

УДК 681.5.08:629.4.016.5

БОЙНИК А.Б., д.т.н., професор (УкрДАЗТ)  
ХІСМАТУЛІН В.Ш., к.т.н., професор (УкрДАЗТ)  
ВОЛЧЕНКО І.Г., асистент (УкрДАЗТ)

## Модель руху транспортного засобу для синтезу лінійного алгоритму оцінки координатної інформації

### Вступ

У зв'язку із широким розповсюдженням мікропроцесорної техніки та сучасних інформаційних технологій у системах керування процесом перевезень, актуальною стає задача дослідження методів і алгоритмів обробки інформації, спрямованих на підвищення рівня функціональної безпеки систем інтервального регулювання руху поїздів та автотранспортних засобів. Серед них важливе місце займають методи та алгоритми визначення таких параметрів руху поїздів, як відстань до деякої точки від голови поїзду (межі станції, переїзду, попереднього поїзду та ін.), та швидкість його руху.

### Аналіз літературних даних та постановка проблеми

Один із методів отримання координатної інформації заснований на проведенні вимірювань часових інтервалів між відліками точкових колійних датчиків (ТКД) [1]. Запропоновані зараз алгоритми отримання координатної інформації побудовані без

врахування кореляційних зв'язків між окремими відліками координат стану поїзда та статистичних характеристик результатів вимірювань у датчиках. За вказаними причинами точність та якість результатів оцінювання координатної інформації є далекими від досяжних.

### Мета статті

У статті розглянуто підхід до побудови моделі руху транспортного засобу (ТЗ) у просторі станів для подальшого синтезу на її підставі оптимального лінійного алгоритму оцінювання координатної інформації.

### Виклад основного матеріалу дослідження

Як відомо [2], в основі побудови оптимальних лінійних алгоритмів оцінювання стану динамічного об'єкта лежать марківська гаусівська модель його руху у просторі станів і модель спостережень. Вказані моделі у загальному випадку відповідно мають таку структуру:

$$\mathbf{z}(t_n) = \mathbf{\Phi}(t_n, t_{n-1})\mathbf{z}(t_{n-1}) + \mathbf{Q}(t_n, t_{n-1})\xi(t_{n-1}), \quad (1)$$

$$\mathbf{y}(t_n) = \mathbf{C}(t_n)\mathbf{z}(t_n) + \mathbf{D}(t_n)\eta(t_n), \quad (2)$$

де  $\mathbf{z}$  – вектор-стовпець стану об'єкта;

$\mathbf{\Phi}(t_n, t_{n-1})$  – перехідна матриця стану;

$\xi$  – шум збудження – послідовність некорельованих випадкових величин,

розподілених по нормальному закону з відомими математичним сподіванням  $m_\xi$

та дисперсією  $\sigma_\xi^2$ ;

$Q(t_n, t_{n-1})$  – матриця збудження;  
 $y$  – вектор-стовпець результатів спостережень;

$C(t_n)$  – матриця спостережень;

$\eta$  – вектор-стовпець шумів спостережень (помилки спостережень) – послідовність некорельованих випадкових величин, розподілених по нормальному закону з відомими математичним сподіванням  $m_\eta$  та матрицею дисперсій

$S_\eta$ ;

$D(t_n)$  – матриця шумів спостережень.

Початкове значення вектора стану  $z(t_0)$  вважається випадковою величиною, розподіленою за нормальним законом з відомими математичним сподіванням  $m_z(t_0) = m_{z_0}$  та матрицею центральних моментів другого порядку  $S_z(t_0) = S_{z_0}$ .

Вищевказані моделі повністю визначають структуру і якість алгоритму оцінювання стану об'єкта [2]. Чим більш адекватні моделі (1), (2) реальним умовам, тим потенційно більш точним виявляється реалізований на їх основі алгоритм оцінювання стану об'єкта. З іншого боку,

облік всіх тонкощів руху об'єкта призводить до складної та громіздкої структури алгоритму. Тому питання вибору моделі руху об'єкта і, відповідно, структури алгоритму оцінювання, повинні вирішуватися з урахуванням доцільності їх застосування в конкретних умовах.

