УДК 355.58

ОБ'ЄДНАННЯ НАДЛИШКОВОЇ ІНФОРМАЦІЇ З МЕТОЮ ПРОСТОРОВОГО МОНІТОРИНГУ ДОВКІЛЛЯ

к.т.н., доц. Ю. В. Кулявець, к.т.н., доц. О. І. Богатов,
к.т.н., доц. О. А. Єрмакова
Харківський національний автомобільно-дорожній університет

Вступ. В переліку завдань, які вирішуються щодо забезпечення безпеки життєдіяльності суспільства пріоритет надається спостереженню і контролю за станом його життєвого середовища. Це дозволяє своєчасно виявити слабкі сигнали і впливи загроз, які можуть призвести до виникнення надзвичайних ситуацій. Необхідність накопичення, систематизації та аналізу інформації щодо кількісного характеру взаємовідносин між живими істотами та природним середовищем обґрунтована необхідністю виявлення причин змін середовища, що спостерігаються, ймовірних структурно-функціональних змін біотичних компонентів, адресації індикації джерел та факторів негативного зовнішнього впливу. В процесі моніторингу передбачається реалізація задачі забезпечення постійної оцінки «комфортності» умов життєвого середовища людини та біологічних об'єктів, а також стану і функціональної цілісності природних систем.

Мета і постановка задачі. Для реалізації завдань моніторингу необхідна наявність комплексу даних, які обґрунтовують прийняття рішень щодо забезпечення безпеки життя і діяльності населення, що мешкає та працює на територіях, які підпадають під вплив небезпечних і шкідливих факторів аварій, катастроф та стихійних лих. Причому, йдеться не про окремі спостереження, а про їхній комплекс, оскільки тільки інформація про відповідні параметри може надати правдиву картину подій, що відбуваються, умов розвитку і як наслідок забезпечити прийняття адекватних заходів щодо попередження їхнього виникнення.

Виявлення й реєстрація інформації завжди відбувається на тлі перешкод (шумів). Перешкоди можуть генеруватися як сторонніми джерелами так і самим досліджуваним об'єктом. Так як інформаційні сигнали формуються в результаті яких-небудь матеріальних процесів, та й самі сигнали являють собою процеси, що супроводжуються переносом матеріальних потоків речовини або енергії, то й завжди будуть присутні перешкоди. Навіть якщо об'єкт максимально ізольований від зовнішнього миру, все одно, якщо від об'єкта йдуть сигнали, то будуть і перешкоди. Тому що раз є потоки, то існують і флуктуації цих потоків, які не можна повністю усунути. Ці флуктуації й стають основними джерелами перешкод, коли всі інші перешкоди по можливості усунуті або подавлені. Чим раніше на стадіях розвитку аварійного процесу необхідно одержати сигнал від провісника, тим слабкіше буде цей сигнал і тем сильніше вплив перешкод.

Забезпечення користувачів достовірною, своєчасною інформацією передбачає використання сукупності датчиків (вимірювачів), просторово (територіально) рознесених на місцевості. Вимоги безперервності вихідних даних призводить до такого розміщення на місцевості джерел інформації, при якому забезпечується перекриття їх зон відповідальності (зон вимірювання) по всій сукупності інформаційних параметрів, що вимірюються. В той же час необхідність в одночасному вимірюванні одних і тих же параметрів на тлі перешкод за допомогою пристроїв і систем, що працюють на різних фізичних принципах, обумовлена тим, що кожен вимірювач окремо не задовольняє всім необхідним вимогам.

Аналіз досліджень та літератури. Аналіз відомих методів вирішення задачі одержання оцінок при надмірності вимірювань показує, що у відомих роботах [1, 2] основна увага приділяється виявленню впливу надмірності вимірювань на точність оцінок. При цьому, використання надлишкової інформації для знаходження результуючої оцінки може призвести до значного ускладнення розв'язуваної задачі. Це визначає пошук шляхів квазіоптимальних методів оцінювання і раціональної побудови систем, що не використовують надмірність первинних вимірювань [3, 4]. Тим часом, часто в умовах інформаційної надмірності є можливість отримання оцінки різними порівняно простими вимірювачами. Тоді завдання використання інформаційної надлишковості зводиться до знаходження оптимальних алгоритмів об'єднання оцінок, отриманих різними вимірювачами.

