

ДОСЛІДЖЕННЯ ЕФЕКТИВНОСТІ АДАПТИВНИХ ПОСЛІДОВНИХ ПРОЦЕДУР

© Кротюков Є., 2006

Досліджено ефективність регуляризованої, модифікованої й усіченої адаптивних послідовних (вальдовських) процедур.

Research of efficiency of the regularized, modified and truncated adaptive consecutive Wald's procedures.

З огляду на відсутність апріорної інформації про сигнально-завадову обстановку в реальних умовах становить інтерес розвиток теорії статистичного синтезу в напрямку розробки методів подолання апріорної невизначеності.

Можливо виділити п'ять основних підходів до подолання апріорної невизначеності [1]: пошук незміщених рівномірно наймогутніших вирішальних правил; непараметричний підхід, заснований на знакових і рангових алгоритмах; квазінепараметричний метод, що використовує робастні (стійкі) алгоритми; адаптивний підхід з використанням навчальних вибірок; асимптотично оптимальні алгоритми. З перерахованих вище підходів підвищений інтерес становить застосування адаптивних алгоритмів обробки сигналів [2].

Відповідно до адаптивного байєсового підходу [2] замінимо у вирішальній статистиці невідому коваріаційну матрицю її оцінкою максимальної правдоподібності

$$\hat{R}_n(X_n) = S_n^{*T} \hat{R}_n^{-1} X_n - 0,5 S_n^{*T} \hat{R}_n^{-1} S_n. \quad (1)$$

При формуванні максимально правдоподібної оцінки \hat{R}_n по m навчальних вибірках вхідної послідовності X_{ni} , де $i = \overline{1, m}$ й $m < n$ оцінка \hat{R}_n вироджена і задача визначення $\hat{R}_n(X_n)$ некоректна [3]. Тому в умовах послідовного виявлення, коли тривалість процедури n заздалегідь не фіксується, використання \hat{R}_n може призвести до виродженості і, як наслідок, до істотного збільшення помилок виявлення і зупинці процедури на кроці $n = m$.

Одним з методів подолання виродженості оцінок коваріаційних матриць є їх регуляризація [4]

$$\hat{R}_n^p = \hat{R}_n + \alpha^2 I_n,$$

де $\alpha^2 > 0$ – параметр регуляризації.

Відповідно до викладеного, розглянута адаптивна послідовна (вальдовська) процедура припускає формування на кожному n -му кроці вирішальної статистики

$$\hat{I}_n(X_n) = S_n^{*T} \left(\hat{R}_n^p \right)^{-1} X_n - 0,5 S_n^{*T} \left(\hat{R}_n^p \right)^{-1} S_n. \quad (2)$$

і порівняння її з порогами Вальда $\ln D/F$ і $\ln[(1-D)/(1-F)]$.

Методом статистичного моделювання досліджені залежності ймовірностей помилкової тривоги $\hat{F}(m)$ (рис.1а) і правильного виявлення $\hat{D}(m)$ (рис.1б), реалізованих регуляризованою адаптивною послідовною процедурою, від обсягу навчальної вибірки m при виявленні сигналу $S_n^T = [1 - 1 \dots 1]$ на тлі некорельованих (крива 1) і корельованих завад, коефіцієнт кореляції $r = 0,95$, з гауссовою (крива 2) і експонентною (крива 3) кореляційними функціями, відношенні завада/шум 50 дБ і очікуваному вхідному відношенні сигнал/завада, що відповідає тривалості процедури Неймана-Пірсона $N = 6$ для розрахункових ймовірностей $F = 10^{-2}$, $D = 0,5$.

