

О. А. Кучмагра, Г. І. Одинокін, А. Д. Скорбун, С. М. Стадник

Інститут проблем безпеки АЕС НАН України, вул. Кірова 36а, Чорнобиль, 07270, Україна

АНАЛІЗ ЕКСПЕРИМЕНТАЛЬНОЇ СТАТИСТИКИ ІНТЕРВАЛІВ. І. ЕКВІВАЛЕНТНІСТЬ СТАТИСТИКИ ІНТЕРВАЛІВ І СТАТИСТИКИ ВІДЛІКІВ

Представлено результати експериментальної перевірки еквівалентності статистики довгих рядів інтервалів між моментами реєстрації нейтронів і статистики отриманих з них відліків блока детектування нейтронного потоку й наведено числову оцінку такої еквівалентності. Розрахункові значення для експериментальних даних порівнювалися з відповідними значеннями, отриманими з модельних даних. В якості модельних даних використовувалася вибірка чисел, розподілених за експоненціальним законом, отримана за допомогою генератора випадкових чисел. Обсяг модельної вибірки і середнє значення відповідали експериментальним даним.

Ключові слова: нейтрони, інтервали часу, статистичні методи, нейтронно-шумова діагностика.

Вступ і постановка задачі

Вимірювання та аналіз нейтронних шумів, так звані методи нейтронно-шумової діагностики, є широко відомими методами для визначення критичних параметрів ядерних систем. Розвинуті теорії [1] базуються на теорії ймовірностей і, відповідно, нескінченних вибірках. Питання ж про можливі відхилення від теорії для скінченних вибірок не розглядаються. У даній роботі це питання розглядається у зв'язку з невирішеною проблемою інструментального аналізу стану (підкритичності) відпрацьованого палива та неконтрольованих скупчень лавоподібних паливовмісних матеріалів 4-го енергоблоку ЧАЕС.

У відомих методах аналізу [2, 3] для такої задачі пропонується аналізувати кількість відліків та її відхилення від розподілу Пуассона. При ядерно-фізичних вимірюваннях для визначення інтенсивності потоку частинок, як правило, підраховується число імпульсів з детектора за певний проміжок часу - швидкість лічення (count rate). Проте якщо реєструвати час моменту реєстрації кожного імпульсу або безпосередньо вимірювати час між двома послідовними імпульсами, можна отримати послідовний ряд інтервалів між імпульсами, з якого вже розрахувати число імпульсів за вибраний проміжок часу Δ . Теорія статистики відліків і статистики інтервалів добре відома [4] і вважається, що ці дані еквівалентні й питання лише у зручності користування тим чи іншим методом, тобто вимірюваннями інтервалів чи відліків. Але на практиці завжди існують певні експериментальні обмеження, у першу чергу скінченний час вимірювань і, відповідно, скінченний розмір вибірки. Тому в роботі експериментально перевіряється, наскільки еквівалентними є статистика інтервалів і статистика відліків і дається числова оцінка такої еквівалентності. Проте можна вказати і деякі принципові причини використання інтервалів, а не відліків. Наприклад, вимірювання часу реєстрації подій і, як результат, отримання ряду інтервалів дає можливість простим розрахунковим шляхом за даними одного вимірювання визначити число відліків (або швидкість рахунку імпульсів) за різні задані проміжки часу Δ . Така задача виникає, наприклад, при використанні методу Фейнмана по визначенню коефіцієнта розмноження нейтронів k_{eff} [2, 3], де треба знати кількість відліків за різні проміжки часу Δ . Тобто потрібно провести кілька серій вимірювань при різних Δ . У нашій роботі буде показано, що існують певні обмеження на величину Δ , неврахування яких приводить до значних похибок в оцінках.

Отже, вимірювання інтервалів часу між моментами реєстрації нейтронів дозволяє за результатами однієї серії вимірювань розрахувати кількість відліків при різних Δ , що різко скорочує витрати часу на експеримент. Оскільки в методі Фейнмана оцінюється відхилення експериментальної функції розподілу від теоретичної (пуассонівської), то постає питання про точність реальних вимірювань. У методі Фейнмана по визначенню k_{eff} використовується аналіз відношення дисперсії до середнього значення для вибірки відліків, яке для пуассонівського розподілу дорівнює одиниці. У статистиці інтервалів, які мають експоненціальний розподіл, аналогічною величиною є відношення стандартного відхилення інтервалів до середнього, яке теж повинно дорівнювати одиниці [4]. У роботі перевіряється справедливості цих двох тверджень як для вибірки інтервалів, так і для отриманих з цих інтервалів вибірок відліків при різних Δ . Результати для експериментальних вибірок порівнюються з аналогічними результатами для модельних програмно згенерованих вибірок.

