

О. А. Кучмагра, А. Д. Скорбун, В. В. Августов, І. О. Мазний*, О. С. Казимиров

*Інститут проблем безпеки АЕС НАН України, вул. Кірова 36а, Чорнобиль, 07270, Україна
Інститут ядерних досліджень НАН України, просп. Науки, 47, Київ, 03028, Україна

АНАЛІЗ ЕКСПЕРИМЕНТАЛЬНОЇ СТАТИСТИКИ ІНТЕРВАЛІВ ПЕРЕВІРКА ЕКСПОНЕНЦІАЛЬНОСТІ РОЗПОДІЛУ ІНТЕРВАЛІВ

Досліджено статистику розподілу інтервалів між актами реєстрації нейтронів, зокрема експоненціальність розподілу. Показано залежність остаточного результату обробки експериментальних даних від ширини проміжків часу, за які будується гістограма. Знайдено оптимальне значення такого проміжку і виражено його через відношення до середнього значення інтервалів у вибірці. Застосування такого оптимального значення при побудові гістограм дає можливість порівняння статистичних властивостей вибірок інтервалів різного походження, тобто можливість порівнювати гістограми для даних від різних джерел іонізуючого випромінювання.

Ключові слова: довгі ряди експериментальних даних, нейтрони вимушеного поділу, інтервали, відпрацьоване ядерне паливо, паливовмісні матеріали.

Вступ

Однією з вимог документів [1], що регламентують діяльність всіх об'єктів ядерної енергетики, підприємств із виробництва ядерного палива, дослідних реакторів, критичних і підкритичних збірок та об'єкта «Укриття», де знаходиться велика кількість паливовмісних матеріалів, є вимога інструментального вимірювання параметрів стану ядерних матеріалів, що діляться, зокрема рівня підкритичності. Іншими словами, для безпечної роботи всіх об'єктів ядерної енергетики та науково-дослідних установ необхідно вимірювати коефіцієнт розмноження нейтронів та пов'язані з ним величини у всіх системах, які містять ядерні матеріали, що діляться, свіжому або відпрацьованому ядерному паливі, а також на всіх етапах виробництва ядерного палива. Проте зауважимо, що практично ця вимога не виконується, тобто питання про інструментальні способи визначення підкритичності залишається актуальним.

Методи визначення стану нейтронної підсистеми реактора на основі аналізу нейтронних шумів були започатковані в 50 - 60-х роках минулого сторіччя, коли були розвинуті методи Россі-альфа, Фейнмана та Могильнера - Золотухіна. Треба відзначити, що всі методи аналізу нейтронних шумів побудовані на посилюванні, що поява нейтронів від ланцюжків поділу так чи інакше веде до зміни статистики нейтронного потоку, наприклад до зміни відношення дисперсії до середнього в методі Фейнмана [2, 3]. Випромінювання нейтронів спонтанного й вимушеного поділу містить інформацію не тільки про кількість матеріалу, що випромінює нейтрони, а й про глибину підкритичності системи тощо.

Метод Фейнмана є класикою аналізу нейтронних шумів. Простий запит в Інтернеті дає десятки сучасних робіт із цього питання. Проте при аналізі цих робіт виявляється: 1) більшість із них присвячена удосконаленню методу Фейнмана; 2) у жодній із них (а також у практиці роботи атомних станцій) підкритичність не визначається за допомогою методу Фейнмана. Це наводить на думку про практичну необхідність розробки альтернативних методів аналізу нейтронних шумів для визначення підкритичності. У згаданих методах використовується ідея пошуку відмінностей від постульованого розподілу Пуассона, тобто порівняння результатів експерименту з деякою теоретичною формулою. Однак зараз, у зв'язку з розвитком можливостей комп'ютерної обробки даних, для пошуку у нейтронних шумах нейтронів вимушеного поділу можна запропонувати застосування й інших методів, які в основному базуються на комп'ютерному аналізі експериментальних даних. У такому підході пропонується шукати відмінності між експериментальними вибірками – рядами інтервалів між моментами реєстрації нейтронів (нейтронних подій), отриманими від джерел із наявністю та відсутністю ланцюжків вимушеного поділу.

При такій постановці задачі відразу постає питання про пошук базових джерел нейтронів, в яких гарантовано відсутні нейтрони вимушеного поділу, і аналіз статистики таких потоків нейтронів з точки зору сформульованої задачі, тобто пошук відмінностей від такої статистики для джерел із процесами вимушеного поділу.

