

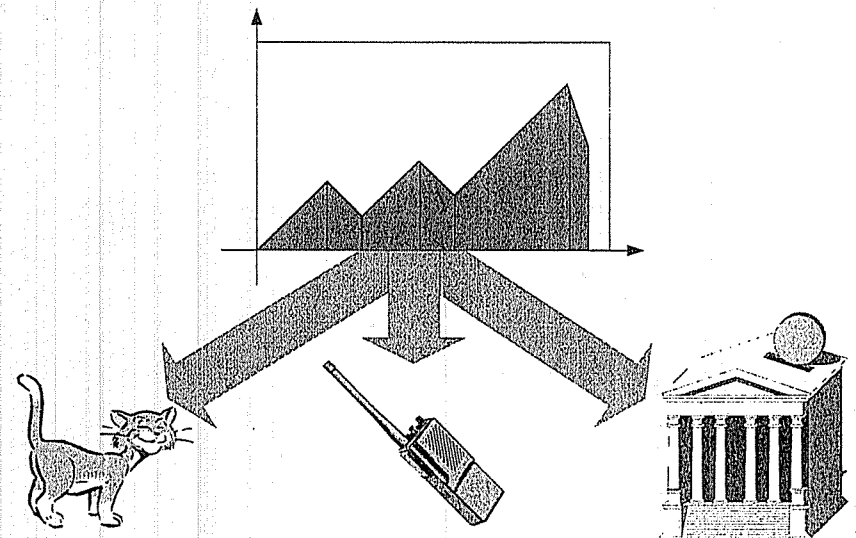
В.О. Ручкін



*РУЧКІН Валентин Олександрович,
кандидат технічних наук, науковий
співробітник Наукового Центру
Радіаційної Медицини АМН України.
1980 – 1995 рр. - науковий співробітник
факультету кібернетики
КНУ ім. Тараса Шевченка.
Сфера наукових інтересів –
статистичний аналіз
експериментальних даних.*

ЗАКОНОМІРНІСТЬ ДОБУВАННЯ ІНФОРМАЦІЇ

MADE IN UKRAINE



КИЇВ
ТОВАРИСТВО "ЗНАННЯ" УКРАЇНИ
2002

ПЕРЕДОВІ ІНФОРМАЦІЙНІ ТЕХНОЛОГІЇ

В.О. Ручкін

**ЗАКОНОМІРНІСТЬ ДОБУВАННЯ
ІНФОРМАЦІЇ**

MADE IN UKRAINE

**КИЇВ
ТОВАРИСТВО “ЗНАННЯ” УКРАЇНИ
2002**

ББК 73
Р92
УДК 681.518.2

Ручкін В.О.

Р92 Закономірність добування інформації: made in Ukraine. – К.:
Т-во “Знання України”, 2002. – 45 с.
ISBN 966-618-188-6

Брошура присвячена обґрунтуванню можливості оптимізації процесів передачі, збереження й обробки інформації в різних галузях людської діяльності на основі нових знань (1997 – 1999 рр.) про об'єктивну закономірність добування інформації з навколишнього середовища.

Видання призначене для науковців і інженерів, але буде корисним аспірантам і студентам старших курсів фахів, зв'язаних з передачею, збереженням і обробкою інформації.

ББК 73

ISBN 966-618-188-6

© Ручкін В.О., 2002

ПЕРЕДМОВА

Брошура Ручкіна В.О. знайомить читачів з появою нового наукового результату в галузі передачі, збереження та обробки інформації - теоретичним й експериментальним обґрунтуванням можливості істотного поліпшення якісних показників функціонування відповідних систем.

Особливої уваги заслуговує надзвичайно широка сфера застосування нових знань, що викладаються в брошурі, про об'єктивно існуючу закономірність витягу (добування) інформації з навколишнього середовища. Ця сфера застосування охоплює не тільки такі важливі технічні системи, як зв'язок, енергетика, транспорт, але також і системи, що традиційно вважаються об'єктами дослідження гуманітарних наук, наприклад, соціологія, лінгвістика, економіка, біологічні аспекти.

Спрямованість на забезпечення найкращої (оптимальної) обробки серії незалежних вимірів при виявленні сигналів та оцінці їх параметрів є типовою задачею для різних галузей людської діяльності. Оригінальний матеріал, запропонований автором, має становити практичний інтерес для достатньо широкого кола науковців багатьох спеціальностей саме тому, що ознайомлення з ним відкриває нові можливості по удосконалюванню процесів передачі, збереження й обробки інформації.

Найбільш цікавим (з практичної точки зору) для фахівців може бути матеріал, що викладається в четвертому, шостому і сьомому розділах. Однак перед вивченням саме цих розділів бажано ознайомитися із змістом розділів, що передують, де викладається основна методика аналізу моделі на прикладі найпростішого, але дуже розповсюдженого процесу передачі інформації – передавання на фоні перешкод через будь-який канал символів двійкового коду.

Слід зазначити, що теоретичне підґрунтя грандіозних досягнень інформаційної техніки сьогодення в багатьох аспектах формувалося, виходячи із розуміння обмежень і допущень, які були характерними для рівня технічного озброєння 40 – 50 років ХХ сторіччя. Достатньо радикальний перегляд місця засобів накопичення та перетворення інформаційних “побудов”, що кінець кінцем надаються нам у вигляді сигналів, майже не торкнувся ревізії деяких положень, закріплених колись у формі математичних висновків (наприклад, лема Неймана-Пірсона). Але ж відносність таких уявлень є очевидною для кожного неупередженого дослідника, що й спонукає до подальших кроків модельного (математичного) та експериментального аналізу. Автор приділяє особливу увагу засобам надійного виявлення ознак процесів, що за домовленістю розглядаються як сигнали, котрі можуть в якийсь момент виникнути на тлі флюктуаційних “шумів”. У разі спостереження за допомогою електричних пристроїв, де швидкодія вимірюється щонайменше тисячами елементарних “рухів” за секунду, неприйняття до уваги кількох одиничних сигналів можливо вважати

як “дозволену” похибку, що витікає із класичних теоретичних уявлень про “електрозв’язкові” форми використання систем, в разі ж формування оцінки природних екологічно критичних процесів з їх вимірами періодів встановлення у декілька земних років таке “допустиме припущення” може коштувати дуже значних втрат наступним поколінням живих істот, включаючи і людину. Менш масштабними, але набагато ближчими до кожного з нас є результати поточного визначення технічного стану відповідальних механічних чи енергетичних пристроїв, без функціонування яких наш благоустрій (або навіть життя) неможливе. Але ж кількість актів “вимірів” тут вкрай обмежена через технічну недоступність або ж відносно малу кількість повторюваних умов (наприклад, кількість однотипних вильотів сучасного авіалайнера).

Апробація викладання такого матеріалу на додаткових семінарах для магістратури вже відбулася, і надані відомості та їх практичне використання зустрінуті з великою зацікавленістю.

В.О. Манжело,
кандидат технічних наук,
провідний науковий співробітник,
доцент кафедри засобів захисту
інформації Інституту інформаційно-
діагностичних систем Національного
авіаційного університету

ЗМІСТ:

ВСТУП.....	6
1. СУЧАСНИЙ СТАН ПРОБЛЕМИ.....	7
2. ЗАСОБИ ПОРІВНЯННЯ ЕФЕКТИВНОСТІ ВИКОРИСТАНИХ КРИТЕРІЇВ ПЕРЕВІРКИ СТАТИСТИЧНИХ ГІПОТЕЗ.....	8
2.1. РОБОЧИ ХАРАКТЕРИСТИКИ І КРИВІ ВИЯВЛЕННЯ.....	8
2.2. НОМОГРАМА ДЛЯ ОЦІНКИ ЕФЕКТИВНОСТІ АЛГОРИТМІВ ПЕРЕВІРКИ СТАТИСТИЧНИХ ГІПОТЕЗ.....	10
2.2.1. ПОЯСНЕННЯ ДО НОМОГРАМИ.....	10
2.2.2. ЗАСТОСУВАННЯ НОМОГРАМИ ДЛЯ ПОРІВНЯННЯ ЕФЕКТИВНОСТІ СИСТЕМ ВИЯВЛЕННЯ.....	14
2.2.3. ЗАСТОСУВАННЯ НОМОГРАМИ ДЛЯ ПОРІВНЯННЯ ПИТОМОЇ ЕФЕКТИВНОСТІ АЛГОРИТМІВ ПЕРЕВІРКИ ПРОСТОЇ СТАТИСТИЧНОЇ ГІПОТЕЗИ ПРОТИ ПРОСТОЇ АЛЬТЕРНАТИВИ.....	16
3. ПОШУК НАЙБІЛЬШ ЕФЕКТИВНИХ АЛГОРИТМІВ ПЕРЕВІРКИ ПРОСТОЇ СТАТИСТИЧНОЇ ГІПОТЕЗИ ПРОТИ ПРОСТОЇ АЛЬТЕРНАТИВИ.....	20
3.1. УМОВА МАКСИМАЛЬНОЇ РОЗРІЗНОВАНOSTІ ДВОХ РОЗПОДІЛІВ, ЯКІ ПЕРЕКРИВАЮТЬСЯ, ТА МАТЕМАТИЧНЕ ФОРМУЛЮВАННЯ ЗАДАЧІ ПОШУКУ НАЙБІЛЬШ ЕФЕКТИВНОГО ПЕРЕТВОРЕННЯ $y=f(x)$ ДЛЯ ПЕРЕВІРКИ ПРОСТОЇ СТАТИСТИЧНОЇ ГІПОТЕЗИ ПРОТИ ПРОСТОЇ АЛЬТЕРНАТИВИ.....	20
3.2. ВИРІШЕННЯ ЗАДАЧІ ЗНАХОДЖЕННЯ НАЙБІЛЬШ ЕФЕКТИВНОГО ПЕРЕТВОРЕННЯ $y=f(x)$ ДЛЯ ПЕРЕВІРКИ ПРОСТОЇ СТАТИСТИЧНОЇ ГІПОТЕЗИ ПРОТИ ПРОСТОЇ АЛЬТЕРНАТИВИ.....	20
3.3. УЗАГАЛЬНЕНИЙ КРИТЕРІЙ ПЕРЕВІРКИ ПРОСТОЇ СТАТИСТИЧНОЇ ГІПОТЕЗИ ПРОТИ ПРОСТОЇ АЛЬТЕРНАТИВИ.....	22
4. ОЦІНКА ЕФЕКТИВНОСТІ ЗАСТОСУВАННЯ УЗАГАЛЬНЕНОГО КРИТЕРІЮ ПЕРЕВІРКИ ПРОСТОЇ СТАТИСТИЧНОЇ ГІПОТЕЗИ ПРОТИ ПРОСТОЇ АЛЬТЕРНАТИВИ.....	23
5. ЕКСПЕРИМЕНТАЛЬНЕ ПІДТВЕРДЖЕННЯ ЕФЕКТИВНОСТІ ЗАСТОСУВАННЯ УЗАГАЛЬНЕНОГО КРИТЕРІЮ ПЕРЕВІРКИ ПРОСТОЇ СТАТИСТИЧНОЇ ГІПОТЕЗИ ПРОТИ ПРОСТОЇ АЛЬТЕРНАТИВИ.....	30
5.1. ОСНОВНА ВИМОГА ДО ПОСТАНОВКИ ЕКСПЕРИМЕНТУ І ЙОГО РЕЗУЛЬТАТІВ.....	30
5.2. ОПИС ПРОГРАМНОЇ РЕАЛІЗАЦІЇ ОБЧИСЛЮВАЛЬНОГО ЕКСПЕРИМЕНТУ.....	30
6. ЗАКОНОМІРНІСТЬ ЗМІНИ ЕФЕКТИВНОСТІ НАКОПИЧЕННЯ СИГНАЛУ.....	32
6.1. ЗАКОНОМІРНІСТЬ ЗМІНИ ЕФЕКТИВНОСТІ НАКОПИЧЕННЯ СИГНАЛУ ДВІЙКОВОГО КОДУ.....	32
6.2. МЕТОД ПОКАСКАДНОГО НАКОПИЧУВАННЯ СИГНАЛУ ДВІЙКОВОГО КОДУ.....	34
6.3. ОСНОВНІ ОБЛАСТІ ВИКОРИСТАННЯ ЗНАТЬ ПРО ЗАКОНОМІРНІСТЬ ЗМІНИ ЕФЕКТИВНОСТІ НАКОПИЧЕННЯ СИГНАЛУ ДВІЙКОВОГО КОДУ.....	36
7. МОДЕЛЬ ОБ’ЄКТИВНОЇ ЗАКОНОМІРНОСТІ ДОБУВАННЯ ІНФОРМАЦІЇ З НАВКОЛИШНЬОГО СЕРЕДОВИЩА.....	39
ЛІТЕРАТУРА.....	43

Метою даної публікації є ознайомлення фахівців, що працюють в галузі передачі, збереження й обробки інформації, з новим науковим уявленням про основну закономірність витягу інформації з навколишнього середовища.

Цій закономірності, встановленій Нейманом и Пірсоном в 1928 році, підпорядковуються всі канали передачі, збереження й обробки інформації незалежно від їхньої фізичної природи (технічні, біологічні, соціальні) і функціонального призначення. В 1997 – 1999 роках автором запропоновано суттєво новий підхід для розуміння цієї закономірності.

Установлення невідомої раніше закономірності чи її уточнення, як правило, призводять до зміни деяких поглядів і уявлень, що склалися в даній галузі знань, і дають початок інтенсивним дослідженням у нових напрямках, у результаті яких створюються принципово нові методи і технології.

В основу функціонування всіх найсучасніших систем передачі, збереження й обробки інформації покладено наукове уявлення про об'єктивно існуючу закономірність витягу інформації з навколишнього середовища, що було сформульовано ще в 1928 році і відомо як лема Неймана - Пірсона чи фундаментальна лема математичної статистики.

У даній публікації викладене нове, більш загальне, ніж у лемі Неймана – Пірсона, наукове уявлення про об'єктивну закономірність витягу інформації з навколишнього середовища. Ці уявлення розділяє часовий інтервал майже в 70 років, і форма зв'язку між ними задовольняє принципу відповідності, що був сформульований Н. Бором у 1913 році.

