

Ширман Я. Д., Манжос В.Н.

**Теория и техника обработки
радиолокационной
информации на фоне помех**

**Москва
«Книга по Требованию»**

УДК 62-63
ББК 30.6
Ш64

Ш64 **Ширман Я. Д.**
Теория и техника обработки радиолокационной информации на фоне помех /
Ширман Я. Д., Манжос В.Н. – М.: Книга по Требованию, 2012. – 414 с.

ISBN 978-5-458-29796-7

ISBN 978-5-458-29796-7

© Издание на русском языке, оформление
«YOYO Media», 2012

© Издание на русском языке, оцифровка,
«Книга по Требованию», 2012

Эта книга является репринтом оригинала, который мы создали специально для Вас, используя запатентованные технологии производства репринтных книг и печати по требованию.

Сначала мы отсканировали каждую страницу оригинала этой редкой книги на профессиональном оборудовании. Затем с помощью специально разработанных программ мы произвели очистку изображения от пятен, клякс, перегибов и попытались отбелить и выровнять каждую страницу книги. К сожалению, некоторые страницы нельзя вернуть в изначальное состояние, и если их было трудно читать в оригинале, то даже при цифровой реставрации их невозможно улучшить.

Разумеется, автоматизированная программная обработка репринтных книг – не самое лучшее решение для восстановления текста в его первозданном виде, однако, наша цель – вернуть читателю точную копию книги, которой может быть несколько веков.

Поэтому мы предупреждаем о возможных погрешностях восстановленного репринтного издания. В издании могут отсутствовать одна или несколько страниц текста, могут встретиться невыводимые пятна и кляксы, надписи на полях или подчеркивания в тексте, нечитаемые фрагменты текста или загибы страниц. Покупать или не покупать подобные издания – решать Вам, мы же делаем все возможное, чтобы редкие и ценные книги, еще недавно утраченные и несправедливо забытые, вновь стали доступными для всех читателей.

ОСНОВНЫЕ ПОЛОЖЕНИЯ ТЕОРИИ МНОГОКАНАЛЬНОГО ОБНАРУЖЕНИЯ РАДИОЛОКАЦИОННЫХ СИГНАЛОВ

2. ПОСТАНОВКА ЗАДАЧ ОПТИМИЗАЦИИ ОБНАРУЖЕНИЯ СИГНАЛОВ И МЕТОДИКА ИХ РЕШЕНИЯ

2.1. Постановка задач оптимизации обнаружения сигналов

Пусть с M -элементной антенно-приемной системы, расположенной в одном или в нескольких пунктах приема, снимается совокупность M напряжений, описываемых функциями времени $y_1(t), y_2(t), \dots, y_M(t)$ (рис. 2.1) и образующих вектор-столбец

$$\mathbf{y}(t) = \begin{bmatrix} y_1(t) \\ y_2(t) \\ \dots \\ y_M(t) \end{bmatrix}.$$

Одноканальный прием ($M = 1$) рассматривается как частный случай многоканального.

Реализация принимаемых колебаний $\mathbf{y}(t)$ может быть обусловлена либо одними помехами, либо наложением сигналов и помех:

$$\mathbf{y}(t) = A\mathbf{x}(t, \boldsymbol{\alpha}, \boldsymbol{\beta}) + \mathbf{n}(t, \mathbf{v}). \quad (2.1)$$

Здесь $\mathbf{x}(t, \boldsymbol{\alpha}, \boldsymbol{\beta})$, $\mathbf{n}(t, \mathbf{v})$ — векторные реализации сигнала и помехи соответственно; A — множитель 1, 0, учитывающий наличие или отсутствие сигнала; $\boldsymbol{\alpha}$ — вектор информативных параметров сигнала (время запаздывания, доплеровская частота, угловые координаты источника излучения); $\boldsymbol{\beta}$ — вектор неинформативных случайных параметров сигнала (начальная фаза или амплитуда, совокупность случайных фаз и амплитуд, параметры случайной поляризации сигнала); $\mathbf{v}$ — вектор случайных параметров помехи.