Найближчим до цього, на думку авторів даної роботи, може бути випромінювання PuBe джерела нейтронів, яке пропонується використовувати як приклад випромінювання нейтронів без вимушеного поділу. В основі PuBe джерела лежить альфа-розпад плутонію. Оскільки в кінцевому результаті в експерименті ми маємо справу із статистикою імпульсів із детектора, то з точки зору от-

© О. А. Кучмагра, А. Д. Скорбун, В. В. Августов, І. О. Мазний, О. С. Казимиров, 2017

римання послідовності імпульсів із заданою статистикою в якості аналога PuBe джерела нейтронів можуть бути розглянуті й інші джерела з альфа-розпадом. Оскільки в даній роботі для вимірювань нейтронного потоку використовується промислова іонізаційна камера поділу, то в якості аналога джерела нейтронів досліджено статистику імпульсів альфа-випромінювання від радіатора (електрода, покритого $^{235}\text{U} + ^{234}\text{U}$) усередині іонізаційної камери. Це випромінювання у відсутності нейтронів створює фонові імпульси, що утворюють так званий темновий струм або альфа-фон [4, с. 21], який є паразитною частиною сигналу від іонізаційної камери. Проте якщо виділити сигнали від альфа-частинок, отримаємо промислове джерело імпульсів від альфа-розпаду із вбудованою системою детектування. Щоб підкреслити, що в цій ситуації ми вже маємо справу не з шумовим сигналом, а з корисним сигналом від роботи камери поділу в імпульсному режимі при реєстрації альфа-частинок, цей сигнал у подальшому буде називатися альфа-струмом.

Припускається, що потік нейтронів від відпрацьованого ядерного палива може мати деяку кількість нейтронів вимушеного поділу і тому порівняння статистичних параметрів потоків експериментально зафіксованих інтервалів для цих джерел може виявити присутність таких нейтронів.

Оскільки вважається [4, 5], що інтервали між випадковими подіями в ядерній фізиці розподілені за експоненціальним законом, для порівняння властивостей розподілу інтервалів для різних джерел у даній роботі (по аналогії з підходом Фейнмана) зроблено спробу виявити відмінності між їхніми функціями розподілу, тобто відхилення від експоненціальності для різних джерел нейтронів.

Методика вимірювань

Експериментально робота базується на фіксації моментів часу реєстрації кожного імпульсу системою детектування. Різниця між такими моментами часу (подіями) дає інтервали між актами реєстрації, а при вимірюваннях протягом достатньо тривалого часу утворюється довгий ряд безперервних вимірювань інтервалів, який у подальшому по аналогії з потоком нейтронів будемо називати потоком інтервалів. Проводилися вимірювання часу реєстрації подій від трьох джерел:

камери поділу КНТ-31-1 (альфа-струм радіатора ($^{234}\text{U} + ^{235}\text{U}$));

лабораторного Pu-Be нейтронного джерела;

відпрацьованих тепловиділяючих збірок у сховищі відпрацьованого ядерного палива (СВЯП-1) ЧАЕС.

Альфа-струм. Фактично у роботі досліджувалися властивості детектора – іонізаційної камери поділу КНТ-31-1. Це промисловий прилад, важливою особливістю якого для даної роботи є існування внутрішнього шуму за рахунок альфа-розпаду $^{234}\text{U} + ^{235}\text{U}$, який є невід'ємною частиною конструкції даного детектора [6, с. 35]. Створена апаратура дозволяє виділяти цю складову шумів і таким чином отримувати послідовний ряд інтервалів між моментами реєстрації імпульсів від альфа-розпаду. Реєстрація таких імпульсів проводилася як у фонових умовах, так і при одночасній дії нейтронного потоку від Pu-Be нейтронного джерела. Сигнал альфа-струму виділявся вибором заздалегідь визначеного амплітудного діапазону (вікна) за допомогою амплітудного дискримінатора в диференціальному режимі роботи.

Pu-Be джерело. Лабораторні вимірювання проводилися на стенді, призначеному для створення поля нейтронів. При вимірюваннях використовувалося Pu-Be нейтронне джерело ІБН-12. Реєстрація нейтронів від Pu-Be нейтронного джерела проводилася при різних щільностях потоку нейтронів. Це досягалося встановленням блока детектування на різних відстанях від джерела у трьох точках ($T_1 = 26$ см, $T_2 = 46$ см, $T_3 = 66$ см). Щільність потоку нейтронів (швидких та теплових) у точках вимірювання відповідно була рівною: $\varphi_1 = 1495,2 \pm 18,9$ (см²·с)⁻¹; $\varphi_2 = 550,2 \pm 12,5$ (см²·с)⁻¹; $\varphi_3 = 268,3 \pm 6,9$ (см²·с)⁻¹. Сигнал із виходу нейтронного вимірювального каналу подавався на один або паралельно на декілька входів вимірювача часу реєстрації подій (ВЧРП), на яких устанавлювалися різні пороги дискримінації. Робочий поріг дискримінації визначався на основі попереднього аналізу амплітудних спектрів і дискримінаційних характеристик сигналу.