Основний розділ. У загальному випадку [5, 6] оцінюванню підлягає векторний параметр з кількома скалярними складовими $\alpha_1, \alpha_2, \ldots, \alpha_N$. Причому таке оцінювання проводиться по сукупності виміряних первинних параметрів $\theta_1, \theta_2, \ldots, \theta_n$, що складають вектор первинних вимірювань $\mathbf{\Theta}$. Наявність різного роду перешкод і випадкового характеру сигналів призводить до того, що оцінки первинних параметрів відрізняються від дійсних значень і характеризуються випадковими помилками вимірювань

$$\widehat{\mathbf{\Theta}} = \mathbf{\Theta} + \boldsymbol{\varepsilon},$$

де $\boldsymbol{\varepsilon}$ - вектор помилок вимірів відповідних істинних значень складових вектора $\mathbf{\Theta}$. Випадкові помилки вимірювань представляють собою вектор з позитивно визначеною коваріаційною матрицею розмірністю $n \times n$

$$\mathbf{C}_{\Theta}^{-1} = M\left[\left(\boldsymbol{\varepsilon} - M[\boldsymbol{\varepsilon}]\right)\left(\boldsymbol{\varepsilon} - M[\boldsymbol{\varepsilon}]\right)^T\right],$$

де $M[\cdot]$ - операція математичного очікування, T - знак транспонування. Як правило [7, 8], складові вектора є некорельованими, а коваріаційна матриця помилок первинних вимірювань $\mathbf{C}_{\Theta}$ є діагональною. Виходячи з цих припущень, визначимо необхідні умови для синтезу алгоритму отримання результуючої оцінки в умовах надмірності первинних вимірювань.

Нехай отримані незалежні поточні оцінки скалярних параметрів $\widehat{\theta}_i$ ($i = 1,2, \ \dots \ n$), які утворюють вектор параметрів, що спостерігаються $\widehat{\boldsymbol{\Theta}} = \left\| \theta_1 \quad \theta_2 \quad \dots \quad \theta_n \right\|^T$. Оцінки є незалежними, гаусовськими, незміщеними випадковими величинами з відомими дисперсіями. Апріорні дані про значення параметрів відсутні. Оцінка параметра може бути визначені одним вимірювачем

$$\widehat{\boldsymbol{\alpha}} = \boldsymbol{\alpha}_m\left(\widehat{\boldsymbol{\Theta}}_m\right) \tag{1}$$

з використанням сукупності мінімально достатнього числа спостережуваних параметрів

$$\widehat{\boldsymbol{\Theta}}_m = \left\| \theta_1 \quad \theta_2 \quad \dots \quad \theta_\nu \quad \theta_{\nu+1} \quad \dots \quad \theta_m \right\|^T.$$

Причому $\widehat{\boldsymbol{\Theta}}_m$ є підмножиною вектора $\widehat{\boldsymbol{\Theta}}$, і іншим вимірювачем

$$\widehat{\boldsymbol{\alpha}} = \boldsymbol{\alpha}_l\left(\widehat{\boldsymbol{\Theta}}_l\right) \tag{2}$$

з використанням сукупності мінімально достатнього числа спостережуваних параметрів

$$\widehat{\boldsymbol{\Theta}}_l = \left\| \theta_\nu \quad \theta_{\nu+1} \quad \dots \quad \theta_m \quad \theta_{m+1} \quad \dots \quad \theta_n \right\|^T,$$

який також є підмножиною вектора $\widehat{\boldsymbol{\Theta}}$.