© О. А. Кучмагра, Г. І. Одинокін, А. Д. Скорбун, С. М. Стадник, 2017

Методика експерименту

У дослідженнях використовувався експериментальний зразок апаратурно-програмного комплексу (АПК), який був розроблений і виготовлений в Інституті проблем безпеки АЕС НАН України. АПК складається з двох основних функціональних частин – вимірювальної і розрахунково-аналітичної.

Вимірювальна частина надає первинну статистичну інформацію. За функціональним призначенням вимірювальна частина є нейтронним вимірювальним каналом. Структурно та конструктивно вона складається з блоків детектування нейтронного потоку, імпульсних підсилювачів і формувачів сигналу, амплітудних дискримінаторів, а також вимірювача часу реєстрації подій (ВЧРП), який дозволяє фіксувати моменти часу реєстрації нейтронних подій, накопичувати і зберігати цю інформацію. Основою розрахунково-аналітичної частини комплексу є персональний комп'ютер з набором спеціального програмного забезпечення, за допомогою якого проводяться керування процесом вимірювання, обчислення первинних даних за розробленими методиками та алгоритмами, які реалізують різні методи нейтронно-шумової діагностики та статистичної обробки.

Розроблена апаратура здатна фіксувати і запам'ятовувати хронологічну послідовність (часові ряди) моментів часу кожного зареєстрованого детектором нейтрона з достатньою часовою роздільною здатністю. Це дає змогу проводити незалежну обробку накопичених даних різними методами статистичного і кореляційного аналізу. Основна перевага такого підходу до реєстрації нейтронних сигналів у тому, що аналіз збігів або відбір будь-яких інших кореляцій переноситься з етапу проведення вимірювань на етап обробки даних, що значно спрощує і здешевлює експеримент, оскільки вимірювання виконують тією самою достатньо простою електронною апаратурою. У традиційному ж підході при зміні методики потрібна і своя спеціальна ядерно-фізична апаратура.

За допомогою АПК були проведені лабораторні вимірювання з Pu-Be нейтронним джерелом, а також натурні вимірювання з нейтронними джерелами, в яких мають бути ланцюжки миттєвих нейтронів – у сховищі відпрацьованого ядерного палива на ЧАЕС та в об'єкті "Укриття" з використанням нейтронних вимірювальних каналів системи контролю ядерної безпеки. Також були проведені вимірювання інтервалів часу із специфічним джерелом іонізуючого випромінювання, а саме власним альфа-випромінюванням (так званий альфа-струм) радіатора камери поділу КНТ-31 [5]. Вимірювання альфа-струму проводилися 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.

У сховищі відпрацьованого ядерного палива СВЯП-1 на ЧАЕС були проведені вимірювання характеристик нейтронного потоку від 15 відпрацьованих тепловиділяючих збірок (ВТВЗ) з різними значеннями глибини вигорання і часу витримки. Для можливості проведення вимірювань у басейні витримки використовувався "сухий" канал. "Сухий" канал було встановлено у приймальний відсік басейну витримки. Місце встановлення "сухого" каналу було вибрано за умови забезпечення мінімального фону від розташованих навколо ВТВЗ під час вимірювань. Блок детектування встановлюється в "сухий" канал і може бути зафіксований на будь-якій висоті. Це дає змогу проводити реєстрацію потоку нейтронів уздовж аксіальної осі ВТВЗ. Вимірювання проводили в чотирьох точках по висоті, які умовно розбивають кожен (верхній та нижній) пучок твелів на три приблизно рівні частини.

Результатом кожного вимірювання є вибірка інтервалів. Для всіх таких вибірок розраховувалося відношення середньоквадратичного відхилення (СКВ) інтервалів до середнього по вибірці значення інтервалів. Також по вибірці інтервалів розраховувалося число відліків за різні задані проміжки часу (час експозиції Δ). Для кожного значення Δ розраховувалися відношення дисперсії до середнього значення кількості відліків. Ці розрахункові значення для експериментальних даних порівнювалися з відповідними значеннями, отриманими з модельних даних. В якості модельних даних використовувалася вибірка чисел, розподілених за експоненціальним законом, отримана за допомогою комп'ютерного генератора випадкових чисел. Обсяг модельної вибірки і середнє значення відповідали експериментальним даним, з якими проводилося порівняння. Досліджуваними статистичними параметрами були відношення СКВ до середнього (параметр μ_1) для інтервалів і відношення дисперсії до середнього (параметр μ_2) для відліків, тобто відповідно для експоненціального та пуассонівського розподілів. Теоретичні значення цих співвідношень відомі й дорівнюють одиниці [4].

