

СТАТИСТИЧНА ОЦІНКА ДИНАМІЧНИХ СЦЕН НА ВІДЕОЗОБРАЖЕННЯХ В ТРАКТІ ОБРОБКИ СИГНАЛІВ ОПТИКОЕЛЕКТРОННИХ СИСТЕМ СПОСТЕРЕЖЕННЯ

В статті приведено результати дослідження, щодо вирішення статистичної задачі виявлення динамічних об'єктів на зображеннях в системах відеоспостереження за сигнальними ознаками. Отриманні співвідношення, дають змогу зробити висновок, що формування вирішального правила в таких системах має проводитись за іншими підходами ніж в радіотехнічних та оптичних системах локації.

The article includes the results of a study to address the statistical problem of identifying dynamic objects in images for video surveillance systems in signal characteristics. Getting value, allow to conclude that the formation of decision rule in such systems is carried out by other approaches than in the radio and optical systems of location.

Ключові слова: відеоспостереження, обробка, оптикоелектронні системи.

Прийом та обробка сигналів в системах відеоспостереження, як правило проводиться на фоні значного рівня завад, що маскують інформативні ознаки сигналів і в цілому спотворюють їхні параметри. А отже в процесі прийому необхідно вирішувати дві основні задачі: виявити сигнал і виміряти параметри корисних інформаційних складових в його об'ємі. Враховуючи особливості реалізації систем відеоспостереження, особливо в частині попередньої реєстрації і селекції сигналів, майже вся сукупність цих операцій виконується вже безпосередньо на етапі обробки прийнятої суміші сигналів. Сформулюємо завдання виявлення сигналу на фоні перешкод в такий спосіб – на заданому інтервалі часу (0; T) спостерігається напруга $u(t)$, яка може бути або перешкодою (корисний сигнал на вході приймача відсутній), або сумішшю сигналу $s(t)$ і завади $n(t)$. Оперуючи деякими апріорними даними про статистичні характеристики завади і суміші сигналу з завадою, за допомогою пристрою виявлення, необхідно вирішити, яка із двох зазначених ситуацій має місце.

Внаслідок випадкового характеру завади, а також можливих флуктуації параметрів корисного сигналу, розв'язок прийнятий виявлячем, може бути як правильним, так і помилковим. При цьому можливі наступні ситуації [2, 3]: а) сигнал на вході приймача є, і ухвалюється рішення «сигнал є» (ситуація A_{11}); б) сигнал на вході приймача є, але видається рішення «сигналу немає» (ситуація A_{10}); в) сигналу на вході приймача немає і ухвалюється рішення «сигналу немає» (ситуація A_{00}); г) сигналу на вході приймача немає, але видається рішення «сигналу» (ситуація A_{01}). Ситуації A_{11} і A_{00} характеризують прийняття правильних рішень, в той час як виникнення ситуацій A_{10} і A_{01} свідчить про прийняття неправильних рішень.

Якість роботи виявляча визначається саме ймовірністю вірного прийняття рішень, однак на практиці часто застосовується трохи інший підхід до оцінки якості приймання сигналу, вона заснована на визначенні середнього ризику \bar{r} . Кожній із зазначених ситуацій приписується певна величина – вартість наслідків, викликаних цієї ситуацією [3].

Нехай r_{11} – вартість правильного виявлення сигналу, r_{10} – вартість пропуску сигналу, r_{01} – вартість неправильного виявлення сигналу, r_{00} – вартість вірного невиявлення сигналу. Оскільки виникнення кожної із цих ситуацій є випадковою подією, то практичний інтерес представляє середня вартість рішення, що видається виявлячем (середній ризик):

$$\bar{r} = P(A_{11})r_{11} + P(A_{10})r_{10} + P(A_{01})r_{01} + P(A_{00})r_{00}, \quad (1)$$

де $P(A_{xx})$ – ймовірності відповідних ситуацій.