Однак частина $\left\| \theta_\nu \quad \theta_{\nu+1} \quad \dots \quad \theta_m \right\|^T$ складових векторів спостереження $\widehat{\boldsymbol{\Theta}}_m$ і $\widehat{\boldsymbol{\Theta}}_l$ є загальною, що призводить до взаємної кореляції оцінок $\widehat{\boldsymbol{\alpha}}_m$ і $\widehat{\boldsymbol{\alpha}}_l$. Вектор спостереження

$$\widehat{\boldsymbol{\Theta}}_\nu = \left\| \theta_\nu \quad \theta_{\nu+1} \quad \dots \quad \theta_m \right\|^T$$

окремо недостатній для визначення оцінки кінцевого параметру. Тому відповідний $\widehat{\boldsymbol{\Theta}}_\nu$ вектор $\widehat{\boldsymbol{\alpha}} = \boldsymbol{\alpha}_\nu\left(\widehat{\boldsymbol{\Theta}}_\nu\right)$, що має розмірність вектора стану, може містити відмінні від нуля лише окремі компоненти. Завдання полягає в отриманні результуючої поточної оцінки $\widehat{\boldsymbol{\alpha}} = \boldsymbol{\alpha}_n\left(\widehat{\boldsymbol{\Theta}}_m, \widehat{\boldsymbol{\Theta}}_l\right)$ на основі використання корельованих, в загальному випадку, оцінок одного $\widehat{\boldsymbol{\alpha}}_m$ й іншого $\widehat{\boldsymbol{\alpha}}_l$ вимірювачів. При цьому розмірності і фізичний зміст векторів $\widehat{\boldsymbol{\alpha}}_m$ і $\widehat{\boldsymbol{\alpha}}_l$ збігаються. Однак оцінка $\widehat{\boldsymbol{\alpha}}_n$ (далі результуюча оцінка) визначається з використанням надлишкового числа первинних вимірювань, а кожна з оцінок $\widehat{\boldsymbol{\alpha}}_m$ і $\widehat{\boldsymbol{\alpha}}_l$ мінімально достатнього числа первинних вимірювань, тобто при визначенні останніх результати всіх вимірювань $\widehat{\boldsymbol{\Theta}}_n$ використовуються частково. Потрібно, по перше, згідно (1) та (2) знайти оцінки $\widehat{\boldsymbol{\alpha}}_m$ і $\widehat{\boldsymbol{\alpha}}_l$ за окремими складовими оцінок $\widehat{\boldsymbol{\Theta}}_n$ (завдання непрямих вимірювань) і, по друге, визначити оптимальну систему знаходження результуючої оцінки $\widehat{\boldsymbol{\alpha}}_n$ на основі використання поточних оцінок $\widehat{\boldsymbol{\alpha}}_m$ і $\widehat{\boldsymbol{\alpha}}_l$, отриманих різними вимірювачами з використанням мінімально достатньою сукупності первинних вимірювань.

За відсутності апріорних даних, загальний метод отримання найкращої оцінки [9, 10] полягає у формуванні на множині значень $\widehat{\boldsymbol{\Theta}}$ функції правдоподібності $p\left(\widehat{\boldsymbol{\Theta}}\middle|\boldsymbol{\Theta}\right)$ (або іншої монотонної від $p\left(\widehat{\boldsymbol{\Theta}}\middle|\boldsymbol{\Theta}\right)$ функції) і знаходженні вектора $\boldsymbol{\Theta}$, який максимізує цю оцінку.

Тоді задача знаходження оптимальної результуючої оцінки $\widehat{\boldsymbol{\alpha}}_n$ на основі використання вихідних ефектів вимірювачів $\widehat{\boldsymbol{\alpha}}_m$ і $\widehat{\boldsymbol{\alpha}}_l$ математично зводиться до вираження умовної по $\boldsymbol{\alpha}$ щільності ймовірності $p\left(\widehat{\boldsymbol{\alpha}}_n\middle|\boldsymbol{\alpha}\right)$ через відомі $p\left(\widehat{\boldsymbol{\alpha}}_l\middle|\boldsymbol{\alpha}\right)$ і $p\left(\widehat{\boldsymbol{\alpha}}_m\middle|\boldsymbol{\alpha}\right)$. За даними системи корельованих оцінок $\widehat{\boldsymbol{\Theta}}_m$ і $\widehat{\boldsymbol{\Theta}}_l$ і в силу прийнятих припущень, функція правдоподібності може бути записана у вигляді

$$p\left(\widehat{\boldsymbol{\Theta}}_n\middle|\boldsymbol{\Theta}\right) = \frac{p\left(\widehat{\boldsymbol{\Theta}}_m\middle|\boldsymbol{\Theta}\right)p\left(\widehat{\boldsymbol{\Theta}}_l\middle|\boldsymbol{\Theta}\right)}{p\left(\widehat{\boldsymbol{\Theta}}_\mathrm{v}\middle|\boldsymbol{\Theta}\right)} \tag{3}$$

