднення великих територій, **варіабельність** забруднення яких обумовлена ще і градієнтами радіоактивних випадінь, будемо називати глобальними, відповідні їм **варіограми** – також

глобальними. Типовий вид локальних **варіограм**, одержуваних на підставі точкового **пробовідбору**, показаний на Рис. 7.7. Лініями зображено відповідні сферичні моделі варіограм

(7.2). При побудові сферичних моделей параметр  $a$  (радіус впливу проби) прийняли рівним 0.25 м. Оскільки усі вимірювання активності проб були проведені в циліндричній ємності об'ємом  $100 \text{ см}^3$ , дисперсія, що характеризує ефект "самородків"  $C_0$ , була прийнята рівною 0.02 (середня дисперсія логарифма активності за  $^{137}\text{Cs}$  одиничної проби, **що обумовлена** її об'ємною неоднорідністю, відібраної в 30-кілометровій зоні (див. розд. 5). Загальна дисперсія логарифма щільності забруднення ґрунту на експериментальних **ділянках** ( $C+C_0$ ) була взята з Таблиця 2.4:  $s_{I,\Pi}^2 = 0.26$  для ділянки Весняне і  $s_{I,\Pi}^2 = 0.13$  для ділянки Запілля.

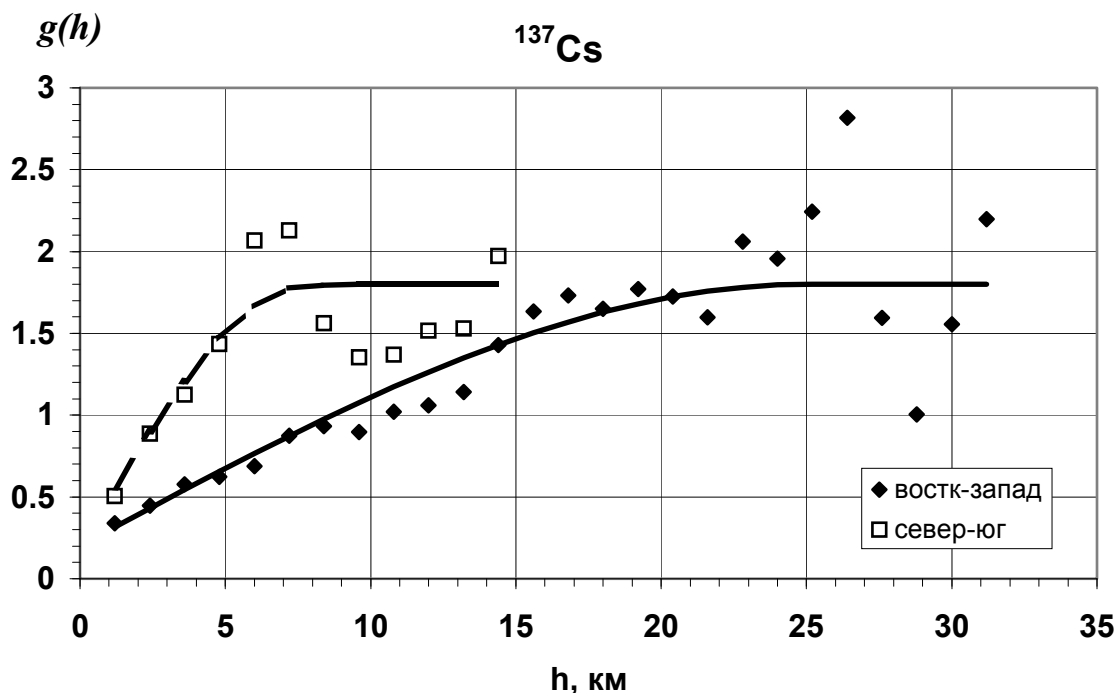


**Рис. 7.7.** Варіограми щільності забруднення експериментальних **ділянок**  $^{137}\text{Cs}$  при **відборі** проб **пробовідбірником** діаметром  $\varnothing 3.7 \text{ см}$  (площа  $0.00107 \text{ м}^2$ ) і вимірюванні циліндричних зразків у ємності об'ємом  $100 \text{ см}^3$ .