Вибір оптимальної величини Δ при перерахунку інтервалів у кількість відліків

Залежність відношення дисперсії відліків до середнього числа відліків від значення часу експозиції Δ визначалася для різних джерел: як для лабораторних вимірювань (реєстрація власного альфа-струму камери поділу КНТ-31 і нейтронів від Pu-Be джерела), так і для вимірювань у сховищі відпрацьованого ядерного палива Чорнобильської АЕС. На рис. 1, як приклад, показано графічне представлення залежності відношення дисперсії до середнього (параметр μ_2) від значення Δ для лабораторних вимірювань альфа-струму камери поділу (суцільна лінія) і кількох серій (10 генерацій) модельних даних (точки). Розрахункове значення середнього інтервалу за вибіркою інтервалів $\tau_{Av} = 5,88$ мс, що відповідає середній швидкості рахунку $n_0 = 1/\tau_{Av} = 169,92$ с⁻¹. На графіку по осі ординат відкладено відношення дисперсії відліків D_i до середнього значення відліків N_{0i} для i -го значення часу експозиції Δ_i :

$$\mu_2 = \frac{D_i}{N_{0i}} \tag{1}$$

Після попереднього аналізу стало зрозумілим, що величина μ_2 залежить від Δ і цю залежність можна пов'язати з такою характеристикою вибірки, як середнє значення її елементів. Тому на графіку по горизонтальній осі відкладено значення Δ в одиницях середнього значення τ_{Av} : кратність m_i часу експозиції Δ_i відносно середнього інтервалу τ_{Av} :

$$m_i = \frac{\Delta_i}{\tau_{Av}} \tag{2}$$

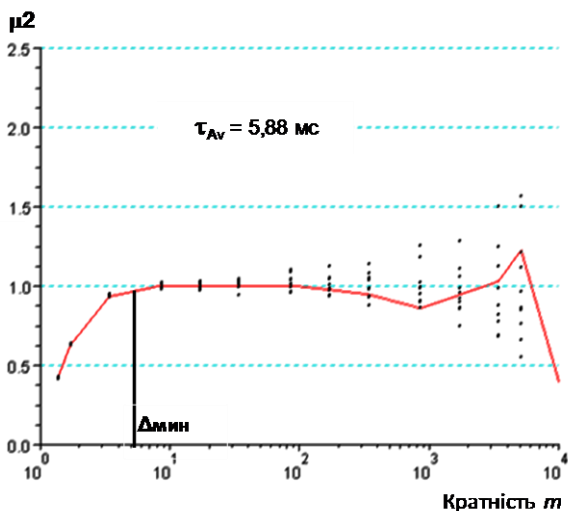


Рис. 1. Залежність відношення дисперсії відліків до середнього числа відліків від часу експозиції Δ .

Залежність μ_2 від Δ досить специфічна. На цій залежності (див. рис. 1) можна виділити три області. Перша – початкова частина кривої, де μ_2 різко зростає із зростанням Δ . Друга – невелика область, де μ_2 практично не залежить від Δ і дорівнює приблизно одиниці. І, нарешті, область помітного зростання статистичного розкиду μ_2 навколо асимптотичного теоретичного значення, рівного одиниці. Ці три області можна пов'язати з величиною співвідношення між Δ і середнім значенням вибірки інтервалів τ_{Av} .

Аналіз залежностей (1), проведений для всіх експериментальних даних і відповідних їм модельних даних, дозволяє зробити деякі висновки. Як видно з графіків (див. рис. 1), для модельних даних (точки) значення μ_2 , починаючи з деякого мінімального значення $\Delta_{\text{мін}}$, коли вони приблизно дорівнюють одиниці, утворюють деякий довірчий коридор можливих значень μ_2 , причому відносний розкид параметра μ_2 збільшується (до 60 % при великих Δ) з ростом

часу експозиції Δ . Значення відношення μ_2 за експериментальними даними для більшості проведених вимірювань лежать у межах цього діапазону. Тому логічно говорити про вибір деякого оптимального діапазону часу експозиції Δ для розрахунків швидкості рахунку загалом і при використанні методу Фейнмана зокрема. І цей діапазон оптимальних значень відповідає введений вище другій області.

