УДК 519.23: 621.391.3 (045)

[1]**Вінницький В. П.**, д-р техн. наук
[2]**Степанюк А. М.,**
[2]**Чуняк Д. М.**

МЕТОДОЛОГІЧНІ ПИТАННЯ МОДЕЛЮВАННЯ ПЕРЕДАЧІ ЦИФРОВОЇ ІНФОРМАЦІЇ

[1]Національний технічний університет України «КПІ»
[2]Інститут електроніки та систем управління Національного авіаційного університету

Розглянуті принципи побудови математичної моделі дискретного каналу передавання інформації. Для установлення закономірності виникнення помилок приведена методика статистичного аналізу дискретного каналу – вектора помилок в каналі.

Вступ

Однією з основних складових телекомунікаційної мережі є канал передачі даних в цифровому вигляді (його ще називають дискретним каналом). Вимоги до дискретного каналу визначаються вимогами до систем передачі дискретної інформації (СПДІ), головною з них є вірність передачі інформації, як характеристика СПДІ. Ця властивість систем характеризується завадостійкістю передачі – спроможністю виявляти або виправляти помилки. Завадостійкість систем визначається кількісним показником – достовірністю доставки від джерела до одержувача (адресата) як імовірнісною оцінкою вірності доставки. Ця величина не має чіткої абсолютної оцінки; звично користуються порівняльною оцінкою завадостійких систем. Більш завадостійка система забезпечує більшу вірність передачі в заданому каналі або задану вірність при гірших характеристиках каналу.

Одним з найбільш ефективних методів підвищення завадостійкості передачі є застосування завадостійких кодів, які дозволяють виявляти або виявляти та виправляти частину помилок в процесі передавання цифрової інформації лініями зв'язку. На сьогоднішній час розроблено велику кількість кодів, призначених для виправлення помилок різних типів. Однак ефективність використання того чи іншого коду визначається степенем відповідності помилок, які корегуються кодом, помилкам, які виникають в даному каналі передачі інформації. Надмірність, яка введена в код, буде використана ефективно лише в тому випадку, коли корегуємі або виявляємі кодом помилки будуть найбільш вірогідними для каналу, в якому використовується даний код.

Для того щоб вибрати або побудувати найбільш ефективний для даного каналу код, необхідно знати статистику помилок. Для цього вимагається більш детальніше знання статистики помилок, а також математичні моделі каналів, які достатньо точно відображають характер помилок. Тому статистичний аналіз експериментального дослідження характеру помилок є основою для побудови моделі каналу. Формалізація процесу передавання інформації дискретного типу здійснюється під час опису функціонування каналу.

Аналіз досліджень і публікацій

Скорочений варіант дискретного каналу СПДІ для пояснення загального процесу передачі даних показано на рис. 1 (деяка емпірична картина реального процесу явища передавання дискретної інформації).

Складові частини цього явища: A =(a_1 , a_2,..., a_n) – послідовність імпульсних посилок, які є носіями закодованої інформації, де a_i може приймати значення «1» або «0»; модулятор – основна складова пристрою перетворення сигналів зручних для передавання їх каналами зв'язку, яка формує часову тривалість $T = 1/f_T$, f_T – тактова частота; канал зв'язку – пристрій, що забезпечує передачу послідовно модульованих імпульсних посилок; джерело завад – джерело (як генератор) послідовності імпульсних завад; і на кінець, демодулятор – одна з основних складових пристрою перетворення сигналів приймальною частиною СПДІ, яка звільняє модульований сигнал від несучої частоти.

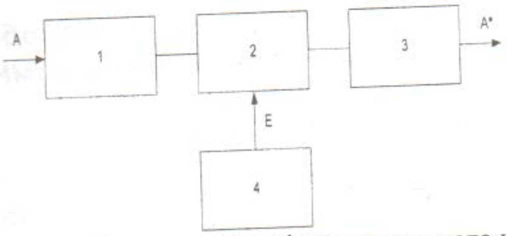

Рис. 1. Скорочений варіант дискретного каналу СПДІ: 1 – модулятор, 2 – канал зв'язку, 3 – демодулятор, 4 – джерело завад

На виході демодулятора формується імпульс постійного струму – обвідна модульованого імпульсу, який надійшов на вхід демодулятора. Пристрій реєстрації розпізнає цей імпульс, виявляючи інформацію яку він переносив (якщо його рівень перевищує поріг спрацювання він реєструється як «1», якщо ні – «0»). Дійсно, вірність реєстрації одиничних імпульсів залежить від багатьох факторів – перешкод зовнішнього і внутрішнього походження, різного роду спотворень інформаційних імпульсів, реальними, а не ідеальними характеристиками тракту передачі сигналів, тим більше що спотворення сигналів виникають під дією факторів, характеристики яких зарані невідомі, тобто випадкові. Тому ці перешкоди з'являються і впливають на корисні інформаційні послідовності випадково і як наслідок їх дій виникають помилки в дискретному каналі і мають випадковий характер.

