

2.2. Поздовжні коливання дискретно-неперервних нелінійно пружних тіл. Математичною моделлю поздовжніх коливань дискретно-неперервного нелінійно пружного тіла може бути диференціальне рівняння

$$u_{tt} - \alpha^2 u_{xx} u_x^\nu = \varepsilon \left[F^*(u_t, u_x) + \sum_{n=1}^N F_n^*(u_t, u_{tt}, u_x, u_{xx}) \delta(x - x_n) \right], \quad (2.10)$$

в якому x_n – точки тіла, де зосереджені неоднорідні включення малих розмірів і фізико-механічні властивості цих включень мало відрізняються не у значній мірі від властивостей тіла. Аналітично ці відмінності можна описати за допомогою функцій $\varepsilon F_n^*(u_t, u_{tt}, u_x, u_{xx})$.

Зважаючи на результати п.п.1.1, 2.1 даної статі, приходимо до висновку: одночастотний динамічний процес у досліджуваному тілі можна описати залежність (2.6), в якій амплітуда і фаза процесу визначається залежностями (1.8). Функції, які входять у праві частини вказаних співвідношень виражаються через праві частини рівняння (2.9) у вигляді

$$A(a) = \frac{-1}{2\pi P a(a)} \int_0^{2\pi\tau} X(x) \bar{F}^*(a, x, \psi) s a(1, \nu+1, \psi) d\psi dx,$$

$$B(a) = \frac{-(\nu+2)}{4a P a(a)} \int_0^{2\pi\tau} X(x) \bar{F}^*(a, x, \psi) c a(\nu+1, 1, \psi) d\psi dx,$$

$$A_n(a) = \frac{-X(x_n)}{2\omega(a) P_T} \int_0^{2\pi\tau} \bar{F}_n^*(a, x_n, \psi) s a(1, \nu+1, l\psi) d\psi,$$

$$B_n(a) = \frac{-(\nu+2)X(x_n)}{4a a(a) P_T} \int_0^{2\pi\tau} \bar{F}_n^*(a, x_n, \psi) c a(\nu+1, 1, l\psi) d\psi,$$

а $\bar{F}^*(a, x, \psi)$ і $\bar{F}_n^*(a, x, \psi)$ – значення функцій $F^*(u_t, u_x)$ і $F_n^*(u_t, u_{tt}, u_x, u_{xx})$, що відповідають $u(x, t) = aX(x)ca(\nu+1, 1, \psi)$.

Викладену методику можна узагальнити і на деякі інші системи, зокрема, використовуючи результати, які отримані у [15], на випадок збурених крайових умов, а як окремий випадок із викладеного при $\nu=0$ отримуються результати, які стосуються квазілінійних систем із імпульсним збуренням, а при $f_n(y, \dot{y}) \equiv 0$ (і відповідно $F_n(u_t, u_x) \equiv 0$ чи $F_n^*(u_t, u_{tt}, u_x, u_{xx}) \equiv 0$) – розв'язки сильно нелінійних, звичайних чи з частинними похідними, сильно нелінійних диференціальних рівнянь.

Література

1. Гашук П., Зорій Л. Лінійні моделі дискретно-неперервних механічних систем. – Львів: Українські технології, 1999. – 372 с.
2. Мышкис А.Д., Самойленко А.М. Системы с толчками в заданные моменты времени. – Мат. сб. – 1967, №2. – С. 202-208.
3. Дзыра Б.И. К вопросу обоснования метода усреднения для исследования одностотных колебаний, возбуждаемых мгновенными силами. – В сб. Аналитические и качественные методы исследования дифференциальных и дифференциально-разностных уравнений. – К. Изд. – во Ин-та математики, 1977. – С. 34-38.
4. Самойленко А.М., Перестюк Н.П. Периодические решения слабо нелинейных систем с импульсным воздействием// Дифференц. Уравнения. – 1978. – 14, №6. – С. 1034-1045.

5. Самойленко А.М., Перестюк Н.П. Дифференциальные уравнения с импульсным воздействием. – К.: КГУ, 1980. – 80 с.

6. Перестюк Н.П. Периодические и почти-периодические решения дифференциальных уравнений с импульсным воздействием. – IX Междунар. конф. по нелинейным колебаниям. Ч.1. – К.: Наук. думка, 1984. – С. 301-304.

7. Дзыра Б.И. Про коливання стержня з зосередженими масами і моментами інерції, збуреними миттєвими силами. IX Міжнар наук. конф ім. ак. М. Кравчука. Матеріали конф. К., 2002. – С. 65-66.

8. Митропольский Ю. А., Мосеев Б.И. Асимптотические решения уравнений в частных производных. – К.: Вища школа, 1976. – 592 с.

