IV. Проектування та реалізація системи

Додаток KartSal створено у середовищі Builder C++ для різного роду візуалізацій карт, наприклад: показувати саме відео, фіксації кадру, карти салієнтності. Збереження карти салієнтності для однієї відеопослідовності займає в середньому близько 25 хвилин. Причому, додаток працює не стабільно і далеко не на всіх конфігураціях, часто в ході збереження доводилося запускати його заново. Автоматизувати роботу KartSal для створення бази карт салієнтності не вдалося, доводилося зберігати карту салієнтності для кожної відеопослідовності вручну та переключатися на наступний файл фіксацій. Таким чином, була створена база істинних карт салієнтності DIEM (30 відеопослідовностей). Ця база використовувалася далі в тестуванні алгоритмів порівняння і в машинному навчанні.

В результаті роботи системи тестування були отримані 150 відеопослідовностей карт салієнтності для 50 вихідних роликів. Загальний сумарний час генерації зайняв більше семи днів.

Висновок

Проведено огляд існуючих моделей салієнтності. Проведено аналіз існуючих баз з відеопослідовностями і результатами стеження за очима. Створено базу для тестування різних моделей салієнтності і алгоритмів їх порівняння. Приклади, отримані при дослідженні згенерованих карт салієнтності, показали, наскільки нетривіальна задача злиття моделей. Проведено суб'єктивне тестування, яке дає зрозуміти, як порівнює карти салієнтності середньостатистична людина. Розроблено власний алгоритм порівняння. Проведено тестування шести алгоритмів порівняння зображень, в ході якого були виявлені алгоритми, які підходять для об'єктивної оцінки якості карт салієнтності. Навчений алгоритм лінійної регресії, що дозволяє без результатів систем стеження за очима, вибирати карту салієнтності, найбільш відповідну поведінці людських очей.

Список використаних джерел

1. Тільке Джадд, Фредо Дюран і Антоніо Торральба. Орієнтир обчислювальних моделей, значимість для прогнозування записів / IEEE Transactions за планом аналізу і автоматизації, 2012.
2. У. Енгельк, А. Дж Маідер, Х.-Ю. Зепернік. Візуальна увага моделювання для суб'єктивних образів по базі даних/ IEEE Int. Семінар з мультимедіа, обробка сигналів (MMSP), 2009.
3. С. Гоферман, Л. Зелнік-Манор. Контекстно-залежні виявлення помітності/ 2010 IEEE Computer Society конференція з комп'ютерного зору і розпізнавання образів (CVPR), 2010.

УДК 621.391:519.22

ДОСЛІДЖЕННЯ ОЦІНКИ ЗМІЩЕННЯ ВЗАЄМОСПЕКТРАЛЬНОЇ ГУСТИНИ ПРИ КОГЕРЕНТНОМУ СПЕКТРАЛЬНОМУ АНАЛІЗІ ВІБРАЦІЙНИХ СИГНАЛІВ

Юзефович Р.М.[1], Яворський І.М.[2], Мацько І.Й.[3], Шевчик В.Б.[4]

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

[2] Технологічно-природничий університет, Бидгощ, Польща

[1] к.т.н., доцент;[2] д.ф.-м.н., професор;[3] к.т.н.; [4] аспірант

У процесі виявлення та встановленні характеру дефектів обертових механізмів спектральний аналіз вібраційних сигналів відіграє важливу роль [1–4]. Поява дефектів приводить до суттєвих змін властивостей сигналу у спектральній області, а саме до корельованості відповідних гармонічних складових [1, 4]. Ступінь та характер такої корельованості описується спектральними характеристиками періодично корельованих випадкових процесів (ПКВП). Взаємоспектральний аналіз сигналів, відібраних у різних точках механічної системи, дає змогу досліджувати залежності між гармонічними складовими вібрацій і завдяки цьому більш успішно розв’язувати задачі локалізації та типізації дефектів [5]. Для оцінювання взаємоспектральних характеристик за експериментальними даними можуть бути використані як періодограмний [6], так і корельограмний методи [1]. За останнім оцінки взаємоспектральних характеристик знаходяться на основі інтегральних перетворень Фур’є згладжених оцінок взаємоспектральних характеристик. Для оцінки взаємоспектральної густини тоді маємо:

$$\hat{f}_{\xi\eta}(\omega,t)=\frac{1}{2\pi}\int_{-\infty}^{\infty}\hat{b}_{\xi\eta}(t,u)k(u)e^{-\mathrm{i}\omega u}\mathrm{d}u\,, \tag{1}$$