Дійсно, при малих Δ , менших або рівних величині середнього інтервалу τ_{Av} , за час Δ реєструється мале число відліків (один, подекуди два відліки при середньому значенні за час Δ приблизно 1,2 відліки). При цьому дисперсія відліків мала за рахунок невеликого розкиду відліків (один або два відліки за час Δ), тому відношення $\mu_2 < 1$. Узагальнення результатів розрахунків та вимірювань дозволяє вивести емпіричне співвідношення для вибору нижньої межі Δ :

$$\Delta_{\text{н}} = 5 \cdot \tau_{Av} \tag{3}$$

При $\Delta = \Delta_{\text{мін}}$ середнє значення відношення для експериментальних і модельних вибірок $\mu_2 = 0,989 \pm 0,50$ %, $P = 0,99$. При цьому середнє значення числа відліків дорівнює приблизно п'яти, а статистична невизначеність при визначенні середньої швидкості рахунку не перевищує 44 %. При збільшенні часу експозиції Δ відносний розкид δ для відношення (1) збільшується при збереженні середнього значення $\mu_2 \approx 1$.

$$\delta = \frac{S_{\mu_2}}{\mu_2}; \quad S_{\mu_2} = \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^k (\mu_{2j} - \bar{\mu}_2)^2}{(k-1)}}; \quad \bar{\mu}_2 = \frac{\sum_{j=1}^k \mu_{2j}}{k}; \quad k = \frac{T}{\Delta}, \quad (4)$$

де S_{μ_2} – середньоквадратичне відхилення параметра μ_2 ; $\bar{\mu}_2$ – середнє значення; T – загальний час вимірювання; Δ – час експозиції.

На рис. 2 наведено графічну залежність відносного розкиду δ (4) від кратності Δ щодо середнього інтервалу τ_{Av} . При фіксованому загальному часі вимірювання, тобто на скінченній вибірці даних при збільшенні часу експозиції Δ число відрізків k довжиною Δ зменшується. Відповідно розкид відліків (СКВ) відносно середнього значення, розрахований на меншій кількості відрізків (меншому обсязі вибірки), збільшується. Для прикладу, наведеного на рис. 2, ми маємо: при $m = 5$ кількість відрізків $k = 36086$, а відносний розкид $\delta = 0,24 \%$; при $m = 100$ кількість відрізків $k = 1792$, а відносний розкид $\delta = 1,61 \%$; при $m = 34700$ кількість відрізків $k = 5$, а відносний розкид $\delta = 58,2 \%$.

Тому логічно, при розрахунку середньої швидкості рахунку за вибіркою інтервалів, час експозиції обмежити деяким значенням Δ_{\max} , при якому відносний розкид відношення μ_2 не перевищує певного значення δ_{\max} . Очевидно, що Δ_{\max} буде залежати від загального часу вимірювання або від співвідношення величини середнього інтервалу (середньої швидкості рахунку) і обсягу вибірки N . Значення Δ_{\max} можна оцінити як

$$\Delta_{\max} = T \cdot \delta_{\max}^2 = N \cdot \tau_{Av} \cdot \delta_{\max}^2. \quad (5)$$

На рис. 3 показано графіки залежності відносного розкиду μ_2 від кратності m для вибірок різних обсягів, отримані за результатами трьох лабораторних вимірювань на Pu-Be джерелі із загальним часом вимірювання $T_1 = 600$ с, $T_2 = 1200$ с і $T_3 = 1800$ с. Із графіків на рис. 3 видно, що зі збільшенням

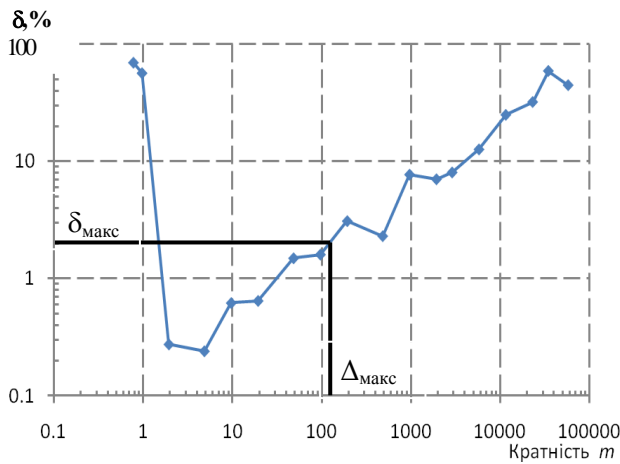


Рис. 2. Залежність відносного розкиду відношення μ_2 від кратності m .

