

УДК 519.237(045)

**М. А. Стадник**Тернопільський національний технічний університет  
імені Івана Пулюя, м. Тернопіль**ОЦІНЮВАННЯ ІНФОРМАТИВНИХ ПАРАМЕТРІВ  
УСТАЛЕНИХ ЗОРОВИХ ВИКЛИКАНИХ ПОТЕНЦІАЛІВ  
З ВИКОРИСТАННЯМ ЇХ РОЗКЛАДІВ ЗА БАЗИСАМИ  
ДИСКРЕТНИХ ОРТОГОНАЛЬНИХ ПОЛІНОМІВ**

Використовуючи метод ортогонального перетворення за базисами дискретних ортогональних поліномів Чебишева, Лагера, Кравчука, отримано оцінки спектрів математичного сподівання усталених зорових викликаних потенціалів. При аналізі спектру відібрано оптимальний ортонормований дискретний базис для подальшого отримання інформативних параметрів для діагностики зорової системи людини.

**Ключові слова:** *інформативні параметри, усталений зоровий викликаний потенціал, ортогональний розклад, дискретні ортогональні поліноми, діагностика, зорова система.*

**Вступ.** Зорова система людини виконує чи не одну із найбільших ролей при світосприйнятті та опрацюванні інформації. За даними «Центру медичної статистики МОЗ України» приблизно 300 тис. людей лише в нашій державі страждають від різноманітних форм порушення зору. В сучасному світі, який майже не щодень дивує різноманітними новітніми технологіями, уже не достатньо використовувати суб'єктивні методи для діагностики. Оскільки, процент помилок при таких методах є достатньо великим, тому зростає актуальність у побудові інформаційної технології для діагностики, яка би забезпечила достовірну оцінку стану зорової системи людини у комплексі (око і весь зоровий тракт). Перше, що є необхідним, для побудови такої системи, це правильне обрання інформаційного сигналу та відповідної методики його реєстрації, наступним кроком є побудова адекватної математичної моделі сигналу та отримання інформативних параметрів для достовірної діагностики.

Лазерна біометрія, авторефрактокератометрія, пневмотонометрія — це ті методи, які офтальмологи використовують на даний час при діагностиці складних захворювань зору [1]. Проте ці методики не є придатними для дослідження зорової системи в цілому і їх не можливо застосувати для виявлення порушень у дітей раннього віку та новонароджених. Метод зорових викликаних потенціалів використовується у медичній діагностиці для оцінки: діяльності зорового нерву, стадії розвитку амбліопії, сліпоти (отриманої внаслідок порушення роботи кори головного мозку), патології зору при захворюваннях альбінізмом, гостроти зору у дітей [2, с. 419].

Зоровий викликаний потенціал (ЗВП) — це електрична реакція зорових відділів кори головного мозку людини на зовнішнє подразнення (світловий спалах, просторово-структуровані стимули). За частотою стимуляції розрізняють ЗВП фазові (transient, 1–4 Гц) та усталені (steady-state, 5–30 Гц). На даний час, усталені ЗВП (уЗВП) використовуються для оцінки зорової системи, а також дозволяють визначити зорову увагу, робочу пам'ять, ритми мозку, бінокулярну конкуренцію, є одним із сигналів, на базі яких виконується прийняття рішень у нейро-комп'ютерному інтерфейсі.

Основна теорія виникнення ЗВП полягає в тому, що ЗВП є сумою багатьох компонент, що генеруються різними нейронами мозку [3, с. 692], при цьому на графіку вони будуть відобразитися відповідними екстремумами. Внаслідок цього, найпоширенішою методикою в офтальмологічній практиці є вимірювання та аналіз амплітудно-часових характеристик екстремумів отриманих реалізацій ЗВП: оцінювання часових інтервалів між сусідніми екстремумами та перетинів нульової лінії, кутових коефіцієнтів [4]. Цей метод є досить таки суб'єктивним, оскільки немає чіткого розмежування між нормою та патологією. Тому виникає завдання, що і відображає основну мету написання статті, — пошук та оцінювання інформативних параметрів, які би з найменшою похибкою і максимальною завадостійкістю сформулювали множини станів в нормі та при захворюваннях для подальшого прийняття рішення діагностики.