Представлений у публікації матеріал є теоретичною основою для розвитку нового наукового напрямку: "Удосконалювання алгоритмів передачі, збереження й обробки інформації на основі нового наукового уявлення про об'єктивну закономірність витягу інформації з навколишнього середовища".

Очікуваний практичний результат цього наукового напрямку – істотне поліпшення технічних показників якості роботи відповідних систем (підвищення завадостійкості, підвищення швидкості передачі інформації, підвищення точності вимірювань, поліпшення якості підготовлених рішень).

Ознайомлення вітчизняних фахівців з новим науковим уявленням про об'єктивну закономірність витягу інформації і координація їх зусиль є основною передумовою розробки сучасних конкурентноспроможних інформаційних технологій для різноманітних застосувань.

Інтенсивне впровадження ЕОМ у всі сфери людської діяльності гостро поставили проблему створення й вивчення математичних (кібернетичних) моделей процесів, які автоматизуються [1, 2].

Відомо, що відмінні за своєю природою явища, досліджувані різними науками, можливо описати однаковими математичними моделями. Після того як процес функціонування конкретної системи зведено до однієї з математичних моделей, подальші дослідження обраної моделі методами кібернетики проводяться практично незалежно від фізичної природи цієї системи. Таким чином, результати, отримані на одній математичній моделі, вдається поширити на деякий клас систем, що відносяться до різних сфер діяльності [3]. Обмеження, що накладаються на модель з метою спрощення її аналізу, істотно впливають на звуження кола прикладних задач, при рішенні яких можуть бути корисними результати, отримані при дослідженні даної конкретної математичної моделі.

Процеси формування керуючих впливів на виконавчі органи сьогодні розглядаються в більшості наукових дисциплін. Кібернетика дозволяє з єдиних позицій вивчати процеси перетворення інформації в дію для суттєво відмінних систем: технічних, біологічних, соціальних. До процесів перетворення інформації слід відносити і процес вибору того або іншого варіанту дій, тобто процес прийняття рішення в його логічній формі. При неповній вихідній інформації (недостатній для детермінованого процесу) логічне рішення лишається приймати за результатами перевірки статистичних гіпотез.

Задачу перевірки двох простих гіпотез (H_0 , H_1) відносять до числа найпростіших задач, що їх проаналізовано у статистичній теорії рішень [4]. Вважають, що спостерігачу відомі умовні щільності розподілу випадкової величини X , коли вірна гіпотеза H_0 і коли вірна гіпотеза H_1 , тобто відомі умовні щільності розподілів $W_0(x)$ і $W_1(x)$. По вибірці $X=(x_1, x_2, \dots, x_n)$ фіксованого обсягу n спостерігач, виходячи із припустимих імовірностей помилок першого роду (α) і другого роду (β), приймає кінцеве рішення про те, яка із цих двох гіпотез має бути покладеною для подальшого використання як вірна. Статистична теорія рішень дозволяє виробити оптимальне правило знаходження рішення на основі саме тієї інформації, якою володіє спостерігач.

При перевірці простої гіпотези проти простої альтернативи такі критерії якості, як мінімаксий, Неймана-Пірсона, байєсівський, максимуму правдоподібності й максимуму апостеріорної імовірності "...приводят к единой процедуре принятия решения: по наблюдаемой выборке $X=(x_1, x_2, \dots, x_n)$ фиксированного размера n вычисляется отношение правдоподобия $\lambda(X)$ и принимается или отвергается гипотеза H_0 в зависимости от того, где находится это отношение, ниже или выше

некоторого фиксированного порога, установленного заранее в соответствии с принятым критерием" [1].

Оскільки значення x_i є незалежними, то відношення правдоподібності для усїєї вибірки $\lambda(X)$ визначається як добуток відношень правдоподібності для кожного значення x_i , яке можливо спостерігати [2, 4].

$$\lambda(X) = \lambda(x_1) \lambda(x_2) \dots \lambda(x_n),$$

де: $\lambda(x_i) = W_1(x_i) / W_0(x_i)$ - відношення правдоподібності для кожного значення x_i .

Для прийняття рішення можна розраховувати суму значень $\ln[\lambda(x_i)]$, виконавши коректування величини граничного рівня [1, 2, 4].

Оптимальне правило прийняття рішення передбачає такі етапи:

- 1) кожному значенню x_i , яке можливо спостерігати, ставиться у відповідність значення $y_i = \ln[\lambda(x_i)]$;
- 2) обчислюється сума $\ln[\lambda(X)] = y_1 + y_2 + \dots + y_n$;
- 3) отримана сума порівнюється з граничним значенням Y_0 , а потім, в залежності від результату порівняння, приймається гіпотеза відповідно H_0 або H_1 .

Дослідження, які були проведені [5, 6], показали, що в ряді випадків використання перетворення $y_i = \ln[\lambda(x_i)]$ на першому етапі процесу обробки з метою прийняття рішення не є найкращим.

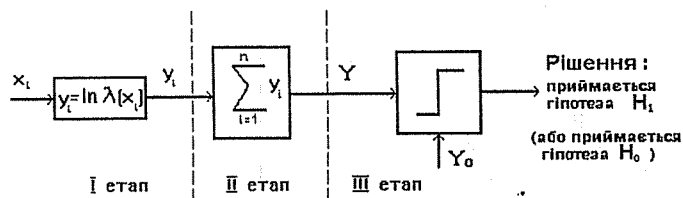


Рис. 1.1. Структурно-логічна схема алгоритму правила прийняття рішення при перевірці простих статистичних гіпотез H_0 і H_1

2. ЗАСОБИ ПОРІВНЯННЯ ЕФЕКТИВНОСТІ ВИКОРИСТАНИХ КРИТЕРІВ ПЕРЕВІРКИ СТАТИСТИЧНИХ ГІПОТЕЗ

2.1. РОБОЧІ ХАРАКТЕРИСТИКИ І КРИВІ ВІЯВЛЕННЯ

Ефективність будь-якої системи виявлення сигналів на фоні перешкод (завад, спотворень) може бути охарактеризована кількісними співвідношеннями між умовною імовірністю правильного виявлення сигналу

$D=1-\beta$, умовною імовірністю помилкової тривоги $F=\alpha$ і відносною інтенсивністю сигналу a .

Ці залежності прийнято описувати за допомогою графіків двох видів: $D=f_1(F)$ при $a=\text{const}$ (графіки одержали назву "робочі характеристики" [7]) і графіків $D=f_2(a)$ при $F=\text{const}$, які одержали назву "криві виявлення" [2].

Як приклад на рис. 2.1 [7] наведено робочі характеристики виявляючого пристрою при нормальних розподілах $W_0(Y)$ і $W_1(Y)$ (див. рис. 1.1) з однаковими дисперсіями σ^2 і значеннями різниці d' математичних очікувань $W_0(Y)$ та $W_1(Y)$, які дорівнюють відповідно 0 ; σ ; 2σ .

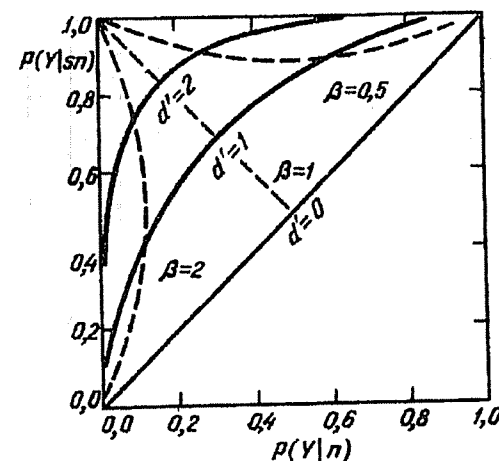


Рис. 2.1. Робочі характеристики виявлювача при нормальних розподілах $W_0(Y)$ і $W_1(Y)$ на вході порогового пристрою.

На рис. 2.1 прийняті такі умовні позначення:

$P(Y|sn)$ - імовірність правильного виявлення;

$P(Y|n)$ - імовірність хибної тривоги;

$\beta = W_1(Y)/W_0(Y)$. Пунктирними лініями позначені лінії постійних значень критерію.

На рис. 2.2 наведені криві виявлення для нормальних розподілів $W_0(Y)$ і $W_1(Y)$ з однаковими дисперсіями σ^2 при відмінних значеннях різниці d' математичних очікувань $W_0(Y)$ і $W_1(Y)$ [2].

Сімейство робочих характеристик для різноманітних відношень сигнал/шум або сімейство кривих виявлення при різноманітних F достатньо повно характеризує ефективність практично будь-якої системи виявлення, і тому такі графіки знайшли широке застосування при описуванні систем виявлення для порівняння їх ефективності.

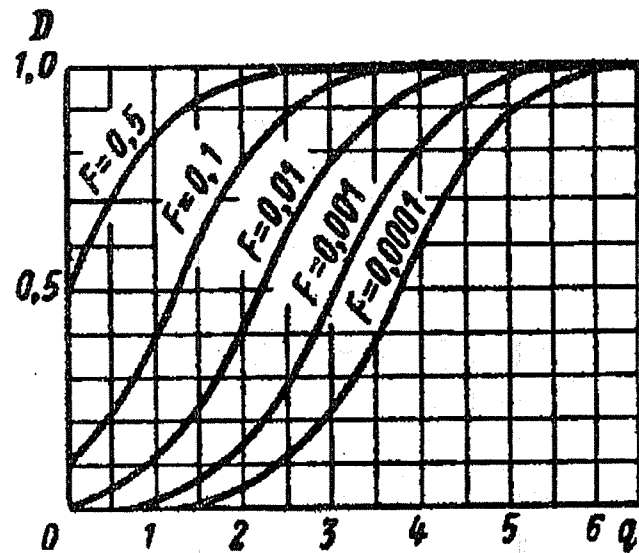


Рис. 2.2. Криві виявлення для сигналу з цілком відомими параметрами

На рис. 2.2 прийняті такі умовні позначення:
 D - імовірність правильного виявлення;
 F - імовірність хибної тривоги;
 $q = d / \sigma$.

2.2. НОМОГРАМА ДЛЯ ОЦІНКИ ЕФЕКТИВНОСТІ АЛГОРИТМІВ ПЕРЕВІРКИ СТАТИСТИЧНИХ ГІПОТЕЗ

2.2.1. ПОЯСНЕННЯ ДО НОМОГРАМИ

Запропоновано номограму [8] для визначення кількісних співвідношень між імовірністю хибної тривоги та імовірністю правильного виявлення сигналу, що дозволила зв'язати імовірність помилкової тривоги F та імовірність правильного виявлення сигналу D із статистичними характеристиками випадкової величини Y на вході граничного пристрою виявлювача (див. рис. 1.1.) як в разі виконання гіпотези H_0 , так і при виконанні гіпотези H_1 .

Ця номограма (рис. 2.3) дозволяє охарактеризувати ефективність деякої системи виявлення і порівнювати ефективності різних систем

виявлення так само, як таке виконується за допомогою робочих характеристик або кривих виявлення.

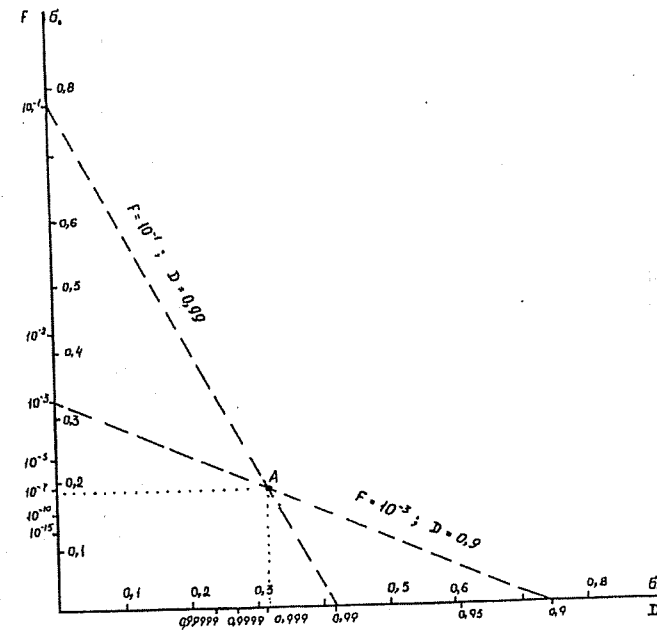


Рис. 2.3. Номограма для визначення кількісних співвідношень між імовірністю хибної тривоги та імовірністю правильного виявлення сигналу

На рис. 2.3 подано приклад номограми для двох нормальних розподілів, для яких різниця математичних очікувань дорівнює 1: розподіл $W_0(Y)$ із середньоквадратичним ухиленням σ_0 рівним 0.18 і розподіл $W_1(Y)$ із середньоквадратичним ухиленням σ_1 рівним 0.32.

На внутрішній стороні осі абсцис номограми відкладені значення величини σ_1 , а на внутрішній стороні осі ординат відкладені значення величини σ_0 . Обидві шкали рівномірні.

Координати σ_1 і σ_0 точки A на номограмі (рис. 2.3.) характеризують ступінь перекриття нормальних розподілів $W_0(Y)$ і $W_1(Y)$ із вказаними вище значеннями σ_1 і σ_0 при різниці математичних очікувань $W_0(Y)$ і $W_1(Y)$ рівної 1.

На зовнішній стороні осі абсцис відкладені значення D , а на зовнішній стороні осі ординат відкладені значення F . Обидві шкали нерівномірні. Зв'язок між значеннями внутрішніх і зовнішніх шкал поданий в

таблицях 1 і 2. Більш докладно про зв'язок значень на внутрішніх і зовнішніх шкалах див. у [8].

Головна корисна властивість цієї номограми полягає в тому, що будь-яка пряма, що проходить через точку А, при перетині осей координат показує (на зовнішніх шкалах) гранично досяжну пару F і D, яку тільки може забезпечити система виявлення при заданих розподілах $W_0(Y)$ і $W_1(Y)$ на вході граничного пристрою.

Скупчення прямих, що проходять через точку А, визначає всі можливі, гранично досяжні для даної системи виявлення пари F і D. По номограмі можна вказати і значення граничного рівня Y_0 (рис. 1.1.) для одержання заданої пари F і D. Користуючись рис. 2.4 та 2.5, можна показати, як це зробити.