Вартості вірних рішень в даному випадку можна прийняти рівними нулю, тобто $r_{11} = r_{00} = 0$. У цьому випадку середній ризик визначається виразом

$$\bar{r} = P(A_{10})r_{10} + P(A_{01})r_{01} + P(A_{00})r_{00} \quad (2)$$

Нехай p – ймовірність наявності сигналу від стороннього об'єкту в суміші на вході приймача, тоді

$$P(A_{10}) = pP'_D, \quad P(A_{01}) = (1 - p)pP'_F, \quad (3)$$

де P'_D – ймовірність пропуску, P'_F – ймовірність неправильного виявлення сигналу.

В цьому випадку середній ризик буде визначатися виразом

$$\bar{r} = pP'_D + (1 - p)pP'_F \quad (4)$$

Якщо величину P'_D замінити рівною їй величиною $1 - P_D$, де P_D – ймовірність правильного виявлення сигналу, то середній ризик можна записати у вигляді:

$$\bar{r} = pr_{10} - pr_{10}(P_D - \Lambda_0 P'_F), \quad (5)$$

де $\Lambda_0 = (1 - p)r_{01} / pr_{10}$.

Розглянуте завдання виявлення сигналу на фоні завад відповідає таким умовам, коли тривалість сигналу на вході приймача фіксована, тобто дослідження кожної окремої області простору проводиться протягом заздалегідь певного відрізка часу.

Можливий інший підхід до розв'язку поставленого завдання, при якому тривалість дослідження не задається заздалегідь, а визначається виявлячем виходячи з необхідної надійності прийнятих рішень. Даний метод є аналогічним методу послідовного спостерігача [2, 3].

Ефективність методу послідовного спостерігача визначається ймовірностями P_D і P_F , а також середньою тривалістю інтервалів спостереження T_I при наявності сигналу й T_0 при його відсутності.

Будь-який метод виявлення сигналу на фоні завад являє собою деяке правило $R\{u(t)\}$, відповідно до якого реалізація вхідної напруги $u(t)$ класифікується або як «сигнальна», що ототожнюється з наявністю сигналу, або як «несигнальна», що ототожнюється з його відсутністю.

Серед можливих методів виявлення особливий інтерес представляють так звані оптимальні методи, що задовольняють деяким вихідним вимогам критерію оптимальності. Найбільш загальним оптимальним методом є метод, що реалізує мінімум середнього ризику, однак у реальних умовах ймовірність появи сигналу p звичайно невідома, а визначення вартостей помилок p_{10}, p_{01} є складним завданням.

У зв'язку із цим при практичній реалізації систем спостереження, в якості критерію оптимальності, прийнято використовувати так звані критерій Неймана-Пірсона [2], що забезпечує максимальну ймовірність правильного виявлення цілі при фіксованій ймовірності неправильного виявлення. У випадку використання послідовного виявляча оптимальним є метод, що забезпечує мінімум середніх значень інтервалів спостереження T_0 і T_1 при заданих ймовірностях P_D і P_F . Оптимальна процедура аналізу сигналу при використанні послідовного виявляча виконується наступним чином. Якщо вхідна напруга задана сукупністю рівновіддалених відліків $U_m = (u_1, u_2, u_3, \dots, u_m)$ починаючи з $m = 1$, після надходження на вхід виявляча кожного чергового відліку напруги обчислюється відношення правдоподібності

$$\Lambda = W_1(U_m) / W_0(U_m), \quad (6)$$

де $W_1(U_m), W_0(U_m)$ – щільності ймовірності відліків U_m відповідно при наявності і відсутності сигналу. Для прийняття рішення вибираються два пороги A і B , причому $A > B$. Таким чином, можливі три випадки: 1) $A > \Lambda$ – ухвалюється рішення «сигнал є»; 2) $A < B$ – ухвалюється рішення «сигналу немає»; 3) $B < \Lambda < A$ – рішення не ухвалюється, а виконується наступний етап обробки – обчислюється $\Lambda(U_{m+1})$. Граничні величини A і B можуть бути приблизно визначені з наступних співвідношень:

$$A = P_D / P_F; \quad B \approx (1 - P_D) / (1 - P_F). \quad (7)$$

Досить повним показником якості виявлення є також середній час \bar{t}_1 невиявленого існування об'єкту при заданому середньому часі між неправильними виявленнями \bar{t}_0 .

