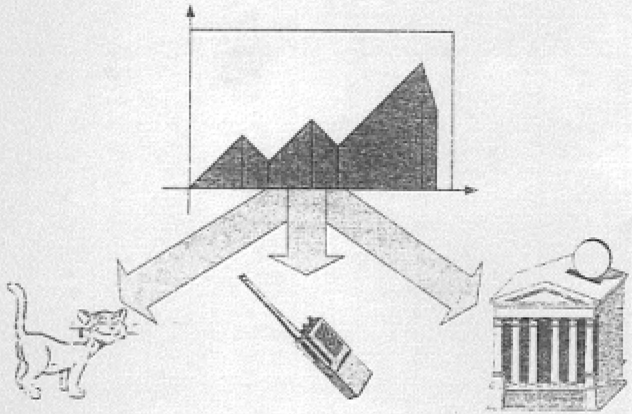
РУЧКИН Валентин Александрович, кандидат технических наук, научный сотрудник Научного Центра Радиационной Медицины АМН Украины. 1980 – 1995 гг. – научный сотрудник факультета кибернетики КНУ им. Тараса Шевченко. Сфера научных интересов – статистический анализ экспериментальных данных.

ПЕРЕДОВЫЕ ИНФОРМАЦИОННЫЕ ТЕХНОЛОГИИ

В.А. Ручкин

ЗАКОНОМЕРНОСТЬ ИЗВЛЕЧЕНИЯ ИНФОРМАЦИИ



Киев 2002

ПЕРЕДОВЫЕ ИНФОРМАЦИОННЫЕ ТЕХНОЛОГИИ

В.А. Ручкин

ЗАКОНОМЕРНОСТЬ ИЗВЛЕЧЕНИЯ ИНФОРМАЦИИ

Киев 2002

ББК 73
УДК 681.518.2
Р92

РУЧКИН Валентин Александрович, кандидат технических наук, научный сотрудник Научного Центра Радиационной Медицины АМН Украины.

Ручкин В.А.

Р92 ЗАКОНОМЕРНОСТЬ ИЗВЛЕЧЕНИЯ ИНФОРМАЦИИ. К.: ПП "Зелене сяйво", 2002. – 50 с.

ISBN 966-95593-2-4

Брошюра посвящена обоснованию возможности оптимизации процессов передачи, хранения и обработки информации в различных областях человеческой деятельности на основе новых знаний (1997 – 1999 гг.) об объективной закономерности извлечения информации из окружающей среды.

Издание предназначено для научных работников и инженеров, но будет полезным аспирантам и студентам старших курсов специальностей, связанных с передачей, хранением и обработкой информации.

ББК 73

Издается за счет средств автора

ISBN 966-95593-2-4

ПРЕДИСЛОВИЕ

Брошюра Ручкина В.А. знакомит читателей с появлением нового научного результата в области передачи, хранения и обработки информации - теоретическим и экспериментальным обоснованием возможности существенного улучшения качественных показателей функционирования соответствующих систем.

Особого внимания заслуживает чрезвычайно широкая сфера применения новых знаний, которые изложены в брошюре, про объективно существующую закономерность извлечения (добывания) информации из окружающей среды. Сфера применения этих новых знаний охватывает не только такие важные технические системы, как связь, энергетика, транспорт, но также и системы, которые традиционно считаются объектами исследования гуманитарных наук, например, социология, лингвистика, экономика, биологические аспекты.

Направленность на обеспечение наилучшей (оптимальной) обработки серии независимых измерений при обнаружении сигналов и оценке их параметров является типичной задачей для разных областей человеческой деятельности. Оригинальный материал, предложенный автором, может представлять практический интерес для достаточно широкого круга научных работников многих специальностей именно потому, что ознакомление с ним открывает новые возможности по совершенствованию процессов передачи, хранения и обработки информации.

Наиболее интересным (с практической точки зрения) для специалистов может быть материал, который изложен в четвертом, шестом и седьмом разделах. Однако перед изучением этих разделов желательно ознакомиться с содержанием предшествующих разделов, где излагается основная методика анализа модели на примере простейшего, но очень распространенного процесса передачи информации – передача на фоне помех символов двоичного кода.

Следует отметить, что теоретическое обоснование грандиозных достижений информационной техники настоящего во многих аспектах формировалось, исходя из понимания ограничений и допущений, которые были характерными для уровня технического вооружения 40-50 годов XX века. Достаточно радикальный пересмотр места средств накопления и преобразования информационных "построений", которые в конечном итоге предоставляются нам в виде сигналов, почти не затронул ревизию некоторых положений, закрепленных когда-то в форме математических выводов (например, лемма Неймана - Пирсона). Но относительность таких представлений является очевидной для каждого непредубежденного исследователя, что и побуждает к дальнейшим шагам модельного (математического) и экспериментального анализа. Автор уделяет особое внимание средствам надежного обнаружения признаков процессов, которые по договоренности рассматриваются как сигналы, которые могут в какой-либо момент возникнуть на фоне флюктуационних "шумов". В случае наблюдения с помощью электрических устройств, где быстродействие измеряется по меньшей мере тысячами элементарных "движений" за секунду, непринятие ко вниманию нескольких единичных сигналов возможно считать как "разрешенную" погрешность, которая вытекает из классических теоретических представлений использования систем в области электросвязи, в случае же формирования оценки естественных экологически критических процессов с их величинами периодов установления в несколько земных лет такое "допустимое предположение" может стоить очень значительных потерь следующим поколением живых существ, включая и человека. Менее масштабными, но намного более близкими к каждому из нас являются результаты определения текущего технического состояния ответственных механических или энергетических устройств, без функционирования которых наше благоустройство (или даже жизнь) невозможно. Но количество актов "измерений" здесь крайне ограничено из-за технической недоступности или же относительно малого количества повторяющихся условий (например, количество однотипных вылетов современного авиалайнера).

Апробация преподавания такого материала на дополнительных семинарах для магистратуры уже состоялась, и предоставленные сведения и их практическое использование встречены с большой заинтересованностью.

В.А. Манжело,
кандидат технических наук, ведущий научный сотрудник, доцент кафедры средств защиты информации Института информационно-диагностических систем Национального авиационного университета

СОДЕРЖАНИЕ:

ВСТУПЛЕНИЕ

Целью данной публикации является ознакомление специалистов, работающих в области передачи, хранения и обработки информации, с новым научным представлением об основной закономерности извлечения информации из окружающей среды.

Этой закономерности, установленной Нейманом и Пирсоном в 1928 году, подчиняются все каналы передачи, хранения и обработки информации независимо от их физической природы (технические, биологические, социальные) и функционального назначения. В 1997 - 1999 годах автором был предложен существенно новый подход для понимания этой закономерности.

Установление неизвестной прежде закономерности или ее уточнение, как правило, приводят к изменению некоторых взглядов и представлений, которые сложились в данной области знаний, и дают начало интенсивным исследованиям в новых направлениях, в результате которых создаются принципиально новые методы и технологии.

В основу функционирования всех самых современных систем передачи, хранения и обработки информации положено научное представление об объективно существующей закономерности извлечения информации из окружающей среды, которое было сформулировано еще в 1928 году и известно как лемма Неймана - Пирсона или фундаментальная лемма математической статистики.

В данной публикации излагается новое, более общее, чем в лемме Неймана – Пирсона, научное представление об объективной закономерности извлечения информации из окружающей среды. Эти представления разделяет временной интервал почти в 70 лет, и форма связи между ними удовлетворяет принципу соответствия, который был сформулирован Н.Бором в 1913 году.

Представленный в публикации материал является теоретической основой для развития нового научного направления: "Совершенствование алгоритмов передачи, хранения и обработки информации на основе нового научного представления об объективной закономерности извлечения информации из окружающей среды".

Ожидаемый практический выход этого научного направления - существенное улучшение технических показателей качества работы соответетствующих систем (повышение помехоустойчивости, повышение скорости передачи информации, повышение точности измерений, улучшение качества подготавливаемых решений и т.д.).

Ознакомление широкого круга специалистов с новым научным

представлением об объективной закономерности извлечения информации и координация их усилий являются основными предпосылками разработки современных конкурентноспособных информационных технологий для разнообразных применений.

1. СОВРЕМЕННОЕ СОСТОЯНИЕ ПРОБЛЕМЫ

Интенсивное внедрение ЭВМ во все сферы человеческой деятельности остро поставило проблему создания и изучения математических (кибернетических) моделей автоматизируемых процессов [1, 2].

Известно, что отличные по своей природе явления, исследуемые разными науками, можно описать одинаковыми математическими моделями. После того как процесс функционирования конкретной системы сведен к одной из математических моделей, дальнейшие исследования избранной модели методами кибернетики проводятся практически независимо от физической природы этой системы. Таким образом, результаты, полученные на одной математической модели, удается распространить на некоторый класс систем, которые относятся к разным сферам деятельности [3]. Ограничения, которые накладываются на модель с целью упрощения ее анализа, существенным образом влияют на сужение круга прикладных задач, при решении которых могут быть полезными результаты, полученные при исследовании данной конкретной математической модели.

Процессы формирования управляющих воздействий на исполнительные органы сегодня рассматриваются в большинстве научных дисциплин. Кибернетика позволяет с единых позиций изучать процессы превращения информации в действие для существенно различных систем: технических, биологических, социальных. К процессам преобразования информации относится и процесс выбора того или иного варианта действий, то есть процесс принятия решения в его логической форме. При неполной исходной информации (недостаточной для детерминированного процесса) логическое решение приходится принимать по результатам проверки статистических гипотез.

Задачу проверки двух простых гипотез (H_0, H_1) относят к числу простейших задач, которые проанализированы в статистической теории решений [4]. Считают, что наблюдателю известны условные плотности распределения случайной величины X, когда верна гипотеза H_0 и когда верна гипотеза H_1, то есть известны условные плотности распределений $W_0(x)$ и $W_1(x)$. По выборке $X=(x_1,x_2,\ldots,x_n)$ фиксированного объема n наблюдатель, исходя из допустимых вероятностей ошибок первого рода (α) и второго рода (β), принимает окончательное решение о том, которая из этих двух гипотез может быть положена для дальнейшего использования как верная. Статистическая теория решений позволяет выработать оптимальное правило нахождения решения на основе именно той информации, которой обладает наблюдатель.

При проверке простой гипотезы против простой альтернативы такие критерии качества, как минимаксный, Неймана-Пирсона, байесовский, максимума правдоподобия и максимума апостериорной вероятности "…приводят к единообразной процедуре принятия решения: по наблюденной выборке $X=(x_1,x_2,\ldots,x_n)$ 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].

Поскольку значения x_i являются независимыми, то отношение правдоподобия для всей выборки $\lambda(X)$ определяется как произведение отношений правдоподобия для каждого наблюденного значения x_i [2, 4].

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

где: $\lambda(x_i)=W_1(x_i)\,/\,W_0(x_i)$ - отношение правдоподобия для каждого значения x_i.

Для принятия решения можно рассчитывать сумму значений $\ln[\lambda(x_i)]$, выполнив корректировку величины порогового уровня [1, 2, 4].