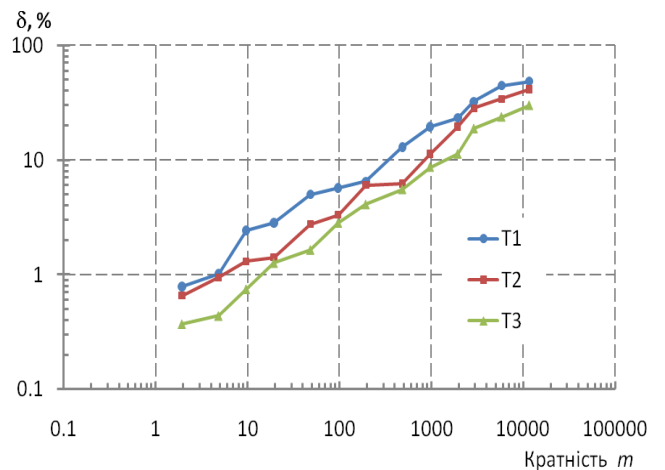


Рис. 3. Залежність відносного розкиду відношення μ_2 від кратності m і обсягу вибірки.

загального часу вимірювання T (або обсягу вибірки N) збільшується і діапазон значень Δ (з боку великих значень), при яких приблизно зберігаються значення відносного розкиду відношення μ_2 .

Таким чином, при спробі перейти від ряду інтервалів до ряду відліків ми стикаємося із ситуацією, що розрахунок ряду відліків завжди робиться по вибірці інтервалів скінченного розміру, оскільки такий перерахунок робиться після закінчення вимірювань. При цьому виявлено, що для отримання задовільної невизначеності статистичних параметрів час експозиції Δ , за який підраховується число відліків, має знаходитися в певному діапазоні від Δ_{\min} до Δ_{\max} , які пов'язані із середнім значенням вибірки інтервалів. Ці моменти потрібно враховувати, якщо експериментально вимірюється ряд інтервалів, а далі потрібно перейти до аналізу числа відліків. Поглиблено це питання розглядається у наступному розділі.

Аналіз відповідності між статистикою інтервалів і статистикою відліків

При аналізі даних було поставлено питання про оцінку обсягу вибірки (тривалості вимірювань), при якій досягається прийнятна величина невизначеності результату розрахунку статистичних параметрів.

Було розглянуто ідею зробити необхідні розрахунки на модельних вибірках, у яких кількість елементів можна зробити достатньо великою й оцінити мінімально необхідну кількість елементів у них для одержання прийняттого результату; порівняти з ними результати для експериментальних даних, розмір вибірок для яких часто не дуже великий.

Оскільки ставиться задача оцінити еквівалентність інтервалів і відліків з точки зору отримання потрібних статистик, то розрахунки виконувалися паралельно для вибірок інтервалів і отриманих із цих інтервалів вибірок для швидкості відліків.

Аналіз модельних даних

Методика аналізу була такою. Спочатку програмно генерувався ряд (вибірка) експоненціально розподілених чисел (інтервалів). Потім із цього ряду розраховувались відліки за час Δ . При цьому враховувалось, що мінімально можливий діапазон часу, за який підраховуються відліки, не повинен бути меншим п'яти величин середнього інтервалу для повної вибірки інтервалів, з якої робиться такий перерахунок. Зауважимо, що при цьому отриманий розмір вибірки для відліків буде у п'ять разів меншим за довжину вихідного ряду інтервалів.

Далі базова вибірка розділялася на декілька підвбірок, для яких розраховувалися параметри μ_1 та μ_2 . Ця процедура повторювалася багато разів для різних розмірів підвбірок, і оцінювався розкид отриманих значень μ_1 та μ_2 . За результатами таких підрахунків побудовано графіки (рис. 4), на яких по горизонталі відкладено розмір підвбірки інтервалів, а по вертикалі абсолютні значення параметрів μ_1 та μ_2 . Із графіків видно очевидне зменшення розкиду параметрів зі збільшенням обсягу вибірки, але розкид відношення μ_2 для відліків помітно більше в порівнянні з відношенням μ_1 для інтервалів. На рис. 5 показано залежність відносного середньоквадратичного розкиду досліджуваних параметрів від обсягу вибірки.