У загальному випадку, якщо на вхід дискретного каналу (далі ДК) подати деяку сукупність «0» і «1» в вигляді послідовності за часом A=(a_1 , a_2,..., a_n), тоді під дією завад у ДК в деякій мірі утвориться видозмінена послідовність A^*=(a_1^*, a_2^*,..., a_n^*), в якій a_i може перетворитися в a_i^*, тобто $a_i = \begin{cases} 1 \\ 0 \end{cases}$, але може статися відповідно $a_i^* = \begin{cases} 0 \\ 1 \end{cases}$.

Звідси випливає правило виникнення помилок. Щоб «1» перетворилася в «0» і навпаки «0» – в «1» необхідно, щоб на інформаційну a_i = «1» діяла імпульсна завада «1», тоді інформаційна a_i^* буде «0» і навпаки $a_i = 0$ і імпульсна завада «1» – a_i^* = 1. Ці роздуми ідентичні формальній операції булевої алгебри складання «за модулем 2» (mod 2), яка позначається $a_i \oplus e_i = a_i^*$, де e_i – значення імпульсної завади.

Отже цілком обґрунтованим є представлення ДК як перетворювача двох послідовностей: A – послідовність корисних інформаційних сигналів (кодових комбінацій), та E – послідовність сигналів, яку утворюють завади. При такому формальному представленні ДК послідовності A і E в часі абсолютно синхронні.

Тепер процес перетворення, передачі і приймання (реєстрації) послідовності інформаційних бінарних сигналів зводиться формально до суми за mod 2 двох синхронних послідовностей:

$$A^* = A \oplus E = (a_1 \oplus e_1, a_2 \oplus e_2, ..., a_n \oplus e_n) =$$
$$= (a_1^*, a_2^*, ..., a_n^*)$$

З цього виразу видно, що основна задача побудови математичної моделі ДК передачі інформації зводиться до пошуку математичного виразу (аналітичного або імітаційного алгоритму), що описує закономірності і числові значення параметрів вектора $E = (e_1, e_2, ..., e_n)$. В найпростішому випадку для довгих послідовностей A, елементи яких a_i $(i = \overline{1,n})$ можуть бути спотворені, можна отримати потік e_i порівнянням отриманої послідовності A^* з переданою A, тобто $\vec{E} = \vec{A^*} \oplus \vec{A}$.

Помилки e_i $\left(i = \overline{1,n}\right)$ розрізнюють по типу (перехід 1→ 0 або 0→ 1) і кратністю m. При рівності числа помилок по типу, тобто при p(1→ 0) = p(0→ 1) помилки рахуються симетричними і канали, в яких виникають такого роду помилки – симетричними. Канали, в яких імовірність приймання елемента a_i не залежить від номера $\left(i = \overline{1,n}\right)$ називають стаціонарними, тобто незалежно від того які значення (нуль або одиниця) мали як попередні елементи так і наступні (i+1, i+2,...).

На характеристику потоку помилок для одних і тих же каналів впливають принципи реєстрації сигналів розв'язувальним пристроєм з одним або двома порогами спрацювання (особливо при представлені «1» і «0» – двополярними імпульсами).

Таким чином першочерговою задачею при вивченні помилок, які виникають в ДК, є установлення їх закономірності.

Експериментальні установки для вимірювання помилок в загальному вигляді показані на рис. 2.

Рис. 2. Експериментальна установка для вимірювання помилок: 1 – КУД (*DTE*) – узагальнена назва кінцевого устаткування даних (*Data Terminal Equipment*); 2 – АКД (*DCE*) – узагальнена назва апаратури каналу даних (*Data Communication Equipment*); 3 – канал передачі

Часто в ролі *DTE* може виступати персональний комп'ютер (*PC*).

Функція *DCE* складається з забезпечення можливості передачі інформації між двома і більшим числом *DTE* по каналу визначеного типу, наприклад, по телефонному ТЧ каналу.