Оптимальное правило принятия решения предусматривает такие этапы:

1) каждому значению x_i, которое наблюдается, ставится в соответствие значение $y_i=\ln[\lambda(x_i)]$;
2) вычисляется сумма $\ln[\lambda(X)]=y_1+y_2+\ldots+y_n$;
3) полученная сумма сравнивается с пороговым значением Y_0, а потом, в зависимости от результата сравнения, принимается гипотеза H_0 или H_1.

Исследования, которые были проведены [5, 6], показали, что в ряде случаев использование преобразования $y_i=\ln[\lambda(x_i)]$ на первом этапе λ процесса обработки с целью принятия решения не является наилучшим.

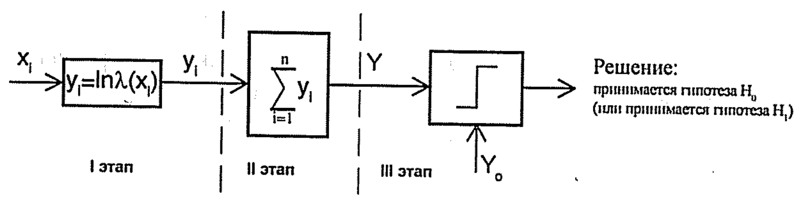


Рис. 1.1. Структурно-логическая схема правила принятия решения при проверке простых статистических гипотез H_0 и H_1

2. СРЕДСТВА СРАВНЕНИЯ ЭФФЕКТИВНОСТИ ИСПОЛЬЗУЕМЫХ КРИТЕРИЕВ ПРОВЕРКИ СТАТИСТИЧЕСКИХ ГИПОТЕЗ

2.1. РАБОЧИЕ ХАРАКТЕРИСТИКИ И КРИВЫЕ ОБНАРУЖЕНИЯ

Эффективность любой системы обнаружения сигналов на фоне помех может быть охарактеризована количественными соотношениями между условной вероятностью правильного обнаружения сигнала $D = 1 - \beta$, условной вероятностью ложной тревоги $F = \alpha$ и относительной интенсивностью сигнала a.

Эти зависимости принято описывать с помощью графиков двух видов: $D=f_1(F)$ при a=const (графики получили название "рабочие характеристики" [7]) и графиков $D=f_2(a)$ при F=const, которые получили название "кривые обнаружения" [2].

В качестве примера на рис. 2.1 [7] приведены рабочие характеристики устройства обнаружения при нормальных распределениях $W_0(Y)$ и $W_1(Y)$ (см. рис. 1.1) с одинаковыми дисперсиями σ^2 и значениями разности d' математических ожиданий $W_0(Y)$ и $W_1(Y)$ равными 0; σ; 2σ.

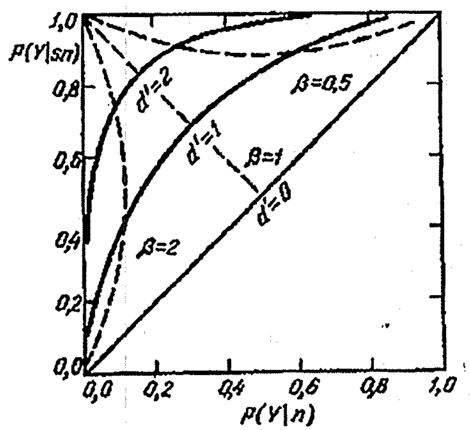


Рис. 2.1. Рабочие характеристики обнаружителя при нормальных распределениях $W_0(Y)$ и $W_1(Y)$ на входе порогового устройства.

На рис. 2.1 приняты такие условные обозначения:
$P(Y \mid sn)$ - вероятность правильного обнаружения;
$P(Y \mid n)$ - вероятность ложной тревоги;
$\beta = W_1(Y)/W_0(Y)$ - пунктирными линиями обозначены линии постоянных значений критерия.

На рис. 2.2 приведены кривые обнаружения для нормальных распределений $W_0(Y)$ и $W_1(Y)$ с одинаковыми дисперсиями σ^2 при различных значениях разности d' математических ожиданий $W_0(Y)$ и $W_1(Y)$ [2].

Семейство рабочих характеристик для различных отношений сигнал/шум или семейство кривых обнаружения при различных F достаточно полно характеризует эффективность практически любой системы обнаружения, и потому такие графики нашли широкое применение при описании систем обнаружения для сравнения их эффективности.

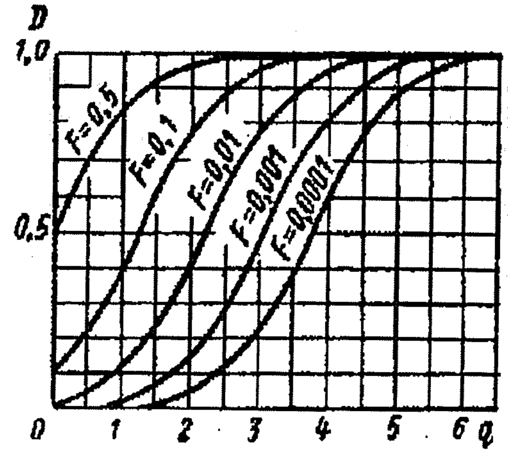


Рис. 2.2. Кривые обнаружения для сигнала с полностью известными параметрами

На рис. 2.2 приняты такие условные обозначения:
D - вероятность правильного обнаружения;
F - вероятность ложной тревоги;
$q = d'/\sigma$.

2.2. НОМОГРАММА ДЛЯ ОЦЕНКИ ЭФФЕКТИВНОСТИ АЛГОРИТМОВ ПРОВЕРКИ СТАТИСТИЧЕСКИХ ГИПОТЕЗ

2.2.1. ПОЯСНЕНИЕ К НОМОГРАММЕ

Предложена номограмма [8] для определения количественных соотношений между вероятностью ложной тревоги и вероятностью правильного обнаружения сигнала, которая позволила связать вероятность ложной тревоги F и вероятность правильного обнаружения сигнала D со статистическими характеристиками случайной величины Y на входе порогового устройства обнаружителя (см. рис. 1.1.) как в случае выполнения гипотезы H_0, так и при выполнении гипотезы H_1.

Эта номограмма (рис. 2.3) позволяет охарактеризовать эффективность некоторой системы обнаружения и сравнивать эффективности разных систем обнаружения так же, как это выполняется с помощью рабочих характеристик или кривых обнаружения.

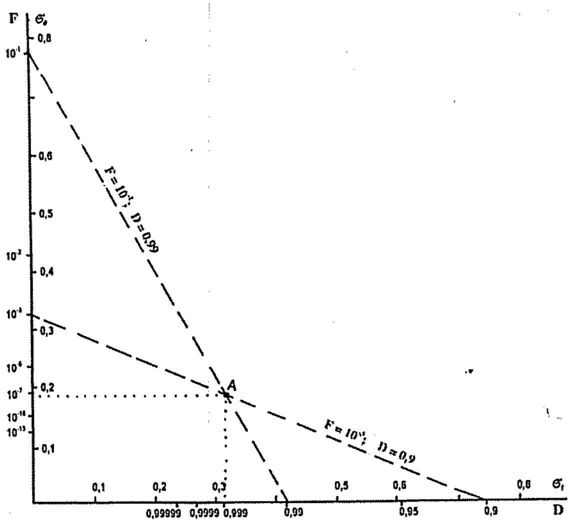


Рис. 2.3. Номограмма для определения количественных соотношений между вероятностью ложной тревоги F и вероятностью правильного обнаружения сигнала D

На рис. 2.3 представлен пример номограммы для двух нормальных распределений, для которых разность математических ожиданий равняется 1: распределение $W_0(Y)$ со среднеквадратичным отклонением σ_0 равным 0.18 и распределение $W_1(Y)$ со среднеквадратичным отклонением σ_1 равным 0.32.

На внутренней стороне оси абсцисс номограммы отложены значения величины σ_1, а на внутренней стороне оси ординат отложены значения величины σ_0. Обе шкалы равномерные.

Координаты σ_1 и σ_0 точки А на номограмме (рис. 2.3.) характеризуют степень перекрытия нормальных распределений $W_0(Y)$ и $W_1(Y)$ с указанными выше значениями σ_1 и σ_0 при разности математических ожиданий $W_0(Y)$ и $W_1(Y)$ равной 1.

На внешней стороне оси абсцисс отложены значения D, а на внешней стороне оси ординат отложены значения F. Обе шкалы неравномерные. Связь между значениями внутренних и внешних шкал представлена в таблицах 1 и 2. Более подробно о связи значений на внутренних и внешних шкалах см. в [8].

Главное полезное свойство этой номограммы состоит в том, что любая прямая, проходящая через точку А, при пересечении осей координат показывает (на внешних шкалах) предельно достижимые пары F и D, какие только может обеспечить система обнаружения при заданных фиксированных параметрах распределений $W_0(Y)$ и $W_1(Y)$ на входе порогового устройства.

Пучек прямых, которые проходят через точку А, определяет все возможные, предельно достижимые для данной системы обнаружения пары F и D. По номограмме можно указать и значение порогового уровня Y_0 (рис. 1.1.) для получения заданной пары F и D. На рис. 2.4 и 2.5 видно, как это можно сделать.

Таблица 1

Связь между σ_1 и 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

Таблица 2

Связь между σ_0 и 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}

Зависимость величин F и D от значения порогового уровня Y_0 можно показать с помощью следующих уравнений [2]:

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

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

где: $\Phi(z)$ - интеграл вероятностей;
V_0 - разность значений между M_0 и Y_0 (рис. 2.5.);
V_1 - разность значений между Y_0 и M_1;
z_F - нормированное значение V_0;
z_D - нормированное значение V_1.

При использовании данной номограммы следует иметь в виду, что шкалы на ней рассчитаны при условии, что $W_0(Y)$ и $W_1(Y)$ имеют нормальное распределение, а разность их математических ожиданий равна 1. Поскольку при использовании номограммы разность математических ожиданий для распределений $W_0(Y)$ и $W_1(Y)$ принимается за единицу измерения σ_1 и σ_0, то координаты точки A в общем случае должны определяться, как:

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

где: V - разность математических ожиданий распределений $W_0(Y)$ и $W_1(Y)$ (см. рис. 2.5.).

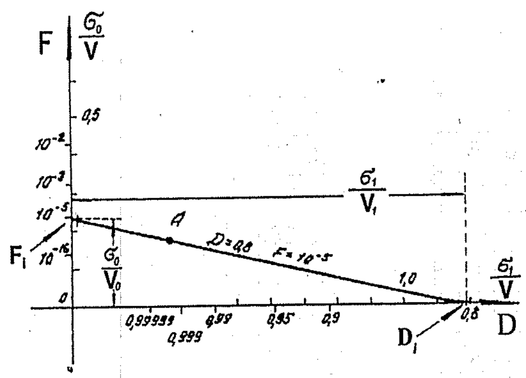


Рис. 2.4. Определение порогового уровня по номограмме

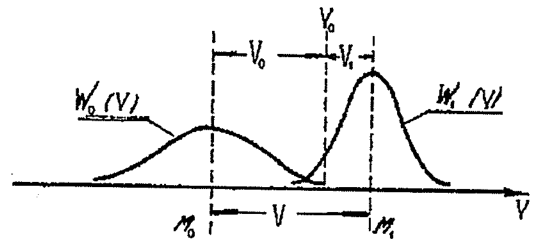


Рис. 2.5. Параметры распределений $W_0(Y)$ и $W_1(Y)$ на входе порогового устройства

Аналогичные номограммы могут быть построены и для других видов (законов) распределений $W_0(Y)$ и $W_1(Y)$ путем изменения внешних шкал (изменения таблиц 1 и 2).