Найбільш адекватним реальному є опис руху ТЗ виходячи з статистичного аналізу рівнодіючої сили або створюваного нею прискорення  $w$ . Аналогічно до підходу, розглянутого в [2,3], траєкторію ТЗ можна розбити на ряд ділянок рівномірного руху та прискорення або гальмування, що змінюються априорі невідомим для спостерігача чином. Відповідна щільність розподілу ймовірностей величини прискорення ТЗ має вигляд, наведений на рис. 1. Тут  $P_0$  – ймовірність руху без прискорення,  $P_m^+$  – ймовірність руху з максимальним прискоренням  $w_m^+$ ,  $P_m^-$  – ймовірність руху з максимальним гальмуванням  $w_m^-$ ,  $h$  – щільність рівномірного розподілу ймовірностей прискорення між граничними значеннями.

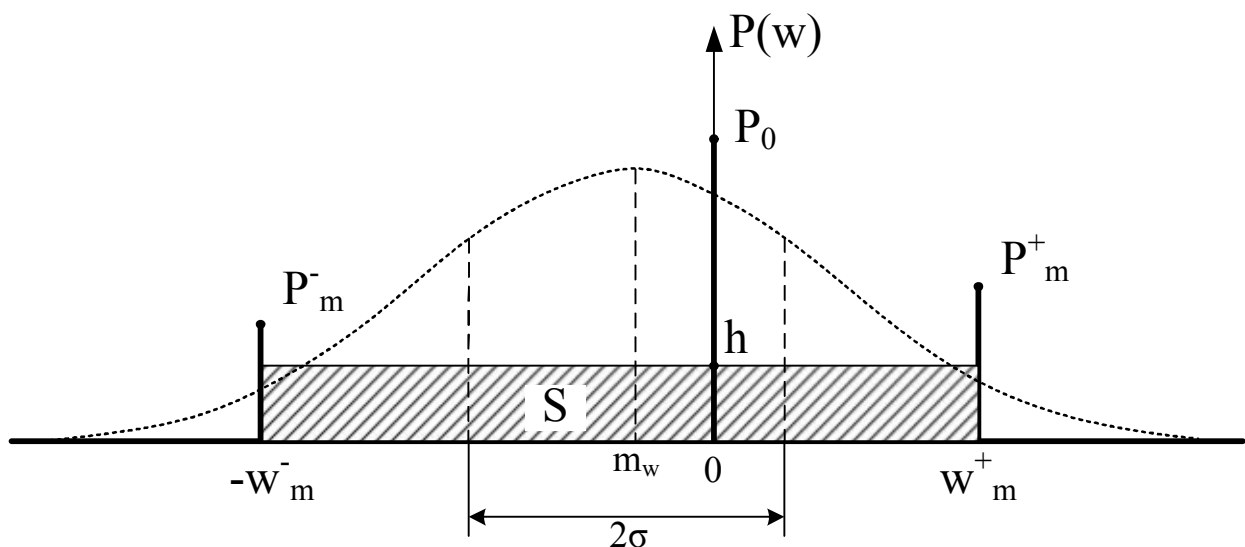


Рис. 1. Щільність розподілу ймовірностей величини прискорення ТЗ

За умови нормування повної ймовірності до одиниці величина  $h$

повинна дорівнювати

$$h = \frac{1 - P_0 - P_m^+ - P_m^-}{w_m^+ + w_m^-}. \quad (3)$$

Математичне сподівання  $m_w$  та дисперсія  $\sigma_w^2$  прискорення при вказаному розподілі ймовірностей будуть визначатися такими виразами:

$$m_w = w_m^+ P_m^+ - w_m^- P_m^- + \frac{S}{2} (w_m^+ - w_m^-), \quad (4)$$

$$\sigma_w^2 = \frac{h}{3} \left[ (w_m^+ - m_w)^3 + (w_m^- + m_w)^3 \right], \quad (5)$$

де

$$S = h (w_m^+ + w_m^-). \quad (6)$$

Значення  $P_0$ ,  $P_m^+$ ,  $w_m^+$ ,  $P_m^-$  та  $w_m^-$  залежать від характеру руху ТЗ по ділянці, на якій встановлено засоби вимірювань. Вони можуть бути визначені за результатами статистичного експерименту.

Застосування розглянутої гіпотези про розподіл ймовірностей прискорення не може проводитися в рамках теорії оптимальної лінійної фільтрації. Тому від розглянутого розподілу ймовірностей, який досить добре відбиває характер зміни прискорення багатьох ТЗ, необхідно перейти до еквівалентного нормального розподілу у сенсі рівності їх математичних сподівань та дисперсій (рис. 1, пунктир).

