

УДК 621.396

И. Б. В л а с о в, Я. В. М ы к о л ь н и к о в
**УСКОРЕННЫЙ ПОИСК СИГНАЛОВ
В ЧАСТОТНОЙ ОБЛАСТИ С ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ
ПОСЛЕДОВАТЕЛЬНЫХ (ВАЛЬДОВСКИХ)
РЕШАЮЩИХ ПРАВИЛ**

Рассмотрено применение последовательных решающих правил (вальдовского и модифицированного) в алгоритмах поиска навигационных сигналов в частотной области. Приведены результаты математического моделирования алгоритмов обнаружения, реализующих модифицированное последовательное решающее правило и правило Неймана–Пирсона, для различных типов сигналов. Дана оценка выигрыша во времени обнаружения сигнала, который может быть получен при использовании решающих правил с комбинированной статистикой.

В настоящее время все более широкое применение в аппаратуре потребителя (АП) спутниковых радионавигационных систем (СРНС) находят алгоритмы поиска сигналов с использованием процедур согласованной фильтрации в частотной области, базирующиеся на методах быстрого преобразования Фурье (БПФ). Указанные алгоритмы имеют серьезное преимущество перед использовавшимися до последнего времени алгоритмами корреляционной обработки, поскольку в отличие от коррелятора согласованный фильтр инвариантен к задержке сигнала. Это позволяет отказаться от переборных процедур поиска сигнала во времени, используемых при корреляционной обработке, и реализовать параллельный анализ во всех временных элементах разрешения, что обеспечит заметное сокращение времени поиска сигнала, поскольку число таких элементов имеет порядок 10^3 . Поиск по второму неизвестному параметру — доплеровской частоте — в настоящее время чаще всего реализуется путем последовательного перебора ряда заранее заданных значений доплеровского сдвига, число которых обычно составляет несколько десятков.

Для принятия решения о наличии или отсутствии сигнала в каждом элементе разрешения (канале) традиционно используется правило Неймана–Пирсона, обеспечивающее минимальную вероятность пропуска сигнала при заданной вероятности ложной тревоги и *фиксированном объеме* решающей выборки. В то же время известно, что оптимальные и квазиоптимальные (по критерию минимума затрат времени на принятие решения при фиксированных вероятностях ошибок) решающие правила относятся к классу вальдовских (последовательных) и оперируют выборками *переменного (случайного) объема*.

В настоящей работе дана оценка выигрыша во времени обнаружения сигнала, который может быть получен при использовании модифицированных вальдовских решающих правил.

Наиболее подробно в литературе описано последовательное решающее правило, предложенное А. Вальдом [1]. Это правило предписывает сравнение на каждом i -м шаге отношения правдоподобия $\Lambda(\vec{x}_i) = W(\vec{x}_i/H_1)/W(\vec{x}_i/H_0)$, накопленного к этому шагу, с двумя фиксированными порогами A_1 и B_1 ($A_1 > B_1$). В зависимости от результатов этого сравнения выносятся следующие решения:

$$\begin{cases} d = d(H_1) & \text{при } \Lambda(\vec{x}_i) \geq A_1; \\ d = d(H_0) & \text{при } \Lambda(\vec{x}_i) \leq B_1; \\ d = d_{\sim} & \text{при } B_1 < \Lambda(\vec{x}_i) < A_1, \end{cases}$$

где d_{\sim} — решение о продолжении наблюдения.

Таким образом, в пространстве решающей статистики $\Lambda(\vec{x}_i)$ область значений $\Lambda \geq A_1$ соответствует гипотезе H_1 , область $\Lambda \leq B_1$ — гипотезе H_0 , а область $B_1 \leq \Lambda \leq A_1$ является областью неопределенности (продолжения наблюдения).

Решающие пороги вальдовского правила определяются следующими неравенствами: $A_1 \leq \frac{1-\beta}{\alpha}$; $B_1 \geq \frac{\beta}{1-\alpha}$.

При малых (на практике не более 0 дБ) отношениях сигнал/помеха $a_1 = V_c/\sigma\sqrt{2}$, когда “перескоком” статистики за порог можно пренебречь, эти выражения переходят в равенства. При этом в отличие от решающего порога процедуры Неймана–Пирсона, для расчета которого необходимо задаться видом и параметрами распределений (функций правдоподобия) $W(\vec{x}/H_{0,1})$, вальдовские формулы полностью определяются значениями вероятностей ошибок α и β и не зависят от вида различаемых распределений. В общем случае, когда перескоком статистики пренебрегать нельзя, расчет оптимальных порогов возможен с применением численных методов или математического моделирования.