2.2.2. ПРИМЕНЕНИЕ НОМОГРАММЫ ДЛЯ СРАВНЕНИЯ ЭФФЕКТИВНОСТИ СИСТЕМ ОБНАРУЖЕНИЯ

При анализе изображенного на рис. 2.3 следует помнить, что любая прямая, проходящая через точку A, сама является геометрическим местом точек, на которые отображаются системы обнаружения с другими значениями параметров σ_1/V и σ_0/V, но которые могут обеспечить такую же пару F и D при соответствующем выборе порогового уровня (см. рис. 2.6.).

Однако при изменении требуемых F и D эти же системы не являются эквивалентными (см. рис. 2.7).

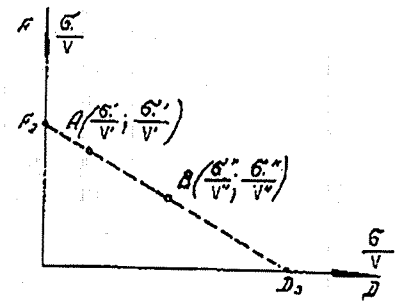


Рис. 2.6. Системы обнаружения с разными значениями параметров σ_1/V и σ_0/V, которые могут обеспечить одинаковые пары F и D

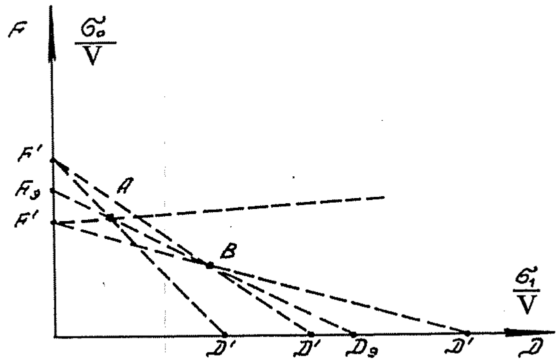


Рис. 2.7. Относительная эффективность двух систем обнаружения для разных требуемых пар F и D

При различных парах требуемых F и D одни и те же сравниваемые системы обнаружения имеют разные относительные эффективности. Проследив, как зависят величины F и D от взаимного положения точек на номограмме, можно сделать такие выводы:

- вывод о том, которая из систем обнаружения является более эффективной, зависит от пары значений F и D, при которых сравниваются системы;
- из сравниваемых систем обнаружения более эффективной можно считать ту систему, которая обеспечивает получение лучших результатов в диапазоне значений F и D, который интересует исследователя.

На рис. 2.8 показаны области, в которых возможно нахождение точки B, характеризующей какую-нибудь систему обнаружения. При этом в зависимости от положения точки B можно сказать, будет ли эта система обнаружения лучше или хуже, чем какая-то другая, которую возможно охарактеризовать точкой A, если считать, что исследователя интересуют значения :

$$F <= F_{гр} = 10^{-6} \text{ и } D >= D_{гр} = 0.75$$

Если точка B находится в заштрихованной области, то при каких-то F и D лучшей может быть система обнаружения, которая отображена точкой A, при других F и D лучшей может быть система обнаружения, которая отображена точкой B.

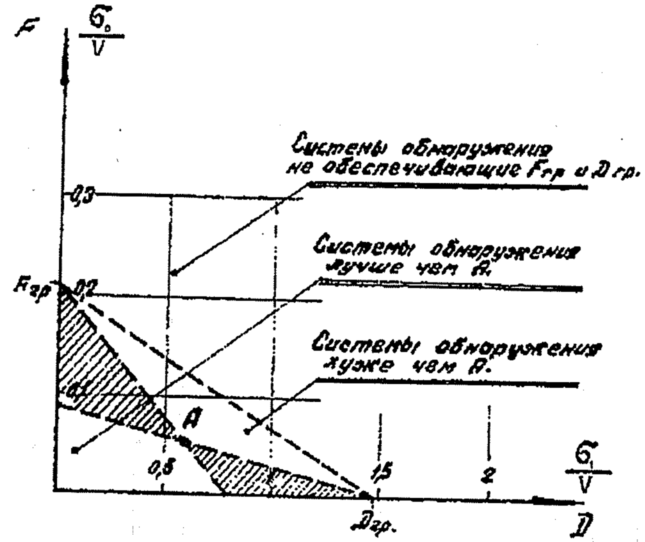


Рис. 2.8. Сравнение эффективности систем обнаружения при отображении их на номограмме

2.2.3. ПРИМЕНЕНИЕ НОМОГРАММЫ ДЛЯ СРАВНЕНИЯ УДЕЛЬНОЙ ЭФФЕКТИВНОСТИ АЛГОРИТМОВ ПРОВЕРКИ ПРОСТОЙ СТАТИСТИЧЕСКОЙ ГИПОТЕЗЫ ПРОТИВ ПРОСТОЙ АЛЬТЕРНАТИВЫ

Параметры σ_0 / V и σ_1 / V распределений величины Y на входе порогового устройства (см. рис.1.1.) определяют все пары F и D, которые может обеспечить система обнаружения для всех возможных значений порогового уровня Y_0 при фиксированных распределениях $W_0(Y)$ и $W_1(Y)$.

Параметры σ_0 / V и σ_1 / V зависят от:

- законов распределения $W_0(x)$ и $W_1(x)$;
- вида нелинейного преобразования $y = f(x)$;
- числа суммируемых значений y_i.

Для выделения оценки влияния последних двух факторов желательно, чтобы количественная оценка эффективности алгоритма обработки при фиксированных распределениях $W_0(x)$ и $W_1(x)$ состояла из двух независимых компонент:

- компоненты, которая характеризует влияние преобразования $y = f(x)$ на параметры σ_0 / V и σ_1 / V;

- компоненты, которая характеризует влияние количества суммируемых значений y_i на параметры σ_0 / V и σ_1/V.

Математические ожидания распределений $W_0(y)$ и $W_1(y)$ и их среднеквадратичные отклонения σ_{0y} и σ_{1y} связанны с математическими ожиданиями $W_0(Y)$ и $W_1(Y)$ и их среднеквадратичными отклонениями σ_0 и σ_1 следующим образом:

$$M\{W_0(Y)\} = n\, M\{W_0(y)\};$$

$$M\{W_1(Y)\} = n\, M\{W_1(y)\}; \qquad (2.1)$$

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

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

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

где:

M - момент первого порядка (математическое ожидание);

V - разность математических ожиданий $W_1(Y)$ и $W_0(Y)$;

v - разность математических ожиданий $W_1(y)$ и $W_0(y)$;

n - число суммируемых y_i.

Из соотношений (2.1.) следует:

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

Множитель $n^{-0.5}$ может характеризовать эффективность алгоритма обработки в зависимости от числа суммируемых значений y_i, а параметры σ_{0y} / v и σ_{1y} / v - характеризовать эффективность алгоритма обработки в зависимости от вида преобразования $y = f(x)$.

Из приведенных соотношений очевидно, что те же самые пары F и D можно обеспечить при разных значениях параметров σ_{0y} / v и σ_{1y} / v за счет изменения количества суммируемых значений y_i, то есть за счет изменения объема обрабатываемой выборки.

При фиксированных распределениях $W_0(x)$ и $W_1(x)$ можно считать наиболее эффективным такое преобразование $y = f(x)$, которое позволяет обеспечить заданную пару F и D при минимальном объеме выборки.

Если за эталонное преобразование принять наиболее простое $y = x$, когда на сумматор поступает сама случайная величина X (рис. 1.1.), то, сравнивая эффективность примененного преобразования $y = f(x)$ с эффективностью эталонного, можно количественно оценить величину положительного эффекта, полученного за счет использования того или

иного преобразования $y = f(x)$.

Примером может служить представленный на рис. 2.9 фрагмент упрощенной функциональной схемы приемника радиолокационной станции, а на рис. 2.10 - результаты расчета параметров σ_{0y} / v и σ_{1y} / v при некоторых отношениях сигнал/шум (по напряжению) для системы обнаружения сигналов по распределению амплитуд. Расчет проводился по методике, которая изложена в [9], для детекторов с амплитудными характеристиками вида:

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

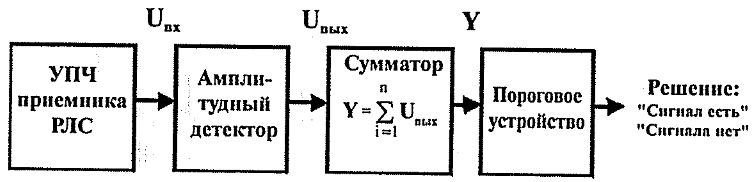


Рис. 2.9. Фрагмент упрощенной функциональной схемы приемника радиолокационной станции

При расчете предполагалось, что плотности распределения $W_0(x)$ и $W_1(x)$ описываются формулой [10]:

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

где: $I_0(a\,x)$ - функция Бесселя первого рода нулевого порядка от мнимого аргумента.

Как видно из рис. 2.10, длина выборки, необходимой для достижения заданной пары F и D, слабо связана с амплитудной характеристикой детектора, но в основном зависит от соотношения сигнал / шум на входе детектора.

Из рис. 2.10 также видно, что детектор с амплитудной характеристикой $U_{вых} = \ln[W_1(x)/W_0(x)]$ не является наилучшим для любых пар F и D. Из детекторов, приведенных на рис. 2.10, при F << (1-D) лучшим является детектор с амплитудной характеристикой, имеющей вид $U_{вых} = (U_{вх})^2$.

Для сравнения на рис. 2.11 приведены результаты расчета параметров σ_{0y} / v и σ_{1y} / v для системы обнаружения сигналов по распределению фаз.

При расчете предполагалось, что условные плотности распределения фаз $W_0(\theta)$ и $W_1(\theta)$ описываются формулой [11]:

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

где: θ - разность между ожидаемой фазой сигнала и принятой фазой смеси сигнала с шумом;

a - отношение амплитуды сигнала к среднеквадратичному значению шума;

F - функция Лапласса;

$W(\theta)$ - одномерная плотность распределения θ.