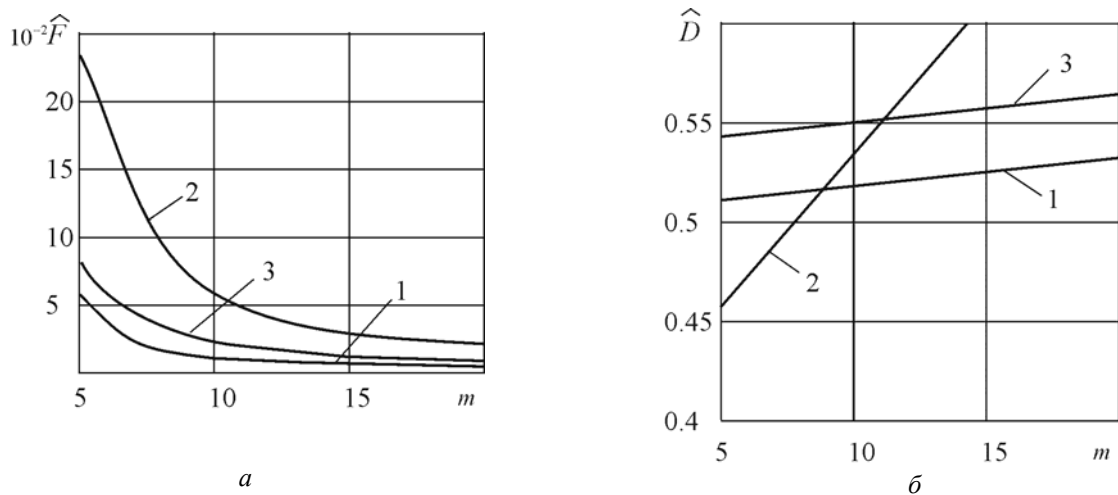


Рис. 1. Залежності ймовірностей помилкової тривоги $\hat{F}(m)$ (а) і правильного виявлення $\hat{D}(m)$ (б) від обсягу навчальної вибірки m

З графіків видно, що при малих m , особливо в умовах завад з гауссовою кореляційною функцією, адаптивна послідовна процедура характеризується істотним збільшенням ймовірності помилкової тривоги $\hat{F}(m)$ і зменшенням ймовірності правильного виявлення $\hat{D}(m)$ порівняно з випадком відомих параметрів завад. Так, при $m=5$ в завадах з гауссовою кореляційною функцією $\bar{F}(m)$ перевищує потенційне значення в 40 разів, у експоненціально корельованих завадах у 10 разів і в некорельованих завадах у 8 разів.

З метою усунення цього недоліку розглянемо модифіковану адаптивну послідовну (вальдовську) процедуру, ймовірності характеристики вирішальний статистик $\bar{l}_n(X_n)$ якої, зокрема, середнє і дисперсія, за відсутності корисного сигналу збігаються або близькі до відповідних характеристик вирішальних статистик $l_n(X_n)$ у відомій завадовій обстановці. Для побудови модифікованої адаптивної процедури знайдемо середнє значення і дисперсію вирішальних статистик на кожному n -му кроці, що залежать від розподілу вхідної вибірки X_n й оцінки коваріаційної матриці \hat{R}_n . Звідси середнє значення статистики $\bar{l}_n(X_n, \hat{R}_n/H_0)$ дорівнює

$$\bar{l}_n(H_0) = E_{\hat{R}_n, X_n} \left\{ l_n(X_n, \hat{R}_n/H_0) \right\},$$

де $E\{ \cdot \}$ – символ усереднення.

У випадку незалежності X_n і \hat{R}_n після усереднення по X_n одержимо

$$\bar{l}_n(H_0) = E_{\hat{R}_n} \left\{ E_{X_n} \left\{ l_n(X_n, \hat{R}_n/H_0) \right\} \right\} = -\frac{1}{2} E_{\hat{R}_n} \left\{ S_n^{*T} \hat{R}_n^{-1} S_n \right\}.$$

Використовуючи методику, викладену в [5], можна показати, що

$$\bar{l}_n(H_0) = -\frac{1}{2} S_n^{*T} \hat{R}_n^{-1} S_n \frac{m}{m-n}. \quad (3)$$

Шукана дисперсія вирішальної статистики $l_n(X_n, \hat{R}_n/H_0)$ визначається співвідношенням

$$\sigma_{l_n}^2(H_0) = E_{\hat{R}_n, X_n} \left\{ \left[l_n(X_n, \hat{R}_n/H_0) \right]^2 \right\} - \left[E_{\hat{R}_n, X_n} \left\{ l_n(X_n, \hat{R}_n/H_0) \right\} \right]^2,$$

яке при незалежних X_n і \hat{R}_n перетвориться до вигляду

$$\sigma_{l_n}^2(H_0) = E_{\hat{R}_n} \left\{ S_n^{*T} \hat{R}_n^{-1} \hat{R}_n \hat{R}_n^{-1} S_n \right\} + 0,25 E_{\hat{R}_n} \left\{ S_n^{*T} \hat{R}_n^{-1} S_n \right\} - 0,25 \left[E_{\hat{R}_n} \left\{ S_n^{*T} \hat{R}_n^{-1} S_n \right\} \right]^2.$$