Таблиця 1
Зв'язок між σ_1 і D

σ_1	D
∞	0.5
1.48	0.75
1.19	0.8
0.775	0.9
0.606	0.95
0.429	0.99
0.324	0.999
0.269	0.9999
0.234	0.99999

Таблиця 2
Зв'язок між σ_0 і F

σ_0	F	σ_0	F
0.775	10^{-1}	0.166	10^{-9}
0.429	10^{-2}	0.156	10^{-10}
0.324	10^{-3}	0.148	10^{-11}
0.269	10^{-4}	0.141	10^{-12}
0.234	10^{-5}	0.135	10^{-13}
0.21	10^{-6}	0.130	10^{-14}
0.192	10^{-7}	0.125	10^{-15}
0.177	10^{-8}	0.121	10^{-16}

Залежність величин F і D від значення граничного рівня Y_0 можна подати за допомогою таких рівнянь [2]:

$$F = 0.5[1 - \Phi(V_0 / \sigma_0)] = 0.5[1 - \Phi(z_F)];$$

$$D = 0.5[1 - \Phi(V_1 / \sigma_1)] = 0.5[1 - \Phi(z_D)],$$

де: $\Phi(z)$ - інтеграл імовірностей;

V_0 - різниця значень між M_0 і Y_0 (рис. 2.5.);

V_1 - різниця значень між Y_0 і M_1 ;

z_F - нормоване значення V_0 ;

z_D - нормоване значення V_1 .

При використанні даної номограми варто мати на увазі, що шкали на ній розраховані за умов, коли $W_0(Y)$ і $W_1(Y)$ відповідають нормальному розподілу, а різниця їх математичних очікувань дорівнює 1. Оскільки при використанні номограми різниця математичних очікувань для розподілів

$W_0(Y)$ і $W_1(Y)$ приймається за одиницю виміру σ_1 і σ_0 , то координати точки А в загальному випадку мають визначатися, як :

$$(\sigma_1/V, \sigma_0/V),$$

де: V - різниця математичних очікувань розподілів $W_0(Y)$ і $W_1(Y)$ (див. рис. 2.5.).

Аналогічні номограми можуть бути побудовані і для інших видів розподілів $W_0(Y)$ і $W_1(Y)$ шляхом зміни зовнішніх шкал (зміни таблиць 1 і 2).

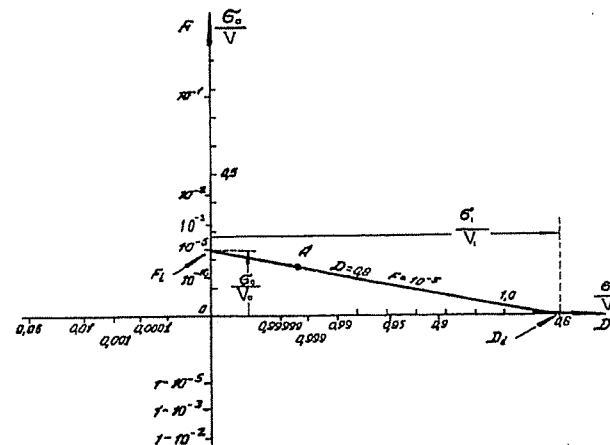


Рис. 2.4. Визначення граничного рівня за номограмою

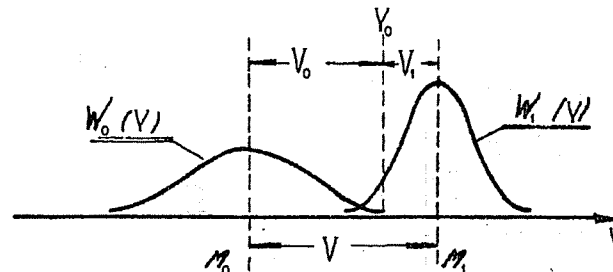


Рис. 2.5. Параметри розподілів $W_0(Y)$ і $W_1(Y)$ на вході порогового пристрою

2.2.2. ЗАСТОСУВАННЯ НОМОГРАМИ ДЛЯ ПОРІВНЯННЯ ЕФЕКТИВНОСТІ СИСТЕМ ВИЯВЛЕННЯ

При аналізі зображеного на рис. 2.3 варто пам'ятати, що будь-яка пряма, що проходить через точку А, сама є геометричним місцем точок, на яких відображаються системи виявлення з іншими значеннями параметрів σ_1/V і σ_2/V , але які можуть забезпечити ту ж пару F і D (див. рис. 2.6.).

Проте при зміні F і D ці ж системи не є еквівалентними (див. рис. 2.7.).

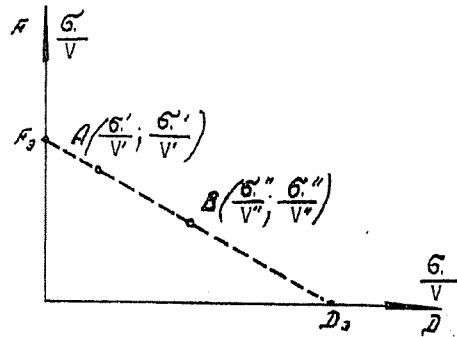


Рис. 2.6. Системи виявлення з різними значеннями параметрів σ_1/V і σ_2/V , які можуть забезпечити ту ж саму пару F і D

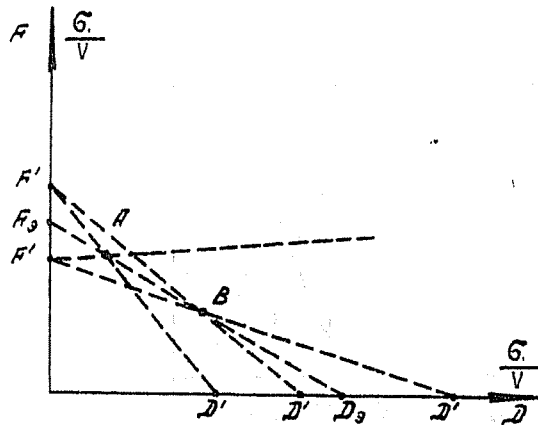


Рис. 2.7. Відносна ефективність двох систем виявлення для різних припустимих пар F та D

При відмінних парах необхідних F і D системи виявлення, які порівнюються, мають різні відносні ефективності. Прослідкувавши, як залежать величини F і D від взаємного положення точок на номограмі, можна зробити такі висновки:

- визначення, яка з систем виявлення є найбільш ефективною, залежить від пари значень F і D, при яких порівнюються системи;
- із порівнюваних систем виявлення більш ефективною можна вважати ту систему, яка забезпечує отримання кращих результатів у діапазоні значень F і D, що цікавить дослідника.

На рис. 2.8 показані області, в яких можливе знаходження точки В, що характеризує будь-яку систему виявлення. При цьому в залежності від положення точки В можна сказати, чи система виявлення буде кращою або гіршою, ніж якась друга, котру можливо охарактеризувати точкою А, якщо вважати, що дослідника цікавлять значення:

$$F \leq F_{тр} = 10^{-6} \text{ і } D \geq D_{тр} = 0.75.$$

Якщо точка В знаходиться у заштрихованій області, то при якихось F і D кращою може бути система виявлення, що відображена точкою А, при інших - точкою В.

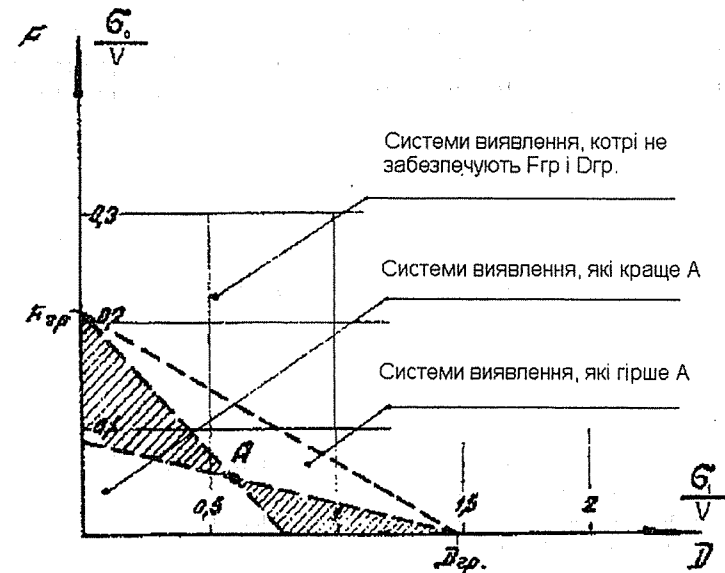


Рис. 2.8. Порівняння ефективності систем виявлення при відображенні їх на номограмі

2.2.3. ЗАСТОСУВАННЯ НОМОГРАМИ ДЛЯ ПОРІВНЯННЯ ПИТОМОЇ ЕФЕКТИВНОСТІ АЛГОРИТМІВ ПЕРЕВІРКИ ПРОСТОЇ СТАТИСТИЧНОЇ ГІПОТЕЗИ ПРОТИ ПРОСТОЇ АЛЬТЕРНАТИВИ

Параметри σ_0/V і σ_1/V розподілів величини Y на вході порогового пристрою (див. рис.1.1.) визначають усі пари F і D , які може забезпечити система виявлення для всіх можливих значень граничного рівня Y_0 при фіксованих розподілах $W_0(Y)$ і $W_1(Y)$.

Параметри σ_0/V і σ_1/V залежать від:

- законів розподілу $W_0(x)$ і $W_1(x)$;
- вигляду нелінійного перетворення $y=f(x)$;
- числа просумованих значень y_i .

Для виділення оцінки впливу останніх двох чинників бажано, щоб кількісна оцінка ефективності алгоритму обробки при фіксованих розподілах $W_0(x)$ і $W_1(x)$ складалася з двох незалежних компонент:

- компоненти, яка характеризує вплив перетворення $y=f(x)$ на параметри σ_0/V і σ_1/V ;
- компоненти, яка характеризує вплив кількості просумованих значень y_i на параметри σ_0/V і σ_1/V .

Математичні очікування розподілів $W_0(y)$ і $W_1(y)$ та їх середньоквадратичні відхилення σ_{0y} і σ_{1y} пов'язані з математичними очікуваннями $W_0(Y)$ і $W_1(Y)$ та їх середньоквадратичними відхиленнями σ_0 і σ_1 . Такий зв'язок відповідає:

$$\begin{aligned} M\{W_0(Y)\} &= n M\{W_0(y)\}; \\ M\{W_1(Y)\} &= n M\{W_1(y)\}; \end{aligned} \quad (2.1)$$

$$V = n [M\{W_1(y)\} - M\{W_0(y)\}] = n v;$$

$$\sigma_0 = \sigma_{0y} n^{0.5};$$

$$\sigma_1 = \sigma_{1y} n^{0.5};$$

де: M - момент першого порядку (математичне очікування);
 V - різниця математичних очікувань $W_1(Y)$ і $W_0(Y)$;
 v - різниця математичних очікувань $W_1(y)$ і $W_0(y)$;
 n - число просумованих y_i .

Із співвідношень (2.1.) випливає:

$$\sigma_0 / V = (\sigma_{0y} / v) n^{-0.5}; \quad \sigma_1 / V = (\sigma_{1y} / v) n^{-0.5}.$$

Множник $n^{-0.5}$ може характеризувати ефективність алгоритму обробки в залежності від числа просумованих значень y_i , а параметри σ_{0y}/v і σ_{1y}/v - характеризувати ефективність алгоритму обробки в залежності від виду перетворення $y=f(x)$.

Із наведених співвідношень очевидно, що ту ж саму пару F і D можна забезпечити при різних значеннях параметрів σ_{0y}/v і σ_{1y}/v за рахунок зміни кількості просумованих значень y_i , тобто за рахунок зміни обсягу оброблюваної вибірки.

При фіксованих розподілах $W_0(x)$ і $W_1(x)$ можна вважати найбільш ефективним таке перетворення $y=f(x)$, що дозволяє забезпечити задану пару F і D при мінімальному обсязі вибірки.

Якщо за еталонне перетворення прийняти найбільш просте $y=x$, коли на суматор надходить сама випадкова величина X (рис. 1.1.), то, порівнюючи ефективність застосованого перетворення $y=f(x)$ з ефективністю еталонного, можна кількісно оцінити величину позитивного ефекту, отриманого за рахунок використання того або іншого перетворення $y=f(x)$.

Прикладом може бути поданий на рис. 2.9 фрагмент спрощеної функціональної схеми приймача радіолокаційної станції, а на рис. 2.10 - результати розрахунків параметрів σ_{0y}/v і σ_{1y}/v при певних відношеннях сигнал/шум (по напрузі) для системи виявлення сигналів по розподілу амплітуд. Розрахунок проводився за методикою, що викладена в [9] для детекторів з амплітудними характеристиками в виду:

$$U_{вых} = U_{вх}; \quad U_{вых} = (U_{вх})^2; \quad U_{вых} = (U_{вх})^{0.5}; \quad U_{вых} = \ln[W_1(x)/W_0(x)].$$

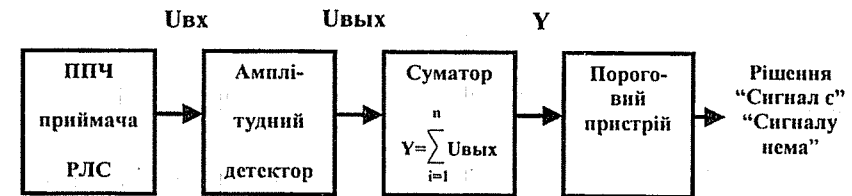


Рис. 2.9. Фрагмент спрощеної функціональної схеми приймача радіолокаційної станції

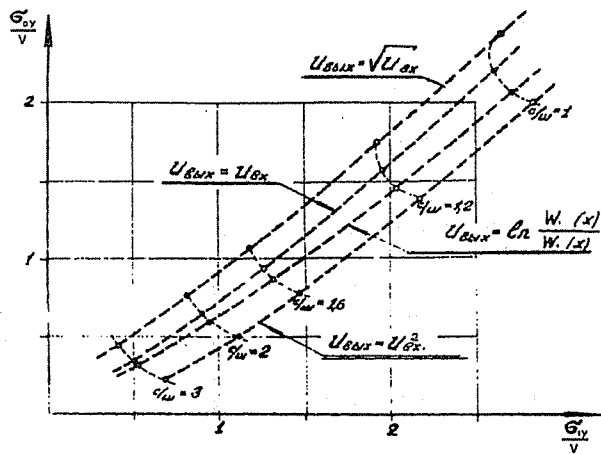


Рис. 2.10. Результати розрахунків параметрів σ_{0y}/v і σ_{1y}/v при деяких відношеннях сигнал/шум (по напрузі) для системи виявлення сигналів за розподілом амплітуд

При розрахунку передбачалося, що щільності розподілу $W_0(x)$ і $W_1(x)$ описуються формулою [10]:

$$W(x) = x \exp[-(x^2 + a^2)/2] I_0(ax),$$

де: $I_0(ax)$ - функція Бесселя першого роду нульового порядку від уявного аргументу.