DCE може бути аналоговим модемом, якщо використовується аналоговий канал, чи, наприклад, пристроєм обслуговування каналу/даних (*CSU/DSU – Channel Service Unit/Data Service Unit*), якщо використовується цифровий канал *E*1/*T*1 чи *ISDN*.

Виміри проводяться з використанням тестових рекурентних послідовностей, з наступним порівнянням їх з аналогічним еталонним тестом. Задача одержання експериментальних даних складається в спостереженні за вектором *E* і визначені кількості помилок в одиницю часу, наприклад у хвилину, чи кількості помилок на деяку кількість переданої інформації. На основі цих даних можливо встановити закономірність розподілу помилок.

Постановка задачі

Основною задачею цієї роботи є статистичний аналіз експериментальних даних вимірювання помилок в ДК, знаходження основних статистичних характеристик, та встановлення закону розподілу помилок.

Статистичний аналіз обробки експериментальних даних вимірювання помилок в ДК

Загальні положення

Спостерігаючи тривалий час за зміною вектору помилок $\bar{E}$ можна помітити певні закономірності. Вивчивши ці закономірності можливо в деякій мірі керувати випадковими явищами, передбачати і враховувати їх в своїй діяльності.

Очевидно, що вивченню підлягають тільки такі випадкові явища, які можна, принаймні принципово, спостерігати необмежену кількість разів. Такі випадкові явища називають масовими. Методи збору (реєстрації), систематизації (опису) і обробки (аналізу) результатів спостережень випадкових масових явищ з метою виявлення існуючих закономірностей вивчаються математичною статистикою. Висновки про закономірності, яким підпорядковуються явища, що досліджуються методами математичної статистики, завжди ґрунтуються на обмеженому, вибірковому числі спостережень.

Вихідною інформацією для досліджень є безліч значень випадкової величини, отриманих в результаті спостережень над нею, які називаються випадковою вибіркою або просто вибіркою. Наприклад, вибірка $(x_1, x_2, ..., x_n)$ значень деякої випадкової величини x розглядається як результат n незалежних повторних вимірів, причому усі виміри повинні проводитися в однакових умовах. А сукупність усіх можливих, іноді кажуть усіх уявляємих, значень досліджуваної випадкової величини називають генеральною сукупністю. Число об'єктів у генеральній сукупності й у вибірці називають їх об'ємами. Генеральна сукупність може мати як скінчений так і нескінчений об'єм. Необхідно зауважити, що коли зростає об'єм вибірки (n), багато вибіркових статистик збігаються за імовірністю до відповідних параметрів теоретичного розподілу величини x.

Для передаванню послідовності імпульсів, які носіями інформації закодованої двійковою системою числення. Помилки, які виникають в каналі під дією випадкових факторів, можуть, як раніше розповідалось, представляти з себе випадкову послідовність. Для встановлення закономірності виявлення помилок наведемо процедуру обробки виміряних даних про наявність помилок в такій послідовності.

Побудова варіаційного ряду та його числові характеристики

Найчастіше вибірки являють собою ряди експериментальних значень, вид яких не зовсім зручний для безпосереднього аналізу. Для вивчення даних, перш за все, необхідно їх згрупувати. Розташуємо значення досліджуваної величини (ознак), що спостерігалися, в порядку зростання. Ця операція називається групуванням даних по інтервалам, чи ранжуванням по варіантам. Наприклад, для вибірки 0, 1, 1, 0, 0, 2, 0, 1, 0, 3,... ранжуємий ряд має вид: 0, 0, 0, 0, 0, 1, 1, 1, 2, 3,...

З ранжируваного ряду випливає, що ознака прийняла 4 різні значення. Надалі різні значення ознаки умовимося називати варіантами, а під варіюванням розуміти зміну значень ознаки. Для нашого прикладу ряд має варіанти 0, 1, 2 і 3. Надалі домовимося позначати варіанти M_i, i = 1,...,k, де k – кількість варіантів, чи, інакше, груп.

Очевидно, що різні варіанти зустрічаються неоднакове число раз. Число, що показує скільки разів зустрічається варіант M_i у ряді спостережень, називається частотою варіанту F_i. Крім того, замість частоти варіанту іноді доцільно розглядати її відношення до загального числа спостережень n, що називається відносної частотою, і позначається P_i. Справедлива наступна рівність:

$$P_i = \frac{1}{n} F_i .$$

Усі перераховані вище величини зводяться в таблицю, що називається частотною таблицею, чи варіаційним рядом. Складемо таблицю для ряду значень, отриманих при реальних вимірах складових вектора $\vec{E}$ (кількість помилок за один годинний інтервал) в дискретному каналі. Виміри проводилися протягом 509 годин, і кожне значення представленого ряду відповідає кількості зареєстрованих помилок за одну годину.