**Математична модель.** На основі останніх робіт та теорій електрогенезису у статті [5, 6] подано детальне обґрунтування математичної моделі усталеного ЗВП (у ЗВП) у вигляді лінійного періодичного випадкового процесу (ЛПВП)  $\xi(t), t \in (-\infty; \infty)$ , що зображується наступним чином:

$$\xi(t) = \int_{-\infty}^{\infty} \varphi(\tau, t) d\pi_1(\tau), t \in (-\infty, \infty), \quad (1)$$

де  $\pi_1(\tau), \tau \in (-\infty, \infty), \mathbf{P}\{\pi_1(0) = 0\} = 1$  — узагальнений неоднорідний пуассонівський процес;  $\varphi(\tau, t) = e^{-\beta(\tau)(t-\tau)} \sin(\omega(\tau)(t-\tau))U(t-\tau)$  — ядро ЛВП, де  $U(s)$  — функція Хевісайда;  $\beta(\tau) > 0$  та  $\omega(\tau) > 0$  — коефіцієнт затухання та частота імпульсу, що виникає у зоровій корі у момент часу  $\tau$ .

При цьому виконуються наступні умови для зображення (1):

$$\varphi(\tau, t) = 0 \text{ при } t < \tau, \int_{-\infty}^{\infty} \varphi^2(\tau, t) d\tau < \infty, \forall t, \varphi(\tau, t) = \varphi(\tau + T, t + T), \text{ а}$$

також  $\pi_1(\tau)$  — пуассонівський процес із незалежними  $T$ -періодичними приростами, де  $T > 0$  — період процесу (1).

Усталений ЗВП є сумою імпульсів, що генеруються у відповідь на дію породжуючого процесу  $\pi_1(\tau)$ ,  $\tau \in (-\infty, \infty)$ , стрибки якого виникають у послідовні пуассонівські моменти часу і дорівнюють випадковим величинам, що відображають значення амплітуди імпульсів.

**Оцінювання ймовірнісних характеристик.** У статті [4] детально пояснено та обґрунтовано те, що лінійний періодичний випадковий процес (1) є  $T$ -періодичним за Слущким [7, с. 132, 8], тобто послідовність скінченно вимірних функцій розподілу

$$F(x_1, x_2, \dots, x_n; t_1, t_2, \dots, t_n), \quad t_1, t_2, \dots, t_n \in (-\infty, \infty)$$

цього процесу задовольняє умову:

$$F(x_1, x_2, \dots, x_n; t_1, t_2, \dots, t_n) = F(x_1, x_2, \dots, x_n; t_1 + T, t_2 + T, \dots, t_n + T), \quad n = 1, 2, 3, \dots$$

Для оцінювання ймовірнісних характеристик періодичного процесу необхідно перш за все отримати оцінку періоду, що є базовим параметром для усіх періодичних процесів. Для цього було застосовано відомий метод  $\varphi$ -серій, що представлений у статті [7, с. 130–134]. Внаслідок цього було отримано асимптотично незсунену та козистентну оцінку періоду  $T$  випадкового процесу (1).

Моментні функції ЛПВП (1) є також є періодичними за сукупністю аргументів. Зокрема, для математичного сподівання  $\mathbf{M}\xi(t)$  та кореляційної функції  $R(t_1, t_2)$  такого процесу виконуються наступні співвідношення [6]:  $\mathbf{M}\xi(t) = \mathbf{M}\xi(t + T)$ ,  $R(t_1, t_2) = R(t_1 + T, t_2 + T)$ .

Позначимо через  $\xi_{kl} = \xi(k\Delta t + lT)$  —  $k$ -ту  $\varphi$ -серію вхідної послідовності  $\xi_t$  (реалізації електроенцефалографічного сигналу зареєстрованого над зоровими відділами мозку), при  $k = \overline{0, L-1}$ ,  $l \in Z$ ,

