Під час проведення досліджень виявлено збагачення вихідного спектру додатковими гармоніками, що відповідають боковим гармонічним амплітудної модуляції з частотою вібрації основної частоти випромінювання. Зміна амплітуди вібрації впливає на рівень бокових складових, не змінюючи рівня несучої. Зміна рівня несучої приводить до відповідної зміни бокових модуляційних гармонік.

Проведене дослідження показало принципову можливість передачі інформації про низькочастотну вібрацію в високочастотну частину спектру на рівні вимірювального перетворювача та відповідний її безконтактний відбір засобами моніторингу електромагнітних полів.

Список використаних джерел

1. V.Nichoga, P.Dub, G.Trokhym, V.Shabelnikov. Measuring Devices for Investigation of Electromagnetic Fields Dictribution on the "Mir" Space Station Board // International Conferense on Electromagnetics in Advanced Applications, Torino, Italy, 1997, Proceedings of Papers, vol.1, pp.287-290.
2. Брискин А.М., Дуб П.Б., Ничога В.А. Динамические помехи в индуктивной электроразведке. - Геофиз. аппаратура, 1998, вып. 101, с. 9-15.

УДК 621.391:519.22

ДОСЛІДЖЕННЯ ОЦІНОК КОРЕЛЯЦІЙНИХ ІНВАРІАНТІВ ВЕКТОРНИХ ПЕРІОДИЧНО НЕСТАЦІОНАРНИХ ВІБРАЦІЙНИХ СИГНАЛІВ

Шевчик В.Б.[1)], Мацько І.Й.[2)], Юзефович Р.М.[3)]

Фізико-механічний інститут ім. Г.В.Карпенка НАН України

[1)] аспірант; [2)] к.т.н.; [3)]к.т.н., доцент

Поява дефектів в елементах механічних конструкцій [1, 2] приводить до взаємодії детермінованої та стохастичної складових вібраційного сигналу, яка виявляється в модуляції його гармонічних складових. Властивості такої модуляції описуються імовірнісними характеристиками періодично корельованих випадкових процесів (ПКВП). Використання характеристик другого порядку ПКВП дає можливість виявляти дефекти механізмів вже на ранніх стадіях розвитку [3]. Виходячи з цього, складові вектора $\xi(t)=\mathbf{i}\xi_1(t)+\mathbf{k}\xi_2(t)$ будемо розглядати як ПКВП. Математичне сподівання векторного ПКВП є періодичним вектором [4]:

$$\mathbf{m}_\xi(t)=E\xi(t)=\mathbf{i}m_{\xi_1}(t)+\mathbf{k}m_{\xi_2}(t)=\mathbf{m}_\xi(t+T),$$

кореляційна функція $\mathbf{b}_\xi(t,u)=E\overset{\circ}{\xi}(t)\otimes\overset{\circ}{\xi}(t+u)$, де $\overset{\circ}{\xi}(t)=\xi(t)-\mathbf{m}_\xi(t)$, а $\otimes$ – знак тензорного добутку, є періодичною за часом тензорною функцією $\mathbf{b}_\xi(t,u)=\mathbf{b}_\xi(t+T,u)$, матричне подання якої має вигляд

$$\mathbf{b}_\xi(t,u)=\begin{bmatrix} b_{\xi_1}(t,u) & b_{\xi_2\xi_1}(t,u) \\ b_{\xi_1\xi_2}(t,u) & b_{\xi_2}(t,u) \end{bmatrix}. \qquad (1)$$

Елементи матриці (1) залежать від вибору системи координат. Проте існують такі величини на цих елементах, які при переході від одної системи координат до іншої залишаються незмінними. Їх називають кореляційними інваріантами. Передусім, це лінійні інваріанти $I_1(t,u)$ і $D(t,u)$, які не пов’язані з орієнтацією власного базису тензора $\mathbf{b}_\xi(t,u)$. Перший характеризує властивості колінеарних змін випадкового вектора $\xi(t)$, а другий – властивості ортогональних змін, його називають індикатором обертання. Квадратичний інваріант $I_2(t,u)$ є визначником симетричної частини тензора (1), а інваріанти $\lambda_{1,2}(t,u)$ є її власними значеннями і визначають значення кореляційної функції за напрямами власного базису тензора (1).