Відпрацьовані тепловиділяючі збірки. У СВЯП-1 на ЧАЕС були проведені вимірювання щільності потоку нейтронів від 15 відпрацьованих тепловиділяючих збірок (ВТВЗ) із різними значеннями глибини вигорання й часу витримки. Для можливості проведення вимірювань у басейні витримки СВЯП-1 використовувався "сухий" канал. "Сухий" канал був устанавлений у приймальний відсік басейну витримки (приміщення 135 СВЯП-1). Місце встановлення "сухого" каналу було вибрано з умови забезпечення при вимірюваннях мінімального фону від розташованих навколо нього ВТВЗ.

Аналіз даних. На початковому етапі обробки даних усі вихідні (бінарні) файли результатів вимірювань із ВЧРП було конвертовано в текстовий формат і отримано загальні параметри кожного вимірювання (кількість відліків, час експозиції, швидкість лічення). Контроль осцилограм сигналу та аналіз амплітудних спектрів на наявність завад у вимірювальному каналі проводився постійно. Усі недостовірні дані (збої апаратури, випадкові перешкоди у вимірювальному сигналі) у результаті такого аналізу виявлялися і були виключені з подальших обчислень.

Особливості побудови гістограм. Розрахунок параметра σ_Γ

Результати вимірювань (вихідні дані для аналізу) являють собою файли, що містять послідовний ряд значень часу ресстрації детектором імпульсів, який далі перетворювався в ряд інтервалів часу між подіями (рис. 1, а).

Подальший аналіз (оцінка експоненціальності) вимагає визначення функції щільності розподілу. Для цього ряд інтервалів було представлено у вигляді гістограми, тобто розподілу інтервалів за величиною (див. рис. 1, б). Зауважимо, що, як буде видно нижче, принциповим при цьому є вибір величини проміжків часу T , за які підраховується число елементів вибірки (інтервалів заданої величини) для побудови гістограми. Перевірку експоненціальності було зведено до перевірки лінійності функції розподілу при побудові її в логарифмічному масштабі (див. рис. 1, в). Розподіл інтервалів у логарифмічному масштабі було апроксимовано прямою методом найменших квадратів. Усього було оброблено й проаналізовано більше 100 файлів.

Результати обробки всіх даних мають вигляд, аналогічний графіку на рис. 1, в, – експериментальні точки в логарифмічному масштабі розташовані достатньо лінійно, за винятком найбільших інтервалів, а отриманий нахил прямої (тангенс кута) відповідає середньому значенню інтервалів вибірки (величина b_2 на графіку); b_3 – відношення СКВ до середнього. Тобто можна стверджувати, що експоненціальність розподілу інтервалів спостерігається для даних від усіх проаналізованих джерел, включаючи ті, в яких потенційно можлива наявність нейтронів від ланцюжків поділу. Проте при такому аналізі немає відповіді на запитання, наскільки добре експериментальні дані апроксимуються прямою, яка проводилася автоматично стандартним методом найменших квадратів (бо пряму через будь-яку сукупність точок можна провести завжди). Тобто необхідно оцінити, наскільки великим є розкид експериментальних точок навколо апроксимуючої прямої, і чи не буде такий розкид відображати можливі фізичні процеси.

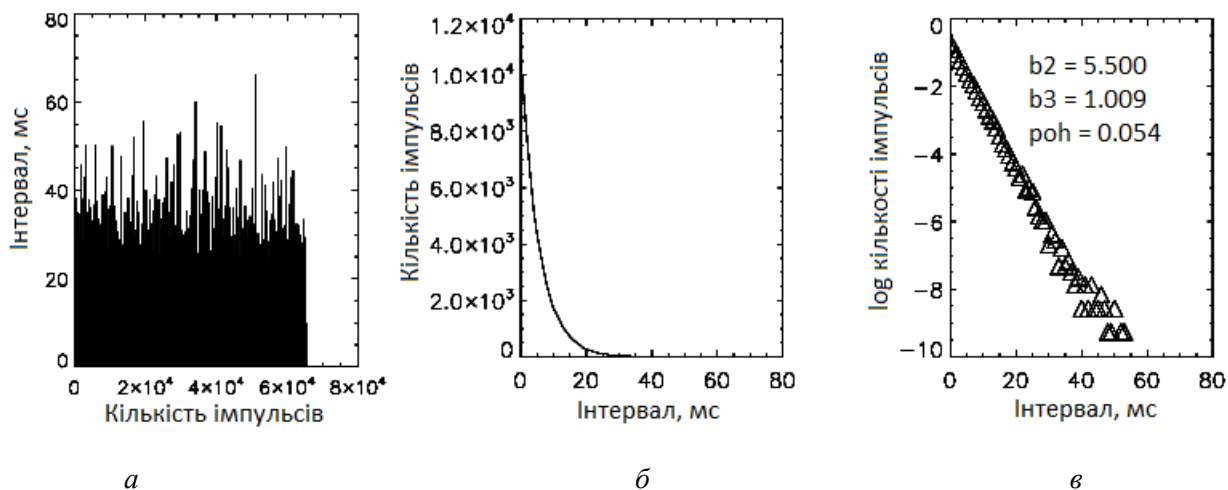


Рис. 1. Приклад представлення вихідних даних і результатів обробки. $T = 1,0$ мс.