$$L = \frac{T}{\Delta t} > 1, \quad \Delta t \text{ — крок дискретизації.}$$

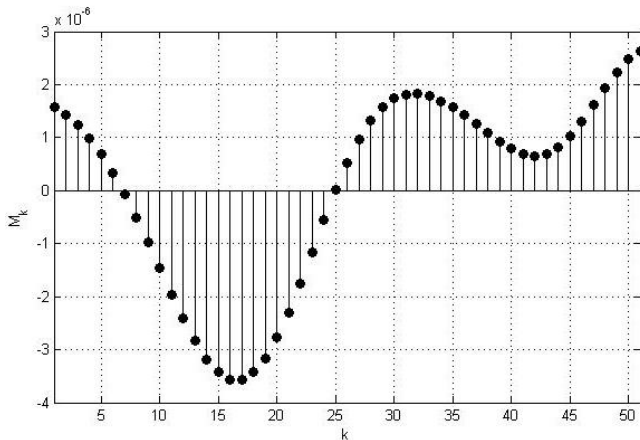
Оскільки,  $\varphi$ -серії є сукупністю впорядкованих за часом відліків процесу  $\xi(t)$ , взятих через період  $T$  і є стаціонарними та стаціонарно зв'язаними випадковими послідовностями, то для оцінювання математичного сподівання  $\mathbf{M}\xi(t)$  можна застосувати добре розроблений математичний апарат статистичного аналізу стаціонарних випадкових послідовностей.

Для отримання оцінки дискретизованого математичного сподівання  $M\xi(k\Delta t)$  (будемо аналізувати математичне сподівання лише на одному періоді, оскільки, як було вказано вище, воно є періодичним) на інтервалі  $[0, T)$  використаємо статистику:

$$\widehat{M}_k = \frac{1}{m} \sum_{l=0}^{m-1} \xi_{kl}, k = \overline{0, L-1}, \quad (2)$$

де  $m$  — кількість циклів процесу, який досліджується. Статистика (2) є незсуненою і конзистентною оцінкою відліків математичного сподівання [7].

На рис. 1 наведено приклад реалізації оцінки математичного сподівання уЗВП отриманого при стимуляції світловими спалахами із частотою 10 Гц ( $T = 0.1$  с,  $\Delta t = 1/510$  с,  $m = 30$ ,  $k = \overline{0, 51}$ ).



*Рис. 1. Реалізація оцінки математичного сподівання уЗВП*

Для знаходження інформативних параметрів досліджуваного сигналу, скористаємося відомим методом ортогонального перетворення, в результаті якого отримуємо спектр розкладу.

**Метод ортогонального перетворення.** Метод ортогональних перетворень для задач ідентифікації інформативних параметрів можна сформулювати наступним чином [9, с. 48–51].

Нехай маємо вектор  $Z = \begin{pmatrix} z_0 \\ z_1 \\ z_2 \\ \vdots \\ z_{L-1} \end{pmatrix}$ , де  $z_k = \mathbf{M} \xi(k \Delta t)$ ,  $k = \overline{0, L-1}$  та

деяку іншу матрицю  $\mathbf{B}$  розмірністю  $L \times L$  із елементами  $b_{nk}$ ,  $n, k = \overline{0, L-1}$ . Рядки чи стовпці матриці  $\mathbf{B}$  утворюють ортонормований базис у  $L$ -вимірному дійсному евклідовому просторі  $R^L$ .

Тоді дискретне ортогональне перетворення вектора  $\mathbf{M}$  зобразимо у наступному вигляді:

$$\mathbf{C} = \mathbf{BZ}. \quad (3)$$

Вектор  $\mathbf{C} = \begin{pmatrix} c_0 \\ c_1 \\ c_2 \\ \vdots \\ c_{L-1} \end{pmatrix}$  називається спектром вектора  $\mathbf{M}$  за орто-

нормованим базисом, заданим рядками матриці  $\mathbf{B}$  в просторі  $R^L$ .

Обернене до дискретного перетворення (3) зобразимо у наступному вигляді:

$$\mathbf{Z} = \mathbf{CB}. \quad (4)$$

Для отримання оцінки спектру  $\mathbf{C}$  скористаємося статистикою

$\hat{\mathbf{C}} = \mathbf{B}\hat{\mathbf{Z}}$ , де  $\hat{\mathbf{Z}} = \begin{pmatrix} \hat{z}_0 \\ \hat{z}_1 \\ \hat{z}_2 \\ \vdots \\ \hat{z}_{L-1} \end{pmatrix}$  — вектор, елементи якого отримані за допо-

могою статистики (2).