9. Сеник П. М. Обернення неповної Beta-функції// Укр. мат. журн. – 1969. – 21, №3. – С. 325 – 333.

10. Найфэ А.Х. Методы возмущений. – М.: Мир, 1976. – 456 с.

11. Владимиров В.С. Уравнения математической физики. – М.: Наука, 1976. – 280 с.

12. Филимонов А.М. Периодические решения некоторых нелинейных дифференциальных уравнений с частными производными// Дифференц. уравнения. – 1976. – 12, №11. – С. 2077-2084.

13. Сокил Б. И. Об асимптотических разложениях краевой задачи для одного нелинейного уравнения с частными производными// Укр. мат. журн. – 1982. – 34, №6. – С. 803 – 805.

14. Сокил Б. И. Про один спосіб побудови одночастотних розв'язків для нелінійного хвильового рівняння// Укр. мат. журн. – 1994. – 46, № 6. – С. 782 – 785.

15. Сокил Б. И. Періодичні Атеб-функції в дослідженні одночастотних розв'язків деяких хвильових рівнянь. У зб.: Праці Наукового товариства імені Шевченка, т.І. – 1997. – С. 588-59.

УДК 615.47

Доц. Є. Сторчун, д-р техн. наук; магістрант В. Калин;
аспір. Ю. Сторчун – НУ "Львівська політехніка"

ЗБІЖНІСТЬ РЕЗУЛЬТАТІВ ОБСТЕЖЕННЯ БІОБ'ЄКТІВ

Представлено результати дослідження збіжності показників пульсового сигналу.

Doc. E. Storchun; magistant V. Kalin;
doctorate Y. Storchun – NU "Lviv'ska Politehnika"

Precision of results of inspection bioobject

The results of research of precision of parameters of a pulse signal are submitted.

Вступ

Дієвість охорони здоров'я працівників меблевої та деревообробної промисловості визначається, зокрема, застосуванням ефективних методів експрес-діагностики. Ефективність інструментальних методів пов'язана із якістю вимірювання відповідних технічних засобів: збіжністю та відтворюваністю результатів.

Метою роботи було дослідження збіжності визначення показників пульсових сигналів пульсодіагностичним комплексом [1] з новими пристроями формування вхідних сигналів [2], які відрізняються функціонально незалежними каналами, а також впливу на отримувані результати дихання та положення обстежуваної особи.

Результати досліджень

Збіжність результатів визначають шляхом проведення вимірювань в однакових умовах. Збіжність визначення показника K_p (відношення потужностей сигналу в частотних діапазонах (0,5-10) Гц та вище 10 Гц) у комплексі [1] оцінювалася за результатами восьми послідовних обстежень, без зміни положення пристрою формування пульсових сигналів [2]. Діагностичною ознакою у комплексі, за якою роблять висновки, є відмінність (за знаком та величиною) зональних показників K_p від середнього значення для шести зон реєстрації сигналу (у тибетській медицині відповідні зони лівої та правої рук дістали назву ЦОН, КАН та ЧАГ). Для зручності аналізу, зональні значення K_p нормувалися на середнє значення для шести зон. Було обстежено 5 осіб (3 чоловічої та 2 жіночої статі) у віці (20–57) років. Отримані результати проілюстровано на прикладі даних обстеження особи чоловічої статі у віці 43 років у положенні лежачи без затримки дихання (матриця d), частота пульсу 80 1/хв., частота дихання 13 1/хв. У матриці d рядками представлено дані окремих обстежень, а стовпці відповідають зонам ЦОН, КАН і ЧАГ лівої та правої руки, відповідно.

$$d = \begin{pmatrix} 0.946 & 0.872 & 1.228 & 0.86 & 0.906 & 1.188 \\ 1.316 & 1.477 & 0.67 & 0.761 & 0.688 & 1.088 \\ 0.823 & 0.91 & 1.597 & 0.75 & 0.826 & 1.094 \\ 0.98 & 0.866 & 1.428 & 0.833 & 0.697 & 1.197 \\ 1.294 & 0.965 & 0.906 & 0.822 & 0.771 & 1.241 \\ 1.079 & 1.151 & 1.215 & 0.83 & 0.697 & 1.028 \\ 0.939 & 0.824 & 1.335 & 0.957 & 1.033 & 0.913 \\ 0.977 & 0.895 & 1.626 & 0.782 & 0.749 & 0.971 \end{pmatrix}.$$

Наведені дані (матриця d) відрізняються значним коефіцієнтом варіації для кожної із зон (матриця v), що дає підстави вважати тривалість вікна реалізації комплексу [1] недостатньою

$$v := (0.17 \ 0.22 \ 0.26 \ 0.08 \ 0.15 \ 0.11).$$

У матриці v представлено значення зональних коефіцієнтів варіації за даними восьми спостережень (реалізацій), тривалість кожного із яких становила 4 с. Найбільша варіабельність результатів, у вибраному прикладі, становила 0,26 для зони КАН лівої руки (матриця v), що відповідає мінливості показника K_p у межах 61,4 % (рівень гарантії висновку 0,95). Така мінливість показника K_p робить малоімовірною можливість співставлення результатів обстеження, отриманих у різний час (моніторингування).