Як видно з рис. 2.10, довжина вибірки, необхідної для досягнення заданої пари F і D, мало зв'язана з амплітудною характеристикою детектора, але в основному залежить від співвідношення сигнал/шум на вході детектора.

Із рис. 2.10 також видно, що детектор з амплітудною характеристикою $U_{\text{вых}} = \ln[W_1(x)/W_0(x)]$ не є найкращим для будь-яких пар F і D. Із детекторів, наведених на рис. 2.10, при $F \ll (1-D)$ кращим є детектор з амплітудною характеристикою, що має вигляд $U_{\text{вых}} = (U_{\text{вх}})^2$.

Для порівняння на рис. 2.11 наведені результати розрахунків параметрів σ_{0y}/v і σ_{1y}/v для системи виявлення сигналів за розподілом фаз.

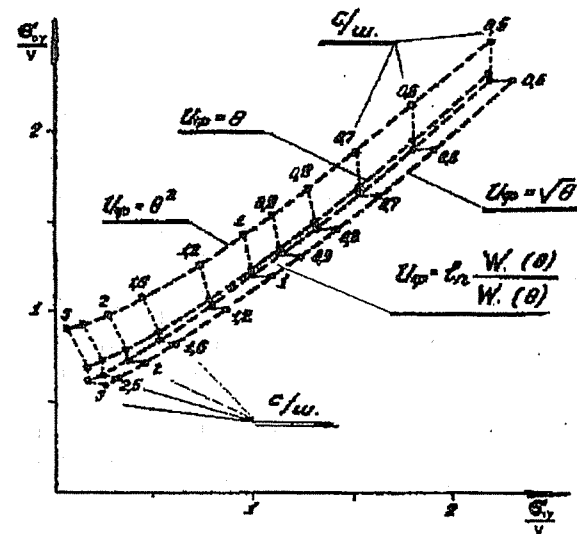


Рис. 2.11. Результати розрахунку параметрів σ_{0y}/v і σ_{1y}/v при деяких відношеннях сигнал/шум (по напрузі) для системи виявлення сигналів за розподілом фаз.

На рис. 2.11 прийняті такі умовні позначення:

- θ - різниця фаз на входах фазового детектора;
- $U_{\text{ф}}$ - вихідна напруга фазового детектора.

При розрахунку передбачалося, що умовні щільності розподілу фаз $W_0(\theta)$ і $W_1(\theta)$ описуються формулою [11]:

$$W(\theta) = \exp(-a^2/2) / (2\pi) + a \cos(\theta) F(a \cos \theta) \exp[-(a^2 \sin^2 \theta) / 2] / (2\pi)^{0.5},$$

- де: θ - різниця між очікуваною фазою сигналу і прийнятою фазою суміші сигналу із шумом;
- a - відношення амплітуди сигналу до середньоквадратичного значення шуму;
- F - функція Лапласа;
- $W(\theta)$ - одномірна щільність розподілу θ .

При порівнянні рис. 2.10 і рис. 2.11 видно, що системи виявлення сигналів за розподілом фаз при слабких сигналах більш ефективні, ніж системи виявлення сигналів за розподілом амплітуд.

3. ПОШУК НАЙБІЛЬШ ЕФЕКТИВНИХ АЛГОРИТМІВ ПЕРЕВІРКИ ПРОСТОЇ СТАТИСТИЧНОЇ ГІПОТЕЗИ ПРОТИ ПРОСТОЇ АЛЬТЕРНАТИВИ

3.1. УМОВА МАКСИМАЛЬНОЇ РОЗРІЗНЮВАНОСТІ ДВОХ РОЗПОДІЛІВ, ЯКІ ПЕРЕКРИВАЮТЬСЯ, ТА МАТЕМАТИЧНЕ ФОРМУЛЮВАННЯ ЗАДАЧІ ПОШУКУ НАЙБІЛЬШ ЕФЕКТИВНОГО ПЕРЕТВОРЕННЯ $y=f(x)$ ДЛЯ ПЕРЕВІРКИ ПРОСТОЇ СТАТИСТИЧНОЇ ГІПОТЕЗИ ПРОТИ ПРОСТОЇ АЛЬТЕРНАТИВИ

Висновок, котрий можна зробити із розділу 2.2.3, виглядає так: найкращим є таке перетворення $y=f(x)$ (див. мал.1.1.), яке при фіксованих розподілах $W_0(x)$, $W_1(x)$ і заданій парі необхідних значень F і D, забезпечує координати точки A (параметри σ_{1y}/v і σ_{0y}/v), що мають найменшу відстань від лінії необхідних значень F і D на номограмі [8].

Типова задача може бути сформульована в такий спосіб: при заданій парі розподілів $W_0(x)$ і $W_1(x)$ і необхідній парі F і D знайти перетворення $y=f(x)$, при якому співвідношення (3.1) досягає мінімуму [12].

$$(\sigma_{0y} z_F + \sigma_{1y} z_D) / v \rightarrow \min \quad (3.1)$$

- де: σ_{0y} - середньоквадратичне ухилення $W_0(y)$;
 z_F - нормоване значення V_0 (залежить від необхідного значення F);
 σ_{1y} - середньоквадратичне ухилення $W_1(y)$;
 z_D - нормоване значення V_1 (залежить від необхідного значення D);
 v - модуль різниці математичних очікувань $W_1(y)$ і $W_0(y)$.

У такому формулюванні ця задача може бути вирішена методами варіаційного обчислення. Проте її вирішення в аналітичному вигляді не завжди доцільно, тому що на практиці саме розподіли $W_0(x)$ і $W_1(x)$ можуть бути задані у формі таблиць, а не в аналітичних виразах. А через це вигляд оптимальної функції $y=f(x)$ варто шукати чисельними методами [9], бо саме вони дозволяють довести вирішення задачі до конкретного кінцевого результату та оцінити величини і ступінь впливу помилок, які природно виникають внаслідок різноманітних причин.

3.2. ВИРІШЕННЯ ЗАДАЧІ ЗНАХОДЖЕННЯ НАЙБІЛЬШ ЕФЕКТИВНОГО ПЕРЕТВОРЕННЯ $y=f(x)$ ДЛЯ ПЕРЕВІРКИ ПРОСТОЇ СТАТИСТИЧНОЇ ГІПОТЕЗИ ПРОТИ ПРОСТОЇ АЛЬТЕРНАТИВИ

Застосування чисельних методів припускає розбивання діапазону зміни незалежної змінної x на інтервали завширшки Δx , всередині яких значення $W_0(x)$ і $W_1(x)$ можливо вважати постійними.

Таким чином, від безперервних розподілів $W_0(x)$ і $W_1(x)$, що перекриваються, переходять до їх дискретної форми у вигляді набору елементів Δx , з кожним із яких пов'язані чотири числа: значення x_i у центрі інтервалу Δx , значення $W_0(x_i)$, значення $W_1(x_i)$ та значення i . Ці чотири числа визначаються для кожного елемента при переході від безперервних розподілів $W_0(x)$ і $W_1(x)$ до їх дискретної форми і надалі продовжують характеризувати той самий елемент, для якого вони були визначені, незалежно від його подальшого переміщення уздовж осі x .

При зміні фактичної позиції цих елементів на осі x відбувається оцінка поточного значення виразу (3.1) з метою пошуку такого розташування елементів на осі x , при якому вираз (3.1) досягає мінімуму. Розташування елементів на осі x , при якій вираз (3.1) є мінімальним, можна вважати оптимальним, тобто найкращим розташуванням елементів при заданих вищезгаданих умовах.

Використання обчислювальних засобів дозволяє здійснювати ці операції автоматично, але простий перебір варіантів при кількості елементів більш як сто, може відняти занадто багато часу. Тому чергова зміна позиції елементів на осі x має бути підпорядкована логіці відповідних перетворень, при якій відтворення із заданою точністю оптимального розташування елементів, що переміщуються, на осі x здійснювалося б у мінімальний час. Саме ця властивість і визначає ефективність алгоритму, що використовується для пошуку перетворення $y=f_{opt}(x)$, який забезпечує мінімум виразу (3.1).

Для вирішення такого роду задач можуть бути придатними методи оптимізації, які застосовуються для пошуку екстремуму функції багатьох змінних, зокрема, градієнтні методи (наприклад, метод Флетчера-Рівза). Ключовим моментом при використанні градієнтних методів є пошук складових вектора градієнту.

Значення цільової функції (3.1) можна розглядати як значення функції багатьох змінних, коли розташування кожного i -го елемента на осі x вважати значенням i -ої незалежної змінної, а переміщення кожного i -го елемента вздовж осі x вважати новим поточним значенням i -ої змінної. Таким чином, обчислення i -ої складової вектора градієнту зводиться до обчислення часткової похідної цільової функції (3.1) по i -й змінній, тобто до обчислення межі відношення зміни значення функції (3.1) до зміни позиції i -го елемента при направленні зміни величини цього переміщення до нуля.

Нижче наведено аналітичний вираз для i -ої складової вектора градієнта.

$$G(x_i) = \{ W_0(x_i) [y(x_i) - M_{0y}] z_F + W_1(x_i) [y(x_i) - M_{1y}] z_D \} / (M_{1y} - M_{0y}) - [W_1(x_i) - W_0(x_i)] (\sigma_{0y} z_F + \sigma_{1y} z_D) / (M_{1y} - M_{0y})^2, \quad (3.2)$$

де: $G(x_i)$ - значення i -ої складової вектора градієнта;

- x_i - початкове розташування середини i -го елемента на осі x , визначене при переході від безперервного уявлення розподілів $W_0(x)$ і $W_1(x)$ до дискретного вигляду;
- $W_0(x_i)$ - значення умовної щільності розподілу x у середині i -го елемента, коли вірна гіпотеза H_0 ;
- $W_1(x_i)$ - то ж, що і $W_0(x_i)$, але коли вірна гіпотеза H_1 ;
- $y(x_i)$ - поточне розташування середини i -го елемента на осі x ;
- $M_{0,y}$ - поточне значення математичного очікування $W_0(y)$;
- $M_{1,y}$ - поточне значення математичного очікування $W_1(y)$;
- $\sigma_{0,y}$ - поточне значення середньоквадратичного ухилення $W_0(y)$;
- $\sigma_{1,y}$ - поточне значення середньоквадратичного ухилення $W_1(y)$.

Виходить, що методика автоматизованого відшукування оптимального перетворення $y=f_{opt}(x)$ зводиться до вирішення за допомогою обчислювальних засобів задачі оптимізації функції $y=f(x)$, розглядаючи при цьому цільову функцію (3.1) як функцію багатьох змінних, а аналітичний вираз (3.2) як один із можливих способів пошуку значення часткової похідної цільової функції по i -й змінній.

Знаходження екстремуму виразу (3.1) можна вважати успішним, якщо в результаті переміщення елементів уздовж осі x для всіх i $G(x_i) = 0$.

3.3. УЗАГАЛЬНЕНИЙ КРИТЕРІЙ ПЕРЕВІРКИ ПРОСТОЇ СТАТИСТИЧНОЇ ГІПОТЕЗИ ПРОТИ ПРОСТОЇ АЛЬТЕРНАТИВИ

Після того, як описаний спосіб знаходження виразу для перетворення $y=f_{opt}(x)$, що забезпечує досягнення необхідних значень F і D при мінімальній кількості сумесних значень y_i , тобто при мінімальному числі значень x_i , що спостерігаються, можна коротко описати правило, яке дозволяє відкинути одну з двох гіпотез і прийняти другу:

- 1) кожному значенню x_i , що спостерігаються, ставлять у відповідність значення $y_i=f_{opt}(x_i)$;
- 2) обчислюється сума $S(X)=y_1+y_2+\dots+y_n$;
- 3) отримана сума порівнюється з граничним значенням Y_0 , яке обирають заздалегідь виходячи з умови отримання необхідної пари F і D , і тоді в залежності від результату порівняння приймається гіпотеза H_0 або H_1 .

Описане правило прийняття однієї з двох простих гіпотез можна розглядати як можливий спосіб отримання й використання логарифму скоригованого відношення правдоподібності, тому що при малих розходженнях між $W_0(x)$ і $W_1(x)$ і між припустимими ймовірностями α і β для знаходження найкращих результатів коригування відношення правдоподібності практично не потрібне [13].

З іншого боку, із збільшенням розходжень між $W_0(x)$ і $W_1(x)$ та між припустимими ймовірностями α і β , потреба в такому коригуванні зростає,

тому що відношення правдоподібності не враховує чинники, які починають здійснювати суттєвий вплив при великих розходженнях між $W_0(x)$ і $W_1(x)$ (при великих відношеннях сигнал/шум).

Описане вище правило перевірки простої статистичної гіпотези проти простої альтернативи можна назвати: "Узагальнений критерій перевірки простої статистичної гіпотези проти простої альтернативи" [14,15]. Це тому, що вказаний критерій дозволяє враховувати не тільки чинники, котрі визначають суттєвий вплив при малих відношеннях сигнал/шум, але й чинники, що суттєво впливають при великих відношеннях сигнал/шум. Тут завдяки врахуванню і цих чинників можливо одержати кращі результати, ніж при використанні інших критеріїв, заснованих на відношенні правдоподібності.