Таблиця 1

Експериментальні дані вимірювання помилок

Варіант M_i	Частота варіанту, F_i	Відносна частота варіанту, P_i
0	315	0,619
1	142	0,279
2	40	0,078
3	9	0,018
4	2	0,002
5	1	0,002
Всього $k = 6$	$\Sigma = 509$	$\Sigma = 1$

При досліджені зміни амплітуди імпульсів, які змінюються під дією імпульсних завад, можливо також будувати варіаційні ряди, спостерігаючи за зміною амплітуди на фіксованому інтервалі. Тоді, за аналогією, частота F_i буде показувати, у скількох спостереженнях ознака прийняла значення, що належать тому чи іншому інтервалу. Таку частоту називають інтервальною, а відношення її до загального числа спостережень – інтервальною відносною частотою P_i. Такий ряд називають інтервальним варіаційним рядом. Іноді інтервальний варіаційний ряд умовно заміюють дискретним. Тоді середнє значення інтервалу приймають за варіант M_i, а відповідну інтервальну частоту – за F_i.

Для побудови інтервального варіаційного ряду, в першу чергу необхідно визначити величину інтервалу. Для визначення оптимального інтервалу h, тобто такого, при якому побудований інтервальний ряд не був би занадто громіздким і в той же час дозволяв виявити характерні риси розглянутого явища, можна використовувати формулу Стерджеса:

$$h = \frac{x_{\max} - x_{\min}}{1 + 3{,}322 \cdot \lg n} , \qquad (1)$$

де x_{max} і x_{min} – відповідно максимальний і мінімальний варіанти. Якщо h – дробове число, то за величину інтервалу варто взяти або найближче ціле число, або найближчий нескладний дріб.

Таким чином, після побудови варіаційного ряду за допомогою його таблиці можливе створення гістограми. Для її побудови в прямокутній системі координат по вісі абсцис відкладають відрізки, що зображують інтервали варіювання, і на цих відрізках, як на основі, будують прямокутники з висотами, рівними відносним частотам відповідного інтервалу. У результаті одержують східчату фігуру, що називають гістограмою.

Числові статистичні характеристики варіаційного ряду

Наступний етап – знаходження показників, величини яких у деякій мірі характеризують вибірку: значення ознаки навколо якої концентрується спостереження (міри цієї якісної особливості називаються середніми величинами), і розсіювання спостережень навколо середніх величин (міри цієї особливості одержали назву показників варіації). Ці показники називаються статистичними характеристиками. Середні величини є як би «представниками» усього ряду спостережень, оскільки навколо них концентруються значення ознаки, що спостерігалися. Помітимо, що тільки для якісно однорідних спостережень має сенс обчислювати середні величини. Найбільш розповсюдженою середньою величиною є середня арифметична. Найпростіша формула для обчислення:

$$\bar{x} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} x_i \,, \qquad (2)$$

де x_i – значення спостережуваної величини, n – об'єм вибірки.

Якщо на основі вибірки побудований варіаційний ряд, то значення $\bar{x}$ обчислюється за формулою:

$$\bar{x} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{k} M_i F_i \,, \qquad (3)$$

де k – кількість варіантів (груп); n – обсяг вибірки; M_i – i-тий варіант, якщо ряд дискретний, або центр інтервалу, якщо ряд інтервальний; F_i – частота i-того варіанту.

Середні величини, які характеризують варіаційний ряд числом, не відбивають мінливість значень ознаки, що спостерігалася, тобто варіацію. Для цього використовують декілька різних показників варіації, найбільш відомим з яких є емпірична (експериментальна) дисперсія (S^2). Під нею розуміють середню арифметичну квадратів відхилень результатів спостережень від їх середньої арифметичної:

$$S^2 = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} (x_i - \bar{x})^2 \,, \qquad (4)$$

Якщо за результатами спостережень побудований варіаційний ряд, тоді

$$S^2 = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{k} M_i^2 F_i - n\bar{x}^2 \,, \qquad (5)$$

Середнє арифметичне $\bar{x}$ і експериментальна дисперсія S^2 є найважливішими статистичними характеристиками як вибірки, так і генеральної сукупності, а тому повинні бути обов'язково обчислені при виконані статистичного аналізу.