Для независимых выборок удобно пользоваться не отношением правдоподобия, а его логарифмом $Z_k = \ln \Lambda_k$ с соответствующей заменой решающих порогов $A = \ln A_1$; $B = \ln B_1$. Вальдовское решающее правило при этом имеет вид

$$\begin{cases} d = d(H_1) & \text{при } Z(\vec{x}_k) \geq A; \\ d = d(H_0) & \text{при } Z(\vec{x}_k) \leq B; \\ d = d_{\sim} & \text{при } B < Z(\vec{x}_k) < A. \end{cases}$$

Известная теорема Вальда–Вольфовитца [1] утверждает, что описанное правило является оптимальным в том смысле, что требует минимального (в среднем) объема выборки по сравнению с любым дру-

гим решающим правилом, обеспечивающим те же вероятности ложной тревоги α_1 и правильного обнаружения β_1 . При доказательстве теоремы Вальда–Вольфовитца предполагалось, что различаемые гипотезы являются простыми, выборка \vec{x}_i — однородной и независимой, наблюдаемое распределение точно совпадает с ожидаемым для гипотезы или альтернативы, “перескок” статистики за порог в момент принятия решения может считаться пренебрежимо малым.

В случае, когда требуемые вероятности ошибок равны или близки, т.е. $\alpha \simeq \beta$, выигрыш в среднем времени принятия решения вальдовского правила относительно правила Неймана–Пирсона равен примерно двум [1]. В задачах радионавигации и радиолокации обычно $\alpha \ll \beta$, соответственно, $A \gg |B|$ (случай несимметричных порогов). В этих условиях средний объем решающей выборки при отсутствии сигнала (справедлива гипотеза H_0) определяется выражением

$$\bar{n}(H_0) = \frac{\alpha A + (1 - \alpha) B}{M(z/H_0)}$$

и оказывается существенно меньше среднего времени принятия решения при наличии сигнала

$$\bar{n}(H_1) = \frac{(1 - \beta) A + \beta B}{M(z/H_1)}.$$

Здесь

$$M(z/H_0) = \int_X z(x) W(x/H_0) dx,$$

$$M(z/H_1) = \int_X z(x) W(x/H_1) dx$$

— математические ожидания приращения решающей статистики (информация Кульбака–Леблера) для гипотез H_0 и H_1 соответственно; X — область значений x .

Как показывают анализ и результаты моделирования (см. далее), при отношениях сигнал/шум, не превышающих 0 дБ, абсолютные величины информации Кульбака–Леблера, определяющей среднюю скорость накопления решающей статистики, для гипотезы и альтернативы практически одинаковы: $M(z/H_1) \approx |M(z/H_0)|$. Соответственно, средняя длительность последовательной процедуры зависит только от значений вероятностей ошибок α и β , а также однозначно связанных с ними значений решающих порогов. Таким образом, справедлива следующая оценка:

$$\bar{n}(H_1)/\bar{n}(H_0) \approx \frac{(1 - \beta)A + \beta B}{\alpha A + (1 - \alpha)B}.$$

Нетрудно убедиться, что при $\alpha = 10^{-6}$, $\beta = 0,5$ ($A = 13,1$, $B = -0,7$) отношение $\bar{n}(H_1)/\bar{n}(H_0) \approx 20$, т.е. средний объем решаемой выборки в отсутствие сигнала примерно в 20 раз меньше, чем при его наличии.

При этом длительность последовательной процедуры принятия правильного решения о наличии сигнала $\bar{n}(H_1/H_1)$ оказывается близкой к длительности эквивалентной с точки зрения вероятностей ошибок процедуры Неймана–Пирсона: $\bar{n}(H_1/H_1) \approx n_{\text{НП}}$. Отсюда следует, что в отсутствие сигнала вальдовское решающее правило обеспечивает значительную (в 10 раз и более) экономию времени принятия решения относительно правила Неймана–Пирсона. Существенно, что длительность последовательных процедур, закончившихся при наличии сигнала его пропуском, практически совпадает с длительностью процедур при отсутствии сигнала ($\bar{n}(H_0/H_1) \approx \bar{n}(H_0/H_0) \approx \bar{n}(H_0)$), которая, как указано ранее, значительно меньше длительности процедуры Неймана–Пирсона, т.е. последовательный анализ в силу малой длительности процедур, завершившихся пропуском сигнала, обеспечивает экономию времени и при наличии сигнала. Выигрыш в этом случае зависит от заданной вероятности пропуска и при $\beta = 0,5$ составляет примерно 2 раза.