Завдання непрямого оцінювання вектора стану $\widehat{\boldsymbol{\alpha}}$ на основі оцінок $\widehat{\boldsymbol{\Theta}}$ векторної величини $\widehat{\boldsymbol{\Theta}} = p(\widehat{\boldsymbol{\alpha}})$ розглянута в [8, 11]. При цьому оцінювані координати пов'язані з вимірюваними первинними оцінками нелінійними функціональними співвідношеннями. Тому безпосереднє використання методу максимуму правдоподібності призводить до необхідності вирішення систем нелінійних рівнянь [8]. Можливе застосування двох різних підходів: лінеаризації нелінійних функціональних співвідношень і ітеративний метод (метод послідовних наближень). При цьому основна перевага методу лінеаризації полягає в тому, що він дозволяє отримати в явному вигляді оптимальні (в даному випадку максимально правдоподібні) оцінки кінцевого параметру та кореляційну матрицю помилок оцінювання.

Лінеаризація заснована на малості помилок первинних вимірювань [8]. Крім того, такий підхід вимагає апріорної інформації про деякій околиці справжнього стану параметру, куди потрапить і його оптимальна оцінка. Околиця повинна бути досить малою, з тим, щоб криволінійні поверхні положення, що визначаються результатами вимірювань, можна було з високою точністю (у порівнянні з очікуваними помилками) апроксимувати в цій околиці дотичними площинами. При цьому [8] помилки вимірювань будуть приводити лише до паралельного зсуву (але не до повороту) площин. В [1, 11] розглянуто умови, за яких можливе застосування теорії лінеаризації стосовно до вирішення завдань такого роду.

З урахуванням вищесказаного і припускаючи, що залежність $\widehat{\boldsymbol{\Theta}} = p(\widehat{\boldsymbol{\alpha}})$ на будь-якій досить вузькій ділянці близька до лінійної, представимо її у вигляді розкладу в ряд Тейлора в околиці точки математичного очікування $\boldsymbol{\alpha}$

$$\boldsymbol{\Theta} = \mathbf{h}(\boldsymbol{\alpha}) + \mathbf{H}(\boldsymbol{\alpha} - \widehat{\boldsymbol{\alpha}}). \qquad (4)$$

З урахуванням (4) з (3), маємо

$$p(\widehat{\boldsymbol{\alpha}}_n|\boldsymbol{\alpha}) = \frac{p(\widehat{\boldsymbol{\alpha}}_m|\boldsymbol{\alpha})p(\widehat{\boldsymbol{\alpha}}_l|\boldsymbol{\alpha})}{p(\widehat{\boldsymbol{\alpha}}_v|\boldsymbol{\alpha})}. \qquad (5)$$

Даний вираз дозволяє встановити зв'язок оптимальної результуючої поточної оцінки $\widehat{\boldsymbol{\alpha}}_n$ з залежними оцінками $\widehat{\boldsymbol{\alpha}}_m$ і $\widehat{\boldsymbol{\alpha}}_l$, отриманими порівняно простими методами без використання надлишкових вимірювань. За умови малості і гаусовському розподілі помилок вимірювань $\widehat{\boldsymbol{\Theta}}$ в (2.5) усі розподілу також є гаусовськими [9, 10] і мають вигляд

$$p\left(\widehat{\boldsymbol{\alpha}}_i \middle| \boldsymbol{\alpha}\right) = ke^{-\frac{1}{2}\left(\widehat{\boldsymbol{\alpha}}_i - \boldsymbol{\alpha}\right)^T \mathbf{C}_i \left(\widehat{\boldsymbol{\alpha}}_i - \boldsymbol{\alpha}\right)}, \ i = l, m, v, m, \qquad 6)$$