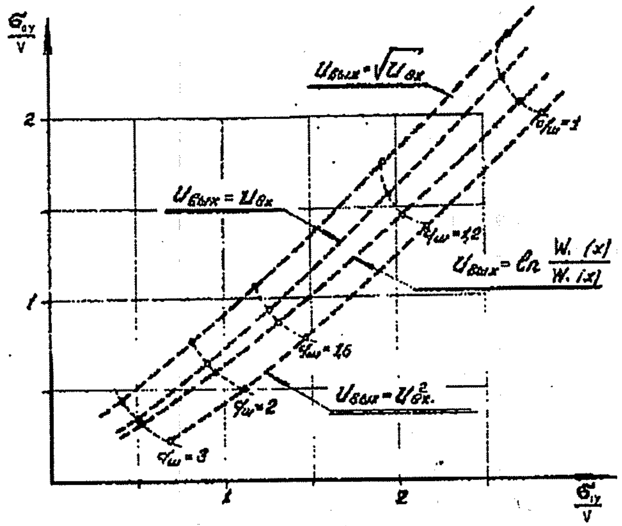


Рис. 2.10. Результаты расчета параметров σ_{0y}/ν и σ_{1y}/ν при некоторых отношениях сигнал/шум (с/ш) для системы обнаружения сигналов по распределению амплитуд

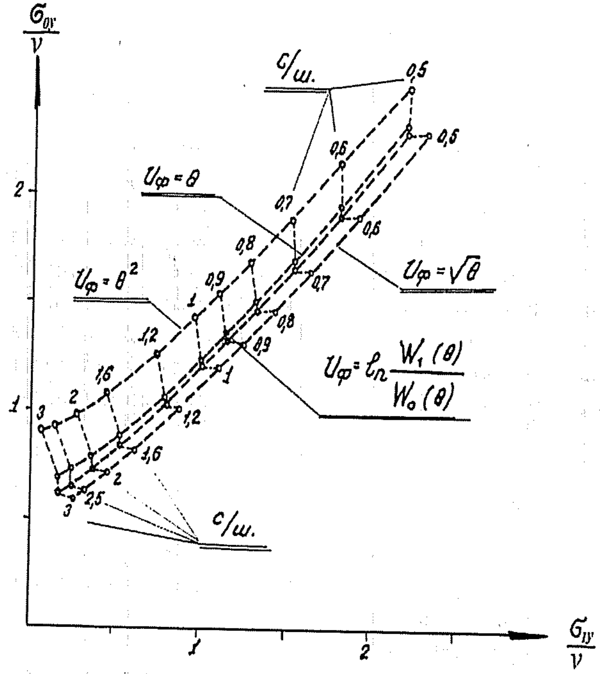


Рис. 2.11. Результаты расчета параметров σ_{0y}/ν и σ_{1y}/ν при некоторых отношениях сигнал/шум (с/ш) для системы обнаружения сигналов по распределению фаз.

На рис. 2.11 приняты такие условные обозначения:

$U_Ф$ - выходное напряжение фазового детектора;

θ - разность фаз на входах фазового детектора.

При сравнении рис. 2.10 и рис. 2.11 видно, что системы обнаружения сигналов по распределению фаз при слабых сигналах более эффективны, чем системы обнаружения сигналов по распределению амплитуд.

3. ПОИСК НАИБОЛЕЕ ЭФФЕКТИВНЫХ АЛГОРИТМОВ ПРОВЕРКИ ПРОСТОЙ СТАТИСТИЧЕСКОЙ ГИПОТЕЗЫ ПРОТИВ ПРОСТОЙ АЛЬТЕРНАТИВЫ

3.1. УСЛОВИЕ МАКСИМАЛЬНОЙ РАЗЛИЧИМОСТИ ДВУХ ПЕРЕКРЫВАЮЩИХСЯ РАСПРЕДЕЛЕНИЙ И МАТЕМАТИЧЕСКАЯ ФОРМУЛИРОВКА ЗАДАЧИ ПОИСКА НАИБОЛЕЕ ЭФФЕКТИВНОГО ПРЕОБРАЗОВАНИЯ $y=f(x)$ ДЛЯ ПРОВЕРКИ ПРОСТОЙ СТАТИСТИЧЕСКОЙ ГИПОТЕЗЫ ПРОТИВ ПРОСТОЙ АЛЬТЕРНАТИВЫ

Вывод, который можно сделать из раздела 2.2.3, состоит в том, что наилучшим является такое преобразование $y=f(x)$ (см. рис. 1.1.), которое при фиксированных распределениях $W_0(x)$, $W_1(x)$ и заданной паре необходимых значений F и D обеспечивает такие координаты точки A (параметры σ_{1y}/v и σ_{0y}/v), которые имеют наименьшее расстояние от линии необходимых значений F и D на номограмме [8] (см. рис. 2.3).

Типовая задача может быть сформулирована следующим образом: при заданной паре распределений $W_0(x)$ и $W_1(x)$ и требуемой паре F и D найти такое преобразование $y=f(x)$, при котором соотношение (3.1) достигает минимума [12].

$$(\sigma_{0y} z_F + \sigma_{1y} z_D)/v \rightarrow min \qquad (3.\ 1)$$

где: σ_{0y} - среднеквадратичное отклонение $W_0(y)$;
z_F - нормированное значение V_0 (зависит от необходимого значения F);
σ_{1y} - среднеквадратичное отклонение $W_1(y)$;
z_D - нормированное значение V_1 (зависит от необходимого значения D);
v - модуль разности математических ожиданий $W_1(y)$ и $W_0(y)$.

При такой формулировке эта задача может быть решена методами вариационного исчисления. Однако ее решение в аналитическом виде не всегда целесообразно, так как на практике распределения $W_0(x)$ и $W_1(x)$ могут быть заданы в форме таблиц, а не в виде аналитических выражений. Поэтому вид оптимальной функции $y=f(x)$ следует искать численными методами [9], так как именно они позволяют довести решение задачи до конкретного конечного результата и оценить величины и степень влияния ошибок, которые возникают вследствие разнообразных причин.

3.2. РЕШЕНИЕ ЗАДАЧИ НАХОЖДЕНИЯ НАИБОЛЕЕ ЭФФЕКТИВНОГО ПРЕОБРАЗОВАНИЯ $y=f(x)$ ДЛЯ ПРОВЕРКИ ПРОСТОЙ СТАТИСТИЧЕСКОЙ ГИПОТЕЗЫ ПРОТИВ ПРОСТОЙ АЛЬТЕРНАТИВЫ

Применение численных методов предполагает разбиение диапазона изменения независимой переменной x на интервалы шириной Δx, внутри которых значения $W_0(x)$ и $W_1(x)$ можно считать постоянными.

Таким образом, от непрерывных перекрывающихся распределений $W_0(x)$ и $W_1(x)$, переходят к их дискретной форме в виде набора элементов Δx, с каждым из которых связаны четырех числа: значение x_i в центре интервала Δx_i, значение $W_0(x_i)$, значение $W_1(x_i)$ и значение i. Эти четыре числа определяются для каждого элемента Δx при переходе от непрерывных распределений $W_0(x)$ и $W_1(x)$ к их дискретной форме и в дальнейшем продолжают характеризовать один и тот же элемент Δx, для которого они были определены, независимо от его дальнейшего перемещения вдоль оси x.

С целью поиска такого расположения элементов на оси x, при котором выражение (3.1) достигает минимума, при изменении фактической позиции элементов на оси x, происходит оценка текущего значения выражения (3.1). Расположение элементов на оси x, при котором выражение (3.1) достигает минимума, можно считать оптимальным, то есть наилучшим расположением элементов при заданных исходных условиях.

Использование вычислительных средств позволяет осуществлять эти операции автоматически, но простой перебор вариантов при количестве элементов более чем сто, может отнять слишком много времени. Поэтому очередное изменение позиции элементов на оси x должно быть подчинено определенной логике, при которой достижение с заданной точностью оптимального расположения перемещаемых элементов на оси x осуществлялось бы в минимальное время. Именно это свойство и определяет эффективность алгоритма, используемого для поиска преобразования $y=f_{опт}(x)$, которое обеспечивает минимум выражения (3.1).

Для решения такого рода задач могут быть пригодны методы оптимизации, которые применяются для поиска экстремума функции многих переменных, в частности, градиентные методы (например, метод Флетчера - Ривза). Ключевым моментом при использовании градиентных методов является поиск составляющих вектора градиента.

Значение целевой функции (3.1) можно рассматривать как значение функции многих переменных, если расположение i-го элемента на оси x считать значением i-ой независимой переменной, а перемещение i-го элемента вдоль оси x считать изменением текущего значения i-ой переменной. Таким образом, вычисление i-ой составляющей вектора градиента сводится к вычислению частной производной целевой функции (3.1) по i-й переменной, то есть к вычислению предела отношения изменения значения функции (3.1) к изменению позиции i-го элемента при стремлении величины этого перемещения к нулю.

Ниже приведено аналитическое выражение для i-ой составляющей вектора градиента.

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

где: $G(x_i)$ - значение i-ой составляющей вектора градиента;
x_i - начальное расположение середины i-го элемента на оси x, определенное при переходе от непрерывного представления распределений $W_0(x)$ и $W_1(x)$ к дискретному виду;
$W_0(x_i)$ - значение условной плотности распределения x в середине i-го элемента, если верна гипотеза H_0;
$W_1(x_i)$ - это же, что и $W_0(x_i)$, но если верна гипотеза H_1;
$y(x_i)$ - текущее расположение середины i-го элемента на оси x;
M_{0y} - текущее значение математического ожидания $W_0(y)$;
M_{1y} - текущее значение математического ожидания $W_1(y)$;
σ_{0y} - текущее значение среднеквадратичного оклонения $W_0(y)$;
σ_{1y} - текущее значение среднеквадратичного отклонения $W_1(y)$.

Таким образом методика автоматизированного отыскания оптимального преобразования $y = f_{опт}(x)$ сводится к решению с помощью вычислительных средств задачи оптимизации функции $y = f(x)$, рассматривая при этом целевую функцию (3.1) как функцию многих переменных, а аналитическое выражение (3.2) как один из возможных способов нахождения значения частной производной целевой функции по i-й переменной.

Нахождение экстремума выражения (3.1) можно считать успешным, если в результате перемещения элементов вдоль оси x для всех i $G(x_i) = 0$.

3.3. ОБОБЩЕННЫЙ КРИТЕРИЙ ПРОВЕРКИ ПРОСТОЙ СТАТИСТИЧЕСКОЙ ГИПОТЕЗЫ ПРОТИВ ПРОСТОЙ АЛЬТЕРНАТИВЫ

После того, как описан способ нахождения преобразования $y = f_{опт}(x)$, которое обеспечивает достижение необходимых значений F и D при минимальном количестве суммируемых значений y_i, то есть при

минимальном числе наблюдаемых значений x_i, можно коротко описать правило, которое позволяет отвергнуть одну из двух гипотез и принять другую:

1) каждому наблюдаемому значению x_i ставят в соответствие значение $y_i = f_{опт}(x_i)$;
2) вычисляется сумма $S(X) = y_1 + y_2 + ... + y_n$;
3) полученная сумма сравнивается с пороговым значением Y_0, которое выбирают заранее, исходя из условия получения необходимой пары F и D, и тогда, в зависимости от результата сравнения, принимается гипотеза H_0 или H_1.

Описанное правило принятия одной из двух простых гипотез можно рассматривать как возможный способ получения и использования логарифма скорректированного отношения правдоподобия, так как при малых различиях между $W_0(x)$ и $W_1(x)$ и между допустимыми вероятностями α и β для получения наилучших результатов корректировки отношения правдоподобия практически не требуется [13].

С другой стороны, с увеличением различий между $W_0(x)$ и $W_1(x)$ и между допустимыми вероятностями α и β, потребность в такой корректировке возрастает, так как отношение правдоподобия не учитывает факторы, которые начинают оказывать существенное влияние при больших различиях между $W_0(x)$ и $W_1(x)$ (при больших отношениях сигнал / шум).

Описанное выше правило проверки простой статистической гипотезы против простой альтернативы можно назвать: "Обобщенный критерий проверки простой статистической гипотезы против простой альтернативы" [14,15], так как указанный критерий позволяет учитывать не только факторы, которые оказывают существенное влияние при малых отношениях сигнал / шум, но и факторы, которые существенно влияют при больших отношениях сигнал / шум. Благодаря учету и этих факторов возможно получить лучшие результаты, чем при использовании других критериев, основанных на отношении правдоподобия.