Обнаружитель выдает оценку дискретного параметра:

$$\hat{A}[\mathbf{y}(t) | \boldsymbol{\alpha}, \mathbf{v}] = \begin{cases} 1 \text{ ("да")}, \\ 0 \text{ ("нет")}, \end{cases} \quad (2.2)$$

которую будем считать однозначно зависящей от принимаемой реализации $\mathbf{y}(t)$ или, как говорят, являющейся *функционалом* этой реализации (функционал — число, зависящее от функции). Когда ничего

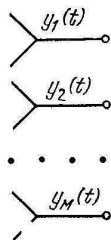


Рис. 2.1

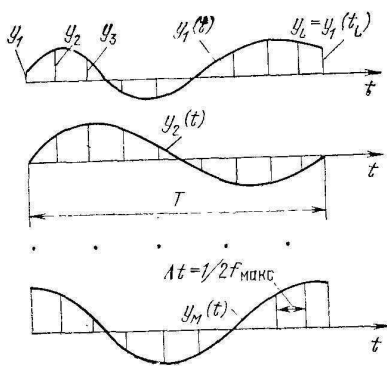


Рис. 2.2

другого, кроме (2) *) (решения о незнании, в частности), не выдается, обнаружение называют *двухальтернативным*. Когда могут выдаваться еще ответы «не знаю» $\hat{A}_n[y(t) | \alpha, \nu] = 1$ (на промежуточных этапах обнаружения), решение становится *трехальтернативным*: «да», «нет», «не знаю». Трехальтернативные решения реализуются при использовании передающих электрически управляемых антенн. Обзор определенного направления продолжают вести, пока не прекратятся ответы «не знаю». После этого принимают

один из вариантов решения (2), соответствующих ответу «знаю» $\hat{A}_n[y(t) | \alpha, \nu] = 0$, и просматривают новое направление.

Оптимизации двухальтернативного (трехальтернативного) обнаружения часто предшествует дискретизация принимаемых колебаний как функций времени. Это позволяет:

— перейти от случайных функций $y(t)$ к случайным многомерным величинам y ;

— ввести плотности вероятности принимаемых реализаций как функции многих переменных.

Временная дискретизация приобретает самостоятельное значение при переходе к цифровой обработке сигналов.

Пусть каждая из скалярных функций $y_i(t)$ включает L временных дискрет рис. 2.2. Общее число дискрет при M -канальном приеме, $i = 1, 2, \dots, M$, составит $m = LM$. Решение принимается в этом случае по m -мерному вектор-столбцу

$$y = \begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_m \end{pmatrix}. \quad (2.3)$$

Решающий функционал (2) переходит в решающую функцию m скалярных переменных:

$$\hat{A}(y | \alpha, \nu) = \begin{cases} 1, \\ 0. \end{cases} \quad (2.4)$$

То же самое касается решающего функционала незнания $\hat{A}_n[y(t) | \alpha, \nu]$.

*) В ссылках на формулы внутри главы номер главы не повторяется. Ссылки на формулы предыдущих глав имеют двойную нумерацию.

При достаточном числе временных дискрет от m -мерной их выборки у можно вернуться к непрерывной функции $y(t)$, пользуясь, например, теоремой Котельникова. От решающей функции этих дискрет (4) перейдем к решающему функционалу (2). Указание в формулах (2), (4) на фиксацию параметров α , ν будет в ряде случаев опускаться.

2.2. Основные показатели эффективности двух- и трехальтернативного обнаружения

За счет воздействия помех и флуктуаций сигнала случайные решения двухальтернативного обнаружителя $\hat{A} = 1, 0$ (события $\hat{A}_1, \hat{A}_0$) могут не соответствовать условиям наличия или отсутствия выбранной цели $A = 1, 0$ (событиям A_1, A_0). При этом возможны четыре ситуации совмещения случайных событий «решения» и «условия» для выделенного разрешаемого объема:

- 1) $\hat{A}_1 A_1$ — правильное обнаружение;
- 2) $\hat{A}_0 A_1$ — пропуск цели;
- 3) $\hat{A}_1 A_0$ — ложная тревога;
- 4) $\hat{A}_0 A_0$ — правильное необнаружение.

Возможными показателями эффективности обнаружения можно было бы считать вероятности совмещения событий $P(\hat{A}_i A_k)$, $i, k = 0, 1$. Каждая из вероятностей совмещения сводится к произведению условной вероятности решения $P(\hat{A}_i | A_k)$ на вероятность условия $P(A_k)$, т. е.

$$P(\hat{A}_i A_k) = P(\hat{A}_i | A_k) P(A_k). \quad (2.5)$$

Вероятности условий наличия $P(A_1)$ или отсутствия $P(A_0)$ цели, называемые *априорными* (доопытными), обычно неизвестны. Условные же вероятности решений $P(\hat{A}_i | A_k)$ могут быть оценены экспериментально или путем расчета. Поэтому они, а не вероятности ситуаций совмещения используются в качестве показателей эффективности обнаружения.