Обчисливши середнє значення кожного доданка

$$E_{\bar{R}_n} \left\{ S_n^{*T} \bar{R}_n^{-1} R_n \bar{R}_n^{-1} S_n \right\} = S_n^{*T} \bar{R}_n^{-1} S_n \frac{m^3}{(m-n-1)(m-n)(m-n+1)};$$

$$E_{\bar{R}_n} \left\{ \left[S_n^{*T} \bar{R}_n^{-1} S_n \right]^2 \right\} = \left(S_n^{*T} \bar{R}_n^{-1} S_n \right)^2 \frac{m^2}{(m-n-1)(m-n)};$$

$$\left[E_{\bar{R}_n} \left\{ S_n^{*T} \bar{R}_n^{-1} S_n \right\} \right]^2 = \left(S_n^{*T} \bar{R}_n^{-1} S_n \right)^2 \frac{m^2}{(m-n)^2},$$

приходимо до такого вираження для дисперсії вирішальних статистик:

$$\sigma_{l_n}^2(H_0) = S_n^{*T} R_n^{-1} S_n \frac{m^3}{(m-n-1)(m-n)(m-n+1)} + \frac{1}{4} \left(S_n^{*T} R_n^{-1} S_n \right)^2 \frac{m^2}{(m-n)^2 (m-n-1)}. \quad (4)$$

Легко показати, що аналогічні характеристики для відомої заводої обстановки задовольняють співвідношення

$$\bar{l}_n(H_0) = -\frac{1}{2} S_n^{*T} R_n^{-1} S_n. \quad (5)$$

$$\sigma_{l_n}^2(H_0) = S_n^{*T} R_n^{-1} S_n. \quad (6)$$

Порівняння (3), (5) і (4), (6) дає змогу зробити висновок про те, що модифікація вирішальної статистики (2) у вигляді

$$l_n^M(X_n, \bar{R}_n / H_\theta) = K_1(m, n) K_2(m, n) S_n^{*T} \bar{R}_n^{-1} X_n - \frac{1}{2} K_1^2(m, n) S_n^{*T} \bar{R}_n^{-1} S_n,$$

де $K_1(m, n) = \sqrt{(m-n)/m}$; $K_2(m, n) = \sqrt{(m-n-1)(m-n+1)/m^2}$, дає змогу забезпечити рівність середніх значень і близькість дисперсій вирішальних статистик в умовах відомої і невідомої заводої обстановки. При цьому дисперсія $l_n^M(X_n, \bar{R}_n / H_\theta)$ дорівнює

$$\sigma_{l_n}^2(H_\theta) = S_n^{*T} R_n^{-1} S_n + 0,25 \left(S_n^{*T} R_n^{-1} S_n \right)^2 \left[(m-n)/(m-n-1) - 1 \right].$$

Для усунення ефекту виродженості оцінок коваріаційних матриць використовуємо регуляризовані оцінки, а для забезпечення визначеності модифікуючих множників на кроках процедури $n > m-1$ і $n > m-2$ зафіксуємо їхні значення $K_1(m, m-1)$ і $K_2(m, m-2)$

$$l_n^M(X_n, \bar{R}_n^p / H_\theta) = K_1(m, n) K_2(m, n) S_n^{*T} \left(\bar{R}_n^p \right)^{-1} X_n - \frac{1}{2} K_1^2(m, n) S_n^{*T} \left(\bar{R}_n^p \right)^{-1} S_n \quad (7)$$

де

$$K_1(m, n) = \begin{cases} \sqrt{(m-n)/m}, & \text{при } n < m; \\ \sqrt{1/m}, & \text{при } n \geq m, \end{cases} \quad K_2(m, n) = \begin{cases} \sqrt{(m-n-1)(m-n+1)/m}, & \text{при } n < m-1; \\ \sqrt{3/m}, & \text{при } n \geq m-1, \end{cases}$$

Скориставшись (7), для обсягу навчальної вибірки $m=5$ розраховані реалізовані модифіковану адаптивною послідовною процедурою ймовірності помилкової тривоги \bar{F} і правильного виявлення \bar{D} (таблиця). Там само зображені \bar{F} і \bar{D} для регуляризованої адаптивної послідовної процедури.