Однако приведенные оценки относятся к случаю различения *простых* гипотез. Задача поиска сигнала в АП СРНС связана с необходимостью обнаружения и разрешения сигналов с неизвестными параметрами — задержкой и доплеровским сдвигом. Таким образом, необходимо решить задачу проверки простой гипотезы H_0 об отсутствии сигнала против сложной альтернативы H_1 одного или более (например, в условиях многолучевого приема) сигналов, при этом решение в пользу H_1 должно сопровождаться оценкой неизвестных параметров каждого из них, т.е. система должна иметь разрешающую способность по этим параметрам.

В рамках правил *сфиксированным* объемом выборки для решения поставленной задачи применяется так называемое правило с независимыми решениями. Согласно этому правилу, решение в каждом из m каналов принимается на основе сравнения накопленного в нем за n шагов парциального отношения правдоподобия Λ_j (или его логарифма Z_j) с решающим порогом C_m ; при $\Lambda_j > C_m$ в соответствующем канале принимается гипотеза H_1 , в противном случае — H_0 . Вероятность ложной тревоги на выходе такой системы $\alpha_m \approx m\alpha_1$. Для того чтобы поддерживать вероятность ложной тревоги α_m на фиксированном уровне при увеличении числа каналов необходимо обратно пропорционально m уменьшать величину α_1 , что эквивалентно увеличению

решающего порога C_m примерно пропорционально $\ln m$. Одновременно для поддержания постоянства вероятности пропуска β также пропорционально $\ln m$ должен увеличиваться объем решающей выборки n , что совпадает с размером неизбежной “платы” за априорную неопределенность, присущей оптимальным правилам [2]. Таким образом, при фиксированном объеме выборки правило с независимыми решениями оказывается достаточно близким к оптимальному.

Предположим теперь, что момент завершения процедуры в каждом канале не фиксируется заранее, а определяется вальдовским последовательным правилом. Очевидно, что необходимость увеличения верхнего решающего порога последовательной процедуры A_m для поддержания фиксированной частоты ложных тревог на выходе многоканального обнаружителя в данном случае сохраняется; соответственно возрастает длительность обнаружения $\bar{n}_m(H_1)$. Однако более существенным в данном случае оказывается другой эффект, непосредственно связанный со случайным характером решающей выборки. Рассмотрим его подробнее.

Последовательная процедура с независимыми решениями продолжается до тех пор, пока не завершится наблюдение во всех каналах, поэтому ее длительность совпадает с длительностью процедуры в канале, где решение было принято последним. Поскольку решение в каждом канале по условию выносится независимо, вероятность $P(n_m k)$ завершения такой m -канальной процедуры к некоторому k -му шагу равна произведению вероятностей завершения процедур во всех каналах:

$$P(n_m k) = F(n_m) = \prod_{j=1}^m F_j(n),$$

где $F_j(n) = P(n_j k) < 1$ — функция распределения длительности последовательной процедуры в j -м канале. Поскольку по определению $F_j(n) < 1$, то $F(n_m)$ — убывающая функция числа сомножителей m , иными словами, с ростом m вероятность незавершения многоканальной процедуры с независимыми решениями увеличивается.

Математическое ожидание \bar{n}_m дискретной величины n_m связано с ее функцией распределения следующим соотношением:

$$\bar{n}_m = \sum_{k=1}^{\infty} [1 - F_m(k)].$$

Очевидно, что с ростом m (уменьшением $F(n_m)$) средняя длительность последовательной процедуры \bar{n}_m возрастает.

На рис. 1 приведены полученные методом математического моделирования зависимости средней длительности последовательной процедуры от числа каналов m при наличии и отсутствии в них сигналов.