де коефіцієнт k визначається з умови нормування розподілу. При цьому математичне очікування і кореляційна матриця помилок вимірювання параметру визначаються з виразів [1]

$$\boldsymbol{\Theta}_i = \mathbf{h}_i\left(\boldsymbol{\alpha}\right); \qquad (7)$$

$$\mathbf{C}_{\Theta i}^{-1} = \mathbf{H}_i \mathbf{C}_i^{-1} \mathbf{H}_i^T, \qquad (8)$$

де $\mathbf{C}_{\Theta i}^{-1} = diag\left\{ 1/\sigma_1^2 \quad 1/\sigma_2^2 \quad \cdots \quad 1/\sigma_i^2 \right\}$ - діагональна матриця точності вимірювань $\widehat{\theta}_1, \ \widehat{\theta}_2, \ \ldots, \ \widehat{\theta}_i$, яка є зворотною до кореляційної матриці помилок первинних вимірювань; $\mathbf{H}_i = \left\| \partial h^{(k)} / \partial \alpha^{(j)} \right\|_{\alpha = \widehat{\alpha}}$ - матриця перерахунку вектора $\boldsymbol{\alpha}$ в $\boldsymbol{\Theta}_i$. Матриця $\mathbf{C}_{\Theta i}$ і функція $\mathbf{h}_i\left(\boldsymbol{\alpha}\right)$ визначаються для заданого методу визначення параметру, а похідні останніх для очікуваних параметрів.

Використовуючи встановлений лінеарізований зв'язок, відношення щільностей в (5)

$$\frac{p\left(\widehat{\boldsymbol{\alpha}}_l \middle| \boldsymbol{\alpha}\right)}{p\left(\widehat{\boldsymbol{\alpha}}_v \middle| \boldsymbol{\alpha}\right)} = p\left(\widehat{\boldsymbol{\alpha}}_{lv} \middle| \boldsymbol{\alpha}\right), \qquad (9)$$

(після приведення подібних членів в показнику експоненти і зміни постійної) наведемо до вигляду

$$p\left(\widehat{\boldsymbol{\alpha}}_{lv} \middle| \boldsymbol{\alpha}\right) = k_{lv} e^{-\frac{1}{2}\left(\widehat{\boldsymbol{\alpha}}_{lv} - \boldsymbol{\alpha}\right)^T \mathbf{C}_{lv} \left(\widehat{\boldsymbol{\alpha}}_{lv} - \boldsymbol{\alpha}\right)}, \qquad (10)$$

де

$$\widehat{\boldsymbol{\alpha}}_{l\nu} = \widehat{\boldsymbol{\alpha}}_{l\nu} - \mathbf{C}_{l\nu}^{-1}\mathbf{C}_{\nu}\left(\widehat{\boldsymbol{\alpha}}_{\nu} - \widehat{\boldsymbol{\alpha}}_{l}\right); \tag{11}$$

$$\mathbf{C}_{l\nu} = \mathbf{C}_{l} - \mathbf{C}_{\nu}. \tag{12}$$

Підставляючи знайдене відношення щільності ймовірностей (10) і (4) в (5), після приведення подібних членів в показнику експоненти і зміни постійної, запишемо вираз для щільності ймовірності результуючої оцінки

$$p\left(\widehat{\boldsymbol{\alpha}}_{n}\middle|\boldsymbol{\alpha}\right) = k_{n} e^{-\frac{1}{2}\left(\widehat{\boldsymbol{\alpha}}_{n} - \boldsymbol{\alpha}\right)^{T}\mathbf{C}_{n}\left(\widehat{\boldsymbol{\alpha}}_{n} - \boldsymbol{\alpha}\right)}, \tag{13}$$

де результуюча оцінка

$$\widehat{\boldsymbol{\alpha}}_{n} = \widehat{\boldsymbol{\alpha}}_{l\nu} + \mathbf{C}_{n}^{-1}\mathbf{C}_{m}\left(\widehat{\boldsymbol{\alpha}}_{m} - \widehat{\boldsymbol{\alpha}}_{l\nu}\right) \tag{14}$$