Тому для порівняння статистичних властивостей інтервалів для різних типів джерел було розраховано параметр σ_Γ – розкид експериментальних даних (середньоквадратичне відхилення – СКВ) відносно апроксимуючої прямої в логарифмічних координатах (на рис. 1, в - параметр ρ_h).

Розкид експериментальних даних (СКВ) відносно апроксимуючої прямої в логарифмічних координатах оцінювався за стандартною формулою

$$\sigma_\Gamma = \sqrt{\frac{\sum_{k=1}^n (x_k - \bar{x})^2}{(n - 1)}} \tag{1}$$

де x_k – різниця між експериментальними значеннями інтервалів і відповідними їм значеннями на апроксимуючій прямій; \bar{x} – середнє значення для x_k ; n – кількість елементів вибірки.

Але для того, щоб отримати σ_T , необхідно спочатку побудувати гістограму, тобто розрахувати число елементів вибірки, які потрапляють у той чи інший діапазон значень інтервалів при розділі повного діапазону інтервалів вибірки на деяку кількість відрізків (карманів) із шириною T . Далі отримані значення гістограми логарифмуються і перевіряються на лінійність. Але величина параметра T вибирається на смак дослідника [7], при цьому вигляд гістограми може істотно залежати від конкретного значення T (див. рис. 1 і 2).

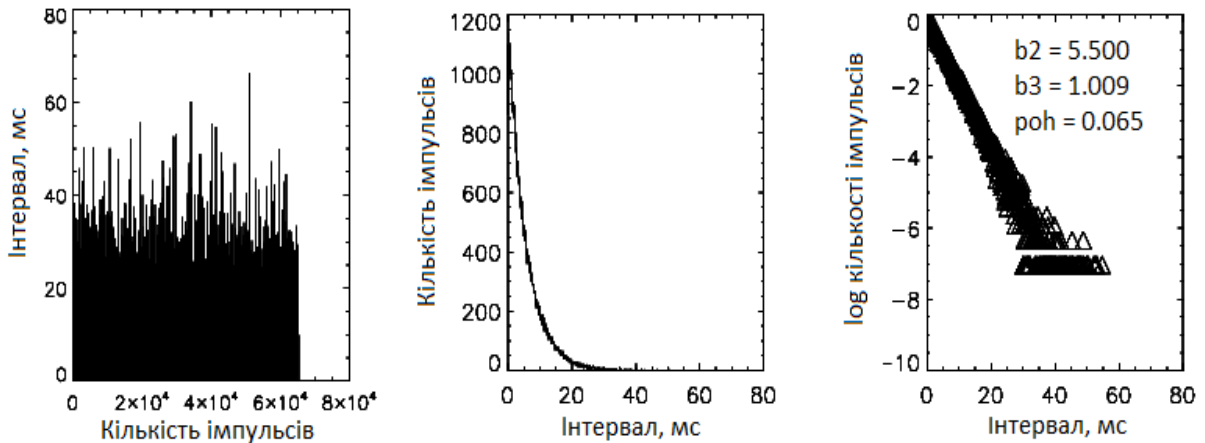


Рис. 2. Приклад представлення тих же, що й на рис. 1, вихідних даних і результатів обробки для $T = 0,1$ мс.

Щоб позбутися вказаної довільності при побудові гістограми, у роботі пропонується на конкретних вибірках дослідити, як буде змінюватися σ_T при різних T і спробувати прив'язати оптимальну величину T до деякого параметра вибірки. Зазвичай вибір величини T пов'язують із числом елементів вибірки [7], що, звичайно, не пов'язано із статистичними характеристиками самої вибірки.

У даній роботі розглянуто можливість «прив'язати» величину T до середнього значення, яке є єдиним параметром експоненціального розподілу. Оскільки середня величина інтервалів для різних вимірювань може суттєво відрізнятися, уведемо такий параметр, як кратність $M = T/\text{середнє}$. Для визначення оптимального значення кратності M_{opt} при побудові гістограм було досліджено його вплив на параметр σ_T для експериментальних даних, отриманих у різних умовах: при реєстрації альфа-струму, у лабораторії на Pu-Be джерелі, у СВЯП-1. Для всіх експериментальних даних було розраховано значення параметра σ_T при зміні кратності M гістограми в діапазоні від 0,02 до 1,2.