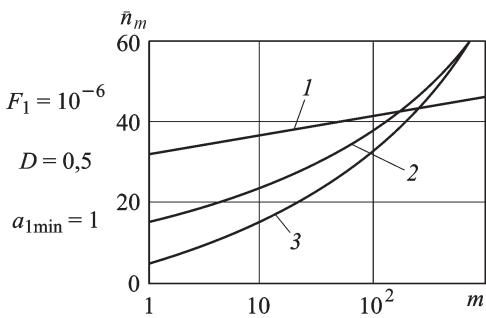


Рис. 1. Зависимости средней длительности процедуры от числа каналов:

1 — зависимость для процедуры Неймана–Пирсона; 2 — $\bar{n}_m(H_1)$; 3 — $\bar{n}_m(H_0)$

этот эффект становится определяющим (при увеличении m кривая 2 стремится к кривой 3). При этом длительность последовательной процедуры возрастает гораздо быстрее, чем длительность процедуры Неймана–Пирсона, и существует число каналов m , при превышении которого последовательная процедура с независимыми решениями не только перестает обеспечивать экономию времени наблюдения, но и приводит к потерям.

Таким образом, процедура с независимыми решениями, достаточно близкая к оптимальной при фиксированном объеме выборки, оказывается малоэффективной или просто неприемлемой для последовательных правил.

Причина низкой эффективности последовательной процедуры с независимыми решениями состоит в том, что время, затрачиваемое на завершение эксперимента в тех каналах, где он затянулся, не используется для уточнения решений, принятых в остальных каналах. Более эффективны алгоритмы, в которых решение о прекращении наблюдения в каждом канале выносится на основе анализа совокупности значений решающей статистики Λ_j во всех каналах. При этом становится возможным возврат статистики, пересекшей в каком-либо канале порог, в зону неопределенности и последующий повторный выход статистики за порог, поэтому итоговая вероятность ошибок в таких процедурах ниже, чем при независимых решениях. Процедуры рассматриваемого типа иногда называют процедурами с многократными пересечениями порогов; примерами могут служить описанные в литературе *процедуры на экстремальной статистике, с одновременным решением, процедура Маркуса–Сверлинга* [3–5]. Первые две процедуры используют в качестве решающей статистики парциальные отношения правдоподобия, накопленные в каналах. Основной недостаток этих процедур — сложность расчета решающих порогов, обеспечивающих заданные вероятности ошибок, и зависимость этих порогов от

Для сравнения приведена аналогичная зависимость для процедуры Неймана–Пирсона (кривая 1). Видно, что для последовательной процедуры возрастает не только связанная с порогом A длительность обнаружения $\bar{n}_m(H_1)$, но и не зависящая от A длительность наблюдения $\bar{n}_m(H_0)$ в каналах, не содержащих сигнал, причем с ростом числа каналов именно

параметров сигнала и помех. Процедура Маркуса–Сверлинга основана на сравнении с вальдовскими порогами статистики безусловного отношения правдоподобия, вычисленной на основе парциальных отношений правдоподобия:

$$\tilde{\Lambda} = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m \Lambda_j.$$

С точки зрения вынесения решения об отсутствии сигнала (сигналов) эта статистика является оптимальной, однако при ее вычислении утрачивается информация о параметрах обнаруженного сигнала.

От перечисленных недостатков свободны процедуры, построенные по принципу “комбинированной” решающей статистики, который был предложен в МВТУ в 1980-е годы и состоит в том, что при последовательном анализе благодаря наличию двух независимых решающих порогов имеется возможность использовать для вынесения решений как в пользу H_1 , так и в пользу H_0 различные статистики выборочных значений. Структуру каждой из этих статистик, именуемых в литературе соответственно *статистикой обнаружения* и *статистикой необнаружения* [6], выбирают, исходя из конкретных условий решаемой задачи. Например, эти статистики могут представлять собой приближения к безусловному отношению правдоподобия соответственно в области $\tilde{\Lambda} \approx A \gg 1$ и в области $\tilde{\Lambda} \approx B \leq 1$. В некоторых случаях может оказаться целесообразным использовать статистику необнаружения, рассчитанную при некотором фиксированном значении неизвестного параметра, т.е. не зависящую от его оценки.

Применительно к проблеме поиска сигнала в приемнике АП СРНС предлагается следующий вариант процедуры с комбинированной статистикой.

Решается задача проверки простой гипотезы H_0 об отсутствии сигналов в анализируемой совокупности элементов, число которых равно m , против сложной альтернативы H_1 о наличии l сигналов, при этом решение в пользу H_1 должно сопровождаться оценкой числа сигналов и неизвестного параметра каждого из них. Очевидно, что применительно к рассматриваемой задаче обнаружения сигнала в АП СРНС можно априори утверждать, что возможное число сигналов мало ($1 \leq l \ll m$) по сравнению с числом элементов разрешения.