Різниця в ефективності узагальненого критерію у порівнянні з іншими критеріями зростає із збільшенням розходжень між $W_0(x)$ і $W_1(x)$ і збільшенні розходжень між припустимими помилками першого роду та помилками другого роду. Також можна показати, що узагальнений критерій при малих відношеннях сигнал/шум і однакових припустимих імовірностях помилок першого й другого роду збігається з критерієм відношення правдоподібності, тобто включає його як окремий випадок.

Це означає, що форма зв'язку між критерієм відношення правдоподібності та узагальненим критерієм задовольняє принципу відповідності [16, 17].

4. ОЦІНКА ЕФЕКТИВНОСТІ ЗАСТОСУВАННЯ УЗАГАЛЬНЕНОГО КРИТЕРІЮ ПЕРЕВІРКИ ПРОСТОЇ СТАТИСТИЧНОЇ ГІПОТЕЗИ ПРОТИ ПРОСТОЇ АЛЬТЕРНАТИВИ

Для оцінки ефективності застосування узагальненого критерію розглянемо два приклади, що взяті із робіт [1, 4].

"Постановка задачі і априорные данные.

Выдвигается гипотеза H_0 , что среднее значение гауссовской случайной величины ξ равно a_0 , против альтернативы H_1 , что этот параметр распределения ξ равен a_1 . Имеется случайная выборка $X=(x_1, x_2, \dots, x_n)$ заданного размера n , представляющая возможные значения ξ . Задача состоит в том, чтобы, используя эту выборку, принять или отклонить гипотезу H_0 " (джерело [1] стор. 343).

Вважаємо, що дисперсія гаусівської випадкової величини σ^2 відома, а за цим "... сформулированная задача представляет проверку простой гипотезы H_0 против простой альтернативы H_1 " ([1] стор. 342).

Вважаючи, що $a = a_1 - a_0$, маємо:

$$W_0(x) = \exp[-(x + a/2)^2 / (2 \sigma^2)] / [\sigma (2 \pi)^{0.5}];$$

$$W_1(x) = \exp[-(x - a/2)^2 / (2 \sigma^2)] / [\sigma(2\pi)^{0.5}].$$

На рис. 4.1 наведена залежність $\ln[\lambda(x)]$ при перевірці гіпотез про середнє значення гаусівської випадкової величини ([4] стор. 39, [1] стор. 343.). "Нетрудно видеть, что устройство обработки просто суммирует результаты наблюдений и сравнивает с порогом" ([4] стор. 41).

Для порівняння на рис. 4.1 подані залежності $y=f_{\text{onm}}(x)$ для цього ж випадку, отримані за методикою, яка викладена в розділі 3.2.

Із рис. 4.1 неважко побачити, що при використанні узагальненого критерію пристрій оптимальної обробки просумовує не просто результати спостережень, а обчислює суму значень деякої нелінійної функції від результатів спостережень. При $\alpha \ll \beta$ залежність $y=f_{\text{onm}}(x)$ має явно виражену асиметрію.

На рис. 4.2 подана номограма для визначення кількісних співвідношень між імовірністю хибної тривоги та імовірністю правильного виявлення сигналу [8]. На номограмі нанесено точки, що відображують статистичні характеристики логарифму відношення правдоподібності для всієї вибірки $\ln[\lambda(X)]$ при виконанні гіпотези H_0 , а також при виконанні гіпотези H_1 при значеннях a , рівних відповідно σ , 1.5σ , 2σ і обсязі вибірки $n=16$.

Для тих самих умов на номограму (рис. 4.2) нанесені точки (вірніше, лінії), що відображують можливі (досяжні) статистичні характеристики σ_0/V і σ_1/V при використанні узагальненого критерію.

Із рис. 4.2 видно, що теоретично досяжні пари F і D , які може забезпечити оптимальний виявлювач, побудований виходячи із узагальненого критерію, є кращими, ніж аналогічні якісні показники, що можуть бути досягнуті для оптимального виявлювача, побудованого виходячи із відношення правдоподібності.

Перейдемо до розгляду другого прикладу.

"Результаты наблюдений представляют ряд из N величин: $r_1, r_2, r_3, \dots, r_N$. По обеим гипотезам r_i - независимые, одинаково распределенные нормальные случайные величины с нулевыми средними. По гипотезе H_1 каждая из величин r_i имеет дисперсию σ_1^2 , а по гипотезе H_0 - дисперсию σ_0^2 " ([4], стор. 41). Завдання полягає в тому, щоб, використовуючи цю вибірку,

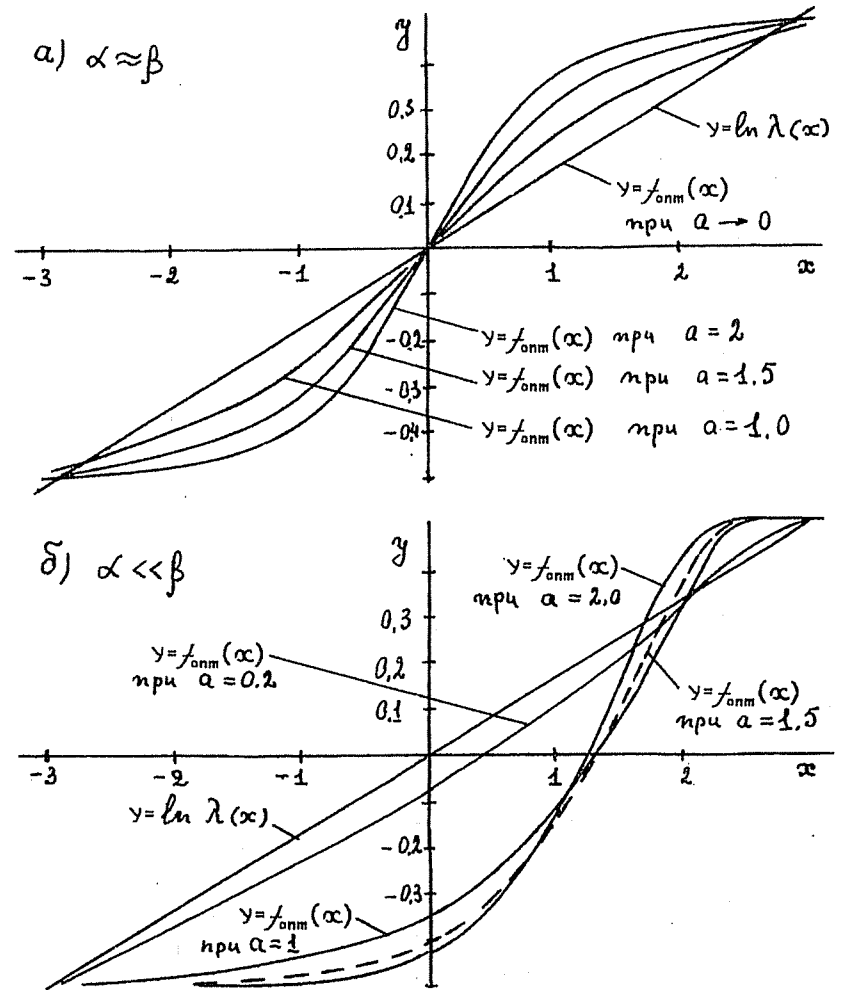


Рис. 4.1. Логарифм відношень правдоподібності ($\ln \lambda(x)$) і значення функції $y=f_{\text{onm}}(x)$ при перевірці гіпотез про середнє значення гаусівської випадкової величини за умов:

а) $\alpha = \beta$;

б) $\alpha \ll \beta$.

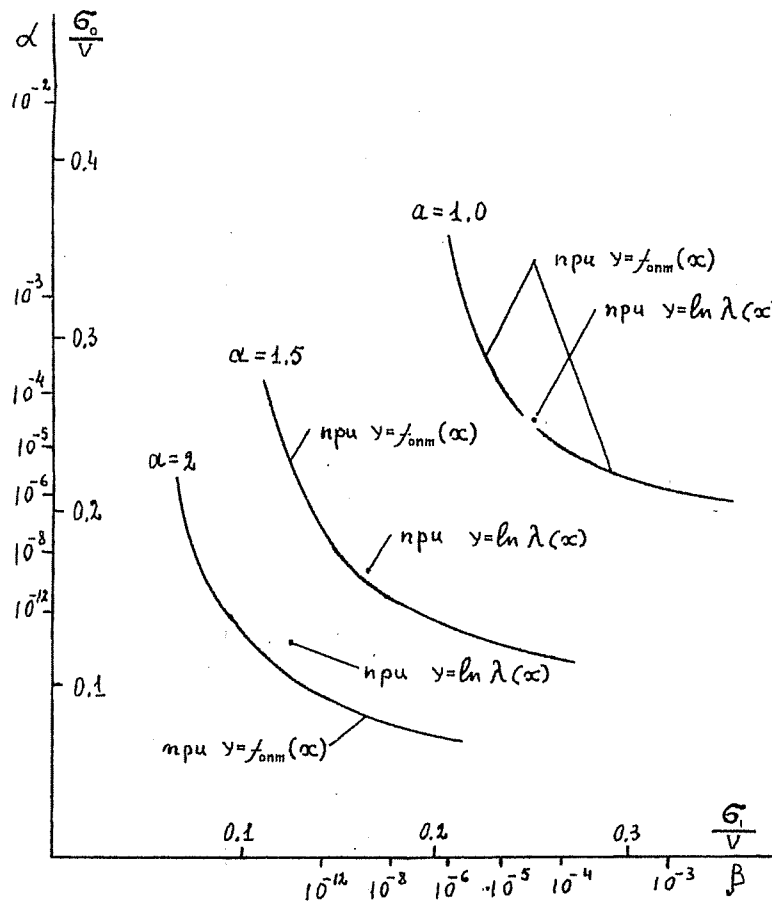


Рис. 4.2. Статистичні характеристики логарифма відношення правдоподібності ($\ln \lambda(X)$) для всієї вибірки і статистичні характеристики суми S при перевірці гіпотез про середнє значення гаусівської випадкової величини

прийняти або відхилити гіпотезу H_0 . Надалі будемо вважати, що $n=N$, а $x_i=r_i$

Вважаючи, що $(\sigma_1 \sigma_0)^{0.5}=1$, можемо записати:

$$W_0(x) = \exp[-x^2/(2\sigma_0^2)] / [\sigma_0(2\pi)^{0.5}] ;$$

$$W_1(x) = \exp[-x^2/(2\sigma_1^2)] / [\sigma_1(2\pi)^{0.5}] .$$

На рис. 4.3 наведена залежність $\ln[\lambda(x)]$ при перевірці простих гіпотез про дисперсію гаусівської випадкової величини. "В данном случае достаточная статистика есть сумма квадратов результатов наблюдений" ([4] стор. 42). Для порівняння на рис. 4.3 подано залежності $y=f_{0nm}(x)$ для цього ж випадку, отримані згідно методиці, викладеній у 3.2.

Як бачимо з рис. 4.3, $y=f_{0nm}(x)$ дещо відрізняються від квадратів результатів спостережень.

На рис. 4.4 подана номограма для визначення кількісних співвідношень між імовірністю помилкової тривоги та імовірністю правильного виявлення сигналу [8]. На номограмі нанесено точки, що відображають статистичні характеристики логарифма відношення правдоподібності для всієї вибірки $\ln[\lambda(X)]$ при виконанні гіпотези H_0 , а також при виконанні гіпотези H_1 при відношеннях σ_0/σ_1 , рівних відповідно 1.5, 2, 3 і обсязі вибірки $n=16$.

Для тих же умов на номограму нанесені також точки, що відображають, статистичні характеристики суми значень y_i за умови, якщо $y=x$.

На номограму нанесені і точки (точніше лінії), що відображують можливі (досяжні) статистичні характеристики суми S при використанні узагальненого критерію.

Із рис. 4.4 видно, що оптимальний виявлювач, який використовує узагальнений критерій, дозволяє також і у цьому випадку досягнути кращих якісних показників. Очевидно також і те, що рекомендувати просумовувати значення x_i^2 , а не x_i можна тільки тоді, коли визначилися необхідні співвідношення між значеннями припустимих імовірностей помилок першого й другого роду.

Рисунки 2.10, 2.11 та 4.1 - 4.4 показують, що лема Неймана-Пірсона [18] є вірною лише за умови малих розходжень між розподілами $W_0(x)$ і $W_1(x)$.