При наличии цели вводят, в частности, *условные вероятности правильного обнаружения*

$$D = P(\hat{A}_1 | A_1) \quad (2.6)$$

и пропуск цели

$$\bar{D} = P(\hat{A}_0 | A_1) = 1 - D. \quad (2.7)$$

При отсутствии цели вводят *условную вероятность ложной тревоги*

$$F = P(\hat{A}_1 | A_0) \quad (2.8)$$

и значительно реже *правильного необнаружения*

$$\bar{F} = P(\hat{A}_0 | A_0) = 1 - F. \quad (2.9)$$

Более общим показателем является *средний риск ошибок обнаружения* — усредненная «плата» за ошибки, ее математическое ожидание $\bar{r} = M(r)$.

Для *двухальтернативного* обнаружения цели

$$\bar{r} = M(r) = r_{01} P(\hat{A}_0 A_1) + r_{10} P(\hat{A}_1 A_0). \quad (2.10)$$

Здесь r_{01} и r_{10} — *стоимости* пропуска и ложной тревоги, учитывающие степень важности ошибочных решений $\hat{A}_0 A_1$ и $\hat{A}_1 A_0$. Подразумевается нулевая плата за правильные решения $r_{00} = r_{11} = 0$.

Для *трехальтернативного* обнаружения учитывается нежелательность необоснованного принятия решения «не знаю». Вводятся платы за каждое дополнительное зондирование или использование вычислительных средств, обусловленное решением «не знаю». Средний риск определяется выражением

$$\bar{r} = r_{01} P(\hat{A}_0 A_1) + r_{10} P(\hat{A}_1 A_0) + r_{n1} P(\hat{A}_n A_1) + r_{n0} P(\hat{A}_n A_0). \quad (2.11)$$

Здесь r_{n1} и r_{n0} — стоимости незнания при наличии и отсутствии цели. Многоэтапное трехальтернативное обнаружение называют *последовательным*. Важным показателем последовательного обнаружения является среднее число циклов k , потребное для обеспечения заданных показателей $D(k)$, $F(k)$ (см. разд. 7.6).

Обычно не ограничиваются просмотром одного разрешаемого объема. Ложная тревога может создаться в любом из n разрешаемых объемов. Ее отсутствие означает правильное необнаружение. Условная вероятность правильного необнаружения во всех объемах $\tilde{F}_n$ при одинаковых его условных вероятностях $\tilde{F}$ в каждом из объемов $\tilde{F}_n = (\tilde{F})^n$, откуда при $nF \ll 1$

$$1 - F_n = (1 - F)^n \approx 1 - nF.$$

Условная вероятность совокупной ложной тревоги из n разрешающих объемов $F_n \approx nF$, откуда $F \approx F_n/n$, в связи с чем допустимыми обычно считают *малые* значения $F = 10^{-4} - 10^{-10}$.

2.3. Критерии оптимальности обнаружения

Задачей оптимизации обнаружения является понижение условных вероятностей ошибочных решений $\tilde{D}$ и F согласно каким-то определенным критериям. Требования понизить обе условные вероятности ошибок $\tilde{D}$ и F противоречивы. Всегда можно добиться значения $\tilde{D} = 0$. Достаточно принимать решение о наличии цели для *всех* реализаций y , но значение F возрастает тогда до единицы. Можно добиться значения $F = 0$, принимая всегда решение об отсутствии цели. До единицы возрастает тогда $\tilde{D}$.

Подобные крайности предотвращаются при использовании *критерия минимума среднего риска* $\bar{r} = \min$, достаточно универсального

критерия оптимальности обнаружения. На его основе можно получить и другие критерии оптимальности.