Для виконання будь-якого ортогонального перетворення необхідно вибрати ортогональний базис серед множини усіх базисів (класичних, поліноміальних), на основі якого і буде здійснено розклад вхідного сигналу.

**Ортогональні базисні функції.** Ортогональний розклад вектора  $\mathbf{Z}$  (4) представимо у розгорнутому вигляді:

$$z_k = \sum_{n=0}^{L-1} c_n b_{nk}, k = \overline{0, L-1}. \quad (5)$$

Слід також зазначити, що кожен  $n$ -ий рядок матриці являє собою функцію дискретного аргументу  $b_{nk}, k = \overline{0, L-1}$ . Сукупність з  $L-1$  цих функцій утворює ортогональний базис в  $R^L$ .

В якості ортогональних поліноміальних базисних функцій будемо досліджувати дискретні ортогональні базиси Чебишева, Кравчука та Лагера, оскільки вони є найбільш дослідженими і значно простішими при реалізації [10]. Для їх побудови у загальному випадку використовують відповідні ортонормовані поліноми та рекурентні співвідношення.

Ортогональні функції Чебишева на скінченному інтервалі  $0, L-1$  співпадають із ортонормованими поліномами Чебишева дискретного аргументу і визначають наступною формулою [10, с. 47–78]:

$$b_{nk} = \frac{t_{nk}}{\|t_{nk}\|} \cdot U(n, 0, L-1), \quad n, k = \overline{0, L-1}, \quad (6)$$

де  $t_{nk} = \sum_{j=0}^k (-1)^{k-j} \binom{k}{j} \binom{k+j}{j} \frac{(L-1)^{[k]}}{(L-1)^{[j]}} n^{[j]}$  — поліном Чебишева і його норма  $\|t_{nk}\|$ .

$$U(n, a, b) = U(n-a)U(b-n) = \begin{cases} 1, & a \leq n \leq b \\ 0, & n < a \text{ або } n > b \end{cases} \quad \text{— функція Хевісайда;}$$

$$n^{[j]} = \prod_{m=1}^j (n-m+1).$$

Коефіцієнти ортогонального розкладу визначаються із наступного виразу:

$$c_k = \frac{2k+1}{L(L^2-1)\dots(L^2-k^2)} \cdot \sum_{n=0}^{N-1} z_k t_{nk}, \quad k = \overline{0, L-1}. \quad (7)$$

Ортогональний базис функцій Лагера дискретного аргументу має наступний вигляд:

$$b_{nk} = ((-1)^k e^{-\frac{\lambda n}{2}} \cdot \hat{l}_{nk} U(n)), \quad n, k = \overline{0, L-1}, \quad (8)$$

де  $\hat{l}_{nk} = [e^{\lambda k} (1 - e^{-\lambda})]^{1/2} l_{nk}$  — ортонормований поліном Лагера;

$$l_{nk} = \frac{a^k}{(a+1)^k} \sum_{k=0}^{L-1} \binom{L-1}{k} \frac{(-1)^k n^{[k]}}{a^k k!}, \quad a = (e^\lambda - 1)^{-1} \quad \text{— поліном Лагера;}$$

$U(n)$  — функція Хевісайда;  $\lambda > 0$  — параметр.

Ортогональну систему функцій Кравчука на скінченному інтервалі отримуємо за допомогою наступного виразу:

$$b_{nk} = \sqrt{j_n} \cdot \frac{K_{nk}}{\|K_{nk}\|} U(n, 0, L), \quad n, k = \overline{0, L-1}, \quad (9)$$

$$\text{де } j_n = \binom{L}{n} p^n q^{L-n}, \quad p > 0, q > 0, p+q=1; \quad K_{nk} = \frac{1}{k!} \sum_{j=0}^k (-1)^{k-j} \binom{k}{j} \times$$

$$\times p^{k-j} (L-j)^{[k-j]} n^{[j]} \quad \text{— поліном Кравчука; } \|K_{nk}\| = \sqrt{\binom{L}{k} (p \cdot q)^k} \quad \text{—}$$

норма полінома Кравчука.