Розглянемо оцінки величин $I_1(t,u)$ і $D(t,u)$, які характеризують в інваріантній формі, відповідно, властивості авто- та взаємокореляційних функцій випадкових складових векторного ПКВП, і тут необхідні обчислення можуть бути проведені до отримання практично важливих формул.

Оцінки інваріантів сформуємо, виходячи з формул, які їх визначають

$$\hat{I}_1(t,u)=\hat{b}_{\xi_1}(t,u)+\hat{b}_{\xi_2}(t,u), \tag{2}$$

$$\hat{D}(t,u)=\hat{b}_{\xi_1\xi_2}(t,u)-\hat{b}_{\xi_2\xi_1}(t,u). \tag{3}$$

При цьому будемо вважати, що оцінки авто- та взаємокореляційних функцій знаходять за допомогою усереднення відліків через період корельованості [5, 6]:

$$\hat{b}_{\xi_p}(t,u)=\frac{1}{N}\sum_{n=0}^{N-1}\left[\xi_p(t+u+nT)-\hat{m}_{\xi_p}(t+u+nT)\right]\left[\xi_p(t+nT)-\hat{m}_{\xi_p}(t+nT)\right], \tag{4}$$

$$\hat{b}_{\xi_p\xi_q}(t,u)=\frac{1}{N}\sum_{n=0}^{N-1}\left[\xi_p(t+nT)-\hat{m}_{\xi_p}(t+nT)\right]\left[\xi_q(t+u+nT)-\hat{m}_{\xi_q}(t+u+nT)\right], \tag{5}$$

де

$$\hat{m}_{\xi_{p,q}}(t)=\frac{1}{N}\sum_{n=0}^{N-1}\xi_{p,q}(t+nT).$$

Обидві оцінки (2) і (3) за умови, що кореляційні зв'язки заникають зі збільшенням зсуву

$$\lim_{|u|\to\infty}b_{\xi_p}(t,u)=0,\ \lim_{|u|\to\infty}b_{\xi_p\xi_q}(t,u)=0, \tag{6}$$

є асимптотично незміщеними, оскільки тоді $E\,\hat{I}_1(t,u)\to I_1(t,u)$ і $E\,\hat{D}(t,u)\to D(t,u)$, якщо $N\to\infty$. Для достатньо великих, але скінченних N, величини зміщень $\varepsilon\left[\hat{I}_1(t,u)\right]=E\hat{I}_1(t,u)-I_1(t,u)$ і $\varepsilon\left[\hat{D}(t,u)\right]=E\hat{D}(t,u)-D(t,u)$ можуть бути обчислені за наближеними формулами

$$\varepsilon\left[\hat{I}_1(t,u)\right]\approx-\frac{I_1(t,u)}{N},\ \varepsilon\left[\hat{D}(t,u)\right]\approx-\frac{D(t,u)}{N}.$$

Розглянемо тепер оцінки компонентів інваріантів $I_1(t,u)$ та $D(t,u)$, що обчислюють за формулами

$$\hat{B}_k^{(I_1)}(u)=\frac{1}{T}\int_0^T\hat{I}_1(t,u)e^{-\mathrm{i}k\omega_0 t}\mathrm{d}t,\ \hat{B}_k^{(D)}(u)=\frac{1}{T}\int_0^T\hat{D}(t,u)e^{-\mathrm{i}k\omega_0 t}\mathrm{d}t.$$

Для математичних сподівань цих оцінок відповідно маємо

$$E\hat{B}_k^{(I_1)}(u)=\frac{1}{T}\int_0^T E\hat{I}_1(t,u)e^{-\mathrm{i}k\omega_0 t}\mathrm{d}t,\ E\hat{B}_k^{(D)}(u)=\frac{1}{T}\int_0^T E\hat{D}(t,u)e^{-\mathrm{i}k\omega_0 t}\mathrm{d}t.$$