Таким чином, при постановці завдання щодо виявлення об'єктів на відео зображенні, що перетворене за певним правилом, в послідовність дискретних відліків, в першу чергу, необхідно визначитись з правилом прийняття оптимальних рішень, ефективність якого буде визначатись повнотою апріорної інформації.

В умовах відеоспостереження, воно найчастіше ведеться в умовах, коли статистичні характеристики завад суміші сигналу з завадою відомі не повністю, а отже розглянуті методи можуть бути малоефективними.

Розглянемо можливі види апріорної невизначеності щодо розподілів $W_1(U_m), W_0(U_m)$. Типовим прикладом параметричної невизначеності є обстановка приймання сигналів на фоні гауссівського шуму невідомої потужності. Більшість запропонованих до теперішнього часу методів виявлення при не повністю відомих статистичних характеристиках сигналів і завад є евристичними. В умовах апріорної невизначеності особливу ефективність показали методи, засновані на критеріях непараметричної статистики і які забезпечують постійне значення ймовірності P_F . Подібні методи застосовні в умовах як параметричної, так і непараметричної невизначеності. Крім того, одним зі шляхів подолання апріорної невизначеності є використання принципу адаптації. Даний принцип ґрунтується на одержанні відомостей про розподіли $W_1(U_m), W_0(U_m)$ на етапі навчання, наприклад, на основі опорних реалізацій U_{0m} , про яких відомо, що вони є реалізаціями шуму.

Якщо апріорний розподіл ймовірностей часу появи об'єкту t_u невідомий, то в якості критерію оптимальності доцільно використовувати умову забезпечення мінімального значення \bar{t}_1 при фіксованому інтервалі \bar{t}_0 . При цьому допускається, що $t_u \gg \bar{t}_0$, тобто об'єкт з'являється у встановленому режимі огляду, коли відносно рідко, з середнім періодом \bar{t}_0 видаються неправильні сигнали про появу об'єкту.

Після кожного неправильного виявлення об'єкту пристрій обробки повертається в первісний стан, тобто в стан U_n аналізованої послідовності. Елементи послідовності U_n , взаємно незалежними величинами з розподілом ймовірностей $P_1(U_n), P_0(U_n)$ залежно від того, чи присутній об'єкт при n -му циклі огляду. Нехай $\{Z_n\}$ – множина «сигнальних» послідовностей Z_n довжиною n , з появою кожної з яких на вході виявляча ухвалюється рішення про присутність об'єкту. Якщо «сигнальні» послідовності визначені для всіх n , то цим самим визначене деяке вирішальне правило $R(Z_n)$. Таким чином, для оптимізації процесу

виявлення об'єкту необхідно для всіх значень n знайти такі «сигнальні» множини, при яких виконується умови оптимуму.

Розглянемо наступну подію: ціль з'являється в зоні спостереження між $(k-1)$ -м і k -м оглядами і виявляється в результаті надходження на вхід виявляча деякої послідовності $Z_n^x = \{Z_1^x, Z_2^x, \dots, Z_n^x\}$, яка входить в «сигнальну» множину $\{Z_n\}$. Ймовірність даної події при прийнятих припущеннях визначається за формулою:

$$P(k-1 < t_y < k, Z_n^x) = \frac{1}{\bar{n}_0} \prod_{i=1}^{k-1} P_0(Z_i^x) \prod_{i=1}^n P_1(Z_i^x), \quad k \leq n, \quad (8)$$

де \bar{n}_0 – середня кількість оглядів між суміжними неправильними виявленнями об'єкту. Якщо прийняти величину інтервалу між суміжними оглядами за одиницю часу, то $\bar{n}_0 = \bar{t}_0$.

Час невиявленого існування цілі за умови реалізації розглянутого події дорівнює $n - k + 0.5$, де інтервал 0,5 є середнім часом перебування об'єкту в зоні спостереження до моменту першого огляду. Середній час невиявленого існування об'єкту визначається виразом:

$$\bar{t}_1 = \sum_{n=1}^{\infty} \sum_{x=1}^{M_n} \sum_{k=1}^n (n - k + 0.5) P(k-1 < t_y < k) = \frac{1}{t_0} \sum_{n=1}^{\infty} \sum_{x=1}^{M_n} \sum_{k=1}^n (n - k + 0.5) \prod_{i=1}^{k-1} P_0(Z_i^x) \prod_{i=1}^n P_1(Z_i^x), \quad (9)$$

де M_n – кількість різних «сигнальних» послідовностей, що входять у множину $\{Z_n\}$.