	некорельована завод $r = 0$		експонентна кореляційна функція $r = 0.95$		гаусовська кореляційна функція $r = 0.95$	
	регуляризована	модифікована	регуляризована	модифікована	регуляризована	модифікована
\bar{F}	$5.6 \cdot 10^{-2}$	$1.1 \cdot 10^{-2}$	$8.3 \cdot 10^{-2}$	$2.1 \cdot 10^{-2}$	$24 \cdot 10^{-2}$	$3.7 \cdot 10^{-2}$
\bar{D}	0.52	0.22	0.54	0.25	0.45	0.18

Аналіз табличних даних показує, що модифікація вирішальної статистики призводить до істотного зменшення ймовірності помилкової тривоги \bar{F} порівняно з регуляризованою оцінкою (у 4–6 разів) і значення реалізованої \bar{F} вже при обсязі навчальної вибірки $m=5$ незначно відрізняється від розрахункового F . З таблиці також видно, що відсутність апріорних відомостей про кореляційну матрицю завади спричиняє зменшення ймовірності правильного виявлення \bar{D} , що відповідає втратам у граничному сигналі 2 – 3 дБ.

Основною причиною погіршення статистичних характеристик модифікованої адаптивної послідовної процедури є зміна розподілів вирішальних статистик, особливо істотне на кроках процедури n , що перевищують обсяг навчальної вибірки m , на яких різко зростає $l_n(X_n, \bar{R}_n^p)$. При цьому “заморожування” модифікуючих множників $K_1(m, n)$, $K_2(m, n)$ для $n \geq m-1$ не призводить до компенсації небажаних збільшень середніх значень і дисперсій вирішальних статистик.

Часткове усунення цих недоліків може бути досягнуте за рахунок застосування усіченої адаптивної послідовної процедури, крок усікання якої n_0 повинний вибиратися з умови $n_0 > N+1$. Аналіз (б) показує також, що вибір обсягу навчальної вибірки $m > n+1$ дозволяє виключити невизначеність модифікуючих множників $K_1(m, n)$, $K_2(m, n)$. Отже, використання усіченої адаптивної послідовної процедури з обсягом навчальної вибірки $m > n_0 + 1 > N + 2$ усуває основну причину різкого погіршення ефективності адаптивних послідовних виявлячів. Наведене підтверджується результатами розрахунків для $N=6$, $n_0=7$ і $m=9$, які показали, що фактично реалізована ймовірність помилкової тривоги \bar{F} перевищує розрахункове значення F не більше ніж у 2 рази, а ймовірність правильного виявлення \bar{D} зменшується на (10 – 30)% в умовах завод з довільною кореляційною функцією, що відповідає втратам у граничному сигналі не більше 3 дБ.

У роботі показано, що застосування регуляризованих оцінок коваріаційних матриць загального вигляду в адаптивних послідовних (вальдовських) процедурах призводить до істотного зростання ймовірності помилкової тривоги і зменшенню ймовірності правильного виявлення. Запропоновано модифіковану адаптивну послідовну процедуру, яка забезпечує рівність середніх і близькість дисперсій вирішальних статистик в умовах відомої і невідомої заводової обстановки, що дає змогу одержати ймовірності помилкової тривоги і правильного виявлення, що незначно відрізняються від розрахункових уже при обсягах вибірки, порівняних із тривалістю процедури Неймана-Пірсона. Дослідження усіченого модифікованого виявляча, обсяг навчальної вибірки і крок усікання якого перевищують тривалість процедури Неймана-Пірсона, показали можливість реалізації ймовірності помилкової тривоги, що відрізняється від розрахункової не більше ніж у 2 рази, а ймовірність правильного виявлення зменшується на 10 – 30 %, що відповідає втратам у граничному сигналі не більше 3 дБ.

1. Теория обнаружения сигналов / П.С. Акимов, П.А. Бакут, В.А. Богданович и др. / Под ред. П.А. Бакута. – М.: Радио и связь, 1984. – 440с. 2. Репин В.Г., Тартаковский Г.П. Статистический синтез при априорной неопределенности и адаптация информационных систем. – М.: Сов.радио, 1977. – 432с. 3. Рао С. Линейные статистические методы и их применение. – М.: Наука, 1968. – 548с. 4. Абрамович Ю.И. Регуляризованный метод адаптивной оптимизации фильтров по критерию максимального отношения сигнал/помеха // Радиотехника и электроника. – 1981. – Т.26, №3. – с543 – 551. 5. Reed I., Mallett Y., Brennan L. Rapid convergence rate in adaptive arrays // IEEE Trans. AES-10. – 1974, №6. – P.853 – 863.