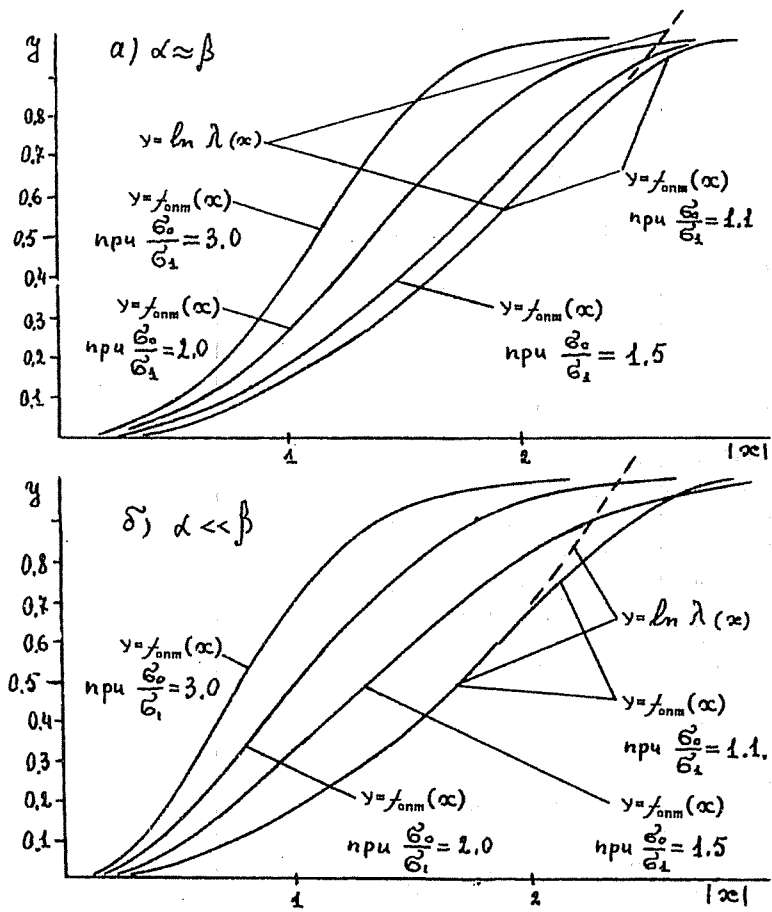


Рис. 4.3. Логарифм відношень правдоподібності $(\ln \lambda(x))$ та значення функції $y=f_{onm}(x)$ при перевірці гіпотез про дисперсії гаусівської випадкової величини

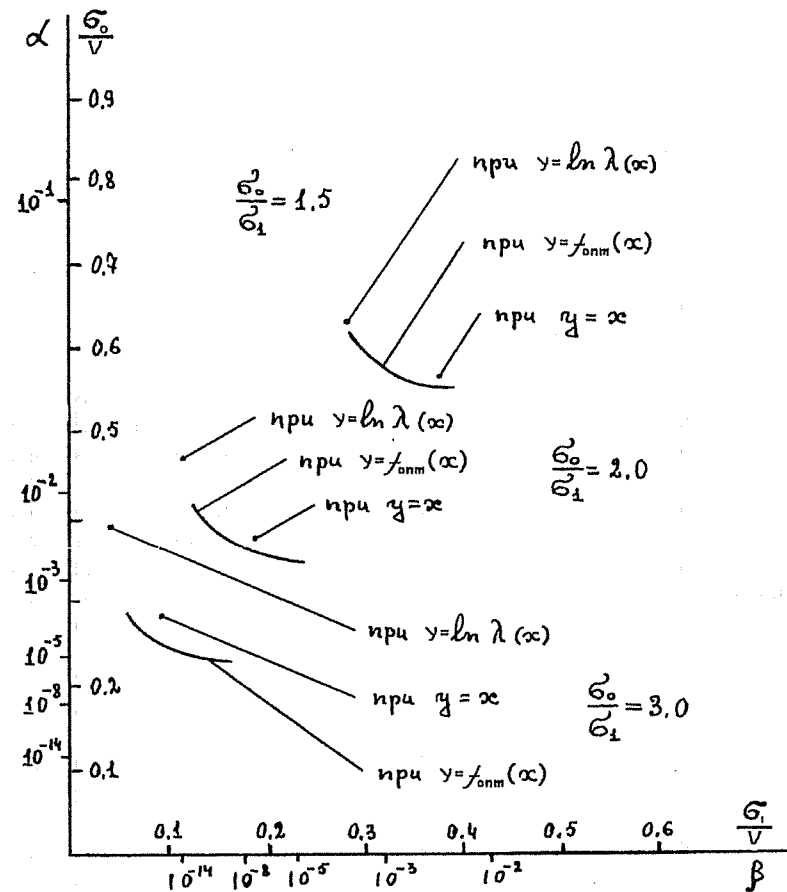


Рис. 4.4. Статистичні характеристики логарифма відношення правдоподібності для всієї вибірки $(\ln \lambda(X))$ та статистичні характеристики суми S при перевірці гіпотез про дисперсію гаусівської випадкової величини

5 ЕКСПЕРИМЕНТАЛЬНЕ ПІДТВЕРДЖЕННЯ ЕФЕКТИВНОСТІ ЗАСТОСУВАННЯ УЗАГАЛЬНЕНОГО КРИТЕРІЮ ПЕРЕВІРКИ ПРОСТОЇ СТАТИСТИЧНОЇ ГІПОТЕЗИ ПРОТИ ПРОСТОЇ АЛЬТЕРНАТИВИ

5.1. ОСНОВНА ВИМОГА ДО ПОСТАНОВКИ ЕКСПЕРИМЕНТУ І ЙОГО РЕЗУЛЬТАТІВ

Оскільки в даній роботі мають місце твердження, які не повністю збігаються з думкою фахівців, (наприклад, роботи [1, 2, 4, 7] та ін.), вони мають бути підкріплені серйозними доказами.

Усі ці твердження зводяться до таких положень.

1. При малих розходженнях між розподілами $W_0(x)$ і $W_1(x)$ узагальнений критерій призводить до отримання тих же результатів, що і критерій відношення правдоподібності.

2. Із збільшенням розходжень між розподілами $W_0(x)$ і $W_1(x)$ та збільшенням розходжень між припустимими ймовірностями помилок першого роду та помилок другого роду ефективність узагальненого критерію зростає в порівнянні з ефективністю критеріїв, які мають в основі відношення правдоподібності.

Саме ці два положення і потребують експериментальної перевірки.

Оскільки теоретичні положення описують тільки стан поведінки моделей реальних систем, перевірку істинності цих положень також варто проводити на моделях. Таку перевірку можна реалізувати на ЕОМ за допомогою обчислювального експерименту, результати якого можна було б порівняти з оцінками ефективності критеріїв, розглянутих у даній роботі і викладених у літературі.

5.2. ОПИС ПРОГРАМНОЇ РЕАЛІЗАЦІЇ ОБЧИСЛЮВАЛЬНОГО ЕКСПЕРИМЕНТУ

За функціональною схемою експерименту його основу (рис. 5.1.) складають моделі двох ідентичних виявлювачів, побудованих відповідно до рис. 1.1, та відмінних між собою лише виглядом перетворення $y=f(x)$ і значеннями граничних рівнів Y_0 .

У першому виявлювачі застосоване перетворення $y=\ln[\lambda(x)]$, а в другому - перетворення $y=f_{opt}(x)$. Таким чином, перший виявлювач реалізує модель критерію відношення правдоподібності, а другий виявлювач - модель за принципами узагальненого критерію.

На входи обох виявлювачів із датчика випадкових чисел надходять вибірки обсягу n із генеральної сукупності, яка має розподіл, близький до нормального з $\sigma=1$.

Ситуацію H_0 імітує вибірка випадкових чисел із генеральної сукупності з математичним очікуванням, рівним мінус $a/2$, (a - відношення

сигнал/шум), а ситуацію H_1 імітує вибірка випадкових чисел із генеральної сукупності з математичним очікуванням, рівним плюс $a/2$.

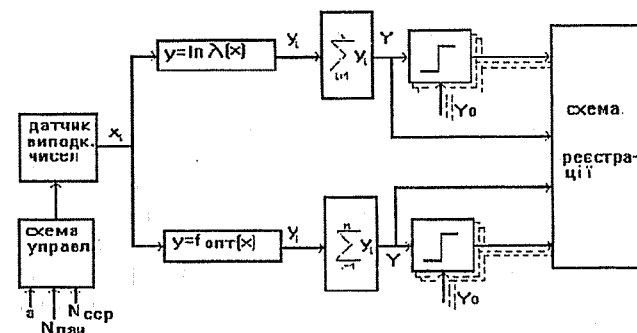


Рис. 5.1. Спрощена схема реалізації обчислювального експерименту для порівняння ефективності двох критеріїв перевірки простої статистичної гіпотези проти простої альтернативи

Схема управління дозволяє задавати величину відношення сигнал/шум, обсяг вибірок у серії іспитів, число вибірок у серії іспитів і величину тангенса кута нахилу лінії необхідних F і D на номограмі.

Схема реєстрації результатів дозволяє реєструвати:

- частку F і D, забезпечувану кожним виявлювачем при заданій кількості граничних рівнів у кожній серії іспитів;
- параметри σ_0/V і σ_1/V , які забезпечуються кожним виявлювачем у кожній серії іспитів;
- параметри σ_0/v і σ_1/v , які забезпечуються кожним виявлювачем у кожній серії іспитів.

Згідно з показниками, що їх буде зареєстровано, може бути зроблена об'єктивна оцінка ефективності обох критеріїв, яка спирається не на ті або інші переконання дослідників, а має під собою конкретні експериментальні дані, отримані за умов контрольованих та повторюваних випробувань.

При необхідності кількість параметрів, які реєструє експериментальна система, може бути збільшена.

6. ЗАКОНОМІРНІСТЬ ЗМІНИ ЕФЕКТИВНОСТІ НАКОПИЧЕННЯ СИГНАЛУ

6.1. ЗАКОНОМІРНІСТЬ ЗМІНИ ЕФЕКТИВНОСТІ НАКОПИЧЕННЯ СИГНАЛУ ДВІЙКОВОГО КОДУ

Постановка основної проблеми галузей, що оперують інформацією, та її принципове вирішення були дуже вдало сформульовані.

"Все задачи, стоящие перед техникой связи, сводятся к двум основным проблемам. Первая основная проблема - проблема эффективности связи. Проблема эта состоит в том, чтобы передать наибольшее количество сообщений наиболее экономным способом. ... Вторая основная проблема - проблема надежности связи. Вследствие влияния помех принятое сообщение никогда не тождественно переданному. Надежность есть мера соответствия принятого сообщения переданному" [19].

"Существует один издавна известный и применяемый в самих различных формах метод борьбы с помехами. Метод этот состоит в многократном повторении сигнала. Несколько принятых образцов или экземпляров сигнала оказываются по разному искаженными помехой, так как сигнал и помеха - процессы независимые. Поэтому, сличая на приемном конце несколько экземпляров одного и того же сигнала, можно восстановить истинную форму переданного сигнала с тем большей уверенностью, чем большим числом экземпляров сигнала мы располагаем. Так как дело сводится в конечном счете к некоторому суммированию отдельных образцов сигнала, то метод этот может быть назван методом накопления" [19].

Але залишається принциповим питання: що саме та у якій кількості потрібно взяти від кожного екземпляра прийнятого сигналу і далі накопичувати для того, щоб звести до мінімуму шкідливий вплив перешкод на прийняте повідомлення.

Для відповіді на це питання розглянемо процес накопичення сигналу для найбільш простого випадку - прийому елементів двійкового коду на фоні флуктуаційного шуму, коли за результатами n незалежних вимірів поточного значення модульованого параметра переносника сигналу (амплітуда, частота, фаза) потрібно визначити, який саме символ був переданий: "0" або "1".

Як відомо, будь-яке повідомлення (звук, текст, малюнок), передане за допомогою технічних засобів зв'язку, може бути відображене (закодоване) двійковим кодом [19].

Як один із прикладів реалізації методу накопичення в [20] описаний процес накопичення самих значень модульованого параметра переносника (МПП) сигналу.

В літературі з теорії оптимального виявлення сигналів [1, 2, 4, 7, 21] для розрізнення символів "0" і "1" рекомендовано накопичувати не самі значення x , МПП, а значення іншої величини y , яка функціонально зв'язана з величинами значень МПП, що спостерігаються, і умовними щільностями їх розподілів при прийомі символу "0" і символу "1".

$$y = \ln[W_1(x)/W_0(x)], \quad (6.1)$$

де: $W_1(x)/W_0(x)$ - відношення правдоподібності;
 $W_0(x)$ - умовна щільність розподілу значень МПП, що спостерігаються при прийомі символу "0";
 $W_1(x)$ - умовна щільність розподілу значень МПП, що спостерігаються при прийомі символу "1".

Така точка зору є звичайною і знайшла своє відображення в підручниках, довідниках, монографіях та енциклопедіях.

В роботі [13] показано, що при малих відмінностях між умовними розподіленнями $W_0(x)$ і $W_1(x)$ такий підхід до оптимального розрізнення символів "0" і "1" виправданий, але він перестає бути коректним при істотних відмінностях між розподіленнями $W_0(x)$ і $W_1(x)$ та істотних відмінностях між значеннями допустимих імовірностей помилок 1-го (α) і 2-го (β) роду.

В реальних технічних системах зв'язку змінна y , що спостерігається, є відповідною фізичною величиною, наприклад, напругою. Тоді її можна розглядати як деякий переносник сигналу, а модульованим параметром переносника є амплітуда.

Для оптимального розрізнення символів "0" і "1" при суттєвих відмінностях між розподіленнями $W_0(x)$ і $W_1(x)$ необхідно використати встановлену в роботі [13] закономірність зміни ефективності накопичування кожного квантованого рівня сигналу двійкового коду в залежності від вигляду апріорних умовних розподілів значень МПП, що накопичуються, і яка полягає в тому, що при інших однакових умовах ефективність накопичування кожного квантованого рівня сигналу двійкового коду досягає свого максимально можливого значення, якщо умовні розподіли значень МПП, що накопичуються, відповідають мінімуму виразу (6.2) [22]:

$$\{(\sigma_{0y}z_F + \sigma_{1y}z_D)(M_1 - M_0)\} \rightarrow \min, \quad (6.2)$$

де: $M_1 > M_0$;
 σ_{0y} - середньоквадратичне відхилення значень МПП при прийомі символу "0";
 σ_{1y} - середньоквадратичне відхилення значень МПП при прийомі символу "1";
 M_0 - середнє значення (математичне очікування) МПП при прийомі символу "0";
 M_1 - середнє значення МПП при прийомі символу "1";
 z_F - коефіцієнт, значення якого залежить від допустимих значень імовірностей помилок 1-го роду й функції розподілу накопичених значень МПП при прийомі символу "0" [8];

z_D - коефіцієнт, значення якого залежить від допустимих значень імовірностей помилок 2-го роду й функції розподілу накопичених значень МПП при прийомі символу "1" [8];

Залежність між значеннями z_F і z_D , з одного боку, й значеннями імовірностей помилок 1-го і 2-го роду - з іншого, можливо висловити за допомогою таких співвідношень:

$$\alpha = 1 - \Phi_0(z_F), \quad \beta = \Phi_1(z_D),$$

- де: α - допустима ймовірність помилок 1-го роду;
 β - допустима ймовірність помилок 2-го роду;
 $\Phi_0(z_F)$ - нормована функція розподілу накопичених значень МПП на виході накопичувача при прийомі символу "0";
 $\Phi_1(z_D)$ - нормована функція розподілу накопичених значень МПП на виході накопичувача при прийомі символу "1";

Звичайно, функції Φ_0 і Φ_1 із достатньою для практики точністю описуються функцією закону нормального розподілу.

$$z_F = V_0 / \sigma_0, \quad z_D = V_1 / \sigma_1.$$

- де: V_0 - перевищення порогового рівня над математичним очікуванням накопичених значень МПП на виході накопичувача при прийомі символу "0";
 V_1 - перевищення над пороговим рівнем математичного очікування накопичених значень МПП на виході накопичувача при прийомі символу "1";
 σ_0 - середньоквадратичне відхилення накопичених значень МПП при прийомі символу "0";
 σ_1 - середньоквадратичне відхилення накопичених значень МПП при прийомі символу "1"

6.2. МЕТОД ПОКАСКАДНОГО НАКОПИЧУВАННЯ СИГНАЛУ ДВІЙКОВОГО КОДУ

Виходячи з уявлень про накопичування сигналу з точки зору теорії оптимального виявлення сигналу, заснованої на критерії відношення правдоподібності [21] або йому еквівалентних (критерій Байеса, мінімакський критерій та ін. [1]), можна прийти до висновку про те, що принципово немає

різниці, чи відбувається накопичування всіх "примірників" сигналу в одному накопичувачі або накопичування сигналу відбувається послідовно (покаскратно) у декількох накопичувачах. Це положення можна проілюструвати наступним математичним співвідношенням.