Перевірка статистичних гіпотез

Загально відомо, що часто для з'ясування справедливості того чи іншого факту вдаються до висловлення гіпотез, які можна перевірити статистично, тобто спираючись на результати спостережень у випадковій вибірці. Під статистичною гіпотезою розуміють усяке висловлювання про генеральну сукупність, що перевіряється по виборці. Статистичні гіпотези класифікують на гіпотези про закони розподілу і гіпотези про параметри розподілу. В цій роботі ми будемо розглядати тільки гіпотези про закони розподілу.

Якщо висловлюється припущення про те, що значення експериментального ряду розподілені по деякому відомому розподілу, то це припущення рівносильне гіпотезі про те, що статистичні характеристики вибірки, такі як середнє арифметичне і експериментальна дисперсія, тотожно дорівнюють числовим характеристикам випадкової величини, таким як математичне сподівання та дисперсія.

Для прийняття чи спростування висунутої гіпотези необхідно вибрати якусь характеристику, яка б показувала ступінь розбіжності теоретичного і статистичного розподілів. За такий показник можна прийняти: суму квадратів відхилень теоретичних ймовірностей від відповідних частот; максимальне відхилення статистичної функції від теоретичної і інші.

Характеристика розбіжності статистичної функції розподілу від теоретичної називається критерій згоди. Критерій згоди відповідає на запитання: чи викликані розбіжності між теоретичною кривою і статистичним розподілом чисто випадковими обставинами через обмежене число спостережень, або вони викликані помилкою вибору теоретичного розподілу. Основна задача при цьому полягає в тому, щоб на підставі наявних статистичних матеріалів перевірити висунуту гіпотезу про те, що що випадкова величина X підпорядкована деякому визначеному закону розподілу.

Для перевірки гіпотез широко використовуються критерії:

- критерій «χ-квадрат» Пірсона. Статистика χ^2 визначається виразом

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^{k} \frac{\left(F_i - f_{ei}\right)^2}{f_{ei}}, \qquad (6)$$

де F_i – спостережувана частота для кожного інтервалу $\left(i = \overline{1,k}\right)$; f_{ei} – очікувані частоти (теоретична) для кожного інтервалу.

χ^2 – табульована для різних чисел ступенів вільності та різних рівнів довірчої імовірності (1-α), де α – довірчий інтервал;

- критерій Колмогорова-Смирнова, в якому використовується показник відхилення – максимальне значення модуля різниці між статистичною функцією розподілу $F^*(x)$ і апроксимуючою теоретичною функцією $F(x)$:

$$D = \max\left|F^*(x) - F(x)\right|, \qquad (7)$$

Послідовність застосування критерію Колмогорова-Смирнова полягає в наступному: роблять порівняння на тому інтервалі, де експериментальний розподіл має найбільше (по абсолютній величині) відхилення від теоретичного розподілу. Далі ця абсолютна різниця R порівнюється з критичним значенням, обумовленим за формулою $D_{кр} = Z/\sqrt{n}$, де n – обсяг вибірки; Z – коефіцієнт, значення якого визначається по таблиці Колмогорова-Смирнова при довірчому рівні значимості α.

Приклад перевірки статистичної гіпотези

Нехай ми бажаємо перевірити варіаційний ряд, наведений в табл. 1. Висунемо гіпотезу про те, що наведений ряд апроксимується розподілом Пуассона при довірчому інтервалі рівень якого дорівнює 0,95. Розподіл Пуассона має такий вид

$$P(x=n) = P_x(n) = \frac{\lambda^n e^{-\lambda}}{n!}, \qquad (8)$$

де $P(x=n)$ – імовірність виникнення n подій; e = 2,71828; λ – позитивна константа (яка є одночасно математичним сподіванням і дисперсією – властивість пуасонівського розподілу). Знайдемо за формулами (3) і (5) $\bar{x}$ = 0,5147; S^2 = 0,06007. Очевидно, що на цьому етапі можна відхилити висунуту гіпотезу, так як $\bar{x} \neq S^2$. Зробимо ці величини однаковими, візьмемо їх середнє арифметичне, тоді $\bar{x}_* = S_*^2$ = 0,5577. Тепер можна припустити, що

$$P(x=n) = P_x(n) = \frac{(0{,}5577)^n e^{-0{,}5577}}{n!}, \qquad (9)$$

Визначимо $P(x=n)$ при n = 0, 1, 2, 3, 4, 5 і розмістимо в таблиці 2.

