

УДК 621.391.8:621.396

doi: 10.32620/aktt.2018.5.10

А. Д. АБРАМОВ, Ю. В. СЪЕДИНА, Т. И. МОСКАЛЕНКО, ЧЖАН ЮЙИН

Национальный аэрокосмический университет им. Н. Е. Жуковского «ХАИ», Украина

ОЦЕНКА ЧИСЛА ДЕЙСТВИТЕЛЬНЫХ ГАРМОНИЧЕСКИХ КОМПОНЕНТ НАБЛЮДЕНИЙ ПО ОГРАНИЧЕННОМУ ИНТЕРВАЛУ ВРЕМЕНИ

Рассмотрен первый этап обеспечения избирательности устройств анализа спектра, полигармонических сигналов, наблюдаемых на фоне параметрически неопределённой гауссовой помехи: обнаружение, измерение числа дискретных составляющих спектра вещественного процесса.

Модельные представления и требования, сформулированные в поставленной части решаемой задачи, отвечают представлениям и проблематике современного состояния диагностической практики, которая связана с исследованием характеристик вибрационных процессов различных агрегатов. В частности, информация о числе и уровнях гармоник в эксплуатационных условиях является признаком возникновения дефектов в работе и степени их развития.

В рамках статистической теории многоальтернативных решений при использовании критерия отношения правдоподобия предложен метод решения задач обнаружения и оценивания числа гармонических компонент спектра, ограниченного во времени, вещественного процесса.

На основе разработанной методологии, синтезировано правило принятия решения, с заданной степенью достоверности, в пользу какой-либо из выдвигаемых гипотез о числе гармонических компонент спектра вещественного сигнала. Сигнал (вещественный) наблюдается на фоне параметрически неопределённой гауссовой помехи.

Доказано, что в рассматриваемых модельных представлениях при решении подобного типа статистических задач целесообразно ориентироваться на проведение анализа в помеховом подпространстве корреляционной матрицы наблюдений.

Отличительной особенностью синтезированного правила принятия решений: отвечает методологии максимального правдоподобия, критическая статистика формируется на основе собственных значений корреляционной матрицы наблюдений. Для реализации используются стандартные вычислительные операции. Плотность распределения критической статистики табулирована. Это даёт возможность «в априори» задавать требуемую величину уровня значимости. Аттестация синтезированного теста – правила принятия решений в пользу выдвинутой гипотезы о преобладающем числе гармонических компонент в спектре процесса проведено на уровне цифрового статистического моделирования. В качестве исходных данных задавались: q – величина уровня значимости $(0,05;0,1)$; P – мощность помехи; число гармонических компонент $N=2$.

При экспериментальных исследованиях амплитуда второй гармоники варьировалась от 0 до величин амплитуды первой гармоники. По результатам моделирования проведен анализ зависимости числа правильных решений (выполнены выдвинутой гипотезы) от изменения мощности второй гармоники при заданном соотношении сигнал/шум. Полученные аттестационные характеристики, алгоритма подтвердили выводы теоретических исследований.

Ключевые слова: критерий логарифма отношения правдоподобия, число сигналов, спектральный анализ, уровень значимости.

Введение

Повышение надежности эксплуатационных возможностей силовых агрегатов может быть достигнуто за счет обнаружения предвестников конструктивных изменений на основе анализа спектрального состава вибрационных колебаний [1,2].

В технической литературе последних лет отмечается, что до настоящего времени нет однозначной методики диагностирования и выявления дефектов в дисбалансе критических элементов и узлов, например, силовых установок по результатам вибромони-

торинга. Это, в частности, связано с трудностями выбора необходимого числа спектральных составляющих вибропроцесса, подлежащих анализу [1-5].

Целью данной работы является создание методологии решения задачи по достоверному оцениванию числа действительных гармонических компонент наблюдаемого вещественного процесса.

Постановка задачи

Пусть на q -м под интервале наблюдения длительности T_0 задана последовательность отсчетов

вибрационного процесса $U_q(t)$,

$$U_{qk} = S_q(k) + \varepsilon_{qk} = \sum_{p=1}^N \{a_{pq} \cos[2\pi f_p \Delta t(k-1)] + b_{pq} \sin[2\pi f_p \Delta t(k-1)]\} + \varepsilon_{qk}, q = \overline{1, L}, k = \overline{1, K}, \quad (1)$$

сигнальная компонента $S(t)$ которого описывает, например, виброперемещение точек корпуса подшипника:

$$S_q^{(N)}(t) = \sum_{p=1}^N E_{pq} \cos(p \omega_0 t + \varphi_{pq}), q = \overline{1, L}, \quad (2)$$