На рис. 3 показано зміну параметра σ_T залежно від кратності M для шести довільно вибраних файлів експериментальних даних, отриманих при вимірюванні альфа-струму. Обсяг вибірок для них лежить у діапазоні від 101913 (файл 1805-5-1) до 695779 (файл 2405-2-1). Як видно з графіків, для всіх файлів спостерігається однакова залежність параметра σ_T : явно виражений мінімум при $M \approx 0,2$ з подальшим приблизно стабільним значенням до $M \approx 0,5$.

На рис. 4 показано зміну параметра σ_T залежно від кратності M для шести (n10-0, n10-4, n14-0, n14-4, n13-0, n13-4) довільних файлів експериментальних даних, отриманих при вимірюванні Pu-Be джерела. Обсяг вибірок для них лежить у діапазоні від 14011 (файл n10-4) до 42388 (файл n14-0). Як видно з графіків, для цих даних також спостерігається подібна залежність параметра σ_T : явно виражений мінімум при $M \approx 0,2$ з подальшими відносно невеликими змінами до $M \approx 0,5$, хоча відтворюваність цієї залежності помітно гірша в порівнянні з альфа-струмом.

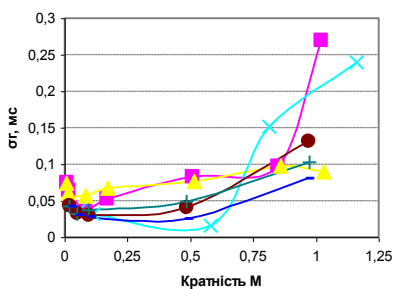


Рис. 3. Залежність параметра σ_T від M для альфа-струму.

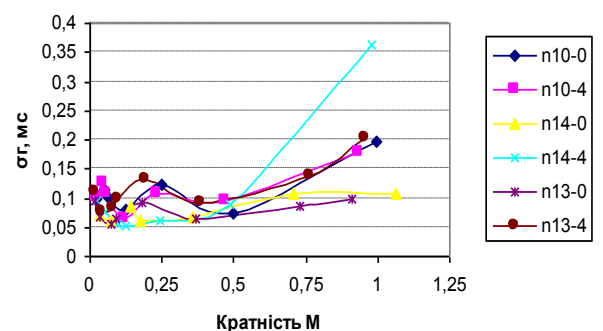


Рис. 4. Залежність параметра σ_T від M для вимірювань на Pu-Be джерелі.

На рис. 5 показано зміну параметра σ_τ залежно від кратності M для шести довільних файлів експериментальних даних, отриманих при вимірюванні в СВЯП-1. Обсяг вибірок для них лежить у діапазоні від 2626 (файл x1-4-4) до 13296 (файл x10-33-4). Для цих вимірювань розкид даних значно більший, але тенденція та ж сама: гістограму можна будувати, починаючи з $M \approx 0,2$.

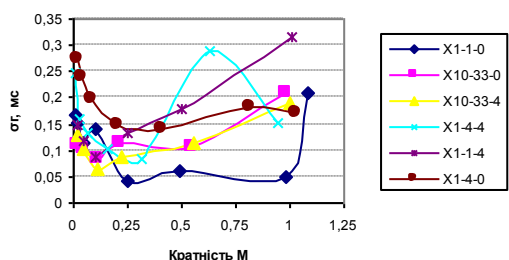


Рис. 5. Залежність параметра σ_τ від M для вимірювань у СВЯП-1.

Як видно з рис. 3 – 5, загальна поведінка кривих подібна для даних усіх типів. І хоча така поведінка залишається без теоретичного пояснення, у подальшому при побудові гістограм для усіх типів даних використовувалося значення $M_{opt} \equiv M = 0,2$.

Аналіз (перевірка) експоненціальності розподілу інтервалів

Параметр θ_τ . Як згадувалося, прийнято вважати [4, 5], що інтервали між випадковими подіями розподілені за експоненціальним законом. Проте виникає запитання, чи збережеться експоненціальність, наприклад, у вибірках із домішками нейтронів вимушеного поділу. Більш широко запитання можна сформулювати так: наскільки універсальним є експоненціальний закон розподілу часових інтервалів потоку ядерних частинок і яка реальна чутливість статистичних методів оцінки експоненціальності та інших статистичних параметрів, які аналізуються у даному дослідженні.