Надалі оцінки математичних сподівань складових $\xi_1(t)$ і $\xi_2(t)$ вектора $\xi(t)$ будемо вважати періодичними. Очевидно, що $\hat{B}_k^{(I_1)}(u)=\hat{B}_k^{(\xi_1)}(u)+\hat{B}_k^{(\xi_2)}(u)$, $\hat{B}_k^{(D)}(u)=\hat{B}_k^{(\xi_1\xi_2)}(u)-\hat{B}_k^{(\xi_2\xi_1)}(u)$.
Оцінки кореляційних компонентів подамо у вигляді

$$\hat{B}_k^{(\xi_p)}(u)=\frac{1}{NT}\int_0^T\sum_{n=0}^{N-1}\begin{bmatrix}\mathring{\xi}_p(t+nT)\mathring{\xi}_p(t+u+nT)-\\-\mathring{\hat{m}}_{\xi_p}(t+nT)\mathring{\hat{m}}_{\xi_p}(t+u+nT)\end{bmatrix}e^{-\mathrm{i}k\omega_0 t}\mathrm{d}t=\frac{1}{\theta}\int_0^\theta\begin{bmatrix}\mathring{\xi}_p(s)\mathring{\xi}_p(s+u)-\\-\mathring{\hat{m}}_{\xi_p}(s)\mathring{\hat{m}}_{\xi_p}(s+u)\end{bmatrix}e^{-\mathrm{i}k\omega_0 s}\mathrm{d}s,$$

$$\hat{B}_k^{(\xi_p\xi_q)}(u)=\frac{1}{NT}\int_0^T\sum_{n=0}^{N-1}\begin{bmatrix}\mathring{\xi}_p(t+nT)\mathring{\xi}_q(t+u+nT)-\\-\mathring{\hat{m}}_{\xi_p}(t+nT)\mathring{\hat{m}}_{\xi_q}(t+u+nT)\end{bmatrix}e^{-\mathrm{i}k\omega_0 t}\mathrm{d}t=\frac{1}{\theta}\int_0^\theta\begin{bmatrix}\mathring{\xi}_p(s)\mathring{\xi}_q(s+u)-\\-\mathring{\hat{m}}_{\xi_p}(s)\mathring{\hat{m}}_{\xi_q}(s+u)\end{bmatrix}e^{-\mathrm{i}k\omega_0 s}\mathrm{d}s.$$

Після перетворень вирази для дисперсії набудуть вигляду:

$$D\left[\hat{B}_k^{(I_1)}(u)\right]=\frac{2}{\theta}\int_0^\theta\left(1-\frac{u_1}{\theta}\right)\left[\tilde{B}_0^{(\xi_1)}(u_1,u)\tilde{B}_0^{(\xi_2)}(u_1,u)+\tilde{B}_0^{(\xi_1\xi_2)}(u_1,u)\tilde{B}_0^{(\xi_2\xi_1)}(u_1,u)\right]\cos k\omega_0 u_1\mathrm{d}u_1. \tag{7}$$

$$D\left[\hat{B}_k^{(D)}(u)\right]=\frac{2}{\theta}\int_0^\theta\left(1-\frac{u_1}{\theta}\right)\left[\tilde{B}_0^{(\zeta_1)}(u_1,u)\tilde{B}_0^{(\zeta_2)}(u_1,u)-\tilde{B}_0^{(\zeta_1\zeta_2)}(u_1,u)\tilde{B}_0^{(\zeta_2\zeta_1)}(u_1,u)\right]\cos k\omega_0 u_1\mathrm{d}u_1. \tag{8}$$

Зі співвідношень (7) і (8) випливає, що дисперсії оцінок компонентів інваріантів в основному визначаються нульовими компонентами $\tilde{B}_0^{(\cdot)}(u_1,u)$, які є усередненими в часі значеннями кореляційних функцій процесів, які визначаються добутками флуктуаційних складових вектора $\xi(t)$. Номер компоненти, яка оцінюється, впливає тільки на частоту осциляцій косинусної вагової функції.

Отже, оцінки лінійних інваріантів (2) і (3) у випадку, коли авто- та взаємокореляційні функції складових векторного ПКВП обчислюються за статистиками (4) та (5) у разі виконання умов (6), є асимптотично незміщенними та слушними. Такі ж властивості мають оцінки коефіцієнтів Фур'є, що знаходяться на їх основі. А це означає, що названі співвідношення можуть бути використані у процесі побудови алгоритмів і створення нового програмного забезпечення для статистичної обробки експериментальних даних.