Поясним это на примере двухальтернативного обнаружения. Используя (5), приводим выражение среднего риска (10) к виду

$$\bar{r} = r_{01} P(A_1) \tilde{D} + r_{10} P(A_0) F = r_{01} P(A_1) (\tilde{D} + l_0 F). \quad (2.12)$$

Здесь l_0 — некоторый весовой множитель, объединяющий четыре упоминавшиеся величины,

$$l_0 = r_{10} P(A_0) / r_{01} P(A_1). \quad (2.13)$$

Поскольку $r_{01} P(A_1) > 0$, придем к весовому критерию оптимальности обнаружения

$$\tilde{D} + l_0 F = \text{мин.} \quad (2.14)$$

После замен $\tilde{D} = 1 - D$ и $\tilde{D} + l_0 F = 1 - (D - l_0 F)$ видоизменим запись весового критерия

$$D - l_0 F = \text{макс.} \quad (2.15)$$

Ограничивая условную вероятность ложной тревоги $F \leq F_0$ сверху, придем к критерию Неймана — Пирсона. Согласно этому критерию оптимальный обнаружитель обеспечивает наибольшую условную вероятность правильного обнаружения $D = D_{\text{макс}}$ из всех обнаружителей, у которых условная вероятность ложной тревоги не больше заданной вероятности F_0 .

Минимизируя выражение среднего риска (11), можно оптимизировать последовательное *трехальтернативное обнаружение*. В данном случае справедлив весовой критерий

$$\tilde{D} + l_0 F + l_1 \tilde{\tilde{D}} + l_2 \tilde{\tilde{F}} = \text{мин.} \quad (2.16)$$

Здесь $\tilde{\tilde{D}} = P(\hat{A}_n | A_1)$ и $\tilde{\tilde{F}} = P(\hat{A}_n | A_0)$ — условные вероятности принятия решения «не знаю» при наличии и отсутствии цели. При этом вплоть до последнего шага последовательной процедуры

$$D + \tilde{D} + \tilde{\tilde{D}} = 1, \quad F + \tilde{F} + \tilde{\tilde{F}} = 1. \quad (2.17)$$

В свою очередь, l_1, l_2 — весовые коэффициенты

$$l_1 = r_{n1} / r_{01}, \quad l_2 = r_{n0} P(A_0) / r_{01} P(A_1).$$

Стоимости незнания следует считать меньшими стоимостей ошибок $r_{n0} < r_{10}$, $r_{n1} < r_{01}$ — это определяет целесообразность перехода к последовательной процедуре. Тогда $l_2 < l_0$, $l_1 < 1$, что существенно для дальнейшего.

2.4. Оптимизация решений при двухальтернативном обнаружении

Оптимизация состоит в выборе наиболее целесообразного правила принятия решений «да», «нет» с позиций весового критерия (14) или (15). Плотности вероятности принимаемых реализаций $p_{\text{сп}}(y)$ и $p_{\text{п}}(y)$ при условиях наличия сигнала и помехи (индекс сп) и одной по-

мехи (индекс π) полагаем известными. Задаемся вначале неоптимальной в общем случае решающей функцией $\hat{A}(y)$. Условные вероятности D и F могут быть представлены тогда выражениями

$$D = \int_{(y)} \hat{A}(y) p_{\text{сш}}(y) dy, \quad F = \int_{(y)} \hat{A}(y) p_{\pi}(y) dy.$$

Интегрирование ведется в этих выражениях по многомерному пространству y , dy — элемент интегрирования (при дискретизации по Котельникову $dy = dy_1 dy_2, \dots, dy_m$). Функция $\hat{A}(y)$ принимает всего два значения: 0 или 1. Приведенные выражения аналогичны поэтому выражению вероятности попадания одномерной величины y в некоторый интервал $y_1 < y < y_2$:

$$P(y_1 < y < y_2) = \int_{y_1}^{y_2} p(y) dy = \int_{-\infty}^{\infty} \hat{A}(y) p(y) dy.$$

Здесь множитель $\hat{A}(y)$, равный единице (при $y_1 < y < y_2$) или нулю (при $y < y_1$ и $y > y_2$), определяет область интегрирования. Одномерная область в общем случае заменяется многомерной, в которой $\hat{A}(y) = 1, 0$.

Вычисляя взвешенную разность приведенных выражений, имеем

$$D - l_0 F = \int_{(y)} \hat{A}(y) [p_{\text{сш}}(y) - l_0 p_{\pi}(y)] dy.$$

Иначе

$$D - l_0 F = \int_{(y)} \hat{A}(y) [l(y) - l_0] p_{\pi}(y) dy. \quad (2.18)$$

Здесь

$$l(y) = p_{\text{сш}}(y) / p_{\pi}(y) \quad (2.19)$$

— отношение правдоподобия, т. е. отношение плотностей вероятности одной и той же реализации принимаемых колебаний при двух условиях: наличия сигнала и помехи и наличия только помехи. Отношение (19) характеризует правдоподобность гипотез о присутствии и отсутствии сигнала, возрастающая в первом и убывающая во втором случае.