Эффективность обобщенного критерия по сравнению с другими критериями возрастает с увеличением различий между $W_0(x)$ и $W_1(x)$ и увеличением различий между значениями допустимых вероятностей ошибок первого рода и ошибок второго рода. Можно показать, что обобщенный критерий при малых отношениях сигнал / шум (0.5 и менее) и одинаковых допустимых вероятностях ошибок первого и второго рода совпадает с критерием отношения правдоподобия, то есть включает его как частный случай.

Это означает, что форма связи между критерием отношения правдоподобия и обобщенным критерием удовлетворяет принципу соответствия [16, 17].

4. ОЦЕНКА ЭФФЕКТИВНОСТИ ПРИМЕНЕНИЯ ОБОБЩЕННОГО КРИТЕРИЯ ПРОВЕРКИ ПРОСТОЙ СТАТИСТИЧЕСКОЙ ГИПОТЕЗЫ ПРОТИВ ПРОСТОЙ АЛЬТЕРНАТИВЫ

Для оценки эффективности применения обобщенного критерия рассмотрим два примера, которые взяты из работ [1, 4].

"Постановка задачи и априорные данные.

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

Считаем, что дисперсия гауссовской случайной величины σ^2 известна, а потому "... сформулированная задача представляет проверку простой гипотезы H_0 против простой альтернативы H_1" ([1] стр. 342).

Полагая $a = a_1 - a_0$, имеем:

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

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

На рис. 4.1 приведена зависимость $\ln[\lambda(x)]$ при проверке гипотез о среднем значении гауссовской случайной величины ([4] стр. 39, [1] стр. 343). "Нетрудно видеть, что устройство обработки просто суммирует результаты наблюдений и сравнивает с порогом"([4] стр. 41).

Для сравнения на рис. 4.1 представлены зависимости $y = f_{опт}(x)$ для этого же случая, полученные по методике, которая изложенная в разделе 3.2.

Из рис. 4.1 нетрудно увидеть, что при использовании обобщенного критерия устройство оптимальной обработки не просто суммирует результаты наблюдений, а вычисляет сумму значений некоторой нелинейной функции от результатов наблюдений. При $\alpha << \beta$ зависимость $y = f_{опт}(x)$ имеет явно выраженную асимметрию.

На рис. 4.2 представлена номограмма для определения количественных соотношений между вероятностью ложной тревоги и вероятностью правильного обнаружения сигнала [8]. На номограмму нанесены точки, которые отображают статистические характеристики логарифма отношения правдоподобия для всей выборки $\ln[\lambda(X)]$ при выполнении гипотезы H_0, а также при выполнении гипотезы H_1 при значениях a, равных соответственно σ; $1.5\,\sigma$; $2\,\sigma$ и объеме выборки $n = 16$.

Для тех же условий на номограмму (рис. 4.2) нанесены точки

(вернее линии), которые отображают возможные (достижимые) статистические характеристики σ_0/V и σ_1/V при использовании обобщенного критерия.

Из рис. 4.2 видно, что теоретически достижимые пары F и D, которые может обеспечить оптимальный обнаружитель, использующий обобщенный критерий, являются лучшими, чем аналогичные качественные показатели, которые могут быть достигнуты с помощью оптимального обнаружителя, в котором используется критерий отношения правдоподобия.

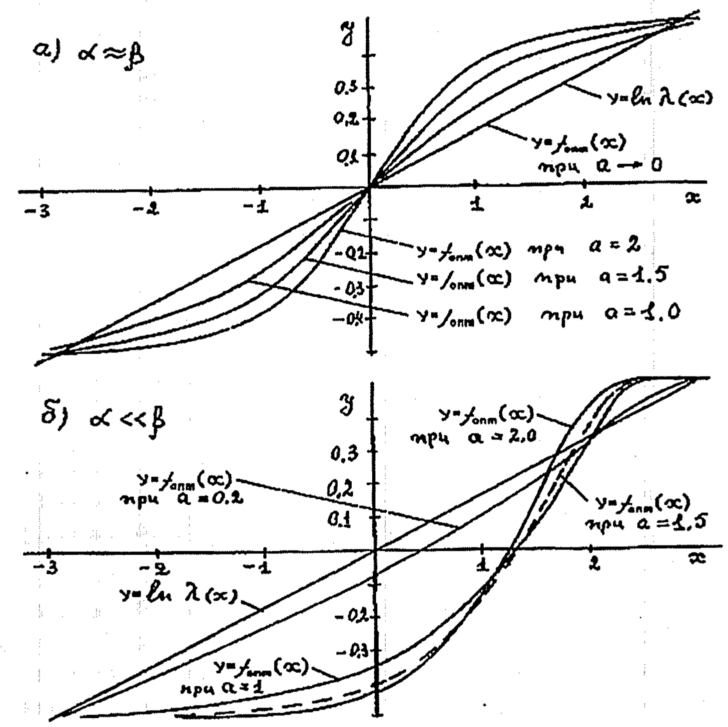


Рис. 4.1. Логарифмы отношений правдоподобия ($\ln\lambda(x)$) и значения функции $y=f_{опт}(x)$ при проверке гипотез о среднем значении гауссовской случайной величины при условиях: а) $\alpha = \beta$; б) $\alpha << \beta$.

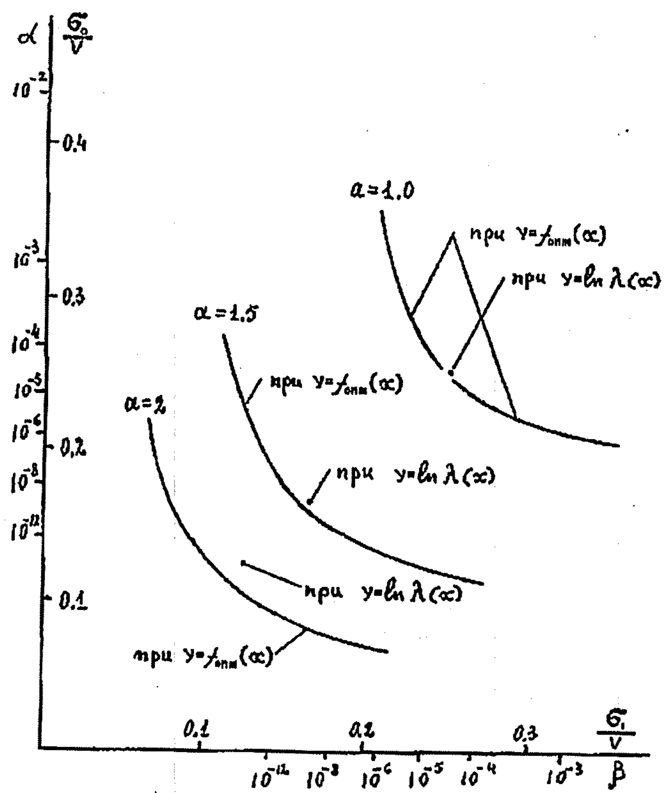


Рис. 4.2. Статистические характеристики логарифма отношения правдоподобия ($\ln\lambda(X)$) для всей выборки и статистические характеристики суммы S при проверке гипотез о среднем значении гауссовской случайной величины

Перейдем к рассмотрению второго примера. "Результаты наблюдений представляют ряд из N величин: $r_1, r_2, r_3, \ldots, r$. 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], стр. 41). Задача состоит в том, чтобы, используя эту выборку, принять или отклонить гипотезу H_0. В дальнейшем будем считать, что $n = N$, а $x_i = r_i$.

Считая, что $(\sigma_1 \sigma_0)^{0.5}=1$, можем записать:

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

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

На рис. 4.3 приведена зависимость $\ln[\lambda(x)]$ при проверке простых гипотез о дисперсии гауссовской случайной величины. "В данном случае достаточная статистика есть сумма квадратов результатов наблюдений" ([4] стр. 42). Для сравнения на рис. 4.3 представлены зависимости $y = f_{опт}(x)$ для этого же случая, полученные согласно методике, изложенной в разделе 3.2.

Как видно из рис. 4.3, $y = f_{опт}(x)$ несколько отличаются от квадратов результатов наблюдений.

На рис. 4.4 представлена номограмма для определения количественных соотношений между вероятностью ложной тревоги и вероятностью правильного обнаружения сигнала [8]. На номограмму нанесены точки, которые отображают статистические характеристики логарифма отношения правдоподобия для всей выборки $\ln[\lambda(X)]$ при выполнении гипотезы H_0, а также при выполнении гипотезы H_1 при отношениях σ_0/σ_1, равных соответственно 1.5, 2, 3 и объеме выборки $n = 16$.

Для тех же условий на номограмму нанесены точки, которые отображают, статистические характеристики суммы значений y_i при условии, что $y=x$.

На номограмму нанесены и точки (точнее линии), которые отображают возможные (достижимые) статистические характеристики суммы S при использовании обобщенного критерия.

Из рис. 4.4 видно, что оптимальный обнаружитель, использующий обобщенный критерий, позволяет также и в этом случае достичь лучших качественных показателей. Очевидно также и то, что рекомендовать суммировть значения x_i^2, а не x_i можно только тогда, когда определены необходимые соотношения между значениями допустимых вероятностей ошибок первого и второго рода.

Рисунки 2.10, 2.11 и 4.1 - 4.4 показывают, что лемма Неймана - Пирсона [18] является верной лишь при условии малых различий между распределениями $W_0(x)$ и $W_1(x)$.

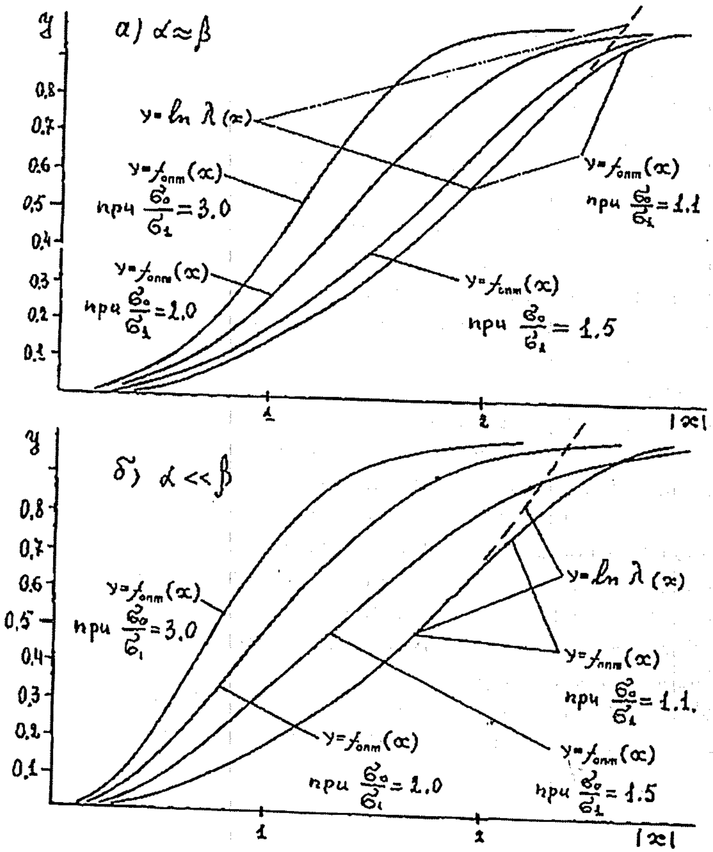


Рис. 4.3. Логарифмы отношений правдоподобия ($\ln\lambda(x)$) и значения функции $y = f_{опт}(x)$ при проверке гипотез о дисперсиях гауссовской случайной величины