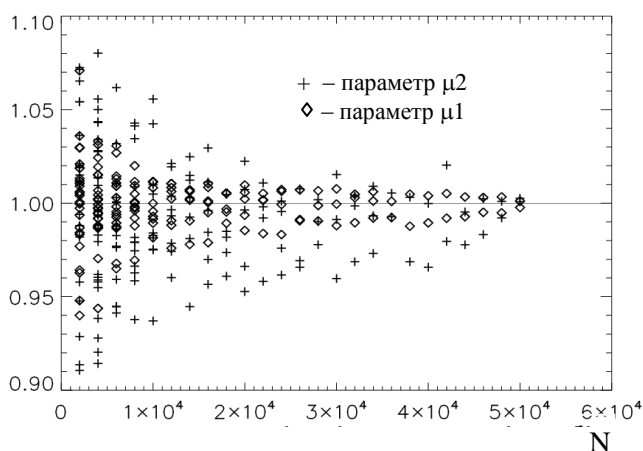


Рис. 4. Параметри μ_1 та μ_2 залежно від кількості елементів вибірки.

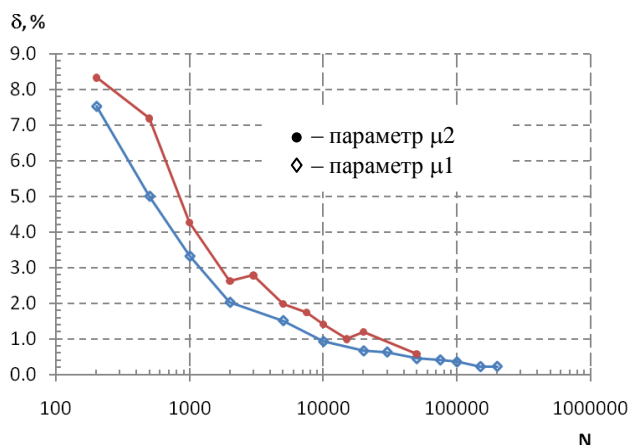


Рис. 5. Середньоквадратичний розкид параметрів μ_1 і μ_2 залежно від кількості елементів вибірки.

У загальному з аналізу модельних даних можна відзначити такі особливості:

- відношення μ_1 для інтервалів сходиться до одиниці асимптотично, приблизно як $\frac{1}{\sqrt{N}}$, де N – кількість елементів вибірки; відносний середньоквадратичний розкид μ_1 для досліджених вибірок не менший, ніж 0,22 %;
- відношення μ_2 для відліків сходиться до одиниці асимптотично, приблизно як $\frac{1,3}{\sqrt{N}}$; відносний середньоквадратичний розкид μ_2 для досліджених вибірок не менший, ніж 0,58 %;
- розкид μ_2 помітно (на 30 %) більший порівняно з μ_1 .

Отже, аналіз інтервалів має меншу невизначеність порівняно з аналізом відліків при розрахунках статистичних параметрів.

Аналіз експериментальних даних

Після перевірки на модельних вибірках даний підхід було застосовано до експериментальних вибірок. На рис. 6, а представлено результати розрахунків для двох незалежних вимірювань інтервалів для лабораторного Pu-Be нейтронного джерела. Результати розрахунків для вимірювань у СВЯП-1 на ЧАЕС представлено на рис. 6, б.