Основополагающую роль отношения правдоподобия выявим из формального рассмотрения соотношения (18). Поскольку плотность вероятности $p_{\pi}(y)$ неотрицательна, наибольшее значение взвешенной разности $D - l_0 F$ достигается при наибольших величинах произведений $\hat{A}(y) [l(y) - l_0]$ для каждого возможного y . Значения произведений для возможных значений $\hat{A}(y) = 1$ и $\hat{A}(y) = 0$ равны соответственно $l(y) - l_0 > 0$ и 0. Если $l(y) > l_0$, то большим является значение $l(y) - l_0$, достигаемое при решении $\hat{A}(y) = 1$, предпочтительном в данном случае. Если $l(y) < l_0$, то большим является значение 0, достигаемое при решении $\hat{A}(y) = 0$. Если $l(y) = l_0$, то выбор реше-

ния $A(y)$ несуществен. Условие оптимизации двухальтернативного обнаружения принимает поэтому вид:

$$\hat{A}_{\text{опт}}(y) = \begin{cases} 1, & \text{если } l(y) \geq l_0, \\ 0, & \text{если } l(y) < l_0. \end{cases} \quad (2.20)$$

Для выработки оптимального решения после приема многомерной реализации y вычисляется, таким образом, отношение правдоподобия $l(y)$. Отношение правдоподобия сравнивается с пороговым уровнем (порогом) l_0 . Если оно ниже порога, принимается решение «нет», в противном случае — решение «да». Правило (20) остается справедливым при переходе к непрерывной реализации $y(t)$ за счет сокращения интервала дискретизации Δt (рис. 2.2):

$$\hat{A}_{\text{опт}}[y(t)] = \begin{cases} 1, & \text{если } l[y(t)] \geq l_0, \\ 0, & \text{если } l[y(t)] < l_0. \end{cases} \quad (2.21)$$

Величину $l[y(t)] = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} [p_{\text{сн}}(y)/p_{\text{н}}(y)]$, являющуюся функционалом принимаемой реализации, условимся называть также отношением правдоподобия.

Структурная схема оптимального двухальтернативного обнаружителя приобретает в результате вид, показанный на рис. 2.3, а. На вход обнаружителя поступает принимаемая реализация y или $y(t)$, содержащая сигнал и помеху или одну помеху. По этой реализации в вычислительном устройстве (ВУ) вычисляется отношение правдоподобия $l(y)$ или $l[y(t)]$. Оно сравнивается в пороговом устройстве ПУ с некоторым порогом l_0 . В зависимости от превышения или непревышения порога принимается решение о наличии или отсутствии сигнала. Такое решение обеспечивает: минимумы среднего риска $\bar{r}$ и суммарного весового критерия $\bar{D} + l_0 F$; максимум разностного весового критерия $D - l_0 F$.

Структура обнаружителя не зависит от выбираемого значения l_0 . Незнание определяющих его величин (13) не влияет поэтому на структуру обнаружителя. От выбора l_0 здесь зависит условная вероятность ложной тревоги F : чем ниже l_0 , тем выше F . Значение же l_0 может вы-

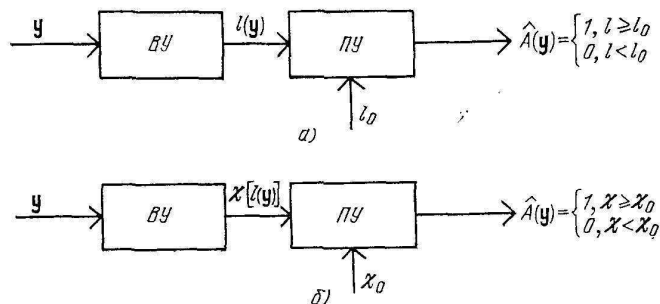


Рис. 2.3

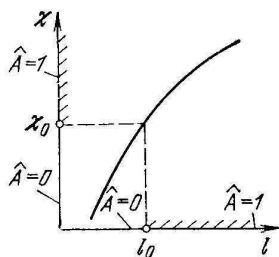


Рис. 2.4

бираться по *допустимому уровню* F_0 условной вероятности ложной тревоги согласно критерию Неймана — Пирсона. Структурная схема обработки рис. 2.3, а обеспечивает при этом максимально возможное значение D (минимально возможное $\tilde{D}$) из всех возможных схем обработки с выбранным допустимым уровнем условной вероятности ложной тревоги F .