Тогда для решения поставленной задачи может применяться вариант процедуры с комбинированной статистикой, предусматривающий, что проверка гипотезы H_1 в каждом канале производится путем сравнения его парциальной статистики Λ_j с решающим порогом $A_1^* = mA_1 = m \ln F_1^{-1}$ [2]. При пересечении порога A_1^* гипотеза H_1 в данном канале считается принятой независимо от состояния других

каналов, т.е. для проверки H_1 используется последовательное правило с независимыми решениями. Гипотеза H_0 об отсутствии сигналов (хотя бы одного) проверяется на основе сравнения с вальдовским нижним порогом B_1 статистики безусловного отношения правдоподобия, вычисленной для тех каналов, где не был превышен верхний порог:

$$\tilde{\Lambda}_k = \frac{1}{m-l} \sum_{\substack{j=1 \\ j \notin S}}^m \Lambda_{jk}.$$

Здесь S — множество индексов каналов, в которых на k -м шаге $\Lambda_j \geq A_1$; l — число таких каналов; \notin — символ не принадлежности индекса j к множеству S .

Рассмотренное правило может быть записано в виде

$$\begin{cases} d = d(H_{1j}) & \text{при } \Lambda_j \geq A_1^* \cap \tilde{\Lambda}_k \leq B_1; \\ d = d(H_0) & \text{при } \tilde{\Lambda}_k \leq B_1 \cap l = 0; \\ d = d_{\sim} & \text{при } \tilde{\Lambda}_k \geq B_1. \end{cases}$$

Очевидно, что при отсутствии сигналов данное правило с вероятностью $p = 1 - \alpha$ совпадает с правилом Маркуса–Сверлинга, которое, как уже отмечалось ранее, является оптимальным при принятии решения об отсутствии сигнала. При наличии единственного сигнала данное правило реализует правило обнаружения, основанное на экстремальной статистике. При наличии нескольких сигналов (поскольку для принятия решения о наличии сигнала используется правило с независимыми решениями) длительность процедуры несколько возрастает (см. ранее), однако, при малом числе каналов этим эффектом можно пренебречь.

Далее приведены результаты математического моделирования рассмотренной процедуры применительно к задаче обнаружения сигнала в приемнике СРНС, использующем согласованную фильтрацию в частотной области.

На рис. 2 приведена структурная схема моделирующей программы.

В состав программной модели входят следующие блоки: блок исходных данных для моделирования; формирователь сигнала; обнаружитель Неймана–Пирсона, включающий в себя вычислитель решающей статистики (ВРС) и пороговое устройство (ПУ); последовательный обнаружитель с комбинированной статистикой, в который входят ВРС и ПУ; блок расчета параметров обнаружителей.

Исходными данными для моделирования обнаружителя являются вероятность пропуска β , вероятность ложной тревоги α , расчетное

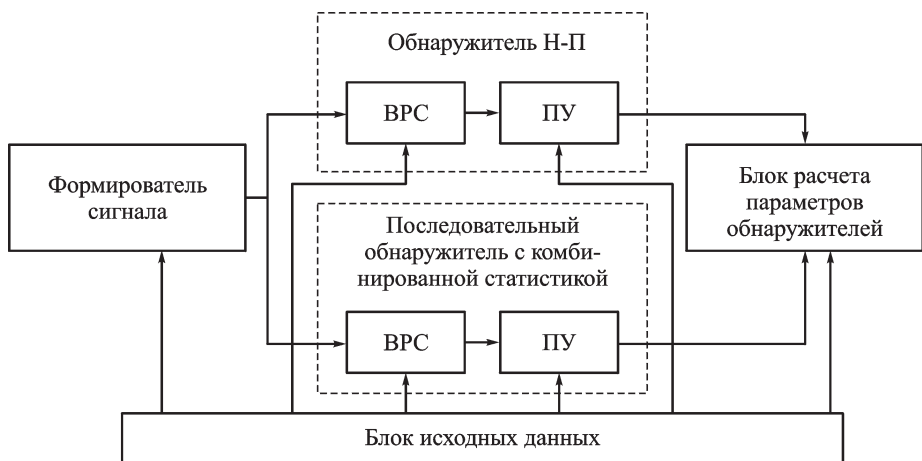


Рис. 2. Структурная схема программы

значение отношения сигнал/шум a_1 , среднеквадратическое отклонение шума σ , число каналов m . В блоке формирования сигнала моделируются отсчеты сигнала на выходе коррелятора, реализованного на основе быстрой свертки (БПФ, обратного БПФ). Для разных типов сигнала в ВРС рассчитываются отношение правдоподобия и его логарифм, полученные значения поступают на пороговые устройства, использующие различные критерии принятия решения. Затем рассчитываются основные характеристики обнаружителей и записываются в файл.