де $k(u)$ – функція вікна: $k(-u)=k(u)$, $k(0)=1$, $k(u)=0$ при $|u|>u_m$, u_m – точка усічення корелограми. Для знаходження оцінки взаємокореляційної функції $\hat{b}_{\xi\eta}(t,u)$ можуть бути використані як когерентний, так і компонентний методи. Вибір того чи іншого методу приводить до специфічних властивостей оцінки (1). Розглянемо аналіз оцінки (1) для випадку, коли оцінка взаємокореляційної функції обчислюється за когерентним методом, тобто

$$\hat{b}_{\xi\eta}(t,u)=\frac{1}{N}\sum_{n=0}^{N-1}\xi(t+nT)\eta(t+u+nT)-\hat{m}_{\xi}(t)\hat{m}_{\eta}(t+nT)\,,$$

де

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

Проаналізуємо зміщення оцінки (1). Оскільки [7]

$$E\hat{b}_{\xi\eta}(t,u)=b_{\xi\eta}(t,u)-\frac{1}{N}\sum_{n=-N+1}^{N-1}\left(1-\frac{|n|}{N}\right)b_{\xi\eta}(t,u+nT)\,,$$

то математичне сподівання оцінки (1) дорівнює

$$E\hat{f}_{\xi\eta}(\omega,t)=\frac{1}{2\pi}\int_{-\infty}^{\infty}k(u)\left[b_{\xi\eta}(t,u)-\frac{1}{N}\sum_{n=-N+1}^{N-1}\left(1-\frac{|n|}{N}\right)b_{\xi\eta}(t,u+nT)\right]e^{-\mathrm{i}\omega u}\mathrm{d}u\,.$$

Використовуючи подання

$$k(u)=\int_{-\infty}^{\infty}\lambda(\omega_2)e^{\mathrm{i}\omega_2 u}\mathrm{d}\omega_2\,,\ b_{\xi\eta}(t,u)=\int_{-\infty}^{\infty}f_{\xi\eta}(\omega_1,t)e^{\mathrm{i}\omega_1 u}\mathrm{d}\omega_1\,,$$

Отримуємо

$$E\hat{f}_{\xi\eta}(\omega,t)=\int_{-\infty}^{\infty}f_{\xi\eta}(\omega_1,t)h(\omega_1-\omega,u_m)\left[1-g(\omega_1,N)\right]\mathrm{d}\omega_1\,,$$

де

$$g(\omega,N)=\frac{1}{N}\sum_{n=-N+1}^{N-1}\left(1-\frac{|n|}{N}\right)e^{\mathrm{i}\omega nT}\,. \tag{2}$$

Функцію $g(\omega,N)$ подамо у вигляді $g(\omega,N)=\frac{1}{N^2}\sum_{m,n=0}^{N-1}e^{\mathrm{i}\omega(m-n)T}$ і врахуємо, що

$$\sum_{n=0}^{N-1}e^{\mathrm{i}\omega nT}=\frac{e^{\mathrm{i}\omega N\frac{T}{2}}}{e^{\mathrm{i}\omega\frac{T}{2}}}\frac{\sin\frac{\omega}{2}NT}{\sin\frac{\omega}{2}T}\,.$$

Тоді

$$g(\omega,N)=\frac{\sin^2\frac{\omega}{2}NT}{N^2\sin^2\frac{\omega}{2}T}\,.$$

Функція $g(\omega,N)$ є періодичною з періодом ω_0: $g(\omega+k\omega_0,N)=g(\omega)$. При цьому $g(k\omega_0,N)=1$. Якщо $N\to\infty$, то для всіх $\omega\neq k\omega_0$, $k\in Z$ $g(\omega,N)$ прямує до нуля.