На рис. 2.4 показан график *монотонно нарастающей* функции $\chi(l)$ отношения правдоподобия l . Вместо сравнения отношения правдоподобия $l = l(y)$ с порогом l_0 сравнивают функцию $\chi(l)$ со своим порогом $\chi_0 = \chi(l_0)$. Оптимизация обнаружения от этого не нарушается, что использовано при составлении структурной схемы обнаружителя рис. 2.3, б. Величина порога χ_0 , определяющая условную вероятность ложной тревоги F , может выбираться по допустимому значению последней F_0 . В качестве монотонно нарастающей функции $\chi(l)$ часто выбирается функция $\chi(l) = \ln l$ в силу экспоненциального характера нормального распределения, используемого обычно в моделях помех.

Структурные схемы обнаружителей рис. 2.3, а, б составлены для обнаружения цели в одном разрешаемом объеме. Они могут быть распространены на случай, когда просматривается большое число разрешаемых объемов. В этом случае $F_0 \approx F_{0n}/n$, где F_{0n} — допустимая условная вероятность ложной тревоги для $n \gg 1$ разрешаемых объемов.

2.5. Оптимизация решений при трехальтернативном обнаружении

Оптимизация состоит в выборе наиболее целесообразного правила принятия решений «да», «нет», «не знаю» согласно весовому критерию (16), вытекающему из выражения среднего риска (11). В (16) входят величины:

$$\begin{aligned}\tilde{D} &= \int_{(y)} [1 - \hat{A}_n(y)] [1 - \hat{A}(y)] p_{\text{сп}}(y) dy, \\ F &= \int_{(y)} [1 - \hat{A}_n(y)] \hat{A}(y) p_n(y) dy, \\ \tilde{D} &= \int_{(y)} \hat{A}_n(y) p_{\text{сп}}(y) dy, \quad \tilde{F} = \int_{(y)} \hat{A}_n(y) p_n(y) dy.\end{aligned}$$

Каждая из этих величин определяется интегралом от условной плотности вероятности $p_{\text{сп}}(y)$ или $p_n(y)$ по определенной области многомерного пространства y . Области интегрирования определяются дискретными параметрами $\hat{A}_n(y)$, $\hat{A}(y)$, принимающими значения 1, 0. Областью интегрирования для величин $\tilde{D}$ и $\tilde{F}$ является область $\hat{A}_n(y) = 1$ приятия решения «не знаю». Области интегрирования для величин F и $\tilde{D}$

определяются как пересечения областей принятия решений: 1) «знаю» $1 - \hat{A}_H(y) = 1$, т. е. $\hat{A}_H(y) = 0$ (и для F , и для $\tilde{D}$); 2) «да» $\hat{A}(y) = 1$ при вычислении F и «нет» $1 - \hat{A}(y) = 1$, т. е. $\hat{A}(y) = 0$ при вычислении $\tilde{D}$.

Подставляя величины $\tilde{D}$, F , $\tilde{D}$ в выражение (16), потребуем минимума этого выражения.

$$\int_{(y)} \mathcal{L}[l(y), \hat{A}(y), \hat{A}_H(y)] p_H(y) dy = \min. \quad (2.22)$$

Здесь

$$\mathcal{L}(l, \hat{A}, \hat{A}_H) = (1 - \hat{A}_H) [(1 - \hat{A})l + \hat{A}l_0] + \hat{A}_H(l_1l + l_2) \quad (2.23)$$

— линейная функция отношения правдоподобия $l = l(y) = p_{сн}(y)/p_H(y)$. Минимизация (22) достигается за счет минимизации (23) при каждом фиксированном $l(y)$. Как и в предыдущем случае, достаточно сравнивать для этого значения (23) при различных решающих множителях $\hat{A}_H$ и $\hat{A}$ для каждого l .

Случай $\hat{A}_H = 0$ — это, по существу, рассмотренный выше случай двухальтернативного обнаружения. При этом $\mathcal{L} = (1 - \hat{A})l + \hat{A}l_0$. Графики (прямые) возможных значений функции $\mathcal{L} = (1 - \hat{A})l + \hat{A}l_0$ при значениях $\hat{A} = 1$ и $\hat{A} = 0$ представлены в зависимости от $l = l(y)$ на рис. 2.5. Наименьшие значения функций достигаются:

при $l(y) < l_0$ на прямой $\hat{A} = 0$,

при $l(y) > l_0$ на прямой $\hat{A} = 1$.