Исследования алгоритма проводились для вероятностей правильного обнаружения $\beta = 0,5$ и ложной тревоги $\alpha = 10^{-4}$ при числе каналов равном 1, 10, 100 и 1000. Исследовали две модели сигнала: с известными амплитудой V_c и начальной фазой φ_0 , (полностью известный сигнал) и с постоянной амплитудой V_c со случайной начальной фазой φ_0 .

Параметры обнаружителя для первой модели, соответствующей минимальной априорной неопределенности, могут рассматриваться как потенциальные. Логарифм отношения правдоподобия для этой модели имеет вид

$$Z(\vec{u}_k) = -ka_1^2 + \sum_{i=1}^k 2a_1u_i \cos(\varphi_i - \varphi_0), \quad (1)$$

где $u_i = V_i/(\sigma\sqrt{2})$ и $a_1 = V_c/(\sigma\sqrt{2})$ — амплитуды принятого и расчетного сигналов, нормированные относительно среднеквадратического отклонения шума.

Во второй модели сигнал с известной амплитудой, начальная фаза φ_0 которого априори неизвестна, но остается постоянной в течение времени принятия решения. Логарифм отношения правдоподобия в

данном случае имеет вид

$$Z(\vec{u}_k; \vec{\varphi}_k) = -ka_1^2 + \ln I_0(2a_1U_k), \quad (2)$$

где

$$U_k = \sqrt{\sum_{i=1}^k (u_i \cos \varphi_i)^2 + \sum_{i=1}^k (u_i \sin \varphi_i)^2},$$

т.е. оптимальная обработка является квадратурной.

Расчитанные по формулам (1) и (2) отношения правдоподобия поступают на два пороговых устройства, одно из которых реализует решающее правило Неймана–Пирсона, а второе — последовательное правило с комбинированной статистикой.

Полученные в ходе моделирования результаты для двух рассматриваемых моделей сигналов представлены далее в виде графиков зависимости вероятности правильного обнаружения от отношения сигнал/шум для числа каналов $m = 1$ и $m = 1000$; зависимости средней длительности принятия решения от отношения сигнал/шум для числа каналов $m = 1$ и $m = 1000$; зависимости длительности принятия решения в пользу гипотез H_0 и H_1 от числа каналов для фиксированного отношения сигнал/шум.

Далее приведены графики зависимостей вероятности правильного обнаружения от отношения сигнал/шум (a/a_1) для одноканальных и многоканальных обнаружителя Неймана–Пирсона и последовательных обнаружителей полностью известного сигнала (рис. 3, а, б) и сигнала с неизвестной начальной фазой (рис. 3, в, г); здесь и далее a — наблюдаемое отношение сигнал/шум.

Как следует из графиков, для обеих моделей сигнала при большом ($m = 1000$) числе каналов характеристики обнаружения исследуемых решающих правил совпадают с точностью до погрешности эксперимента.

Следующей важной характеристикой обнаружителей является зависимость $\bar{n}(a/a_1)$ средней длительности процедуры от отношения величин сигнал/шум наблюдаемого и расчетного сигналов. На рис. 4 приведены соответствующие зависимости для полностью известного сигнала (а, б) и сигнала с неизвестной начальной фазой (в, г) при разном числе каналов.

Из графиков следует, что при большом числе каналов ($m = 1000$) последовательный обнаружитель для сигналов обеих моделей обеспечивает заметную (не менее 1,5 раз) экономию времени принятия решения во всем диапазоне значений отношения сигнал/шум (a/a_1).