Коефіцієнт варіації K_p зменшується при усередненні результатів за кількома спостереженнями. Наведені дані восьми спостережень (матриця d) дозволяють проаналізувати динаміку K_p , використовуючи усереднення за 3...6 спостереженнями. У першому випадку кількість значень K_p для кожної зони буде становити 6, а в останньому – 3. Отримані результати представле-

но на рис. 1, де $g_i(x)$ – залежність коефіцієнта варіації K_p від кількості спостережень x тривалістю 4 с кожне, за якими відбувалося усереднення результатів, $i = 1...3$ відповідає зонам ЦОН, КАН та ЧАГ лівої руки, а $i = 4...6$ аналогічним зонам правої руки.

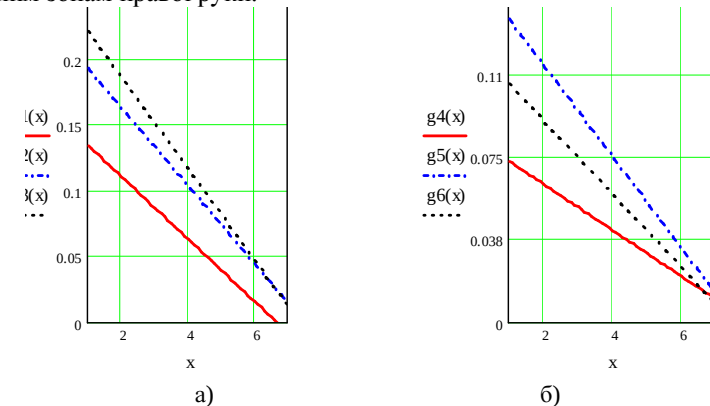


Рис. 1. Залежність коефіцієнта варіації показника K_p , прийнятого у комплексі [1] для оцінки пульсових сигналів, від кількості спостережень, за якими показник усереднювався. а), б) – зони лівої та правої рук, відповідно.

У наведеному прикладі коефіцієнт варіації K_p відрізнявся більшими значеннями для лівої руки, зони ЧАГ, на правій руці даний показник був більшим у зоні КАН. За результатами обстеження зазначеної групи осіб, усереднення даних за (5-6) спостереженнями дозволяє зменшити мінливість показника K_p у ~ 3 рази.

Результати дослідження впливу положення та стану дихального апарату обстежуваного чоловічої статі у віці 43 років на результати визначення показника K_p представлено у табл., де значення коефіцієнта варіації отримані шляхом усереднення даних п'яти спостережень.

Табл. Залежність коефіцієнта варіації K_p від положення та стану дихального апарату обстежуваного

Положення	Стан	Коефіцієнт варіації показника K_p					
		Ліва рука			Правої рука		
		ЦОН	КАН	ЧАГ	ЦОН	КАН	ЧАГ
Лежачи	Затримка дихання	0.06	0.05	0.10	0.05	0.05	0.06
	Без затримки дихання	0.05	0.08	0.09	0.04	0.06	0.04
Сидячи	Затримка дихання	0.02	0.05	0.08	0.08	0.02	0.02
	Без затримки дихання	0.08	0.04	0.11	0.01	0.005	0.03

Мінливості показника Кр притаманна зональна залежність, однак, зважаючи на синхронність його визначення, положення та функціональний стан дихального апарату обстежуваного особливого значення не мають.

Висновки

1. Прийнята у комплексі [1] тривалість реалізації (4с) недостатня для забезпечення збіжності результатів, прийнятної для цілей моніторингу. Алгоритм обстеження має передбачати усереднення результатів за (5-6) реалізаціями.
2. Зважаючи на синхронність визначення показника Кр, положення та функціональний стан дихального апарату обстежуваного особливого значення не мають.

Література

1. Смердов А., Сторчун Є., Славівич О. Автоматизований комплекс для експрес – діагностики на основі методів західної та тибетсько-монгольської медицини// Український журнал медичної техніки і технологій. – 1997, № 1-2. – С. 42-46.
2. Пат. 46316 А, Україна, МКИ А61В5/02. Пристрій формування пульсових сигналів/ Сторчун Ю.Є., Мандзій Б.А., Сторчун С.В. (Україна), Боронов В.В. (Росія), №2001064224; Заявлено 19.06.2001; Опубл. 15.05.2002, Бюл.№5 – 4 с.