**Вибір дискретного ортогонального базису та його використання для оцінювання інформативних параметрів.** Для отримання реалізацій уЗВП використовувався цифровий електроенцефалограф DX-NT-

32 (виробництво м. Харків, Україна), з такими характеристиками: вхідний опір підсилювачів — 20 МОм, коефіцієнт дискримінації синфазної завади — 100 дБ, частотний діапазон — 0,05–70 Гц, частота дискретизації — 512 Гц, квантування по рівню — 10 біт, стимуляція — світлодіодні лампочки (три). Інформаційно-вимірювальна система дозволяє встановлювати частоту стимуляції в діапазоні 1–30 Гц. Для накладання електродів використовувалася міжнародної системи 10–20. Протокол дослідження виконувався згідно стандарту із залученням 20 людей (8 чоловіків, 12 жінок) за їхньої згоди.

Згідно вище написаних теоретичних відомостей було обчислено оцінки математичного сподівання уЗВП (використовуючи статистику (2)), отриманих при наступних частотах стимуляції: 7, 10, 12 Гц. Одна із них представлена на рисунку 1.

Наступним було виконано завдання ортогонального розкладу за дискретними ортонормованими базисними функціями Чебишева, Лагера, Кравчука, використовуючи відповідно наступні зображення (5), (6), (8), (9). Спектри коефіцієнтів розкладу за відповідними базами уЗВП при частоті стимуляції 10 Гц зображено на рисунках 2–4.

При подальшій діагностиці дуже важливо використовувати таку кількість складових розкладу, які би несли достатньо корисної інформації для діагностики.

Для ідентифікації діагностичних параметрів скористаємося рівністю Парсеваля, яка стверджує, що сума квадратів коефіцієнтів ортогонального розкладу дорівнює енергії сигналу  $E$ , тобто:

$$E = \sum_{k=0}^{L-1} |z_k|^2 = \sum_{k=0}^{L-1} |c_k|^2. \quad (10)$$

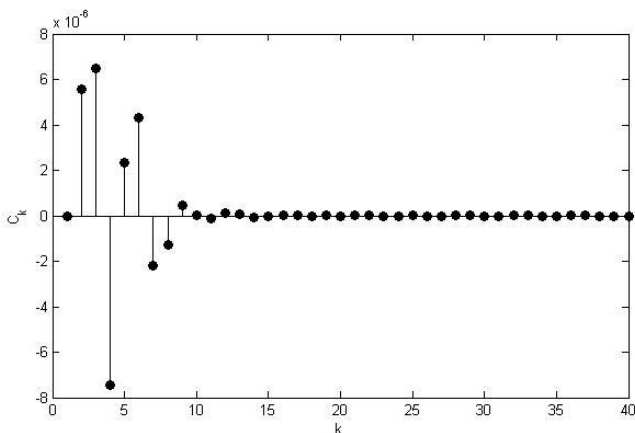
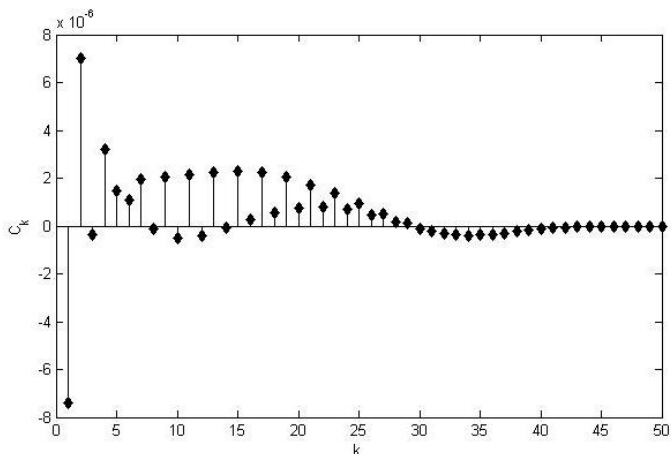
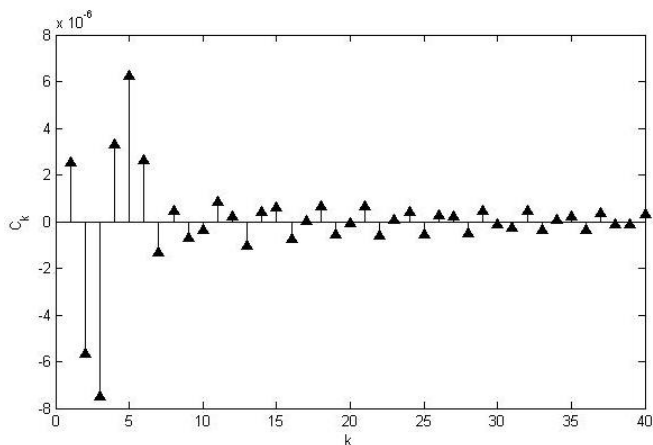