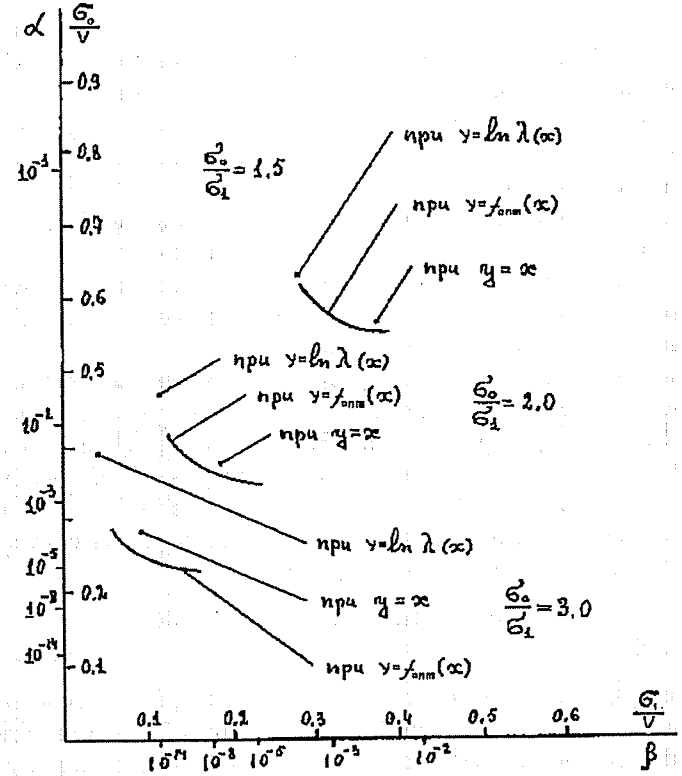


Рис. 4.4. Статистические характеристики логарифма отношения правдоподобия для всей выборки ($\ln\lambda(X)$) и статистические характеристики суммы S при проверке гипотез о дисперсии гауссовской случайной величины

5. ЭКСПЕРИМЕНТАЛЬНОЕ ПОДТВЕРЖДЕНИЕ ЭФФЕКТИВНОСТИ ПРИМЕНЕНИЯ ОБОБЩЕННОГО КРИТЕРИЯ ПРОВЕРКИ ПРОСТОЙ СТАТИСТИЧЕСКОЙ ГИПОТЕЗЫ ПРОТИВ ПРОСТОЙ АЛЬТЕРНАТИВЫ

5.1. ОСНОВНОЕ ТРЕБОВАНИЕ К ПОСТАНОВКЕ ЭКСПЕРИМЕНТА И ЕГО РЕЗУЛЬТАТАМ

Поскольку в данной работе имеют место утверждения, которые не полностью совпадают с мнением специалистов, (например, работы [1, 2, 4, 7] и др.), они должны быть подкреплены серьезными доказательствами.

Все эти утверждения сводятся к таким положениям.

1. При малых различиях между распределениями $W_0(x)$ и $W_1(x)$ обобщенный критерий приводит к получению тех же результатов, что и критерий отношения правдоподобия.

2. С увеличением различий между распределениями $W_0(x)$ и $W_1(x)$ и увеличением различий между допустимыми вероятностями ошибок первого рода и ошибок второго рода эффективность обобщенного критерия возрастает по сравнению с эффективностью критериев, основанных на отношении правдоподобия.

Именно эти два положения и требуют экспериментальной проверки.

Поскольку теоретические положения описывают поведение моделей реальных систем, проверку истинности этих положений также следует проводить на моделях. Такую проверку можно реализовать на ЭВМ с помощью вычислительного эксперимента, результаты которого можно было бы сравнить с оценками эффективности критериев, рассмотренных в данной работе и изложенных в литературе.

5.2. ОПИСАНИЕ ПРОГРАММНОЙ РЕАЛИЗАЦИИ ВЫЧИСЛИТЕЛЬНОГО ЭКСПЕРИМЕНТА

Основу функциональной схемы эксперимента (рис. 5.1.) составляют модели двух идентичных обнаружителей, построенных соответственно рис. 1.1, и отличающихся между собою лишь видом преобразования $y = f(x)$ и значениями пороговых уровней Y_0.

В первом обнаружителе применено преобразование $y=\ln[\lambda(x)]$, а во втором - преобразование $y = f_{опт}(x)$. Таким образом, в модели первого обнаружителя используется критерий отношения правдоподобия, а в модели второго обнаружителя - обобщенный критерий.

На входы обоих обнаружителей из датчика случайных чисел поступают выборки объема n из генеральной совокупности, имеющей распределение близкое к нормальному с $\sigma=1$.

Ситуацию H_0 имитирует выборка случайных чисел из генеральной

совокупности с математическим ожиданием, равным минус $a/2$, (a - отношение сигнал/шум), а ситуацию H_1 имитирует выборка случайных чисел из генеральной совокупности с математическим ожиданием, равным плюс $a/2$.

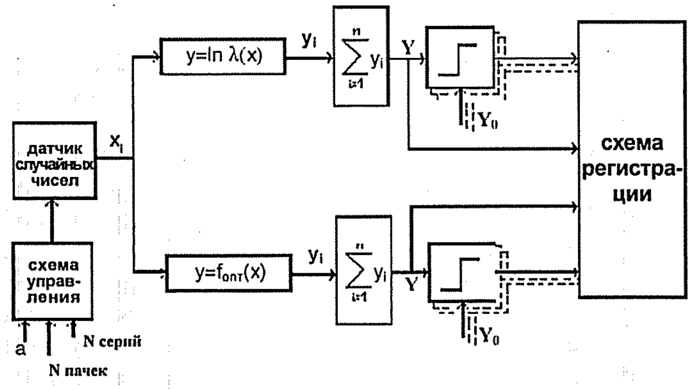


Рис. 5.1. Упрощенная схема реализации вычислительного эксперимента для сравнения эффективности двух критериев проверки простой статистической гипотезы против простой альтернативы

Схема управления позволяет задавать величину отношения сигнал/шум, объем выборок в серии испытаний, число выборок в серии испытаний и величину тангенса угла наклона на номограмме линии требуемых значений F и D.

Схема регистрации результатов позволяет регистрировать:

а) величину вероятности F и D, обеспечиваемую каждым обнаружителем при заданном количестве пороговых уровней в каждой серии испытаний;

б) параметры σ_0 / V и σ_1 / V, которые обеспечиваются каждым обнаружителем в каждой серии испытаний;

г) параметры σ_{0y} / ν и σ_{1y} / ν, которые обеспечиваются каждым обнаружителем в каждой серии испытаний.

В соответствии с показателями, которые будет зарегистрированы, может быть сделана объективная оценка эффективности обоих критериев, которая опирается не на те или иные убеждения исследователей, а имеет под собою конкретные экспериментальные данные, полученные в условиях контролируемых и повторяемых испытаний.

При необходимости количество параметров, которые регистрирует экспериментальная система, может быть увеличено.

6. ЗАКОНОМЕРНОСТЬ ИЗМЕНЕНИЯ ЭФФЕКТИВНОСТИ НАКОПЛЕНИЯ СИГНАЛА

6.1. ЗАКОНОМЕРНОСТЬ ИЗМЕНЕНИЯ ЭФФЕКТИВНОСТИ НАКОПЛЕНИЯ СИГНАЛА ДВОИЧНОГО КОДА

Постановка основной проблемы областей, которые имеют дело с передачей, хранением и обработкой информации, и ее принципиальное решение были очень удачно сформулированы.

"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 самых 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].

Но остается открытым принципиальный вопрос о том: что именно и в каком количестве нужно взять от каждого экземпляра принятого сигнала и далее накапливать для того, чтобы свести к минимуму вредное влияние помех на принятое сообщение?

Для ответа на этот вопрос рассмотрим процесс накопления сигнала для наиболее простого случая - приема элементов двоичного кода на фоне флюктуационного шума, когда по результатам n независимых измерений текущего значения модулируемого параметра переносчика сигнала (амплитуда, частота, фаза) нужно определить, какой именно символ был передан: "0" или "1".

Как известно, любое сообщение (звук, текст, рисунок), переданное с помощью технических средств связи, может быть отображено (закодировано) двоичным кодом [19].

Как один из примеров реализации метода накопления в [20] описан процесс накопления самих значений модулируемого параметра переносчика (МПП) сигнала.

В литературе по теории оптимального обнаружения сигналов [1, 2, 4, 7, 21] для различения символов "0" и "1" рекомендуется накапливать не сами значения x_i МПП, а значения другой величины - y_i, которая функционально связана с наблюдаемыми значениями x_i МПП и условными плотностями их распределений при приеме символа "0" и символа "1".

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

где: $W_1(x) / W_0(x)$ - отношение правдоподобия;
$W_0(x)$ - условная плотность распределения значений МПП, которые наблюдаются при приеме символа "0";
$W_1(x)$ - условная плотность распределения значений МПП, которые наблюдаются при приеме символа "1".

Такая точка зрения является общепринятой и она нашла свое отображение в учебниках, справочниках, монографиях и энциклопедиях.

В работе [13] показано, что при малых различиях между условными распределениями $W_0(x)$ и $W_1(x)$ такой подход к оптимальному различению символов "0" и "1" оправдан, но он перестает быть корректным при существенных различиях между распределениями $W_0(x)$ и $W_1(x)$ и существенных различиях между значениями допустимых вероятностей ошибок 1-го (α) и 2-го (β) рода.

В реальных технических системах связи наблюдаемая переменная y, является соответствующей физической величиной, например, напряжением. Тогда ее можно рассматривать как некоторый переносчик сигнала, модулируемым параметром которого является амплитуда.

Для оптимального различения символов "0" и "1" при существенных различиях между распределениями $W_0(x)$ и $W_1(x)$ необходимо использовать установленную в работе [22] закономерность изменения эффективности накопления каждого квантованного уровня сигнала двоичного кода в зависимости от вида априорных условных распределений накапливаемых значений МПП, и которая состоит в том, что при прочих равных условиях эффективность накопления каждого квантованного уровня сигнала двоичного кода достигает своего максимально возможного значения, если условные распределения накапливаемых значений МПП, соответствуют минимуму выражения (6.2) [12, 22]:

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

где: $M_1 > M_0$;

σ_{0y} - среднеквадратичное отклонение значений МПП при приеме символа "0";

σ_{1y} - среднеквадратичное отклонение значений МПП при приеме символа "1";

M_0 - среднее значение (математическое ожидание) МПП при приеме символа "0";

M_1 - среднее значение МПП при приеме символа "1";

z_F - коэффициент, значение которого зависит от допустимых значений вероятностей ошибок 1-го рода и функции распределения накопленных значений МПП при приеме символа "0" [8];

z_D - коэффициент, значение которого зависит от допустимых значений вероятностей ошибок 2-го рода и функции распределения накопленных значений МПП при приеме символа "1" [8].