Нехай $Z_{n1} = (z_{11}, z_{21}, \dots, z_{n1})$ і $Z_{n2} = (z_{12}, z_{22}, \dots, z_{n2})$ – дві послідовності довжиною n для яких

$$\prod_{i=1}^n P_0(Z_{i1}) = \prod_{i=1}^n P_0(Z_{i2}), \quad (10)$$

Розглянемо два варіанти формування «сигнальних» множин $\{Z_n\}$, кожному з яких відповідає певний спосіб виявлення об'єкту. При першому способі послідовність Z_{n1} входить в «сигнальну» множину $\{Z_n\}$, а послідовність Z_{n2} є складовою частиною (початком) деякої сукупності Q «сигнальних» послідовностей більшої довжини. Другий спосіб відрізняється від першого тим, що зазначені послідовності міняються місцями, тобто Z_{n2} входить в «сигнальну» множину $\{Z_n\}$, а послідовність Z_{n1} є складовою частиною (початком) зазначеної вище сукупності Q «сигнальних» послідовностей більшої довжини, замінивши в них послідовність Z_{n2} .

Внаслідок останньої рівності (10) послідовності Z_{n1} , і Z_{n2} при відсутності об'єкту рівномірні. Тому при розглянутих способах виявлення, закони розподілу ймовірностей інтервалу t_0 однакові.

Використовуючи формулу (9) визначається різниця Δt_1 , між значеннями часу невиявленого існування об'єкту при першому і другому способах виявлення. При оцінці різниці Δt_1 слід врахувати, що складові правої частини виразу (10) які не містять послідовностей Z_{n1} і Z_{n2} мають однакові значення при обох способах виявлення. Крім того, однакові значення мають і доданки, які містять послідовності Z_{n1} і Z_{n2} , якщо ці доданки відповідають індексу $k > n$. Відповідно до останніх зауважень, різниця Δt_1 , визначається з виразу:

$$\begin{aligned} \Delta \bar{t}_1 = & \frac{1}{t_0} \left\{ \sum_{k=1}^n (n - k + 0.5) \prod_{i=1}^{k-1} P_0(Z_{i1}) \prod_{i=1}^{k-1} P_1(Z_{i1}) + \right. \\ & \left. + \sum_{m=n+1}^{\infty} \sum_{x^*=1}^{M_n} \sum_{k=1}^n (m - k + 0.5) \prod_{i=1}^{k-1} P_0(Z_{i1}) \prod_{i=1}^n P_1(Z_{i1}) \prod_{i=n+1}^m P_1(Z_i^{x^*}) \right\} - \\ & + \frac{1}{t_0} \left\{ \sum_{k=1}^n (n - k + 0.5) \prod_{i=1}^{k-1} P_0(Z_{i2}) \prod_{i=1}^{k-1} P_1(Z_{i2}) + \right. \\ & \left. + \sum_{m=n+1}^{\infty} \sum_{x^*=1}^{M_n} \sum_{k=1}^n (m - k + 0.5) \prod_{i=1}^{k-1} P_0(Z_{i2}) \prod_{i=1}^n P_1(Z_{i2}) \prod_{i=n+1}^m P_1(Z_i^{x^*}) \right\} \end{aligned} \quad (11)$$

де $Z_i^{x^*}$ – одна з послідовностей, що доповнюють послідовність Z_{n2} при першому і послідовність Z_{n1} при другому способах виявлення, до однієї з «сигнальних» послідовностей множини $\{Z_n\}$; M^* – кількість послідовностей Z^* при заданому значенні n .