З рис. 7.7 видно, що параметри локальної **варіограми** забруднення ґрунту радіонуклідами залежать не тільки від мікронеоднорідності забруднення самої **безградієнтної ділянки**, але і від методів **відбору** проб і вимірювання вмісту радіонуклідів в одиничній пробі. Однак результати, приведені в попередніх розділах даної роботи, дозволяють одержувати локальні **варіограми** забруднення ґрунту (**геостатистичні** характеристики **безградієнтних ділянок**) для різних методів **відбору** проб і вимірювань одиничних проб. Поріг **варіограми**  $C+C_0$  – залежно від площі **пробовідбору** перераховується відповідно до формули ( 2.7). Параметр  $C_0$  (загальна дисперсія логарифма забруднення ділянки, обумовлена ефектом "самородків") оцінено для двох вимірювальних ємностей, що найбільш широко застосовуються і мають різкі відмінності у

конфігурації (циліндрична ємність об'ємом  $100 \text{ см}^3$  і ємність Марінеллі об'ємом  $1000 \text{ см}^3$ ).

Приклад глобальних **варіограм**, одержуваних на підставі точкового **пробовідбору**, взятий з роботи [42] і показано на Рис. 7.8.



**Рис. 7.8.** Варіограми забруднення ґрунту  $^{137}\text{Cs}$  на західному паливному сліді 30-кілометрової зони ЧАЕС, побудовані за результатами точкового **відбору** проб з кроком 1.2 км

У кожній точці проби були **відібрані** методом «конверта» зі стороною 2–5 м **пробовідбірником** діаметром  $\varnothing 3.7$  см на глибину 30 см. Загальна площа **пробовідбору** в точці складала  $0.0054 \text{ м}^2$ , маса складеної проби дорівнювала близько 3 кг. Вимірювання вмісту  $^{137}\text{Cs}$  у пробі проводили на гамма-спектрометрі ADCAM–300 у чотирьох зразках (3 циліндричних ємності об'ємом  $100 \text{ см}^3$  і одна ємність Марінеллі об'ємом  $1000 \text{ см}^3$ ). Як видно з рис. 7.8 в загальному випадку параметри глобальних **варіограм** залежать від напрямку, спостерігається анізотропія забруднення території радіонуклідами, викликана слідами радіоактивних випадіннь, що сформувалися. Цей фактор, а також значні градієнти і плямистість випадіннь обумовлюють специфіку глобальних **варіограм** забруднення ґрунту радіонуклідами в різних частинах 30-кілометрової зони ЧАЕС [40–48]. Однак є і деякі загальні особливості цих **варіограм** і їхній зв'язок з локальними **варіограмами безградієнтних ділянок**. В Таблиця 7.2 містяться значення дисперсії, що характеризує ефект «самородків» для глобальних **варіограм** різних частин 30-кілометрової зони ЧАЕС [40–48] для  $^{137}\text{Cs}$ ,  $^{90}\text{Sr}$  і їхнього відношення  $^{137}\text{Cs}/^{90}\text{Sr}$ . Оскільки ефект «самородків» – це дисперсія логарифма забруднення проби в точці **відбору** (у даному випадку складеної проби), він характеризує дисперсію логарифма за-

бруднення ґрунту на площі обраного «конверта». Через незначні розміри «конверта», його можна вважати **безградієнтною** за забрудненням ділянкою. Оцінки дисперсії логарифма забруднення ґрунту  $^{137}\text{Cs}$  на таких ділянках **пробовідбірником** діаметром  $\varnothing 3.7$  см для площі **пробовідбору**  $0.00107 \text{ м}^2$  і  $0.0054 \text{ м}^2$  (розд. 2.) також наведені в табл. 7.2.

Таблиця 7.2

Ефект «самородків» для різних частин 30-кілометрової зони ЧАЕС

Територія 30-кілометрової зони ЧА-ЕС	$^{137}\text{Cs}$	$^{90}\text{Sr}$	$^{137}\text{Cs}/^{90}\text{Sr}$
Західний паливний слід	0.2	0.4	0.35
Північна частина 30-кілометрової зони	0.45	0.02	0.4
Південна частина 30-кілометрової зони	0.25	0.55	0.55
Середнє для 30-кілометрової зони ЧА-ЕС значення ефекту «самородків»	<b>0.3±0.15</b>	<b>0.32±0.15</b>	<b>0.43±0.15</b>
Середня величина дисперсії на ділянці <b>пробовідбору</b> для складених проб (площа <b>відбору</b> одиничної проби $0.00107 \text{ м}^2$ )	0.26		

Оцінка дисперсії логарифма забруднення **безградієнтної ділянки**  $^{137}\text{Cs}$  приведена для випадку **відбору** складених проб (У табл. 6.1 приведено відповідні значення середніх **квадратичних** відхилень логарифма щільності забруднення ґрунту  $^{137}\text{Cs}$  **безградієнтних** ділянок для складених проб ( $m=5$ ), сформованих з одиничних проб на основі **пробовідбірника** з площею **пробовідбору**  $0.00107 \text{ м}^2$  і при консервативних оцінках величин  $s_{\text{н.пр.}}^2$ ).