Ділянки рівномірного руху та прискорення або гальмування, що змінюються априорі невідомим для спостерігача чином, мають визначену протяжність у часі. Виходячи зі статистичного аналізу зміни характеру руху ТЗ, можна визначити середнє значення  $\tau_w$  інтервалу часу руху з постійним прискоренням (постійну часу) та вважати, що прискорення є експоненціально корельованим

випадковим процесом з постійною часу  $\tau_w$ .

Отже, для синтезу лінійного алгоритму оптимального оцінювання координатної інформації модель прискорення ТЗ покладається статистично-залежним випадковим процесом, що розподілений за нормальним законом з параметрами  $m_w$ ,  $\sigma_w^2$  та має кореляційну функцію

$$R_w(\tau) = \sigma_w^2 \exp(-|\tau|/\tau_w). \quad (7)$$

Як показано у [4], випадковий процес з кореляційної функцією (7) описується для дискретного часу різницеvim стохастичним рівнянням

$$w(t_n) = \rho(\Delta t_n) w(t_{n-1}) + q(\Delta t_n) \xi(t_{n-1}), \quad (8)$$

де  $\xi$  – шум збудження з математичним сподіванням  $m_\xi = 0$  та з дисперсією  $\sigma_w^2$ ;

$\Delta t_n = t_n - t_{n-1}$  – інтервал часу між двома сусідніми спостереженнями (вимірами);

$\rho(\Delta t_n)$ ,  $q(\Delta t_n)$  – коефіцієнти, що визначаються за виразами:

$$\rho(\Delta t_n) = \exp(-\Delta t_n / \tau_w), \quad (9)$$

$$q(\Delta t_n) = \Delta t_n \rho^2(\Delta t_n). \quad (10)$$

При достатньо малих інтервалах спостережень  $\Delta t_n = t_n - t_{n-1}$  з достатньою точністю можна вважати, що швидкість руху і відстань між сусідніми спостереженнями пов'язані з прискоренням рекурентними співвідношеннями [\*]:

$$v(t_n) = v(t_{n-1}) + w(t_{n-1}) \cdot \Delta t_n, \quad (11)$$

$$r(t_n) = r(t_{n-1}) + v(t_{n-1}) \cdot \Delta t_n, \quad (12)$$

Таким чином, при використанні пропонованої гіпотези про прискорення вектор  $\mathbf{z}$  стану ТЗ включає три

компонента:  $\mathbf{z} = [w \ v \ r]^T$ , а компоненти моделі (1) є такими:

$$\Phi(t_n, t_{n-1}) = \Phi(\Delta t_n) = \begin{bmatrix} \rho(\Delta t_n) & 0 & 0 \\ \Delta t_n & 1 & 0 \\ 0 & \Delta t_n & 1 \end{bmatrix}, \quad (13)$$

$$\mathbf{Q}(t_n, t_{n-1}) = \mathbf{Q}(\Delta t_n) = [q(\Delta t_n) \ 0 \ 0]. \quad (14)$$

Математичне сподівання  $\mathbf{m}_{z0}$  та матриця центральних моментів другого порядку  $\mathbf{S}_{z0}$  початкового стану  $\mathbf{z}(t_0)$  визначаються значеннями та якістю апіорної координатної інформації про рух ТЗ.

Необхідно зазначити, що розглянута модель справедлива у випадку відсутності нормальної складової вектора прискорення. При необхідності її врахування при пласкому русі об'єкта вектор стану буде мати шість координат, а при русі в тривимірному просторі – дев'ять координат [4].

Модель спостережень (2) залежить від засобів, що застосовуються для вимірювання координатної інформації. В якості прикладу розглянемо систему, в якій проводиться вимір швидкості руху поїзда за допомогою двох точкових колійних датчиків, розміщених на достатньо малій відстані  $b$  [1,5]. За результатами вимірів часових інтервалів  $\tau_{21}(t_n) = t_n^{(2)} - t_n^{(1)}$  між двома послідовностями  $t_n^{(1)}$ ,  $t_n^{(2)}$  відліків від першого та другого датчиків результати виміру швидкості розраховуються за виразом [1,5]:

$$\tilde{v}(t_n) = \frac{b}{\tau_{21}(t_n)}. \quad (15)$$

Результати вимірів швидкості є випадковою послідовністю, яку запишемо у такому вигляді:

$$y(t_n) = \tilde{v}(t_n) = v(t_n) + \eta(t_n),$$

або

$$y(t_n) = \mathbf{Cz}(t_n) + \eta(t_n), \quad (16)$$

де  $\eta(t_n)$  – шум спостережень (помилки вимірів швидкості руху) – послідовність некорельованих випадкових величин, розподілених за нормальним законом з відомими математичним сподіванням  $m_\eta$  та дисперсією  $s_\eta$ ;

$\mathbf{C} = [0 \ 1 \ 0]$  – матриця спостережень.