У перших фігурних дужках останнього виразу приведено складові величини \bar{t}_1 , при першому способі виявлення, у других – при другому. Аналізуючи отриманий вираз, легко можна виявити, що $\Delta \bar{t}_1 < 0$ тільки тоді, коли послідовності Z_{n1} і Z_{n2} задовольняють умові:

$$\sum_{k=1}^n \prod_{i=k}^n \lambda(Z_{i1}) \geq \sum_{k=1}^n \prod_{i=k}^n \lambda(Z_{i2}), \quad (12)$$

А отже, використовуючи отриманий вираз, можна сформулювати правило формування «сигнальних» множин $\{Z_n\}$, $n = 1, 2, \dots$, при яких забезпечується мінімум \bar{t}_1 , при заданому розподілі ймовірностей $P(t_0)$ інтервалу t_0 між неправильними виявленнями об'єкту. При чому, це правило буде полягати в наступному: «сигнальна» множина $\{Z_n\}$ містить всі послідовності Z_n , що задовольняють умові:

$$\Lambda(Z_n) = \sum_{k=1}^n \prod_{i=k}^n \lambda(Z_{i1}) \geq C_n, \quad (13)$$

$P(t_0) = n$ де константа C_n вибирається таким чином, щоб ймовірність виконання умови (13) при відсутності об'єкту, дорівнювала заданому значенню ймовірності $P(t_0) = n$.

При фіксованому значенні ймовірності $P(t_0) = n$ будь-яка сигнальна множина, що не співпадає повністю із визначеною нерівністю (13) буде містити послідовності Z_n , при яких

$$\sum_{k=1}^n \prod_{i=k}^n \lambda(Z_{i1}) < C_n, \quad (14)$$

а це відповідно (12) призведе лише до збільшення \bar{t}_1 .

Таким чином, при розв'язанні задачі виявлення сторонніх об'єктів вага ймовірності пропуску сигналу в загальній ефективності алгоритму обробки сигналів значно вище ніж при вирішенні задач радіолокації чи в асинхронних системах передачі даних, оскільки період огляду в таких системах є не одновимірним. В результаті, при незначному коливанні значень середнього часу не виявлення \bar{t}_1 , границя між умовами (13) та (14) стає нечіткою і постає гостра необхідність зниження значення C_n , що в даних умовах є небажаним.

Література

1. Дэвид А. Компьютерное зрение. Современный подход / Дэвид А. ; [пер. с англ.]. – М. : Издательский дом «Вильямс», 2004. – 928 с.
2. Ширман Я.Д. Теория и техника обработки радиолокационной информации на фоне помех / Я.Д. Ширман, В.Н. Манжос. – М. : Радио и связь, 1981. – 416 с.
3. Купер Дж. Вероятностные методы анализа сигналов и систем / Дж. Купер, К. Макгиллем ; [пер. с англ.]. – М. : Мир, 1989. – 376 с.

Рецензент: д.т.н. Троцишин І.В.
Надійшла 6.2.2012 р.

УДК 621

Ю.П. КЛЬОЦ
Хмельницький національний університет

МЕТОД ІДЕНТИФІКАЦІЇ БУЛЬОК ПІНИ НА ЗОБРАЖЕННЯХ

В статті розглянуто відомі методи ідентифікації границь об'єктів на зображенні та запропоновано метод ідентифікації бульок на зображенні піни.

The paper considers the known methods of identifying the boundaries of objects in the image and presented the method of identifying bubbles in the image of foam.

Ключові слова: Канні, ідентифікація границь, ідентифікація бульок.

Вступ

Задачі аналізу піни виникають під час підбору компонентів спінених композицій. Розвиток хімічної промисловості, поява нових хімічних сполук сприяє широкому використанню спінених композицій. До них відносяться як рідкі композиції, що використовуються при хімічному чищенні тканин, формуванні піни при гасінні пожеж, так і затверділі композиції, спінений бетон, монтажна піна, різноманітні губки, дитячі іграшки.

Існує багато сполук, на основі яких можна створювати спінені композиції. Для підбору оптимальних параметрів піни необхідно досліджувати її характеристики: кількість бульок, їх діаметри, час, протягом якого піна зберігає свої властивості.

Для проведення аналізу за допомогою usb-камери з високою роздільною здатністю та мікроскопу через фіксовані проміжки часу піна фотографується. Зазвичай, отримані зображення аналізуються в ручному режимі. Досліджувані зразки містять велику кількість бульок, тому такий підхід до аналізу вимагає значних витрат часу, що значно сповільнює процес підбору композицій із заданими параметрами.

Постановка задачі