Як видно з табл. 6.1, величина площі **пробовідбору** практично не впливає на величину середнього **квадратичного** відхилення логарифма щільності забруднення ґрунту  $^{137}\text{Cs}$  **безградієнтних** ділянок починаючи з площі  $0.005 \text{ м}^2$  (5 «уколів») при вимірюванні в обох **геометріях** одиничних і складених проб відповідно. При використанні складених проб ( $m=5$ ) мінімально необхідний об'єм проб, що відбираються, для забезпечення заданої точності оцінки середнього значення щільності забруднення ґрунту **безградієнтної** ділянки, скорочується всього в 1.3–1.4 рази при вимірюванні циліндричного зразка  $100 \text{ см}^3$  і в 1.5–1.6 рази при вимірюванні ємності **Маріселлі**  $1000 \text{ см}^3$ .

**Таблиця 6.1** При проведенні **картування** 30-кілометрової зони ЧАЕС [40–48] також відбирали складені проби (5 одиничних уколів із площею **пробовідбору**  $0.00107 \text{ м}^2$ ). З урахуванням наявних похибок, оцінки дисперсії логарифма забруднення ґрунту в місці **пробовідбору** приблизно однакові (Таблиця 7.2).

Таким чином, можна стверджувати, що поріг локальної **варіограми** забруднення  $^{137}\text{Cs}$  ґрунту  $C+C_0$  (загальна дисперсія логарифма забруднення

безградієнтної ділянки) у першому наближенні є оцінкою для дисперсії, що характеризує ефект «самородків» у глобальній варіограмі і навпаки. Звідси випливає, що дисперсія логарифма забруднення безградієнтних ділянок  $^{90}\text{Sr}$  у 30-кілометровій зоні буде в першому наближенні така ж, як і  $^{137}\text{Cs}$  (Таблиця 7.2). Цей же результат отримано у розд. 2. на основі інших понять. Хоча приведені в таблиці середні значення по 30-кілометровій зоні ефекту «самородків» для відношення  $^{137}\text{Cs}/^{90}\text{Sr}$  дещо вище, ніж відповідні значення для  $^{137}\text{Cs}$  і  $^{90}\text{Sr}$ , це розходження статистично незначуще. Тому в першому наближенні можна вважати, що дисперсія відношення  $^{137}\text{Cs}/^{90}\text{Sr}$  на безградієнтних ділянках така ж, як і для  $^{137}\text{Cs}$  і  $^{90}\text{Sr}$ .

### 7.3 Висновки по главі 7.

У результаті проведеного аналізу встановлено:

- Незалежно від щільності і типу радіоактивних випадінь, ландшафтних особливостей і виду обробки ґрунту середнє значення радіуса впливу ґрунтової проби (у тому числі й узагальненої) відібраної з площі не більше  $0.014 \text{ м}^2$ , у першому наближенні не перевищує 30 см. Вмісти радіонуклідів у пробах, відібраних з таких площ, на **однорідно** забрудненій ділянці на відстані одна від одної більше 60 см у першому наближенні будуть статистично незалежними величинами.
- Радіус впливу проб рослин залежить від виду рослин і за результатами проведених досліджень оцінюється величиною 3 або 6 м, залежно від виду рослин.
- Мінімально необхідна відстань між центрами місць **відбору** проб рослин, що забезпечують статистичну незалежність значень їхнього забруднення радіонуклідами, коливається від 6 м до 12 м.
- При **відборі** статистично незалежних сполучених проб відстань між центрами місць **відбору** проб у першому наближенні для більшості рослин має бути не менше 12 м.

## 8. Висновок

Радіоактивне забруднення об'єктів радіоекологічного моніторингу має статистичну природу. Тому вивчення статистичних характеристик радіоактивного забруднення різних об'єктів навколишнього середовища (територій, рослинності, тварин) і зокрема сільськогосподарських угідь і продукції є важливою і необхідною умовою правильного розуміння й описання джерел **дозових** навантажень на людину. Знання статистичних характеристик радіоактивного забруднення різних об'єктів навколишнього середовища дозволяє найбільш чітко спланувати, організувати і проводити радіоекологічний моніторинг.