Для відповіді на це запитання наявні експериментальні вибірки було проаналізовано на експоненціальність шляхом розрахунку відношення θ_τ – середньоквадратичного відхилення до середнього значення, яке теоретично для експоненціального розподілу повинно дорівнювати одиниці, а також побудовано гістограми (з урахуванням визначеної вище оптимальної величини T) і перевірено їх на експоненціальність шляхом аналізу їхньої лінійності при побудові їх у логарифмічному масштабі (перший спосіб перевірки експоненціальності).

Для всіх даних були розраховані θ_τ за формулами

$$\theta_\tau = \frac{\sigma_\tau}{\bar{\tau}}, \quad \sigma_\tau = \sqrt{\frac{\sum_{k=1}^n (\tau_k - \bar{\tau})^2}{(n-1)}}, \quad \bar{\tau} = \frac{\sum_{i=1}^n \tau_i}{n} \quad (2)$$

де σ_τ – СКВ інтервалів; $\bar{\tau}$ – середнє значення інтервалів τ_i вибірки; n – обсяг вибірки.

Відношення θ_τ , отримані для експериментальних даних, порівнювалися з відповідними відношеннями, отриманими для модельних даних. Модельні дані – це серія вибірок чисел, розподілених за експоненціальним законом, одержана на комп'ютері за допомогою генератора випадкових чисел, причому середнє значення та обсяг вибірки відповідали експериментальним для кожного вимірювання. З експериментальними даними порівнювалися середні значення відповідного відношення для серії із 10 згенерованих модельних вибірок. По всіх модельних вибірках розраховано середнє значення відношення (2) і його довірчі межі $\pm 3\sigma$: $\theta_\tau = 1,000 \pm 0,002$, $P = 0,99$.

Результати розрахунків за формулами (1) і (2) для лабораторних вимірювань (альфа-струм і Pu-Be джерело) і для вимірювань у СВЯП-1 представлено в таблиці. Були розраховані середні значення θ_τ та їхні довірчі границі для кожної серії вимірювань.

Середні значення відношень θ_τ та B

Параметр	Альфа-струм	Pu-Be джерело	СВЯП-1	Модельні
θ_τ	$0,991 \pm 0,008$	$0,998 \pm 0,006$	$1,022 \pm 0,022$	$1,000 \pm 0,002$
B	$1,012 \pm 0,020$	$1,020 \pm 0,030$	$0,968 \pm 0,050$	-

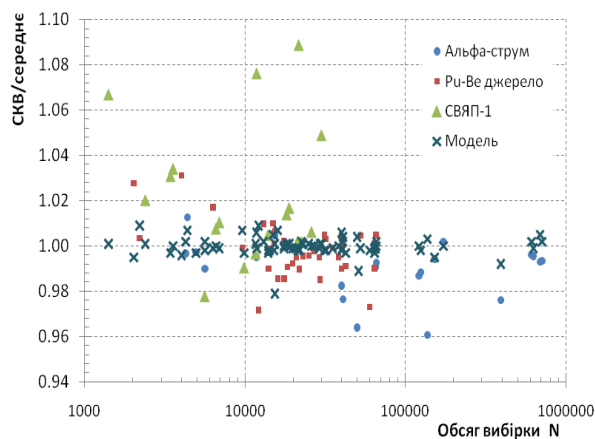


Рис. 6. Залежність відношення θ_τ від обсягу вибірки.

Таким чином, на основі виконаного в даному розділі аналізу використаними методами наявні експериментальні дані від різних джерел випромінювання практично не розрізняються.

Параметр σ_τ Другим способом перевірки розподілу вибірки інтервалів на експоненціальність є перевірка функції щільності розподілу на лінійність у логарифмічному масштабі і порівняння результату з прямими розрахунками середнього значення. При цьому існує можливість аналізу достовірності такої процедури шляхом аналізу реального розкиду експериментальних точок навколо апроксимуючої залежності (уведений вище параметр σ_τ). Як виявилось, використання його також має свої обмеження: залежність параметра σ_τ від обсягу вибірки накладає обмеження на мінімальний обсяг вибірки (не менше ніж 10^4 елементів) для отримання достовірних результатів.

Результати перевірки на експоненціальність шляхом розрахунку відношення $V = \bar{\tau} / b$, де $\bar{\tau}$ - середнє значення, отримане прямим розрахунком; b - середнє значення, отримане з графіка у логарифмічному масштабі (див. рис. 1, в) наведено в таблиці. З неї видно, що для всіх проаналізованих файлів, отриманих від усіх трьох джерел (альфа-струм, відпрацьоване паливо, Pu-Ве джерело) відношення середніх із достатньою точністю дорівнюють одиниці, тобто експериментальні дані описуються експоненціальним розподілом.

Слід додати, що усереднення для ВТВЗ із різним вигорянням видається можливим, оскільки залежності відношення V від рівня вигоряння дослідженнями авторів статті не виявлено.