УДК 630.323

Асист. Т.В. Іванишин – УкрДЛТУ

ОПТИМІЗАЦІЙНА МОДЕЛЬ СИНХРОННИХ БАГАТОВЕРСТАТНИХ ЛІНІЙ З ПОСТІЙНИМ РИТМОМ РОБОТИ У ВИРОБНИЦТВІ ВІКОННИХ І ДВЕРНИХ БЛОКІВ

Синтезовані математичні моделі цільової функції для оцінки та оптимізації структури синхронних триверстатних виробничих систем з постійним ритмом роботи.

T.V. Ivanyshyn – USUFWT

An optimizing model of synchronic multemachine production lines with constant rhythm of operation in windows and doors production.

Mathematical models of target-oriented function have been synthesized for the structure of synchronic multemachine production systems with constant operation rhythm for machining of windows and doors blanks estimation and optimizing.

Застосування критерію росту продуктивності (теорія продуктивності систем) [1] багатостатних виробничих систем для визначення найкращого варіанта структурно-компонувальної схеми лінії на початковому етапі її проектування та здійснення структурно-параметричної оптимізації вже скомпонованих і реально працюючих виробничих систем поступово відійшло на задній план. Сьогодні більш актуальними є економічні критерії оптимізації технологічного процесу. Зокрема, світова практика обґрунтування інвестиційних проектів у вирішенні питання про доцільність (недоцільність) капіталовкладень використовує в основному показник чистої поточної вартості (Net Present Value – NPV) [3], який тотожний "інтегральному економічному ефекту" і

є різницею сукупного доходу від реалізації продукції за період здійснення проекту і сумарних витрат за цей же час з урахуванням фактора часу (тобто з дисконтуванням різночасових доходів і витрат). Застосування "інтегрального ефекту" в ролі критерію оптимізації є динамічною задачею порівняння взаємозамінних варіантів технологій, точний розв'язок якої на предмет визначення економічно ефективнішого агрегування технологічної лінії за вказаним економічним критерієм є досить проблематичним, бо через статистичну природу всіх характеристик ліній, які є нестабільними та випадковими, що постійно ведуть до зміни величини капітальних витрат на експлуатацію та реалізацію тільки частини її продуктивності, важко прогнозувати в часі всі перспективні зміни параметрів якості функціонування обладнання виробничих систем обладнання та оброблення заготовок.

Тому, у випадку проектування нових виробничих систем, чи реконструкції старих, коли капітальні вкладення здійснюються одноразово перед початком їх експлуатації, а собівартість чи поточні експлуатаційні витрати є постійними (тобто не змінюються за роками), коли необхідно однозначно визначити економічно оптимальний варіант структури технологічного процесу – доцільно та значно простіше застосовувати статичну задачу порівняння варіантів капітальних вкладень і знаходження оптимальної структури багатостатної виробничої системи на основі середньорічних показників її функціонування, без врахування чинника часу і пов'язаних із ним змін за критерієм мінімуму загальних витрат на випуск продукції:

$$Z_L = \sum_{i=1}^a Z_{b_i} = \sum_{i=1}^a C_{b_i} \cdot n_{b_i} \rightarrow \min, \quad (1)$$

де: Z_{b_i} – витрати оброблення заготовок на i -му верстаті в лінії; n_{b_i} – число оброблених заготовок на i -й операції; C_{b_i} – собівартість оброблення одиниці продукції на i -му верстаті; a – кількість машин в лінії.

З іншого боку, ігнорування величини фактичної продуктивності багатостатної виробничої системи P_L під час визначення її оптимальної структури за допомогою вибраної цільової функції Z_L унеможливує прогнозування обсягу виробничої програми випуску продукції. Тому в цьому випадку необхідно застосовувати метод двокритеріальної оцінки оптимального варіанта структури лінії – з мінімальними витратами виробництва $Z_L = \min$, але під час оцінки пріоритетними та максимально можливою в цьому випадку продуктивністю потоку: $P_L \rightarrow \max$. Тоді, структура багатостатної виробничої системи буде оптимальною, коли виконуються такі умови:

$$\begin{cases} Z_L = \sum_{i=1}^a Z_{b_i} = \sum_{i=1}^a C_{b_i} \cdot n_{b_i} \rightarrow \min, \\ P_L = \rho_i \cdot P_i \rightarrow \max. \end{cases} \quad (2)$$

де: ρ_i – коефіцієнт використання робочого часу i -го верстата в лінії; P_i – циклова продуктивність i -го верстата в лінії.

Отже, стосовно триверстатних ліній механічного оброблення брускових заготовок віконних і дверних блоків з номінальними продуктивностями