Зависимость между значениями z_F и z_D с одной стороны, и значениями вероятностей ошибок 1-го и 2-го рода - с другой, можно показать с помощью следующих соотношений:

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

где: α - допустимая вероятность ошибок 1-го рода;

β - допустимая вероятность ошибок 2-го рода;

$\Phi_0(z_F)$ - нормированная функция распределения накопленных значений МПП на выходе накопителя при приеме символов "0";

$\Phi_1(z_D)$ - нормированная функция распределения накопленных значений МПП на выходе накопителя при приеме символов "1".

Обычно функции Φ_0 и Φ_1 с достаточной для практики точностью описываются функцией закона нормального распределения.

$$z_F = V_0 / \sigma_0, \qquad z_D = V_1 / \sigma_1$$

где: V_0 - превышение порогового уровня над математическим ожиданием накопленных значений МПП на выходе накопителя при приеме символов "0" ;

V_1 - превышение над пороговым уровнем математического ожидания накопленных значений МПП на выходе накопителя при приеме символов "1" ;

σ_0 - среднеквадратичное отклонение накопленных значений МПП при приеме символов "0" ;

σ_1 - среднеквадратичное отклонение накопленных значений МПП при приеме символов "1".

6.2. МЕТОД ПОКАСКАДНОГО НАКОПЛЕНИЯ СИГНАЛА ДВОИЧНОГО КОДА

Исходя из теории оптимального обнаружения сигнала, основанной на критерии отношения правдоподобия [21] или ему эквивалентных (критерий Байеса, минимаксный критерий и др. [1]), можно прийти к заключению о том, что принципиально безразлично, происходит ли накопление всех "экземпляров" сигнала в одном накопителе или накопление сигнала происходит последовательно (покаскадно) в нескольких накопителях. Это положение можно проиллюстрировать следующим математическим соотношением.

Если

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

то:

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

где: $\lambda(X)$ - отношение правдоподобия для всей выборки;

$\lambda(x)$ - отношение правдоподобия для каждого принятого "экземпляра" сигнала x_i.

Однако, на основе представлений о закономерности накопления сигнала двоичного кода, которая коротко изложена в предшествующем разделе, предлагается покаскадный способ накопления сигнала двоичного кода, который является более эффективным, чем способ накопления сигнала, основанный на критерии отношения правдоподобия.

Его основные недостатки:

а) повышение в эффективности этот способ обеспечивает лишь при отношениях мощности сигнала к мощности шума порядка единицы и более;

б) его техническая реализация является более сложной.

Его преимущество: при том же объеме выборки способ покаскадного накопления позволяет достичь меньших вероятностей ошибок 1-го и 2-го рода.

Сущность способа покаскадного накопления сигнала двоичного кода состоит в том, что при отношениях сигнал/шум на выходе накопителя большее 1, условные распределения накопленных значений МПП уже не удовлетворяют условию (6.2). Поэтому накопление сигнала в первом накопителе осуществляется по частям, такими порциями, чтобы отношение сигнал/шум на выходе первого накопителя было близко к заранее заданному значению (0.8 - 1.5).

Между первым и вторым накопителями осуществляется такая нелинейная обработка выходного сигнала первого накопителя, чтобы сигнал, который поступает на вход второго накопителя, удовлетворял бы условию (6.2). Аналогичную операцию можно проделать также между вторым и третьим накопителями и т.д., если будет обеспечен нужный объем выборки.

Описанная закономерность, обобщенный критерий и способ покаскадного накопления с пользой для дела могут быть использованы не только при решении технических проблем, но и в процессе принятия решений должностными лицами на основе неполной или противоречивой информации, которая поступает от различных источников.

6.3. ОСНОВНЫЕ ОБЛАСТИ ПРИМЕНЕНИЯ ЗНАНИЙ О ЗАКОНОМЕРНОСТИ ИЗМЕНЕНИЯ ЭФФЕКТИВНОСТИ НАКОПЛЕНИЯ СИГНАЛА ДВОИЧНОГО КОДА

В исследованиях, целью которых является изучение и совершенствование систем управления различной физической природы (технических, биологических, социальных), не последнее место занимают проблемы повышения эффективности и помехоустойчивости подсистем передачи и обработки информации.

Процесс записи и последующего воспроизведения записанной информации, то есть процесс хранения информации, можно рассматривать как специфический частный случай передачи информации по каналам связи.

Но если передачу информации по каналам связи можно рассматривать как процесс воспроизведения (отображения) на приемном конце (устройстве) букв некоторого алфавита, которые генерирует источник информации [4], то и обработку информации можно рассматривать как процесс воспроизведения (отображения) на выходе устройства обработки некоторых состояний внешней (или внутренней) среды (например, состояние определенного сектора рынка), которым однозначно соответствует та или иная целесообразная реакция системы управления, то есть в конечном счете и в этом случае дело сводится к выбору одного состояния из некоторого множества [23].

Характерно, что и в первом и втором случае выбор приходится производить на фоне помех. Таким образом, и передачу информации по каналам связи, и процесс хранения (воспроизведения) информации, и обработку информации в системах управления можно рассматривать с единых позиций - позиций рационального (оптимального) выбора одного состояния из некоторого множества возможных состояний при наличии искажений (помех) в той информации, на основании которой должен быть сделан этот рациональный выбор.

Проблема обоснования выбора того или иного решения при наличии помех нашла свое отображение в литературе, например, [1, 2, 4, 7, 10, 18-21].

В [1] показано, что такие критерии (наблюдатели), как байесовский, максимума апостериорной вероятности, максимума правдоподобия, Неймана-Пирсона, минимаксный, используют одинаковую процедуру преобразования наблюдаемых значений x_i модулируемого параметра переносчика сигнала в значения y_i, которые накапливаются (вычисление логарифма отношения правдоподобия), и различаются между собою лишь значениями пороговых уровней (разные правила выбора порогового уровня).

Поэтому, используя рекомендации, изложенные в [12, 13, 22], то есть, учитывая закономерность изменения эффективности накопления сигнала двоичного кода, можно улучшить качественные показатели функционирования (работы) этих наблюдателей при проверке простой статистической гипотезы против простой альтернативы. Ничто не запрещает учитывать эту же закономерность и в случае применения последовательного анализа (наблюдатель Вальда, усеченный последовательный анализ) для проверки простой статистической гипотезы против простой альтернативы. В практическом плане учет закономерности изменения эффективности накопления сигнала двоичного кода сводится к тому, что преобразование наблюдаемых значений x_i модулируемого параметра переносчика сигнала в значения y_i, которые накапливаются, производится по другим правилам, которые существенным образом отличаются от вычисления логарифма отношения правдоподобия.

Таким образом, знание закономерности изменения эффективности накопления сигнала двоичного кода можно использовать при решении разнообразных по своему предметному содержанию практических задач, которые могут быть сведены к математической задаче проверки простой статистической гипотезы против простой альтернативы, для получения более эффективных решений этих практических задач.

Хотя закономерность изменения эффективности накопления сигнала сформулирована только для случая, когда для передачи информации используется двоичный код [22], изменение эффективности накопления сигнала в зависимости от условных распределений наблюдаемых значений модулируемого параметра переносчика сигнала при приеме того или иного символа (обработке информации о состоянии среды), происходит и при использовании алфавитов с числом символов более двух (кодов с основанием более двух). Поэтому, учет закономерности изменения эффективности накопления сигнала в зависимости от условных распределений наблюдаемых значений модулируемого параметра переносчика сигнала, нужно производить и при использовании алфавитов с числом символов более двух.

Сведя задачу выбора одного состояния из M возможных состояний ($M > 2$) к нескольким задачам выбора одного состояния из 2-х возможных состояний, можно построить алгоритм оптимального выбора одного состояния из M состояний, который учитывает закономерность изменения эффективности накопления сигнала двоичного кода.

“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, например, в [4] рассмотрено сведение задачи проверки M статистических гипотез к $M(M-1)/2$ задачам проверки двух гипотез.

Процедура выбора одного состояния из некоторого множества может быть использована и для оптимальной оценки параметров сигнала (измерение M дискретных значений). То есть эта процедура может быть использована для построения алгоритмов оптимальной оценки (точечной и интервальной оценки) параметров сигнала, которые учитывают закономерность изменения эффективности накопления сигнала двоичного кода.

Таким образом, с помощью процедуры проверки двух простых гипотез может быть оптимально решена не только задача обнаружения сигнала, но и задача оценки параметров сигнала. Такая возможность существенным образом расширяет область возможного использования знаний о закономерности изменения эффективности накопления сигнала

в зависимости от условных распределений наблюдаемых значений модулируемого параметра переносчика. При этом следует иметь в виду, что в реальных действующих системах передачи сигналов или системах обработки информации число независимых наблюдений (измерений), на основании которых должен быть сделан выбор, обычно не превышает 10 - 30. В этих условиях применение алгоритмов, которые учитывают закономерность изменения эффективности накопления сигнала двоичного кода, приводит к получению существенно лучших результатов, чем применение алгоритмов, основанных на использовании отношения правдоподобия.

Системы обнаружения сигналов и измерения их параметров можно рассматривать как некоторые автономные системы (связь, радиолокация, радионавигация) и как информационные подсистемы систем управления различной физической природы, которые изучаются в рамках кибернетики технической, кибернетики биологической, кибернетики экономической и т.д.

В системах управления различной физической природы, независимо от их структуры и назначения, перед тем как формировать управляющее воздействие, нужно сначала решить типовую задачу - задачу обнаружения сигнала и оценки его параметров.

В разомкнутых системах управления, прежде чем формировать управляющее воздействие, нужно сначала обнаружить влияние внешней среды и оценить его величину (текущее значение), то есть решить задачу обнаружения сигнала и оценки его параметров.

В замкнутых системах управления, где реализуется принцип управления по отклонению, прежде чем формировать управляющее воздействие, нужно сначала обнаружить это отклонение и оценить его величину, то есть решить задачу обнаружения сигнала и оценки его параметров.

Возможность реализации оптимального выбора одного состояния из некоторого множества, при котором учитывается закономерность изменения эффективности накопления сигнала в зависимости от условных распределений наблюдаемых значений модулируемого параметра переносчика сигнала при приеме того или иного символа, должна быть использована для повышения эффективности и помехоустойчивости систем передачи и обработки информации.

При этом следует иметь в виду, что рассмотренная закономерность проявляется не только при функционировании чисто технических систем передачи и обработки информации, но и в системах, где передачу и обработку информации осуществляет человек (оператор, должностное лицо, лицо, которое принимает решение).

Задача обнаружения той или иной тенденции и задача оценки значения того или иного параметра могут быть отнесены к типовым задачам информационно-аналитической работы. Задачи первого типа (выявление наличия той или иной тенденции) могут быть сведены к хорошо известным задачам обнаружения сигнала на фоне помех, решение которых может быть получено с помощью методов теории проверки статистических гипотез. Задачи второго типа могут быть сведены к хорошо известным задачам оценки параметров сигнала на фоне помех, решение которых может быть получено также с помощью методов теории проверки статистических гипотез. Знание о закономерности изменения эффективности накопления сигнала двоичного кода позволяет получить наиболее эффективное решение задач проверки статистических гипотез.