Висновки

У роботі розглянуто можливість використання потоків інтервалів між моментами реєстрації нейтронів (а не швидкості лічення) у задачах використання методів шумової діагностики для аналізу стану ядерного палива. В основі роботи – використання іонізаційної камери в якості детектора та статистика довгих рядів вимірювань.

На великому експериментальному матеріалі досліджено реальні статистичні властивості результатів вимірювань, а саме показано:

статистика інтервалів є експоненціальною для всіх проаналізованих джерел нейтронного випромінювання незалежно від наявності в них нейтронів від вимушеного поділу (мається на увазі, що у відпрацьованих збірках обов'язково є деяка кількість нейтронів вимушеного поділу). Тобто функція щільності розподілу інтервалів не чутлива до (малих) змін у статистиці потоків нейтронів;

статистичний розкид значень відношення середньоквадратичного відхилення до середнього θ_τ у статистиці інтервалів навіть при достатньо довгих вимірюваннях становить не менше 3 %. Тобто при використанні методу Фейнмана відхилення від одиниці повинно перевищувати вказані ± 3 %, що накладає обмеження на використання методу Фейнмана при малих підкритичностях;

відношення θ_τ для всіх проаналізованих файлів, тобто для всіх джерел, не відрізняється від одиниці, що свідчить про нечутливість методу Фейнмана для наших ситуацій (малий, але не нульовий ефективний коефіцієнт розмноження нейтронів для одиничної тепловиділяючої збірки).

Експериментально показано, що існує оптимальний діапазон значень проміжків часу T , за які будується гістограма, який залежить від статистичних параметрів вибірки, а саме: гістограми з мінімальними значеннями σ_τ отримуються при T у діапазоні $0,2 \div 0,5$ від середнього.

На рис. 6 графічно показано залежність θ_τ від обсягу вибірки разом для всіх трьох джерел. Порівняння отриманих результатів експериментальних даних між собою і з модельними даними дозволяє зробити такі висновки:

відносний розкид θ_τ для експериментальних даних більший, ніж для модельних (рис. 6);

для всіх експериментальних даних θ_τ приблизно дорівнює одиниці. Проте слід відзначити, що ця величина (див. табл., рис. 6) для відпрацьованого палива (СВЯП-1) переважно більша одиниці, хоча це перевищення і видається малим;

розкид θ_τ практично не залежить від обсягу вибірки (див. рис. 6).

СПИСОК ВИКОРИСТАНОЇ ЛІТЕРАТУРИ

1. ПНАЭ Г-14-029-91. Правила безопасности при хранении и транспортировке ядерного топлива на объектах ядерной энергетики. – М. : ЦНИИ атоминформ, 1992. – 23 с.
2. *Feynman R. P.* Dispersion of the neutron emission in U-235 fission / R. P. Feynman, F. de Hoffmann, R. Serber // J. Nucl. Energy. - 1956. – Vol. 3. – P. 64.
3. *Уриг Р.* Статистические методы в физике ядерных реакторов / Р. Уриг. - М. : Атомиздат, 1974. – 400 с.
4. *Мальшев Е. К.* Газоразрядные детекторы для контроля ядерных реакторов / Е. К. Мальшев, Ю. Б. Засадыч, С. А. Стабровский. - М. : Энергоатомиздат, 1991. – 160 с.
5. *Гольданский В. И.* Статистика отсчетов при регистрации ядерных частиц / В. И. Гольданский, А. В. Куценко, М. И. Подгорецкий. - М. : Гос. изд-во физ.-мат. лит., 1959. – 411 с.
6. *Калашикова В.И.* Детекторы элементарных частиц / В. И. Калашикова, М. С. Козодаев. - М. : Наука, 1996. – 407 с.
7. *Лемешко Б. Ю.* О выборе числа интервалов в критериях согласия типа χ^2 / Б. Ю. Лемешко, Е. В. Чимитова // Заводская лаборатория. Диагностика материалов. - 2003. – Т. 69. – С. 61 – 67.

А. А. Кучмагра, А. Д. Скорбун, В. В. Августов, И. А. Мазный*, А. С. Казимиров

Институт проблем безопасности АЭС НАН Украины, ул. Кирова, 36а, Чернобыль, 07270, Украина

**Институт ядерных исследований НАН Украины, просп. Науки, 47, Киев, 03028, Украина*

АНАЛИЗ ЭКСПЕРИМЕНТАЛЬНОЙ СТАТИСТИКИ ИНТЕРВАЛОВ ПРОВЕРКА ЭКСПОНЕНЦИАЛЬНОСТИ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ИНТЕРВАЛОВ

Исследована статистика распределения интервалов между актами регистрации нейтронов, в частности экспоненциальность распределения. Показана зависимость окончательного результата обработки экспериментальных данных от ширины промежутков времени, за которые строится гистограмма. Найдено оптимальное значение такого промежутка, как его кратность по отношению к среднему значению выборки интервалов. Применение такого параметра кратности при построении гистограмм дает возможность сравнения статистических свойств выборок интервалов различного происхождения, т. е. сравнения гистограмм от различных источников ионизирующего излучения.