Для одержання f_{ei} необхідно відповідне значення $P(n)$ помножити на 509. Вимоги критерія Пірсона, щоб в групі було не менше 5 вимірів, тому 3, 4 і 5 об'єднуються в одну групу. Наша розрахункова величина χ^2 = 5.10. Знаходячи табличне значення χ^2 з додатку для довірчого рівня 0,95 та числа ступенів вільності $r = k - 1 - m = 4 - 1 - 1 = 2$, де m – число параметрів пуассонівського розподілу дорівнює 1, а число груп стало 4, так як задовольнялась вимога критерію, згідно таблиці розподілу (статистики) Пірсона $\chi^2_{0,95}$ при $r = 2$ дорівнює 5,99.

Отже, оскільки розрахункова величина χ^2 = 5.10 менше критичного значення $\chi^2_{0,95}$ =5,99 гіпотеза не відкидається.

Перевірка критерієм Колмогорова-Смирнова виконується шляхом завдання інтегральної функції, яка отримується з теоретичного розподілу, та її порівняння з інтегральною функцією розподілу емпіричних даних.

Таблиця 2

Дані для перевірки статистичної гіпотези критерієм Пірсона

n	$P(n)$	f_{ei}	F_i	$(F_i - f_{ei})^2 / f_{ei}$
0	0,571	291	315	1,28
1	0,319	162	142	2,47
2	0,089	45	40	0,56
3	0,017	9	9	0, 09
4	0,003	1	2	0, 09
5	0,001	1	1	0, 09
	Σ=1.0	Σ=509	Σ=509	5.10

Порівняння основується на вибірковому інтервалі, в якому експериментальний розподіл має найбільше абсолютне відхилення від теоретичного. Ілюстрацію використання критерія Колмогорова-Смирнова проведемо на тих самих даних, які використовувалися при впровадженні критерія Пірсона (дані табл.1) і розподіл Пуассона з параметром $\lambda = 0,5577$ при $n = 509$.

Для цього ми повинні отримати два інтегральних розподіли із спостережуваних даних і з теоретичного розподілу – і знайти абсолютні різниці для всіх груп значень випадкової величини. Результати обчислення для використання критерія Колмогорова-Смирнова зведені в табл. 3.

З таблиці видно, що найбільша абсолютна різниця 0,048 отримується в інтервалі, який відповідає годинним інтервалам без помилок. Тому цю різницю необхідно порівняти з критичним числом, яке приводиться в таблиці критичних чисел Колмогорова-Смирнова. З цієї таблиці видно, що при $n = 509$ і $\alpha = 0,05$ критичне значення визначається

$$D_{кр} = \frac{1,36}{\sqrt{n}} = \frac{1,36}{\sqrt{509}} = 0,0603.$$

Оскільки наша найбільша різниця 0,048 менше критичного числа, тому ми не відмовляємося від гіпотези про те, що експериментальний розподіл пуасонівський.

Таблиця 3

Дані для перевірки статистичної гіпотези критерієм Колмогорова-Смирнова

Число помилок	Спостережувана частота	Спостережувана відносна частота	Теоретична імовірність	Інтегральна відносна частота	Інтегральна теоретична частота	Абсолютна різниця
0	315	0,619	0,571	0,619	0,571	0,048
1	142	0,279	0,319	0,898	0,890	0,008
2	40	0,078	0,089	0,982	0,979	0,003
3	9	0,018	0,017	0,998	0,996	0,002
4	2	0,004	0,003	0,999	0,999	0,001
5	1	0,001	0,001	1,000	1,000	0,000

Висновки

Таким чином результатом статистичного аналізу є встановлена закономірність виникнення помилок в дискретному каналі в вигляді розподілу Пуассона з параметром $\lambda = 0,5577$.

Цей результат відкриває необхідність розвязання задачі пошуку завадостійкого коду, який повинен боротися з помилками, що виникають по встановленому закону.

Список літератури

1. *Вінницький В. П. Поліщук В. Г.* Термінальне устаткування та передавання інформації в телекомунікаційних системах. – К.: Політехніка, 2004. – 436 с.

2. *Шварцман В. О., Емельянов Г. А.* Теория передачи дискретной информации. – М.: Связь, 1979. – 424 с.

3. *Бертсекас Д., Галлагер Р.* Сети передачи данных (под ред. Б.С. Цыбакова). –М.: Мир, 1966. – 302 с.

4. *Статистика* ошибок при передаче цифровой информации (под ред. С.И. Самойленко). –М.: Мир, 1966. – 302 с.

5. *Игнатов В. А.* Теория информации и передача сигналов. – М.: Советское радио, 1979. – 304 с.