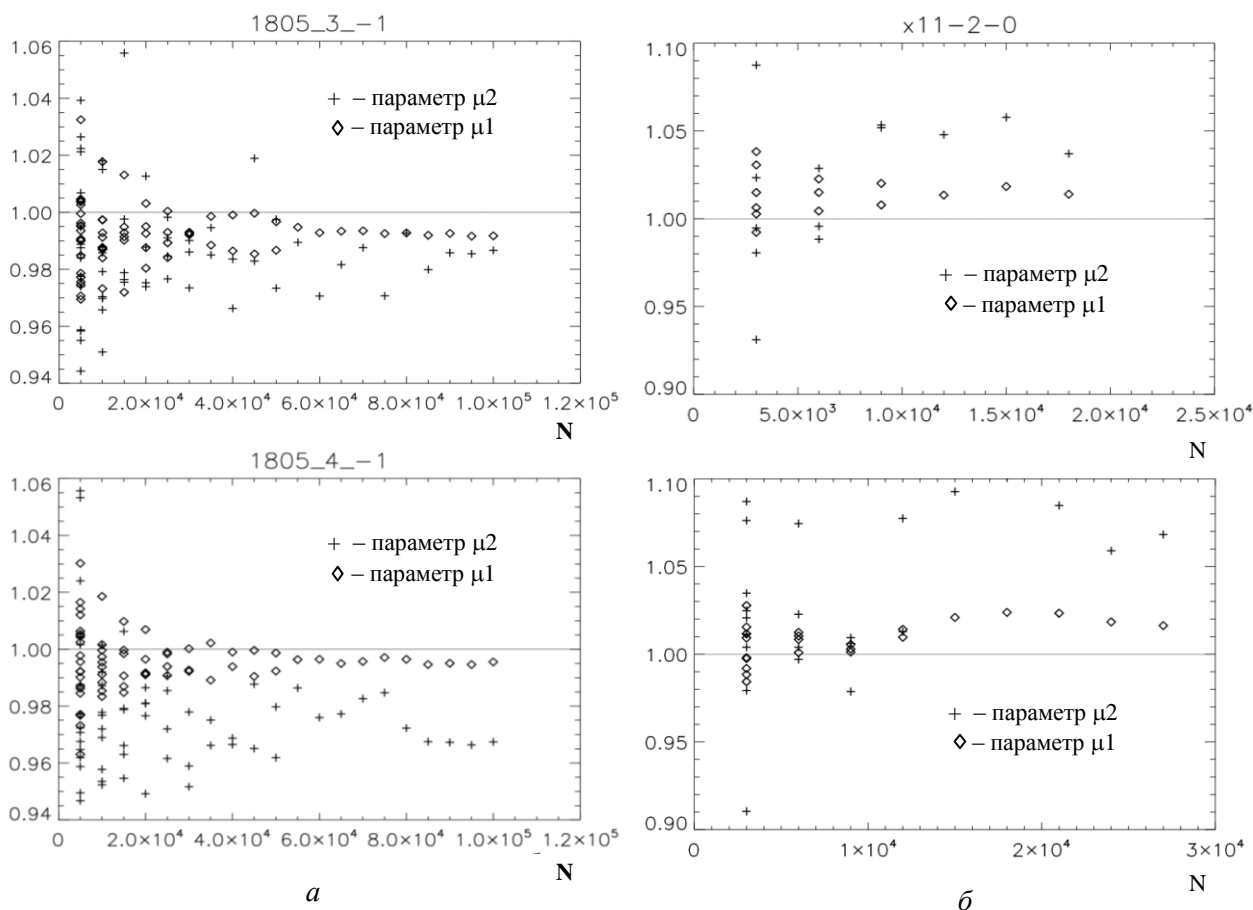


Рис. 6. Параметри μ_1 та μ_2 залежно від кількості елементів вибірки: *a* - лабораторні вимірювання на Pu-Be джерелі; *б* - вимірювання у СВЯП-1 на ЧАЕС. Надписи над рисунками означають назви відповідних файлів вимірювань.

Для експериментальних вибірок також спостерігається асимптотичне зменшення розкиду зі збільшенням обсягу вибірки, проте видно, що практично всі результати мають систематичне відхилення від одиничної лінії не дивлячись на те, що розмір деяких вибірок є достатньо великим з точки зору проведеного вище аналізу. Причому для Pu-Be джерела спостерігається відхилення вниз від одиничної асимптоти, а графіки параметрів для відліків лежать нижче відповідних параметрів для інтервалів. Для відпрацьованого палива – відхилення вверх від одиничної асимптоти, а графіки параметрів для відліків лежать вище відповідних параметрів для інтервалів.

Висновки

1. Для всіх експериментальних даних положення точок на графіках для інтервалів і отриманих з них відліків відрізняється. Для Pu-Be джерела графіки параметрів для відліків лежать нижче відповідних значень для інтервалів. Для відпрацьованого палива ситуація зворотна. Це може бути пояснено наявністю у вимірювальній апаратурі мертвого часу, що призводить до того, що відношення (дисперсія до середнього) стає меншим за одиницю. При наявності ж ланцюжків вимушеного поділу відношення дисперсії до середнього стає більшим за одиницю. Мертвий час апаратури та ланцюжки вимушеного поділу у відпрацьованого палива змінюють відношення дисперсії до середнього порізному, але ці зміни знаходяться на межі чутливості методу.

2. Файл вимірювань повинен містити не менше 20 000 елементів, адже при збільшенні кількості елементів вибірки відхилення досліджуваних параметрів від теоретичної асимптоти помітно зменшується.

3. Для реальних і модельних даних дещо відрізняється статистика, що може бути пов'язано з деякими внутрішніми особливостями апаратури, такими як, наприклад, «мертвий» час.

4. При проходженні через процедуру перерахунку інтервалів у кількість відліків, розмір вибірки відліків зменшується на відповідний коефіцієнт, що вимагає у свою чергу збільшення вихідної вибірки на цей же коефіцієнт, тобто час, витрачений на вимірювання відліків, значно зростає порівняно з еквівалентним часом вимірювань для інтервалів, що може бути критичним при проведенні вимірювань у шкідливих умовах або при малих інтенсивностях потоків.