**Відбір** проб і їхнє вимірювання є визначальними основами радіоекологічного моніторингу. Викладені в монографії результати аналізу й узагальнення багаторічних досліджень, проведених в **УНДІСГР** за час ліквідації наслідків аварії на ЧАЕС, дозволяють успішно вдосконалювати методологію проведення експериментальних робіт щодо **відбору** репрезентативних проб і визначення в них вмісту радіонуклідів з урахуванням забруднення об'єктів моніторингу «гарячими» (паливними) частками. Це, у свою чергу, дозволяє формувати репрезентативні вибірки проб, що адекватно характеризують забруднення радіонуклідами того чи іншого об'єкта моніторингу. У монографії наведені унікальні результати, що характеризують забруднення радіонуклідами **безградієнтних ділянок** (полів, угідь, ділянок) на різних слідах чорнобильських випадінь, різних рослин, що виростають на них, молока корів у населених пунктах.

На **безградієнтних** за забрудненням **ділянках** щільність забруднення ґрунту  $^{137}\text{Cs}$ , вміст його в різній рослинності і відповідні коефіцієнти переходу підпорядковані **логнормальному** закону розподілу імовірностей. **Логнормальним** законом описується також вміст  $^{137}\text{Cs}$  у конкретний момент часу в молоці корів **ОПГ**, що мають загальні пасовища. Оцінено відповідні параметри розподілу імовірностей, що характеризують розкид забруднення ґрунту, рослин і молока.

- Середнє квадратичне відхилення логарифма щільності забруднення ґрунту  $^{137}\text{Cs}$  на **безградієнтних** за забрудненням **ділянках** при площі **пробовідбору**  $> 0.005 \text{ м}^2$  не залежить від щільності забруднення, типу випадінь, особливостей ландшафту й у першому наближенні може розглядатися як нормально розподілена випадкова величина з відомими параметрами  $N(0.31;0.10)$ .
- Середнє квадратичне відхилення логарифма питомого вмісту  $^{137}\text{Cs}$  у рослинах не залежить від щільності забруднення, типу випадінь, виду рослинності і може розглядатися як нормально розподілена випадкова величина з відомими параметрами  $N(0.39;0.12)$ .
- Середнє квадратичне відхилення логарифма коефіцієнта переходу  $^{137}\text{Cs}$  у рослини не залежить від щільності забруднення, типу випадінь, виду ро-

слинності і у першому наближенні при **відборі** сполучених проб «грунт–рослини» на **ділянках**  $\approx 1 \text{ м}^2$  (площа **пробовідбору** проб ґрунту  $> 0.005 \text{ м}^2$ ) може розглядатися як нормально розподілена випадкова величина з відомими параметрами  $N(0.51; 0,08)$ .

- Середнє квадратичне відхилення логарифма вмісту  $^{137}\text{Cs}$  у молоці **ОПГ** не залежить від регіону, визначається тільки умовою і часом утримання тварин (стійловий період або пасовищний період) і може розглядатися як нормально розподілена випадкова величина з відомими параметрами  $N(0.63;0.17)$  у стійловий період і  $N(0.54;0.17)$  у пасовищний період.

Відносна похибка вимірювання при цьому вмісту  $^{137}\text{Cs}$  у пробах ґрунту, рослин не повинна перевищувати 10% на рівні  $\pm\sigma$ , а похибка вимірювання вмісту  $^{137}\text{Cs}$  у пробах молока – 15% на рівні  $\pm 2\sigma$ .

Отримані результати покладені в основу цілого ряду науково-методичних розробок **УНДІСГР**, що мають велике практичне значення при проведенні радіоекологічного моніторингу ґрунту, рослин і молока в населених пунктах. Сюди варто віднести:

- **стохастичну** модель, що описує забруднення молока  $^{137}\text{Cs}$  в **ОПГ** протягом року;
- метод розрахунку мінімально необхідного об'єму вибірки для оцінки середнього значення щільності забруднення ґрунту  $^{137}\text{Cs}$  **безградієнтної ділянки** з заданою відносною похибкою;
- метод розрахунку мінімально необхідного об'єму вибірки для оцінки середнього вмісту  $^{137}\text{Cs}$  у рослинності на рівномірно забрудненій **ділянці** з заданою відносною похибкою;
- метод визначення мінімально необхідної кількості проб для оцінки питомої активності забруднення молока  $^{137}\text{Cs}$  із заданою відносною похибкою, як у пасовищний, так і в стійловий період;
- метод визначення мінімально необхідних об'ємів вибірок проб молока в пасовищний і стійловий періоди, що гарантують задану відносну похибку оцінки середньорічної індивідуальної дози внутрішнього опромінення при різній частоті **відбору** проб;
- метод розрахунку мінімально необхідного числа вимірювань для визначення, із заданою відносною похибкою, медіанного вмісту  $^{137}\text{Cs}$  в індивідуальній пробі ґрунту, відібраний в 30-кілометровій зоні (що містить паливні частки), при вимірюванні різних зразків.