На рис. 5 приведены графики зависимостей средней длительности многоканальной процедуры от числа каналов при фиксированном

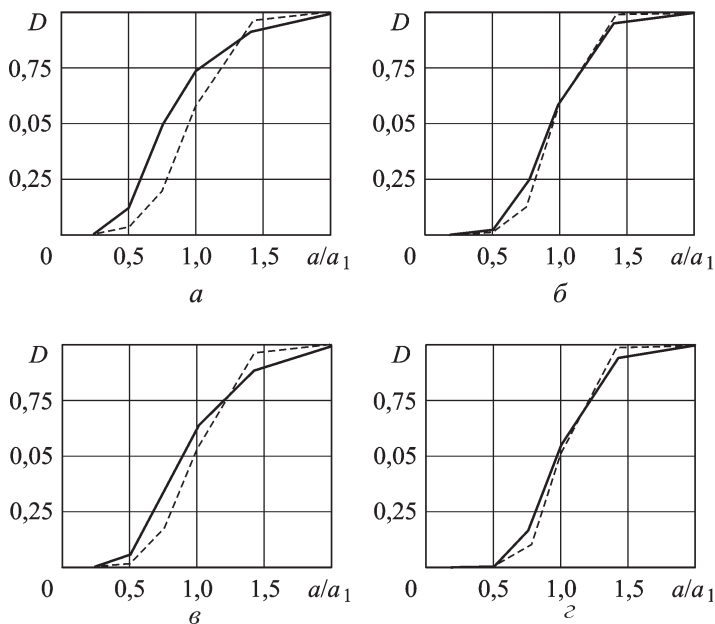


Рис. 3. Зависимости вероятностей правильного обнаружения от отношения сигнал/шум (a/a_1) для обнаружителя Неймана–Пирсона (штриховая кривая) и последовательного обнаружителя (сплошная кривая):

a, \bar{b} — полностью известный сигнал; v, z — сигнал с неизвестной начальной фазой; $m = 1$ (a, v); $m = 1000$ (\bar{b}, z)

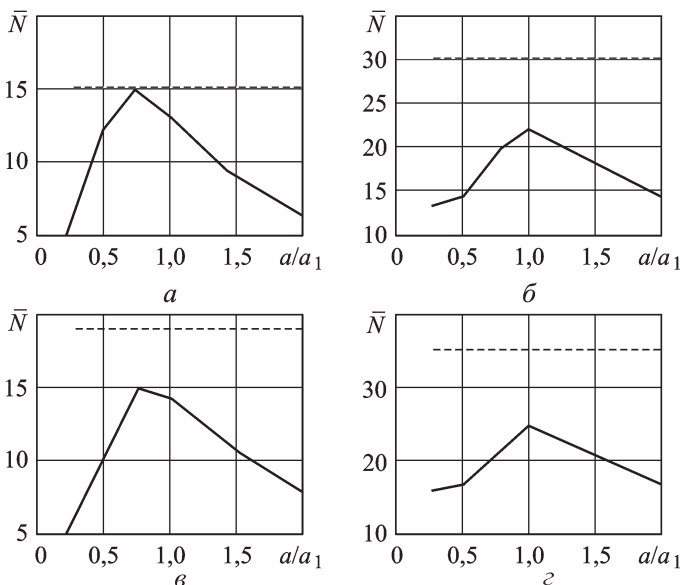


Рис. 4. Зависимости средней длительности процедуры от отношения сигнал/шум (a/a_1) для обнаружителя Неймана–Пирсона (сплошная кривая) и последовательного обнаружителя (штриховая кривая) ($a \dots z$ — см. рис. 3)

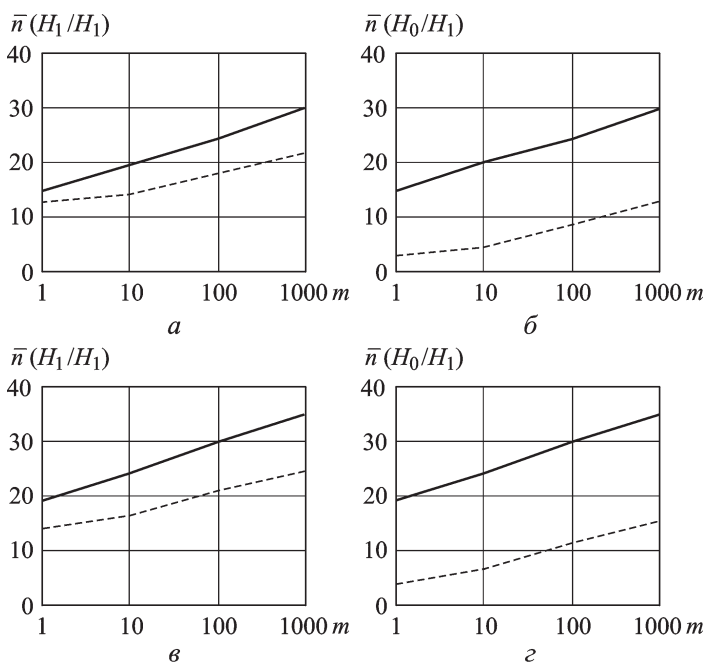


Рис. 5. Зависимости средней длительности процедуры при обнаружении и пропуске полностью известного сигнала (*а, б*) и сигнала с неизвестной начальной фазой (*в, г*) от числа каналов для обнаружителя Неймана–Пирсона (сплошная кривая) и последовательного обнаружителя (штриховая кривая); $\alpha = \alpha_1 = 0$ дБ