Список використаних джерел

1. Михайлишин В. Ю., Яворський І. М., Василина Ю. Т., Драбич О. П., Ісаєв І. Ю. Імовірнісні моделі та статистичні методи аналізу сигналів вібрацій для діагностики машин та конструкцій // Фізико-хімічна механіка матеріалів. – 1997. – № 5. – С. 61–74.
2. Назарчук З. Т., Яворський І. М., Михайлишин В. Ю. Застосування теорії періодично корельованих випадкових процесів до раннього виявлення дефектності обертових систем // 3-я міжнародна конференція "Механіка руйнування матеріалів і міцність кострукцій". – Львів, 2004. – С. 403–410.
3. Яворський І. М., Юзефович Р. М., Кравець І. Б., Мацько І. Й., Стецько І. Г. Методи та засоби ранньої діагностики підшипникових вузлів турбоагрегатів ТЕС // Енергетика та електрифікація. – 2012. – № 8. – С. 58–67.
4. Яворський І. М., Юзефович Р. М., Кравець І. Б., Мацько І. Й. Взаємокореляційний когерентний аналіз періодично корельованих випадкових сигналів // Відбір і обробка інформації. – 2012. – № 36 (112). – С.5–13.
5. Javorskyj I., Isayev I., Zakrzewski Z., Brooks S.P. Coherent covariance analysis for periodically correlated random processes // Signal Processing. – 2007. – 87. – P. 13–32.
6. Яворский И. Н., Юзефович Р. М., Кравец И. Б., Мацько И. Й. Когерентные оценки корреляционных характеристик взаимосвязанных периодически коррелированных случайных процес сов // Известия Вузов. Радиоэлектроника. – 2012. – Т. 55. – № 9. – С. 26–36.

УДК 004.056:061.68

УДОСКОНАЛЕННЯ МЕТОДУ БАГАТОСТУПІНЧАСТОГО МІКШУВАННЯ МОВНИХ СИГНАЛІВ НА ОСНОВІ ПАМ'ЯТІ З ДОВІЛЬНИМ ДОСТУПОМ

Шевчук Р.П. [1)], Курило В.І. [2)]

Тернопільський національний економічний університет

[1)] к.т.н., доцент; [2)] магістрант

І. Вступ

Одним із підходів щодо підвищення ефективності використання цифрових каналів зв'язку у мультимедійних системах реального часу є мікшування - процес змішування цифрових потоків, які генеруються активними учасниками мультимедійного сеансу з подальшою нормалізацією сформованого потоку [1-6].

Задача побудови нових та удосконалення відомих методів мікшування зумовлена, в першу чергу, сьогоднішніми умовами розвитку мультимедійних систем у яких спостерігаються тенденції до використання дедалі більшої кількості алгоритмів стиснення мовних сигналів, формати яких не узгоджені.

ІІ. Мета роботи

Метою роботи є удосконалення методу багатоступінчастого мікшування мовних сигналів на основі пам'яті з довільним доступом.

ІІІ. Особливості роботи методу мікшування мовних сигналів на основі пам'яті з довільним доступом

Метод багатоступінчастого мікшування мовних сигналів на основі пам'яті з довільним доступом був запропонований в роботі [4]. Структура блоку мікшування, який реалізовує даний метод, представлена на рисунку 1.

Як видно з рис. 1, блоки даних $L_{i,j}(q)$ із інкапсульованими значеннями лінійних відліків q через канали передаються у модуль корекції частоти дискретизації, у якому в разі необхідності (якщо частота дискретизації відліків не рівна 8 КГц), застосовується алгоритм передискретизації. Далі блоки даних передаються у модуль корекції бітрейду, у якому значення всіх лінійних відліків q з кожного блоку даних приводяться до 16-бітового формату, та узгоджується розмір блоку даних $Lb(L_{i,j}(q))$. З модуля корекції бітрейду блоки даних відправляються в модуль пам'яті з довільним доступом. У модулі пам'яті для кожного i-го номеру блоку, що надходить з будь-якого каналу, виділяється комірка пам'яті об'ємом $Lb(L_{i,j}(q))$ байт, якій присвоюється відповідна адреса. Процес мікшування блоків даних відбувається за принципом роботи методів багатоступінчастого мікшування