Рис. 2. Реалізація оцінки спектру уЗВП (частота стимуляції 10 Гц) за базисом Чебишева



**Рис. 3.** Реалізація оцінки спектру уЗВП  
(частота стимуляції 10 Гц) за базисом Кравчука



**Рис. 4.** Реалізація оцінки спектру уЗВП  
(частота стимуляції 10 Гц) за базисом Лагера

Використовуючи зображення на рис. 2–4 можна зробити висновок, що лише кілька перших коефіцієнтів розкладу (5) вносять значний енергетичний вклад в повну енергію вектора  $\hat{\mathbf{Z}}$ . Внаслідок цього, саме вони і є інформативними та використовуватимуться в подальшому для діагностики.

Для знаходження кількості коефіцієнтів розкладу, які будуть використовуватися в якості інформативних введемо статистику, отриману на основі (10):



$$\hat{I}_n = \frac{\sum_{k=1}^n |\hat{c}_k|^2}{\sum_{k=0}^{L-1} |\hat{z}_k|^2 - c_0}, n = 1, 2, 3, \dots, \quad (11)$$

де  $c_0$  — елемент спектру, що характеризує постійну складову сигналу і через те не може бути інформативним.

На основі статистики (11) було здійснено розрахунок кількості спектральних складових  $n$  по кожній із досліджуваних систем ортогональних функцій дискретного аргументу, які вносять енергетичний вклад в повну енергію вектора  $\hat{\mathbf{Z}}$ , тобто  $\hat{I}_n \leq 0.99$ . На основі отриманих результатів сформовано таблицю 1, що відображає залежність кількості коефіцієнтів розкладу, частоти стимуляції та обраного ортогонального базису.

Таблиця 1

*Кількість складових ортогонального розкладу для відображають 99% енергії сигналу у ЗВП*

Кількість складових ортогонального розкладу за функціями дискретного аргументу	Частота стимуляції при реєстрації усталених ЗВП, Гц		
	7	10	12
Чебишева	9	7	7
Кравчука	27	20	21
Лагера	17	17	18

Аналізуючи таблицю 1, зауважимо, що лише 7-9 коефіцієнтів розкладу за базисом Чебишева складають 99% енергії, що є значно менше в порівнянні з іншими досліджуваними, тому можна стверджувати про доцільність використання саме цього ортогонального базису.

В подальших досліджень необхідно вирішити наступні завдання: дослідити відповідність між обраними ідентифікаційними параметрами та офтальмологічними захворюваннями, що в значній мірі є завданням медичних працівників; розробити критерій прийняття рішення для діагностики зорової системи.

**Висновки.** На основі проведених досліджень можна зробити наступні висновки:

- здійснено розклад математичного сподівання уЗВП за базисами дискретних ортогональних поліномів Чебишева, Кравчука і Лагера, що дозволяє отримати множину параметрів для виявлення із них інформативних;
- для оцінювання кількості інформативних параметрів використано статистику, яка відображає енергетичний вклад компонентів ортогонального розкладу в повну енергію сигналу;

- на основі аналізу спектру розкладу математичного сподівання у ЗВП за ортонормованим базисом Чебишева оцінено інформативні параметри — 7–8 складових спектру, що будуть в подальшому використані для діагностики.
- збільшення частоти стимуляції при реєстрації уЗВП призводить до зменшення кількості складових ортогонального розкладу за базисами дискретних ортогональних поліномів, що несуть корисну інформацію.