значении отношения сигнал/шум (a/a_1). Зависимость средней длительности процедуры при обнаружении и необнаружении (пропуске) полностью известного сигнала в обнаружителе Неймана–Пирсона и последовательном обнаружителе от числа каналов представлены на рис. 5, *а, б*, для сигнала с неизвестной начальной фазой — на рис. 5, *в, г*.

Как следует из графиков, абсолютный выигрыш во времени принятия решения последовательной процедуры относительно процедуры Неймана–Пирсона мало зависит от числа каналов (т.е. незначительно увеличивается с ростом их числа). Относительный выигрыш с ростом число каналов, как и следовало ожидать, несколько уменьшается, однако даже при большом (порядка 10^3) числе каналов при отсутствии сигнала средняя длительность последовательной процедуры в 2... 2,5 раза меньше длительности процедуры Неймана–Пирсона. Поскольку в рассматриваемой задаче именно длительность принятия решения об отсутствии сигнала определяет общий баланс времени поиска сигнала (большинство доплеровских каналов сигнала не содержат), можно утверждать, что применение последовательных процедур с комбинированной статистикой позволяет в 2... 2,5 раза сократить среднее время поиска навигационного сигнала по сравнению со случаем, когда используется решающее правило Неймана–Пирсона.

Вывод. Результаты математического моделирования подтверждают, что при согласованной фильтрации в частотной области среднее время поиска радионавигационного сигнала может быть сокращено в 2 раза и более за счет использования последовательных (вальдовских) решающих правил с комбинированной решающей статистикой.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. В а л ь д А. Последовательный анализ: Пер. с англ. / Под ред. Б.А. Севастьянова. – М.: Физматгиз, 1960.
2. С п р а в о ч н и к по радиолокации: В 4-х т.: Пер. с англ. / Под ред. К.Н. Трофимова. – М.: Сов. радио, 1976. – Т. 1. – 455 с.
3. Х а н Г., Ш а п и р о С. Статистические модели в инженерных задачах. Пер. с англ. / Под ред. В.В. Налимова. – М.: Мир, 1969.
4. Р о з а н о в Б. А., С о л о в ь е в Г. Н. К оценке эффективности многоканального последовательного анализа с одновременным принятием решений в каналах // Радиотехника и электроника. 1976. – Т. 21, № 6. – С. 1233–1241.
5. M a r c u s M. S., S w e r l i n g P. Sequential detection in radar with multiple resolution elements // IRE Trans. V. IT-8, 1962. – No 4. – P. 237–245.
6. В л а с о в И. Б., К у з ь м и н а Е. К., С о л о в ь е в Г. Н. Последовательная процедура с комбинированной статистикой для обнаружения сигнала в многоканальных системах // Радиотехника и электроника. – 1983. – Т. 28. – № 9.

Статья поступила в редакцию 23.01.2008

Игорь Борисович Власов родился в 1941 г., окончил в 1964 г. МВТУ им. Н.Э. Баумана. Д-р техн. наук, профессор кафедры “Радиоэлектронные системы и устройства”. Автор более 120 научных работ в области радиолокации и радионавигации.

I.V. Vlasov (b. 1941) graduated from the Bauman Moscow Higher Technical School in 1964. D. Sc. (Eng.), professor of “Radio Electronic Systems and Devices” department of the Bauman Moscow State Technical University. Author of more than 120 publications in the field of radiolocation and radionavigation.

Яков Владимирович Мыкольников родился 1977 г., окончил в 2002 г. МГТУ им. Н.Э. Баумана. Младший научный сотрудник НИИ радиоэлектронной техники МГТУ им. Н.Э. Баумана. Автор 7 научных работ в области спутниковых радионавигационных систем.

Ya.V. Mykol'nikov (b. 1977) graduated from the Bauman Moscow State Technical University in 2002. Junior researcher of Research Institute for Radio-Electronic Technology of the Bauman Moscow State Technical University. Author of 7 publications in the field of satellite radio-navigational systems.