Якщо

$$\ln [\lambda (X)] = \ln [\lambda (x_1)] + \ln [\lambda (x_2)] + \dots + \ln [\lambda (x_n)],$$

тоді:

$$\ln [\lambda (X)] = \{ \ln [\lambda (x_1)] + \ln [\lambda (x_2)] \} + \dots + \{ \ln [\lambda (x_{n-1})] + \ln [\lambda (x_n)] \},$$

- де: $\lambda(X)$ - відношення правдоподібності для всієї вибірки;
 $\lambda(x)$ - відношення правдоподібності для кожного прийнятого "примірника" сигналу x_i .

Однак на основі уявлень про закономірність накопичування двійкового сигналу, яку коротко викладено в попередньому розділі, пропонується покаскатний спосіб накопичування двійкового сигналу, що є більш ефективним, ніж спосіб накопичування сигналу, заснований на критерії відношення правдоподібності.

Його основні недоліки:

а) підвищення в ефективності цей спосіб забезпечує лише при відношеннях потужності сигналу до потужності шуму на рівні одиниці і більше;

б) його технічна реалізація є складною.

Його перевага: при тому ж обсязі вибірки спосіб покаскатного накопичування дозволяє досягти менших імовірностей помилок 1-го і 2-го роду.

Сутність способу покаскатного накопичування двійкового сигналу полягає в тому, що при відношеннях сигнал/шум на виході накопичувача більше 1, умовні розподіли накопичених значень МПП вже не відповідають умові (6.2). Тому накопичування сигналу в першому накопичувачі здійснюється по частинах, такими порціями, щоб відношення сигнал/шум на виході першого накопичувача було близько до наперед заданого значення (0.8 - 1.5).

Між першим і другим накопичувачами здійснюється така нелінійна обробка вихідного сигналу першого накопичувача, щоб сигнал, що надходить на вхід другого накопичувача, задовольняв умові (6.2). Аналогічну операцію можна зробити також між другим і третім накопичувачами, якщо буде забезпечений потрібний обсяг вибірки.

Описана закономірність та узагальнений критерій і спосіб покаскатного накопичування з користю для діла можуть бути застосовані не тільки при розв'язанні технічних проблем, але і в процесі прийняття рішень

на основі неповної або суперечливої інформації, яка надходить від різноманітних джерел.

6.3. ОСНОВНІ ОБЛАСТІ ВИКОРИСТАННЯ ЗНАТЬ ПРО ЗАКОНОМІРНІСТЬ ЗМІНИ ЕФЕКТИВНОСТІ НАКОПИЧЕННЯ СИГНАЛУ ДВІЙКОВОГО КОДУ

У дослідженнях, метою яких є вивчення й удосконалювання систем управління різної фізичної природи (технічних, біологічних, соціальних), не останнє місце займають проблеми підвищення ефективності й завадостійкості підсистем передачі й обробки інформації.

Процес запису і наступного відтворення записаної інформації, тобто процес збереження інформації, можна розглядати як специфічний окремий випадок передачі інформації по каналах зв'язку.

Але якщо передачу інформації каналами зв'язку можна розглядати як процес відтворення (відображення) на прийомному кінці (пристрою) літер деякого алфавіту, які генерує джерело інформації [4], то й обробку інформації можна розглядати як процес відтворення (відображення) на виході пристрою обробки деяких станів зовнішнього (або внутрішнього) середовища (наприклад, стан визначеного сектора ринку), котрим однозначно відповідає та або інша доцільна реакція системи управління, тобто у кінцевому рахунку і в цьому випадку справа зводиться до вибору одного стану з деякої множини.

Характерно, що в першому і другому випадку вибір доводиться робити на тлі перешкод. Таким чином, і передачу інформації по каналах зв'язку й обробку інформації у системах управління можна розглядати з єдиних позицій раціонального (оптимального) вибору одного стану з деякої множини при наявності перекручувань (перешкод) у тій інформації, на підставі якої повинен бути зроблений цей раціональний вибір.

Проблема обґрунтування вибору того або іншого рішення при наявності перешкод знайшла своє відображення у літературі, наприклад, [1, 2, 4, 7, 10, 18 - 21].

У [1] показано, що такі критерії (спостерігачі), як байєсівський, максимуму апостеріорної ймовірності, максимуму правдоподібності, Неймана-Пірсона, мінімакський, використовують однакову процедуру перетворення значень x_i , модульованого параметра переносника сигналу, що спостерігаються, в значення y_i , що накопичуються (обчислення логарифма відношення правдоподібності), і розрізняються між собою лише значеннями граничних рівнів (різні правила вибору граничного рівня).

Тому, використовуючи рекомендації, викладені в [12, 13, 22], тобто, враховуючи закономірність зміни ефективності накопичення сигналу двійкового коду, можна поліпшити якісні показники функціонування (роботи) цих спостерігачів при перевірці простої статистичної гіпотези проти

простої альтернативи. Ніщо не забороняє враховувати цю ж закономірність і у випадку застосування послідовного аналізу (спостерігач Вальда, усічений послідовний аналіз) для перевірки простої статистичної гіпотези проти простої альтернативи. У практичному плані врахування закономірності зміни ефективності накопичення сигналу двійкового коду зводиться до того, що перетворення значень x_i модульованого параметра переносника сигналу, що спостерігаються, в значення y_i , що накопичуються, робиться за іншими правилами, які істотно відрізняються від обчислення логарифма відношення правдоподібності.

Таким чином, знання закономірності зміни ефективності накопичення сигналу двійкового коду можна використовувати при рішенні різноманітних за своїм предметним змістом практичних задач, які можуть бути зведені до математичної задачі перевірки простої статистичної гіпотези проти простої альтернативи, для одержання більш ефективних рішень цих практичних задач.

Хоча закономірність зміни ефективності накопичення сигналу сформульована тільки для випадку, коли для передачі інформації використовується двійковий код [22], зміна ефективності накопичення сигналу в залежності від умовних розподілів значень модульованого параметра переносника сигналу при прийомі того або іншого символу (обробки інформації про стан середовища), що спостерігаються, відбувається і при використанні алфавітів із числом символів більш двох (кодів з основою більше двох). Тому, врахування закономірності зміни ефективності накопичення сигналу в залежності від умовних розподілів значень модульованого параметра переносника сигналу, що спостерігаються, потрібно робити і при використанні алфавітів із числом символів більш двох.

Звівши задачу вибору одного стану з M можливих станів ($M > 2$) до декількох задач вибору одного стану з 2 можливих станів, можливо побудувати алгоритм оптимального вибору одного стану з M станів, що враховує закономірність зміни ефективності накопичення сигналу двійкового коду.

“Случай различения многих сигналов в принципиальном отношении мало отличается от случая различения двух сигналов. ...Однако техника различения многих сигналов может существенно отличаться от техники различения двух сигналов” [20]. Так, наприклад, у [4] розглянуте зведення задачі перевірки M статистичних гіпотез до $M(M-1)/2$ задач перевірки двох гіпотез.

Процедура вибору одного стану з деякої множини може бути використана і для оптимальної оцінки параметрів сигналу (вимірювання M дискретних значень). Тобто ця процедура може бути використана для побудови алгоритмів оптимальної оцінки (точкової й інтервальної оцінки) параметрів сигналу, що враховують закономірність зміни ефективності накопичення сигналу двійкового коду.

Таким чином, за допомогою процедури перевірки двох простих гіпотез може бути оптимально вирішена не тільки задача виявлення сигналу,

але і задача оцінки параметрів сигналу. Така можливість істотно розширює область можливого використання знань про закономірність зміни ефективності накопичення сигналу в залежності від умовних розподілів значень модульованого параметра переносника, що спостерігаються. При цьому варто мати на увазі, що в реальних діючих системах передачі сигналів або системах обробки інформації число незалежних спостережень (вимірювань), на підставі яких повинний бути зроблений вибір, звичайно не перевищує 10-30. У цих умовах застосування алгоритмів, які враховують закономірність зміни ефективності накопичення сигналу двійкового коду, призводить до одержання істотно кращих результатів, ніж застосування алгоритмів, заснованих на використанні відношення правдоподібності.

Системи виявлення сигналів і вимірювання їх параметрів можна розглядати як деякі автономні системи (зв'язок, радіолокація, радіонавігація) і як інформаційні підсистеми систем управління різної фізичної природи, що вивчаються в рамках кібернетики технічної, кібернетики біологічної, кібернетики економічної і т.д.

У системах управління різної фізичної природи незалежно від їх структури й призначення, перед тим як формувати керуючий вплив, потрібно спочатку вирішити типову задачу - задачу виявлення сигналу й оцінки його параметрів.

У розімкнутих системах управління, перед тим, як формувати керуючий вплив, потрібно спочатку виявити вплив зовнішнього середовища й оцінити його величину (поточне значення), тобто вирішити задачу виявлення сигналу й оцінки його параметрів.

У замкнутих системах управління, де реалізується принцип управління по відхиленню, перед тим, як формувати керуючий вплив, потрібно спочатку виявити це відхилення й оцінити його величину, тобто вирішити задачу виявлення сигналу й оцінки його параметрів.

Можливість реалізації оптимального вибору одного стану з деякої множини, при якому враховується закономірність зміни ефективності накопичення сигналу в залежності від умовних розподілів значень модульованого параметра переносника сигналу при прийомі того або іншого символу, що спостерігаються, повинна бути використана для підвищення ефективності й завадостійкості систем передачі й обробки інформації.

При цьому варто мати на увазі, що розглянута закономірність виявляється не тільки при функціонуванні чисто технічних систем передачі й обробки інформації, але й у системах, де передачу й обробку інформації здійснює людина (оператор, посадова особа, особа, що приймає рішення).

Задача виявлення прояву тієї або іншої тенденції і задача оцінки значення того або іншого параметра можуть бути віднесені до типових задач аналітично-інформаційної роботи. Задачі першого типу (виявлення прояву тієї або іншої тенденції) можуть бути зведені до добре відомих задач виявлення сигналу на тлі перешкод, рішення яких може бути отримане за допомогою методів теорії перевірки статистичних гіпотез. Задачі другого типу можуть бути зведені до добре відомих задач оцінки параметрів сигналу

на тлі перешкод, рішення яких може бути отримано також за допомогою методів теорії перевірки статистичних гіпотез. Знання про закономірність зміни ефективності накопичення сигналу двійкового коду дозволяє одержати найбільш ефективне рішення задач перевірки статистичних гіпотез.

В ієрархічних системах обробки інформації, де накопичення "корисного сигналу" відбувається роздільно на кожному ієрархічному рівні, ефективність накопичення корисного сигналу може бути суттєво поліпшена за рахунок використання методу "покаскадного накопичення" [22], що враховує закономірність зміни ефективності накопичення сигналу двійкового коду,

Таким чином, знання закономірності зміни ефективності накопичення сигналу двійкового коду може бути використано і при аналізі, і при побудові алгоритмів функціонування систем оптимального виявлення сигналів і вимірювання їх параметрів, а також при проектуванні процедур оптимальної обробки інформації в системах управління різної природи і призначення.

7. МОДЕЛЬ ОБ'ЄКТИВНОЇ ЗАКОНОМІРНОСТІ ДОБУВАННЯ ІНФОРМАЦІЇ З НАВКОЛИШНЬОГО СЕРЕДОВИЩА

Усякий закон природи (об'єктивний закон) - це насамперед істотний (необхідний) зв'язок (не випадковий, не поверхневий зв'язок) явищ, і цей істотний зв'язок виявляється в кожному об'єкті, котрий відноситься до визначеного класу, що додає законам природи загальний, повторюваний (регулярний) характер.

Як відомо, "законы науки являются отражением законов природы. Они открываются и формулируются учеными и, следовательно, представляют собой наши знания о законах природы. ..., иными словами, они являются идеальными (мысленными, понятийными) моделями законов природы" [24].

Розкрити зміст того чи іншого об'єктивного закону і сформулювати відповідний йому науковий закон зовсім не просто. Історія розвитку науки показує, що відкриття закону природи "обычно происходит не сразу, не до конца, а в форме неполного, приближенного, относительного знания. Лишь в дальнейшем, на каждой последующей ступени развития науки, смысл и содержание объективного закона раскрывается все глубже и полнее, а формулировка соответствующего научного закона постепенно уточняется и становится все более адекватной отражаемому им объективному закону. Это неполное соответствие между научным и объективным законами обусловлено прежде всего сложной структурой самой действительности" [24]. Так, наприклад, спочатку був сформульований закон додавання швидкостей тіл, що рухаються, у рамках класичної механіки і лише через багато років у релятивістській механіці цей закон був істотно доповнений, хоча і класична механіка і релятивістська механіка відображають наші знання про один й той самий об'єкт.

Варто відзначити, що інформація є відносно новим об'єктом, властивості якого вивчаються природознавством, і немає нічого незвичайного в тім, що не всі її властивості вивчені досить повно.

Лема Неймана - Пірсона, чи як її ще називають, фундаментальна лема математичної статистики [18] є одним із прикладів наукового закону, сформульованого мовою математичної статистики, якому відповідає об'єктивна закономірність витягу інформації з навколишнього середовища (закономірність передачі інформації при наявності перешкод). "... тут справедливо говорить не о решении математической задачи, а о математическом решении задачи, объектом которой является физическая (материальная) система" [25]. У літературі цей науковий закон розглядається скоріше тільки як лема математичної статистики, а не як модель, що відображає об'єктивну закономірність передачі інформації, якій підкоряється широкий клас об'єктів. Але саме цю об'єктивну закономірність в області передачі інформації відкрили й описали Нейман і Пірсон у 1928 році, а в 1933 році привели і математичний доказ своєї правоти.