Ключевые слова: длинные ряды экспериментальных данных, нейтроны вынужденного деления, интервалы регистрации, отработавшее ядерное топливо, топливосодержащие материалы.

A. A. Kuchmagra, A. D. Skorburn, V. V. Avgustov, I. A. Mazny*, A. S. Kasymyrov

Institute for Safety Problems of Nuclear Power Plants, NAS of Ukraine, Kirova str., 36a, Chornobyl, 07270, Ukraine

**Institute for Nuclear Research, NAS of Ukraine, prospekt Nauky, 47, Kyiv, 03028, Ukraine*

ANALYSIS OF EXPERIMENTAL STATISTICS OF INTERVALS VERIFICATION OF INTERVAL DISTRIBUTION EXPONENTIALITY

Known methods of looking for indications of self-sustained chain reaction in a nuclear fuel are based on the assumption, that appearance of neutrons from fission chains distorts a distribution function of the base neutron flux. This assertion for the case of great subcriticality has been checked for the three sources: α -current of a radiator ($^{234}\text{U} + ^{235}\text{U}$) of fission chamber KHT-31-1; laboratory PuBe neutron source; spent fuel assemblies (SFA) in the spent fuel storage of Chornobyl NPP. The first two sources with guarantee do not have the distorting pulses from fission chains neutrons, whereas in SFA such effect is possible. In the experiment the time moments of registration of every pulse by the detecting systems were fixed. The difference between such moments gives intervals between acts of registration, and at measurements during enough long time the long continuous set of intervals is received. The statistics of the intervals distributions between acts of neutrons registrations, including exponentiality of the distribution, has been investigated. Checking of exponentiality was fulfilled as checking of linearity of probability density function at drawing in a logarithmic scale. The ratio of variance to mean for analyzing set of intervals, and also scatter of experimental data relatively of approximated line in a logarithmic scale were checked. It was shown the dependence of final result of experimental data processing from time span width, used for the histogram of probability density function (the histogram is necessary to check exponentiality). It was shown, that there is an optimal value for this time intervals, which can be expressed in parts (0.2÷0.5) of a mean value of the sample of intervals. Use of such ratio parameter under histogram building enables comparing of statistic properties of diverse origin intervals, that is comparison of histograms from different sources of ionizing radiation. The distinctions between investigated statistical parameters were not found. This mean, that there are no signs of probability function distortion at the level of subcriticality ($k_{\text{eff}} \sim 0.3 \div 0.5$) of a separated SFA.

Keywords: long set of experimental data, induced fission neutrons, intervals, spent nuclear fuel, fuel-containing materials.

REFERENCES

1. *PNAE G-14-029-91*. Safety rules under storage and transport of nuclear fuel at nuclear power engineering objects. – Moskva : TsNII atominform, 1992. – 23 p. (Rus)
2. *Feynman R. P., de Hoffmann F., Serber R.* Dispersion of the neutron emission in U-235 fission / R. P. Feynman, F. de Hoffmann, R. Serber // *J. Nucl. Energy.* – 1956. - Vol. 3. – P. 64.
3. *Urig R.* Statistical methods in nuclear reactor physics / R. Urig. – Moskva : Atomizdat, 1974. – 400 p. (Rus)
4. *Malyshev E. K.* The discharge detectors for control of nuclear reactors / E. K. Malyshev, Yu. B. Zasadych, S. A. Stabrovsky. – Moskva : Energoatomizdat, 1991. – 160 c. (Rus)
5. *Goldansky V. I.* Statistics of readouts under nuclear particles registration / V. I. Goldansky, A. V. Kutsenko, M. I. Podgoretsky // Moskva : Gos. izdatelstvo of phys.-mat. literatury, 1959. – 411 p. (Rus)
6. *Kalashnikova V. I.* Detectors of elementary particles / V. I. Kalashnikova, M. S. Kozodaev. – Moskva : Nauka, 1996. – 407 p. (Rus)
7. *Lemeshko B. U.* On selection of interval numbers in χ^2 -type test of fit / B. U. Lemeshko, E. V Chimitova // *Zavodskaya laboratoriya. Diagnostics of materials.* - 2003. – Vol. 69. – P. 61 – 67. (Rus)

Надійшла 31.05.2017
Received 31.05.2017