Проведено дослідження з визначення середніх значень радіусів впливу ґрунтових проб і проб різних рослин. Проаналізовано впливи на них щільності і типу радіоактивних випадінь, ландшафтних особливостей і обробки ґрунту, виду рослин. Середнє значення радіуса впливу одиначної ґрунтової проби, при площі **пробовідбору** не більше  $0.014 \text{ м}^2$  у першому наближенні не перевищує 30 см. Вмісти радіонуклідів у таких пробах, відібраних на **однорідно** забрудненій **ділянці** на відстані одна від одної більше 60 см, у першому наближенні будуть статистично незалежними величинами. Радіус впливу проб рослин залежить від виду рослин і за результатами проведених досліджень

оцінюється величиною 3 або 6 м, залежно від виду рослин. Мінімумально необхідна відстань між центрами місць **відбору** проб рослин, що забезпечують їхню статистичну незалежність за забрудненням радіонуклідами, складає від 6 м до 12 м залежно від виду рослин. При **відборі** статистично незалежних сполучених проб відстань між центрами **відбору** проб рослин має бути не менше 12 м.

Аналіз багаторічних результатів вимірювання вмісту радіонуклідів у пробах ґрунту, відібраних на різних слідах чорнобильських випадіннь, дозволив установити наступний факт. Проби ґрунту, відібрані на паливних слідах (зокрема в 30-кілометровій зоні), внаслідок присутності «гарячих» (паливних) часток мають істотну об'ємну неоднорідність, що не усувається при гомогенізації. Вміст  $^{137}\text{Cs}$  в індивідуальній пробі ґрунту, що має об'ємну неоднорідність, є випадковою величиною і задовільно описується **логнормальним** законом розподілу імовірностей. Середнє квадратичне відхилення логарифма вимірювань питомої активності за  $^{137}\text{Cs}$ , обумовлене об'ємною неоднорідністю одиничної проби, відібраної в 30-кілометровій зоні, характеризується значеннями 0.14 (середня оцінка), 0.23 (консервативна оцінка) при вимірюванні циліндричного зразка об'ємом  $100\text{ см}^3$  і 0.11 (середня оцінка), 0.17 (консервативна оцінка) при вимірюванні ємності **Маріселлі** об'ємом  $1000\text{ см}^3$ . Відповідна середня оцінка середнього квадратичного відхилення при вимірюванні зразків об'ємом  $100\text{ см}^3$  для  $^{90}\text{Sr}$  дорівнює 0.20, для відношення Cs/Sr 0.15. Запропоновано метод розрахунку мінімумально необхідного числа вимірюваних зразків для визначення, із заданою відносною похибкою медіанного вмісту  $^{137}\text{Cs}$ ,  $^{90}\text{Sr}$  і їхнього відношення в індивідуальній пробі ґрунту, відібраної в 30-кілометровій зоні (що містить паливні частки).

Отримані результати дозволяють більш чітко планувати число проб, що відбираються, і вимірювань при радіоекологічному моніторингу в Зоні відчуження і на прилеглих територіях і виконувати його з мінімумальними витратами, гарантуючи задану точність оцінок контрольованих параметрів.

## 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 післяварійний 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. Хомутинін 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., Хомутинін 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-съёмки местности с учетом радионуклидного состава и распределения радионуклидов по профилю почвы. - Киев, 1989.–12с.
14. Инструкция по отбору проб почв при радиационном обследовании загрязнении 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 <sup>90</sup>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. Алексахина.- 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., Levtchuk S.E., Protsak V.P., Kadygrib A.M., Zvarich S.I., Yoschenko V.I., Tschiersch J. Soil contamination with <sup>90</sup>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 <sup>90</sup>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 <sup>90</sup>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, ошибку – 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.: Машмостроение, 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., Хомутигин Ю.В., Перепелятнікова 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 статистике. - М.: Мир, 1984.-303с.
  54. Хампель Ф., Рончетти Э., Рауссеу П., Штаэль Робастность в статистике. 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-подзолистой 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 угодьях 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 радиэкология/ 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., Семиютин 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., Levtchuk 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., 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.
  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.