Результат оптимизации (выбора $\hat{A}$) полностью согласуется с (20).

Графики (прямые) зависимостей функции $\mathcal{L} = \mathcal{L}(l, \hat{A}, \hat{A}_H)$ от l для трех возможных решений «Да», «Нет», «Не знаю» представлены на рис. 2.6. Предполагается, что стоимости незнания не превышают соответствующих стоимостей ложной тревоги и пропуска цели, так что $l_2 < l_0$, $l_1 < 1$. Минимальные значения $\mathcal{L}$ соответствуют *трехпоро-*

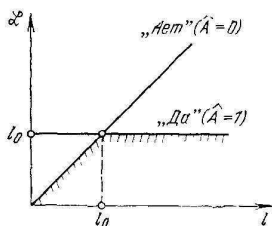


Рис. 2.5

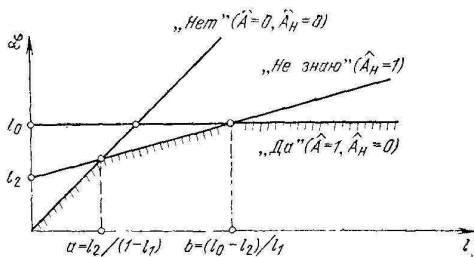


Рис. 2.6

$$\hat{A}(y) = \begin{cases} 1, & \text{если } l(y) \geq b, \\ 0, & \text{если } l(y) < a, \end{cases} \quad (2.24)$$

$$\hat{A}_n(y) = 1, \text{ если } a \leq l(y) < b, \quad (2.25)$$

где $a = l_2 / (1 - l_1)$, $b = (l_0 - l_2) / l_1$. Иначе, если $l(y) \geq b$, то принимается окончательное решение «Да». Если $l(y) < a$, принимается окончательное решение «Нет». Если $a \leq l(y) < b$, принимается решение «Не знаю», так что цикл обнаружения повторяется.

Структурная схема трехпорогового обнаружителя представлена на рис. 2.7. На рис. 2.8 схематически поясняется процесс достижения порогов a и b при многошаговой последовательной процедуре, $k = 1, 2, \dots$

Для выставления порогов a , b необязательно знать значения l_0 , l_1 , l_2 и определяющие их величины. Пороги при многошаговой последовательной процедуре обнаружения можно оценить по конечным значениям D и F , когда $\hat{A}_n = 0$. В силу взаимосвязи $l(y)$ и y от интегрирования по многомерной величине y можно перейти к интегрированию по одномерной величине l , полагая $p(y) dy = p(l) dl$ и заменяя простановку значений 0 или 1 функций $\hat{A}(y)$ простановкой пределов интегрирования по l . Тогда, выражая $p_{\text{еп}}(y)$ по формуле (19), находим

$$D = \int_{(y)} \hat{A}(y) l(y) p_{\text{еп}}(y) dy = \int_b^{\infty} l p_{\text{еп}}(l) dl, \quad (2.26)$$

$$F = \int_{(y)} \hat{A}(y) p_{\text{еп}}(y) dy = \int_b^{\infty} p_{\text{еп}}(l) dl, \quad (2.27)$$

$$\tilde{D} = \int_{(y)} [1 - \hat{A}(y)] l(y) p_{\text{еп}}(y) dy = \int_{-\infty}^a l p_{\text{еп}}(l) dl, \quad (2.28)$$

$$\tilde{F} = \int_{(y)} [1 - \hat{A}(y)] p_{\text{еп}}(y) dy = \int_{-\infty}^a p_{\text{еп}}(l) dl. \quad (2.29)$$

На шаг достижения порога b многошаговой процедуры согласно рис. 2.8 можно приближенно считать $l \approx b$. Тогда из (26), (27) $D \approx bF$, откуда

$$b \approx D/F. \quad (2.30)$$

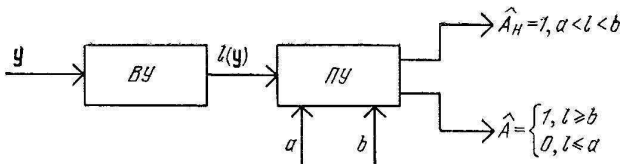


Рис. 2.7