В иерархических системах обработки информации, где накопление "полезного сигнала" происходит раздельно на каждом иерархическом уровне, эффективность накопления полезного сигнала может быть существенно улучшена за счет использования метода "покаскадного накопления" [22], который учитывает закономерность изменения эффективности накопления сигнала двоичного кода,

Таким образом, знание закономерности изменения эффективности накопления сигнала двоичного кода может быть использовано и при анализе, и при построении алгоритмов функционирования систем оптимального обнаружения сигналов и измерения их параметров, а также при проектировании процедур оптимальной обработки информации в системах управления различной физической природы и назначения.

7. СОВРЕМЕННАЯ МОДЕЛЬ ОБЪЕКТИВНОЙ ЗАКОНОМЕРНОСТИ ИЗВЛЕЧЕНИЯ ИНФОРМАЦИИ ИЗ ОКРУЖАЮЩЕЙ СРЕДЫ

Всякий закон природы (объективный закон) - это прежде всего существенная (необходимая) связь (не случайная, не поверхностная связь) явлений, и эта существенная связь проявляется в каждом объекте, относящемуся к определенному классу, что придает законам природы всеобщий, повторяющийся (регулярный) характер.

Как известно, "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].

Раскрыть содержание того или иного объективного закона и сформулировать соответствующий ему научный закон вовсе не просто. История развития науки показывает, что открытие закона природы

"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, например, сначала был сформулирован закон сложения скоростей движущихся тел в рамках классической механики и лишь много лет спустя в релятивистской механике этот закон был существенно дополнен, хотя и классическая механика и релятивистская механика отображают наши знания об одном и том же объекте.

Следует отметить, что информация является относительно новым объектом, свойства которого изучаются естествознанием, и нет ничего необычного в том, что не все ее свойства изучены достаточно полно.

Лемма Неймана - Пирсона, или как еще ее называют, фундаментальная лемма математической статистики [18], является одним из примеров научного закона, сформулированного на языке математической статистики, которому соответствует объективная закономерность извлечения информации из окружающей среды (закономерность передачи информации при наличии помех). "... здесь справедливо говорить не о решении математической задачи, а о математическом решении задачи, объектом которой является физическая (материальная) система" [25]. О степени фундаментальности установленной закономерности можно судить по разнообразию предметных областей в которых она проявляется. В литературе этот научный закон рассматривается скорее только как лемма математической статистики, а не как модель, отображающая объективную закономерность передачи информации, которой подчиняется широкий класс объектов. Но именно эту объективно существующую закономерность в области передачи информации открыли и описали Нейман и Пирсон в 1928 году, а в 1933 году привели и математическое доказательство своей правоты.

Фундаментальная лемма математической статистики (как модель объективной закономерности извлечения информации из окружающей среды) является теоретическим обоснованием оптимальности многих алгоритмов обнаружения сигналов и оценки их параметров. При этом имеются в виду не только алгоритмы, которые реализованы в технических системах, но и алгоритмы, изложенные в инструкциях и других руководящих документах, определяющих порядок и логику действий тех или иных должностных лиц при решении практических задач, которые в информационном плане можно рассматривать как задачи обнаружения сигналов и оценки их параметров. Алгоритмы обнаружения сигналов и оценки их параметров, в основу которых положен критерий отношения правдоподобия (байесовский, максимума апостериорной вероятности, Неймана - Пирсона и др.), считаются оптимальными. Такая точка зрения и ее следствия в настоящее время являются общепринятыми, и они нашли свое отображение в учебниках, монографиях, справочниках, энциклопедиях и отображены в литературе в виде описаний оптимальных алгоритмов обнаружения, измерения параметров и алгоритмов обработки разнообразной информации, которые воплощены в самых современных технических системах передачи, воспроизведения (хранения) и обработки информации. Можно предположить, что обработка информации в биологических системах, которые формировались под действием объективных факторов, а не под влиянием тех или иных научных теорий, в большей степени соответствует объективно существующей закономерности извлечения информации из окружающей среды, чем обработка информации в технических и социальных системах.

Формулировка научного закона, приведенная в [22], соответствует той же самой объективной закономерности, о которой идет речь в лемме Неймана - Пирсона. Но модель этой объективной закономерности в [12 и 22] существенно отличается от модели той же закономерности, приведенной в лемме Неймана - Пирсона.

Что же общего в этих двух моделях, время появления которых разделяет интервал почти в 70 лет, и чем они отличаются друг от друга?

Обе эти модели могут быть использованы для рассмотрения элементарного акта передачи информации при наличии помех - процесса принятия решения о том, какой именно символ из двух возможных ("0" или "1") был передан, на основании наблюдения текущих значений некоторой физической величины (переносчика сигнала) на протяжении некоторого временного интервала.

Принятие решения о каждом переданном символе производится по результатам нескольких независимых наблюдений (серии измерений), и наблюдателю известны моменты начала и окончания передачи каждого символа.

Результат каждого наблюдения зависит не только от переданного символа, но и от случайного значения помехи.

Наблюдателю известны условные плотности распределения значений наблюдаемой физической величины при передаче символа "0" и при передаче символа "1".

Процедура принятия решения в обоих моделях состоит из трех

этапов:

этап 1 - каждому значению x наблюдаемой физической величины, зафиксированному при наблюдении, по определенному правилу ставится в соответствие значение y другой величины;

этап 2 - по результатам серии наблюдений одного временного интервала, на протяжении которого передается только один из двух возможных символов, вычисляется среднее значение (или сумма значений) y;

этап 3 - полученное среднее значение $y_{ср}$ (или сумма значений) сравнивается с некоторым пороговым значением, которое устанавливается (принимается) до начала серии наблюдений, исходя из допустимых вероятностей ошибок первого и второго рода. Результат сравнения однозначно определяет решение ("передан символ 0" или "передан символ 1"), которое должно быть принято по серии наблюдений.

Иначе говоря, во время первого этапа процедуры принятия решения, наблюдатель переходит от исходной наблюдаемой физической величины (x), к другой, вспомогательной (промежуточной, вторичной) наблюдаемой величине (y), по совокупности значений которой в заданном временном интервале он и принимает решение (второй и третий этапы) о том, какой именно символ из двух возможных символов был передан в заданном временном интервале.

Сравниваемые модели различаются между собою лишь правилом, по которому каждому значению x исходной наблюдаемой физической величины ставится в соответствие значение y вспомогательной величины во время первого этапа процедуры принятия решения. То есть, сравниваемые модели различаются только правилом перехода от исходной наблюдаемой физической величины (x), к другой, вспомогательной наблюдаемой величине (y).

В модели Неймана - Пирсона правило такого перехода описывается формулой [4]:

$$y = \ln[W_1(x) / W_0(x)], \tag{7.1}$$

где:

y - вспомогательная наблюдаемая величина;

$W_1(x)/W_0(x)$ - отношение правдоподобия;

$W_1(x)$ - условная плотность распределения значений наблюдаемой физической величины x при передаче символа "1";

$W_0(x)$ - условная плотность распределения значений наблюдаемой физической величины x при передаче символа "0".

В модели 1997 года, описанной в [12, 22], сформулированны требования, которым должна удовлетворять вспомогательная наблюдаемая величина (y) для достижения максимальной эффективности передачи информации при наличии помех. Эти требования состоят в том, чтобы условные распределения вспомогательной наблюдаемой величины (y) соответствовали минимуму выражения (6.2).

Как видно из (7.1), в модели Неймана - Пирсона значения вспомогательной наблюдаемой величины (y) зависят только от отношения $W_1(x) / W_0(x)$ в точке x. В модели 1997 года (6.2) значения вспомогательной наблюдаемой величины (y) зависят не только от текущего значения исходной наблюдаемой физической величины (x), но и от шести параметров, два из которых (z_F, z_D) определяются допустимыми вероятностями ошибок 1-го и 2-го рода.

В 1913 году Н.Бор сформулировал важный методологический принцип, получивший название принципа соответствия. "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 движущихся тел или частиц малы по сравнению со скоростью света. Следовательно, новая теория не отменяет старую, а лишь уточняет границы, в которых эта старая теория продолжает действовать" [24].

Как показали результаты исследований [13], при значении параметра сигнал/шум близком к 0 (0.5 и менее), обобщенный критерий [15], который учитывает закономерность изменения эффективности накопления сигнала двоичного кода, совпадает по своим результатам с критерием отношения правдоподобия, хотя значения этих критериев вычисляются по совершенно разным правилам. Зато при значении параметра сигнал/шум порядка 1 и более эти разные правила приводят и к разным результатам: с ростом отношения сигнал/шум эффективность алгоритмов, которые учитывают закономерность изменения эффективности накопления сигнала двоичного кода, существенным образом возрастает, по сравнению с эффективностью существующих оптимальных алгоритмов, основанных на использовании критерия отношение правдоподобия.

Таким образом, модель объективного закона, которая предложена в 1997 году [12], позволила уточнить границы [13], в которых модель объективного закона, предложенная Нейманом и Пирсоном в 1928 году [18], сохраняет свою корректность. Эта граница позволяет определить те предметные области, в интересах которых (в первую очередь) **нужно**

развернуть научные направления по совершенствованию алгоритмов обработки информации - приведению их в соответствие с моделью 1997 года.

Законы 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, информативно более емких законов, включающих в себя менее общие законы" [24]. Именно таким более общим законом является "закономерность изменения эффективности накопления сигнала двоичного кода" [22].

Предвидение (предсказание) результата того или иного реального действия является необходимой частью любой целенаправленной деятельности, которая включает операцию преднамеренного выбора. И этот выбор в любом случае может опираться только на прошлый опыт независимо от того, в каком виде этот прошлый опыт выступает - выступает ли он в виде знания условных плотностей распределений наблюдаемой случайной величины, соответствующих той или иной ситуации, в виде обычного житейского "здравого смысла" или в виде самой современной научной теории, обобщающей наши знания в той или иной предметной области (метеорология, земледелие, космонавтика, экономика, политика).

Применение нового научного представления об основной закономерности извлечения информации из окружающей среды в процессе решения самых разнообразных прикладных задач позволит свести к минимуму потери от влияния помех на процесс принятия решения.

Исходя из изложенного, можно с полным правом утверждать, что **к современным информационным технологиям можно отнести только те, в которых на современной технической базе реализованы современные научные знания.**

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.: Киевский военный институт управления 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 флюктуаційних шумів // Науково-методичний збірник. - К.: МО України, 1996. - N5. - 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. - N44. - С. 57-61.
9. Ручкин В.А. Методика графоаналитического расчета эффективнoсти обнаружения некогерентных импульсных сигналов при наличии флюктуационных помех // Труды КВИРТУ, - К.: Киевское высшее инж. р-т. уч-ще ПВО, 1967. - N 42. - С. 18-23.
10. Райс С. Теория флюктуационных 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. Ручкін В.О. Особливості викладання сучасної теорії оптимального виявлення сигналів та вимірювання їх параметрів // Науково-методичний збірник. - К.: МО України, 1998. - N6. - 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.

НАУЧНОЕ ИЗДАНИЕ

РУЧКИН Валентин Александрович

Закономерность извлечения информации

В авторской редакции

Підписано до друку 14.10.02. Умовн.друк.арк. 3. Обл.-вид. арк. 3.
Тираж 100 прим. Зам. № 1-5.

Видавництво та друк
ПП "Зелене сяйво", 01135, Київ-135, вул. Річна, 3.