Фундаментальна лема математичної статистики (як модель об'єктивної закономірності витягу інформації з навколишнього середовища) є теоретичним обґрунтуванням оптимальності багатьох алгоритмів виявлення сигналів і оцінки їх параметрів. При цьому маються на увазі не тільки алгоритми, які реалізовані в технічних системах, але й алгоритми, викладені в інструкціях і інших керівних документах, що визначають порядок і логіку дій тих чи інших посадових осіб при вирішенні практичних задач, що в інформаційному плані можна розглядати як задачі виявлення сигналів і оцінки їх параметрів. Алгоритми виявлення сигналів і оцінки їх параметрів, в основу яких покладено критерій відношення правдоподібності (байєсівський, максимуму апостеріорної імовірності, Неймана - Пірсона й ін.), вважаються оптимальними. Така точка зору і її наслідки в даний час є загальноприйнятими, і вони знайшли своє відображення в підручниках, монографіях, довідниках, енциклопедіях і відображені в літературі у виді описів оптимальних алгоритмів виявлення, вимірювання параметрів і алгоритмів обробки різноманітної інформації, що втілені в найсучасніших технічних системах передачі й обробки інформації. Можна припустити, що обробка інформації у біологічних системах, що формувалися під дією об'єктивних факторів, а не під впливом тих чи інших наукових теорій, у більшому ступені відповідає об'єктивно існуючій закономірності передачі інформації при наявності перешкод, ніж обробка інформації у технічних системах.

Формулювання наукового закону, приведені в [22], відповідає тій же самій об'єктивній закономірності, про яку йде мова в лемі Неймана - Пірсона. Але модель цієї об'єктивної закономірності в [12 та 22] істотно відрізняється від моделі тієї ж закономірності, приведені у лемі Неймана - Пірсона.

Що ж однакового в цих двох моделях, час появи яких розділяє інтервал майже у 70 років, і чим вони відрізняються одна від одної?

Обидві ці моделі розглядають елементарний акт передачі інформації при наявності перешкод - процес прийняття рішення про те, який саме символ із двох можливих ("0" чи "1") був переданий, на підставі спостереження поточних значень деякої фізичної величини (переносника сигналу) протягом деякого часового інтервалу.

Приймання рішення про кожен переданий символ виробляється за результатами декількох незалежних спостережень (серії вимірів), і спостерігачу відомі моменти початку й закінчення передачі кожного символу.

Результат кожного спостереження залежить не тільки від переданого символу, але і від випадкового значення перешкоди.

Спостерігачу відомі умовні щільності розподілу значень фізичної величини, що спостерігається, при передачі символу "0" і при передачі символу "1".

Процедура прийняття рішення в обох моделях складається з трьох етапів:

етап 1 - кожному значенню x фізичної величини, що спостерігається, зафіксованою при спостереженні, за визначеним правилом ставиться у відповідність значення у іншої величини;

етап 2 - за результатами серії спостережень одного часового інтервалу, протягом якого передається тільки один із двох можливих символів, обчислюється середнє значення (чи сума значень) y ;

етап 3 - отримане середнє значення $y_{\text{ср}}$ (чи сума значень) порівнюється з деяким граничним значенням, що встановлюється (приймається) до початку серії спостережень, виходячи з припустимих імовірностей помилок першого й другого роду. Результат порівняння однозначно визначає рішення ("переданий символ 0", "переданий символ 1"), що повинне бути прийняте за серією спостережень.

Інакше кажучи, під час першого етапу процедури прийняття рішення, спостерігач переходить від вихідної фізичної величини, що спостерігається (x), до іншої, допоміжної (проміжної, вторинної) величини, що спостерігається (y), за сукупністю значень якої під час заданого інтервалу часу він і приймає рішення про те, який із двох можливих символів був переданий.

Порівнювані моделі розрізняються між собою лише правилом, за яким кожному значенню x вихідної фізичної величини, що спостерігається, ставиться у відповідність значення y допоміжної величини під час першого етапу процедури прийняття рішення. Тобто, порівнювані моделі розрізняються тільки правилом переходу від вихідної фізичної величини (x), що спостерігається, до іншої, допоміжної величини (y), що спостерігається.

У моделі Неймана - Пірсона правило такого переходу описується формулою [4]:

$$y = \ln[W_1(x)/W_0(x)], \quad (7.1)$$

де: y - допоміжна величина, що спостерігається;

- $W_1(x)/W_0(x)$ - відношення правдоподібності;
 $W_1(x)$ - умовна щільність розподілу значень фізичної величини, що спостерігається, при передачі символу "1";
 $W_0(x)$ - умовна щільність розподілу значень фізичної величини, що спостерігається, при передачі символу "0".

У моделі 1997 року, описаній у [12, 22], сформульовані вимоги, яким повинна задовольняти допоміжна величина (y), що спостерігається, для досягнення максимальної ефективності передачі інформації при наявності перешкод. Ці вимоги полягають у тому, щоб умовні розподіли допоміжної величини (y) відповідали мінімуму виразу (6.2).

Як видно з (7.1), у моделі Наймана - Пірсона значення допоміжної величини (y), що спостерігається, залежать тільки від відношення $W_1(x)/W_0(x)$ у точці x . У моделі 1997 року (6.2) значення допоміжної величини (y), що спостерігається, залежать не тільки від поточного значення вихідної фізичної величини (x), що спостерігається, але і від шести параметрів, два з яких (z_F, z_D) визначаються припустимими імовірностями помилок 1-го і 2-го роду.

У 1913 році Н. Бор сформулював важливий методологічний принцип, що одержав назву принципу відповідності. "Согласно этому принципу всякая более общая теория включает в себя старую теорию; старая теория получается из новой при предельном переходе к определенным значениям определяющих ее параметров. Так, законы квантовой механики переходят в законы классической физики при условии, что можно пренебречь значением кванта действия, а законы теории относительности переходят в законы классической механики при условии, что скорости движения тел или частиц малы по сравнению со скоростью света" [24].

Як показали результати досліджень [13], узагальнений критерій [15], що враховує закономірності зміни ефективності накопичення сигналу двійкового коду, при значенні параметра сигнал/шум близькому до 0 збігається по своїх результатах із критерієм відношення правдоподібності, хоча значення цих критеріїв обчислюються за зовсім різними правилами. Зате при значенні параметра сигнал/шум порядку 1 і більше ці різні правила призводять і до різних результатів: із ростом відношення сигнал/шум ефективність алгоритмів, що враховують встановлену закономірність зміни ефективності накопичення сигналу двійкового коду, істотно зростає, у порівнянні з ефективністю існуючих оптимальних алгоритмів, заснованих на використанні критерію відношення правдоподібності.

Таким чином, модель об'єктивного закону, що запропонована у 1997 році [12], дозволила уточнити межі [13], у яких модель об'єктивного закону, що запропонована Найманом і Пірсоном у 1928 році [18], зберігає свою коректність. Ця границя визначає ті предметні області, в інтересах яких (у першу чергу) потрібно розгорнути наукові напрямки по удосконалюванню

алгоритмів обробки інформації - приведенню їх у відповідність із моделлю 1997 року.

Закони науки "делают знания более емкими, содержащими в себе большой запас информации. ... В этом смысле закон (независимо от того, в какую-бы сложную математическую форму он ни был облачен) проще того необъятного исходного эмпирического материала, который он заменяет и как бы концентрирует в себе. Причем развитие науки идет по линии установления все более общих и, следовательно, информационно более емких законов, включающих в себя менее общие законы" [24]. Саме таким більш загальним законом є "закономірність зміни ефективності накопичення сигналу двійкового коду" [22].

Передбачення результату тієї чи іншої реальної дії є необхідною частиною будь-якої цілеспрямованої діяльності, що включає операцію вибору. І цей вибір у будь-якому випадку може спиратися тільки на минулий досвід незалежно від того, у якому вигляді цей минулий досвід виступає - чи виступає він у вигляді звичайного життєвого "здорового глузду" чи у вигляді найсучаснішої наукової теорії, що узагальнює наші знання в тій чи іншій предметній області (метеорологія, землеробство, космонавтика, економіка, політика). Врахування закономірності зміни ефективності накопичення сигналу дозволяє звести до мінімуму втрати від впливу перешкод на процес прийняття рішення.

Виходячи з викладеного, до сучасних інформаційних технологій можна віднести тільки ті, у яких на сучасній технічній базі реалізовані сучасні наукові знання.

ЛИТЕРАТУРА

1. Левин Б. Р. Теоретические основы статистической радиотехники. - 3е изд. - М.: Радио и связь, 1989. - 656 с.
2. Ширман Я. Д. и Голиков В. Н. Основы теории обнаружения радиолокационных сигналов и измерения их параметров. - М.: Сов. радио, 1963. - 279 с.
3. Осипов В.П., Ручкин В.А. Нахождение методов автоматизированного решения задач обработки информации в системах управления. - К.: Киев. воен. ин-т. упр. и связи. Деп. в ГНТБ Украины 09.01.97, № 53 - УК97.
4. Ван Трис Г. Теория обнаружения, оценок и модуляции. Т. 1. - М.: Сов. радио, 1972. - 744 с.
5. Ручкін В.О. Методика порівняльної оцінки ефективності алгоритмів виявлення некогерентних імпульсів на фоні флуктуаційних шумів // Науково-методичний збірник. - К.: МО України, 1996. - № 5. - С. 203-206.
6. Ручкин В.А. Уточненное решение статистической задачи: проверка двух простых гипотез. - К.: Киев. воен. ин-т. упр. и связи. Деп. в ГНТБ Украины 06.02.97, № 153 - УК97.

7. Иган Дж. Теория обнаружения сигналов и анализ рабочих характеристик / Пер. с англ. - М.: Наука. Гл. ред. физ.-мат. литер., 1983. - 216 с.
8. Ручкин В.А. Номограмма для определения количественных соотношений между вероятностью ложной тревоги и вероятностью правильного обнаружения сигнала // Труды КВИРТУ - К.: Киевское высш. инж. р-т. училище ПВО, 1968. - № 44. - С. 57-61.
9. Ручкин В.А. Методика графоаналитического расчета эффективности обнаружения некогерентных импульсных сигналов при наличии флуктуационных помех // Труды КВИРТУ, - К.: Киевское высшее инж. р-т. уч-ще ПВО, 1967. - № 42. - С. 18-23.
10. Райс С. Теория флуктуационных шумов // Теория передачи электрических сигналов при наличии помех. Сб. перев. под ред. Н.А.Железнова - М.: Изд. ин. лит., 1957. - 288 с.
11. Левин Б.Р. Теоретические основы статистической радиотехники. - М.: Сов. радио, 1966.
12. Ручкин В.А. Методика автоматизированного нахождения оптимального решения задачи проверки простой гипотезы против простой альтернативы. - К.: Киев. воен. ин-т. упр. и связи. Деп. в ГНТБ Украины 06.02.97, № 154 - УК97.
13. Ручкин В.А. Скорректированное отношение правдоподобия и эффективность его использования при проверке простой гипотезы против простой альтернативы. - К.: Киев. воен. ин-т. упр. и связи. Деп. в ГНТБ Украины 12.06.97, № 359 - УК97.
14. Ручкин В.О. Особливості викладання сучасної теорії оптимального виявлення сигналів та вимірювання їх параметрів // Науково-методичний збірник. - К.: МО України, 1998. - № 6. - С. 97-100.
15. Ручкин В.А. Статистический критерий оптимальной обработки сигналов для нового поколения систем обнаружения и измерения. - К.: Киев. воен. ин-т. упр. и связи. Деп. в ГНТБ Украины 14.12.98, № 488 - УК98.
16. Философский словарь / Под ред. И.Т.Фролова 5-е изд. - М.: Политиздат, 1987. - 590 с.
17. Сергеев Е.С. Диалектика научного познания и мышление инженера. - М.: Знание, 1966. - 66 с.
18. Неймана-Пирсона лемма // Математическая энциклопедия. Т. 3. (Коо - Од) / Гл. ред. И.М. Виноградов. - М.: Советская Энциклопедия, 1982. - 1184 стб.
19. Харкевич А.А. Очерки общей теории связи. - М.: ГИЗ техн.-теор. лит. 1955. - 270 с.
20. Харкевич А.А. Борьба с помехами. - М.: ГИЗ физ.-мат. лит. 1963. - 276 с.
21. Отношения правдоподобия критерий // Математическая энциклопедия. Т. 4. (Ок - Сло) / Гл. ред. И.М. Виноградов. - М.: Советская Энциклопедия, 1984. - 1216 стб.
22. Ручкин В.А. Закономерность изменения эффективности накопления сигнала двоичного кода. - К.: Киев. воен. ин-т. упр. и связи. Деп. в ГНТБ Украины 01.09.99, № 235 - УК99.

23. Ручкин В.А. Основные области приложения знаний о закономерности изменения эффективности накопления сигнала двоичного кода. - К.: Киев. воен. ин-т. упр. и связи. Деп. в ГНТБ Украины 01.09.99, № 234 - УК99.
24. Друянов Л.А. Законы природы и их познание. - М.: Просвещение, 1982. - 112 с.
25. Госсен И.И., Колотушина С.П., Тыминский В.Г. Физику о научном открытии. - Томск: Томский университет, 1984. - 103 с.

НАУКОВЕ ВИДАННЯ

РУЧКІН ВАЛЕНТИН ОЛЕКСАНДРОВИЧ

ЗАКОНОМІРНІСТЬ ДОБУВАННЯ ІНФОРМАЦІЇ

MADE IN UKRAINE

В авторській редакції.

Підписано до друку 25. 12.2001 р. Формат 60x84¹/16. Папір офс. Друк офс.
Умов.-друк арк. 2,52. Обл.-вид. арк. 3,56. Тираж 100 екз. Замовл. № 19

Видавництво та друк - Інформаційно-видавничий центр Товариства "Знання" України.
03150, м. Київ-150, вул. Велика Васильківська (Червоноармійська), 57/3, к.314.
Тел. 227-41-45, 227-30-97.