Згладжувальні вікна вибирають так, що при великих u_m функції $\lambda(\omega)$ мають вигляд гострих піків на частоті $\omega=0$. Якщо взаємоспектральна густина мало змінюється за частотою на інтервалі, де $\lambda(\omega)$ суттєво відрізняється від нуля, то

$$E\hat{f}_{\xi\eta}(\omega,t)=f_{\xi\eta}(\omega,t)-f_{\xi\eta}(\omega,t)\int_{-\infty}^{\infty}\lambda(\omega-\omega_1)g(\omega_1,N)\mathrm{d}\omega_1\,.$$

Зміщення оцінки (1) при $N \to \infty$, оскільки функція $g(\omega_1, N)$ в асимптотиці вироджується в одиничні сигнали, прямує до нуля для всіх $\omega \in R$.

Беручи до уваги формулу (2) і подання

$$\lambda(u) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} k(u) e^{-i\omega u} \mathrm{d}u,$$

вираз для зміщення запишемо у вигляді

$$\varepsilon\left[\hat{f}_{\xi\eta}(\omega,t)\right] = -f_{\xi\eta}(\omega,t) \int_{-\infty}^{\infty} \lambda(\omega-\omega_1) g(\omega_1, N) \mathrm{d}\omega_1 = -\frac{f_{\xi\eta}(\omega,t)}{N} \sum_{n=-N+1}^{N-1} \left(1-\frac{|n|}{N}\right) e^{-i\omega nT} k(nT).$$

Звідси випливає, що зумовлені скінченою довжиною відрізка реалізації зміщення будуть тим меншими, чим на меншому інтервалі $[-u_m, u_m]$ не рівним нулю є кореляційне вікно $k(u)$. Коли точка усічення корелограми $u_{\max}$ є набагато меншою від значення періоду T, то величини зміщень будуть достатньо малими. Однак при зменшенні u_m буде розширятися пік спектрального вікна $\lambda(\omega)$, що збільшує похибку, котрою ми раніше нехтували, покладаючи

$$\int_{-\infty}^{\infty} \lambda(\omega_1-\omega) f_{\xi\eta}(\omega_1, t) \mathrm{d}\omega_1 \approx f_{\xi\eta}(\omega, t).$$

Отже, дослідження оцінки зміщення взаємоспектральної густини при когерентному спектральному аналізі показує, що намагання зменшити зміщення оцінок змінної взаємоспектральної густини приводить до двох протилежних вимог. Взяти до уваги якусь одну з них чи відразу обидві, намагаючись при цьому знайти компромісне рішення, – це залежить від конкретної задачі взаємоспектрального аналізу.

Список використаних джерел

1. Яворський І.М. Математичні моделі та аналіз стохастичних коливань. – Львів: ФМІ НАН України, 2013. – 802 с.
2. Вібродіагностична система “ВЕКТОР” для оцінювання технічного стану енергообланання методами нестаціонарного аналізу / Яворський І.М., Юзефович Р.М., Мацько І.Й., Семенов П.О., Сторожук Я.В., Стецько І.Г. // Енергетика та електрифікація. – 2014. – № 11. – С. 50–58.
3. Віброакустична система ВАС-1 для ранньої вібраційної діагностики обертових механізмів / Яворський І.М., Кравець І.Б., Юзефович Р.М., Мацько І.Й., Стецько І.Г., Луферчик П.П. // Наука та інновації. – 2013. – № 3. – С. 31–38.
4. Antoni J. Cyclostationarity by examples // Mechanical Systems and Signal Processing. – 2009. – Vol. 23. – P. 987–1036.
5. Інформаційно-вимірювальна система для багатомірної вібраційної діагностики / Яворський І.М., Кравець І.Б., Юзефович Р.М., Мацько І.Й., Стецько І.Г. // Проблемы машиностроения. – 2013. – Т. 16. – № 3. – С. 19–26.
6. Hurd H.L. Nonparametric time series analysis for periodically correlated random processes // IEEE Trans. Inf. Theory. – 1989. – IT 35. – P. 350–359.
7. Взаємокореляційний когерентний аналіз періодично нестаціонарних випадкових сигналів / Яворський І.М., Юзефович Р.М., Кравець І.Б., Мацько І.Й. // Відбір і обробка інформації. – 2012. – № 36 (112). – С. 5–13.