### Список використаних джерел:

1. Сидоренко Є. І. Офтальмологія : підручник / Є. І. Сидоренко. — М. : GEOTAR-Мед, 2002. — 408 с.
2. Vialatte F.-B. Steady-state visually evoked potentials: Focus on essential paradigms and future perspectives / F.-B. Vialatte, M. Maurice, J. Dauwels, A. Cichocki // Elsevier. — Progress in neurobiology. — Vol. 90. — P. 418–438.
3. Makeig S. Dynamic brains our ces of visual evoked responses / S. Makeig, M. Westerfield, T. Jung, S.Enghoff, J. Townsend // Science. — Vol. 295. — P. 690–694.
4. Шпак А. А. Исследование зрительных вызванных потенциалов в офтальмологии и офтальмохирургии / А. А. Шпак // МНТК «Микрохирургия глаза». — 1993. — 160 с.
5. Fryz M. Justification of mathematical model of the steady-state visual evoked potential in a form of the linear random process / M. Fryz, M. Stadnyk. — К. : Electronics and control systems, 2013. — № 1 (35). — P. 100–106.
6. Фриз М. Є. Лінійний періодичний випадковий процес як математична модель усталеного зорового викликаного потенціалу / М. Є. Фриз, М. А. Стадник // Моделювання та інформаційні технології: зб. наук. пр. — К., 2014. — № 72. — С. 36–43.
7. Марченко Б. Г. Побудова моделі та аналіз стохастично-періодичних навантажень енергосистем / Б. Г. Марченко, М. В. Приймак // Праці інституту електродинаміки Національної академії наук України. — 1991, — В.1. — С. 129-153.
8. Serpedin E. Bibliography on cyclostationarity / E.Serpedin, F. Panduru, I. Sari, G. B. Giannakis // Elsevier. — Signal processing. — Vol. 85. — P. 2233–2303.
9. Ідентифікація інформативних ознак світлового біосигналу методом ортогональних перетворень / Б. Г. Марченко, Н. Б. Марченко, Б. Б. Млинко, М. Є. Фриз // Електроніка та системи управління. — 2008. — № 3(17). — С. 47–51.
10. Марченко В.Б. Ортогональные функции дискретного аргумента и их приложение в геофизике / В. Б. Марченко. — К. : Наук. думка, 1992. — 212 с.

The spectrum estimations of steady-state visual evoked potential's mathematical expectation were calculated by method orthogonal transformation that uses Chebyshev, Laguerre, Kravchuk discrete orthogonal polynomials. The discrete orthonormal basis as the best basis for obtaining further information parameters for the diagnostics of the human visual system was selected by using spectrum analysing.

**Key words:** *informative parameters, steady-state visual evoked potentials, orthogonal decomposition, discrete orthogonal polynomial, diagnostics, visual system.*

Отримано: 11.04.2016

UDK 681.325

**Jo Sterten**, Assistant Professor

Norwegian University of Science and Technology, Gjøvik, Norway

## **NUMERICAL SIMULATION OF DYNAMIC OBJECT BASED ON CONVOLUTION OPERATIONS**

A recursive digital filter construction method is considered for simulation of inertial element as a typical component of complex dynamic object. New computational formulas are obtained. Their high accuracy as compared to traditional ones is shown. Decomposition of initial model of simulated object by convolution operations with several typical exponential kernels is proposed instead of traditional operations of integration and differentiation.

**Key words:** *mathematical model, transfer function, Volterra integral operator, convolution operator, digital filter.*

**Introduction.** A wide range of control system units can be described with acceptable accuracy as a linear stationary dynamic object with lumped parameters. There are several mathematical descriptions of such an object. Common higher order linear differential equation is its traditional mathematical model.

Well-known software packages for simulation of continuous objects (SPSCO), such as MATHLAB, SIMULINK, CC, PSPACE, MCAP, SIGNAL, EURIKA, MATCAD, as well as domestic SPSCO, DISPAS, are based on computational solution of differential equations. They have limited accuracy and low tolerance to noise interference or rapidly changing signals, that is especially evident while solving inverse problems of systems dynamics, in particular signal recovery problem [1].

In Laplace image space, traditional differential model of continuous object is associated with rational fractional transfer function that can be decomposed into partial fractions. Then, on the basis of the convolution theorem and tables of Laplace transform basic functions one can pass to the originals. As a result, we obtain an equivalent linear integral equation based on convolution operator with a complex kernel in the form of superposition of exponential and power functions.

Integrated mathematical model has a number of advantages as compared to the differential one [1, 2]. In particular, when it is used, accuracy of numerical simulation of the object under investigation is enhanced. The