і її матриця точності

$$\mathbf{C}_{n} = \mathbf{C}_{l\nu} + \mathbf{C}_{m}. \tag{15}$$

Висновки. Таким чином, в умовах інформаційної надмірності рішення задачі оптимального використання оцінок одного і того ж вектора стану, отриманих різними методами одночасно, звелося до послідовного застосування алгоритму фільтрації оцінок. Вираз (14) визначає оптимальне правило знаходження результуючої оцінки параметра, а вираз (15) результуючої точності оцінки. Ці вирази, характеризуючи вимірювання поточного параметру, структурно подібні формулами отримання оцінок з урахуванням додосвідних даних, наведених, наприклад, в [1, 11]. Проте істотно відрізняються методикою одержання $\widehat{\boldsymbol{\alpha}}_{l\nu}$ і $\mathbf{C}_{l\nu}$, які в (14) і (15) використовуються як апріорні дані. З (3), (5), (14) і (15) також випливає, що за відсутності спільного для різних методів отримання вектора стану параметра $\widehat{\boldsymbol{\Theta}}_{\nu}$ оцінки $\widehat{\boldsymbol{\alpha}}_{l}$ і $\widehat{\boldsymbol{\alpha}}_{m}$ є незалежними. Тоді в алгоритмі отримання результуючої оцінки, дані вектора стану, одержані одним вимірювачем, безпосередньо використовуються як прогнозовані для іншого вимірювача.

Тобто, алгоритм об'єднання оцінок передбачає визначення параметрів та окремих їх складових за допомогою перетворювачів α_i відповідно. Отримані оцінки $\widehat{\alpha}_l$, $\widehat{\alpha}_m$ декорелюються і об'єднуються у відповідності з виразом (14). У разі комплексування інформації незалежних вимірювачів алгоритм отримання результуючої оцінки вектора стану значно спрощується і передбачає вагове підсумовування оцінок $\widehat{\alpha}_l$ і $\widehat{\alpha}_m$ з вагами пропорційними точності використовуваних оцінок.

ВИКОРИСТАНА ЛІТЕРАТУРА

1. Ширман Я.Д. Теория и техника обработки радиолокационной информации на фоне помех / Я. Д. Ширман, В. Н. Манжос -М.: Радио и связь, 1981. - 416с.
2. Быстров В.А. Влияние избыточных измерений на оценку параметров / В. А. Быстров, Р. Н. Давыдов, Е. П. Лебедев, А. Г. Мальцев -М.: РТИ им. академика А.Л.Минца АН СССР, 1988. - 20с.
3. Сейдж Э. Теория оценивания и ее применение в связи и управлении: Пер. с англ. / Э. Сейдж, Дж. Милс, Под ред. Б.Р.Левина. -М.: Связь, 1978. - 496с.
4. Караваев В.В. Статистическая теория пассивной локации / В. В. Караваев, В. В. Сазонов -М.: Радио и связь, 1987. - 240с.
5. Тихонов В.И. Статистическая радиотехника / В. И. Тихонов -М.: Радио и связь, 1982.
6. Мирский Г.Я. Аппаратурное определение характеристик случайных процессов / Г. Я. Мирский -М.: Энергия, 1972. - 456с.
7. Космические траекторные измерения. Радиотехнические методы измерений и математическая обработка данных / Под ред. Агаджанова П.А., Дулевича В.Е., Коростелева А.А.. -М.: Сов.радио, 1969. - 504с.
8. Рао С.Р. Линейные статистические методы и их применение: Пер. с англ. / С. Р. Рао, Под. ред. Ю.В.Линника. -М.: Наука,1968. - 574с.
9. Кендал М. Теория распределений / М. Кендал, А. Стюарт -М.: Наука, 1966. - 735с.
10. Мирский Г. Я. Характеристики стохастической взаимосвязи и их измерения / Г. Я. Мирский -М.: Энергоиздат, 1982. - 320с.
11. Тихонов В.И. Статистический анализ и синтез радиотехнических устройств и систем / В. И. Тихонов, В. Н. Харисов -М.: Радио и связь, 1991. - 608с.