Математичне сподівання  $m_\eta$  визначається систематичною складовою, а дисперсія  $s_\eta$  – флуктуаційною складовою помилок вимірів швидкості руху.

При наявності інших результатів спостережень, крім швидкості руху, необхідно їх також врахувати відповідним чином.

## Висновки

Таким чином, запропонована модель руху транспортного засобу повністю відповідає умовам, необхідним для синтезу лінійного оптимального алгоритму оцінювання координатної інформації.

## Список літератури

1. Соболев Ю. В. Путевые преобразователи автоматизированных систем управления железнодорожного транспорта [Текст] / Ю. В. Соболев. – Х. : ХФИ Транспорт Украины, 1999. – 200 с.
2. Sage A. P. Estimation Theory with Application to Communication and Control [Text] / A. P. Sage, J. L. Melse. – N.-Y : McGraw-Hill, 1972. – 529 p.
3. Singer R. Estimating optimal tracking filter performance for manned maneuvering targets [Text] / R. Singer // IEEE Trans. Aerospace & Electronic

Systems. – July 1970. – , Vol. AES-6. – P. 473-483.

4. Хисматулин В. Ш. Методика вибору структури алгоритмов оцінювання состояния маневруючих цілей [Текст] / В. Ш. Хисматулин, И. А. Кулинич // Системи обробки інформації : Збірник наукових праць ХВУ. – Х., 2004. – Вип. 11(39). – С. 216-224.

5. Бойник А.Б. Диагностирование устройств железнодорожной автоматики и агрегатов подвижных единиц [Текст] /А. Б. Бойник, Г. И. Загарий, С. В. Кошевой [и др.]. – Х. : ЧП Издат. "Новое слово", 2008. – 527 с.

#### Анотації:

Представлено модель руху транспортного засобу в просторі станів виходячи зі статистичного аналізу його прискорення. Приведено гіпотезу про розподіл ймовірностей прискорення та виконано перехід до еквівалентного нормального розподілу з метою подальшого використання методів теорії оптимальної лінійної фільтрації.

**Ключові слова:** модель, транспортний засіб, оцінка, прискорення, теорія оптимальної фільтрації.

Представлена модель движения транспортного средства в пространстве состояний исходя из статистического анализа его ускорения. Приведена гипотеза о распределении вероятности ускорения и выполнен переход к эквивалентному нормальному распределению с целью дальнейшего использования методов теории оптимальной фильтрации.

**Ключевые слова:** модель, транспортное средство, оценивание, ускорение, теория оптимальной фильтрации.

The model of motion of transport vehicle is presented in problem space coming from the statistical analysis of his acceleration. A hypothesis is resulted about distributing of probability of acceleration and passing is executed to equivalent normal distribution with the purpose of the further use methods of theory of optimum filtration.

**Keywords:** model, transport vehicle, evaluation, acceleration, optimal filtration theory.

УДК 656.25:656.257

СОТНИК В.О., інж. (Південна залізниця),  
БАБАЄВ М.М., д.т.н., проф. (УкрДАЗТ),  
ЧЕПЦОВ М.М., д.т.н., проф. (ДонІЗТ)

## Нейромережева модель розпізнавання тривалості імпульсів та інтервалів кодів АЛСН

**Вступ, аналіз публікацій, формулювання задачі дослідження**

Довготривалий період становлення та розвитку систем залізничної автоматики пов'язаний з релейною елементною базою. Поряд із розробкою вузлів та пристроїв керування формувались методи та засоби організації їх інформаційного обміну. Цілком природно, що вони орієнтувались на

функціональні можливості електромагнітних реле та інших елементів, які були наявні в той період. Сьогоднішній результат таких процесів – нестандартні для сучасних інформаційних технологій, унікальні для кожної системи залізничної автоматики протоколи та сигнали, які використовуються для обміну даними.

Так, найбільш поширеною інформаційною ознакою, яка