СПИСОК ЛІТЕРАТУРИ

1. *Imre Pazsit*. Neutron Fluctuations. A Treatise on the Physics of Branching Processes // Elsevier Science, 5th October 2007, 360 p.
2. *Уриг Р.* Статистические методы в физике ядерных реакторов. – М.: Атомиздат. – 1974. – 400 с.
3. *Feynman R. P., de Hoffmann F., Serber R.* Dispersion of the neutron emission in U-235 fission // J. Nucl. Energy. – 1956. – Vol. 3. – P. 64.
4. *Гольданский В. И., Куценко А. В., Подгорецкий М. И.* Статистика отсчетов при регистрации ядерных частиц. – М.: Гос. изд-во физ.-мат. л-ры. – 1959. – 411 с.
5. *Кучмагра А. А., Одинокин Г. И., Скорбун А. Д. и др.* Використання альфа-активності радіатора камери поділу для контролю працездатності нейтронного вимірювального каналу // Проблеми безпеки атомних електростанцій і Чорнобиля. – 2016. – Вип. 27. – С. 97 – 101.

А. А. Кучмагра, Г. И. Одинокин, А. Д. Скорбун, С. Н. Стадник

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

АНАЛИЗ ЭКСПЕРИМЕНТАЛЬНОЙ СТАТИСТИКИ ІНТЕРВАЛІВ 1. ЭКВИВАЛЕНТНОСТЬ СТАТИСТИКИ ІНТЕРВАЛІВ И СТАТИСТИКИ ОТСЧЕТОВ

Представлены результаты экспериментальной проверки эквивалентности статистики длинных рядов интервалов между моментами регистрации нейтронов и статистики полученного из них количества отсчетов блока детектирования нейтронного потока и дается числовая оценка такой эквивалентности. Расчетные значения для экспериментальных данных сравниваются с соответствующими значениями, полученными из модельных данных. В качестве модельных данных использовалась выборка чисел, распределенных по экспоненциальному закону, полученная с помощью генератора случайных чисел. Объем модельной выборки и среднее значение соответствуют экспериментальным данным.

Ключевые слова: нейтронно-шумовая диагностика, интервалы времени, нейтроны, статистические методы.

О. А. Kuchmagra, G. I. Odinokin, A. D. Skorburn, S. M. Stadnyk

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

ANALYSIS OF EXPERIMENTAL STATISTICS OF INTERVALS 1. EQUIVALENCE OF INTERVALS STATISTICS AND OF COUNT STATISTICS

The results of experimental checking of equivalence for long sets of intervals statistics between moments of neutrons registration, and statistics of received from them count rates from a detecting block are given. A numerical evaluation of such equivalence is given. Calculated values for experimental data were compared with the corresponding ones, which were received from the model data. As a model data, the sample of numbers which are distributed according to an exponential law, have been used. The volume and mean value of the model data were the same as in experimental ones. The statistical parameters studied were the ratio of the mean square deviation to the mean for the intervals, and the ratio of the variance to the mean for the count rate, that is, respectively for the exponential and Poisson distributions. The theoretical values of these ratios are known and equal to unity. It is shown that when calculating the number of samples from the experimentally measured sample of time intervals in order to obtain a satisfactory uncertainty of the statistical parameters, the exposure time Δ , for which the number of counts is counted, must be in a certain range from Δ_{\min} to Δ_{\max} , which depend on the mean interval value.

Keywords: neutron-noise diagnostics, time intervals, neutrons, statistical methods.

REFERENCES

1. *Imre Pazsit*. Neutron Fluctuations. A Treatise on the Physics of Branching Processes // Elsevier Science, 5th October 2007, 360 p.
2. *Urig R.* Statistical methods in the nuclear reactors physics. - Moskva: Atomizdat, 1974. - 400 p. (Rus)
3. *Feynman R. P., de Hoffmann F., Serber R.* Dispersion of the neutron emission in U-235 fission // J. Nucl. Energy. – 1956. – Vol. 3. – P. 64.
4. *Goldanskii V. I., Kutsenko A. V. Podgoretskii M. I.* Counts statistics at registration of nuclear particles. - Moskva: Gos. izdat. of phys.-mat. literature. – 1959. – 411 p. (Rus)
5. *Kuchmagra O.A., Odinokin G. I., Skorburn A. D. et al.* Using of alpha-activity of a fission chamber radiator for control of workability of a neutron measurement channel // Problemy bezpeky atomnykh electrostantsiy i Chornobylya (Problems of Nuclear Power Plants' Safety and of Chornobyl). – 2016. – Iss. 27. – P. 97 – 101. (Ukr)

Надійшла 02.03.2017
Received 02.03.2017