где $a_{pq}, b_{pq}, E_{pq} = \sqrt{a_{pq}^2 + b_{pq}^2}$,

$\varphi_{pq} = 2\pi f_0^0 (q-1) T_0 + \varphi_p$, $\varphi_p = \arctg b_p / a_p$ – неизвестные параметры интенсивности и начальной фазы p -й гармоники соответственно;

$\omega_0 = 2\pi f_0$ – угловая частота вращения ротора;

$S(p f_0, t) = E_p \cos(2\pi f_0 t + \varphi_p)$, сигнальной компоненты вибропроцесса $U_q(t)$;

$\Delta t = 1/F$ – шаг временной дискретизации;

F – ширина спектра вибропроцесса;

ε_{kq} – k -й отсчёт широкополосного гауссовского шума (шумы измерителя) в q -м подинтервале наблюдения, статистические характеристика которого определены так: $\langle \varepsilon_{kq} \rangle = 0$,

$$R_0 = \langle \varepsilon_{kq} \varepsilon_{jt} \rangle = \sigma_0^2 \delta(k-j) \delta(q-t), \quad (3)$$

где $q, j = \overline{1, K}$, $\langle \varepsilon_{q1} \varepsilon_{q2} \rangle = 0$ при $q_1 \neq q_2$,

$q_1, q_2 \in \overline{1, L}$.

$\delta(\dots)$ – символ Кронекера.

Требуется, используя совокупность векторов наблюдений $U^L = [U_{1k}, \dots, U_{qk}]^T$ разработать процедуру (тест) обнаружения и оценки числа N роторных гармоник при отсутствии информации о мощности σ_0^2 шумов измерителя, параметрах a_p, b_p , неточном значении гармоник процесса (1). Здесь знак “Т” над вектором означает операцию транспонирования.

Решение задачи

В технической литературе последних лет в рамках критерия отношения правдоподобия (КОП) и его отдельных модификаций получены правила

принятия решений о числе N шумоподобных сигналов. Например, в работах [1-4] идеология принятия решения трансформирована в методику «подгонки» корреляционной матрицы при ($p = 1, \dots, N$),

$R_p = \langle S_q^p(k) (S_q^p(k))^T \rangle + \sigma_0^2 I$ с модельными предположениями о числе p сигналов к выборочной межпериодной ковариации S векторов наблюдений U_q :

$$S = 1/L \sum_q^L U_q U_q^T. \quad (4)$$

Такая трансформация позволила при выполнении сложной гипотезы H_p минимизировать по R_p количественную меру F_p :

$$F_p = -2 \ln \{ p(U^L / S) / P(U^L / R_p) \}, \quad (5)$$

а, следовательно, дать представление о сравнительной правдоподобности имеющихся наблюдений в отношении проверяемой и альтернативной гипотез о числе наблюдаемых сигналов.

В формуле (5) $P(U^L / W)$ – плотность вероятности совокупности $U^L = [U_1, \dots, U_L]$ независимых векторов наблюдений U_q , размерности $(1 \times K)$ относительно обусловленного события $W \in (S, R_p)$.

Как результат трансформации, технология проверки сложных гипотез свелась H_p к проверке выполнения с заданным уровнем значимости условия равновеликости минимальных собственных значений φ_j , ($j = p+1, \dots, K$) матрицы S , где $K > N$.

Применение подобных правил для оценки числа роторных гармоник при указанных выше исходных данных имеет основание.

Для доказательства этого утверждения на первом этапе решения задачи представим наблюдаемые величины U_{qk} вектора U^{qk} как:

$$U_{qk} = 1/2 \sum_{p=1}^N [\dot{E}_{pq} \lambda_p^{k-1} + \dot{E}_{pq}^* \lambda_p^{*k-1}] + \varepsilon_{qk}, \quad (6)$$

где параметр λ_p связан с частотой f_p гармоники равенством:

$$\lambda_p = \exp\{j2\pi f_p \Delta t\}. \quad (7)$$

Считаем, что размер K вектора U^{qk} удовлетворяет соотношению $K = (2N+1)g$, g – целое

число. Тогда числовые значения λ_p ($p = 1, \dots, N$) можно рассматривать как корни полинома:

$$P(\lambda^m) = \sum_{p=1}^{2N} C_{pm} \lambda^{pm} = \sum_{p=1}^{2N} C_{pm} \lambda^{*pm} = 0, m = \overline{1, g}. \quad (8)$$

Пусть вектор наблюдений U^{qk} подвергнут линейному преобразованию вида:

$$B_g U_{qk} = \mathcal{G}_g^1, \quad (9)$$

в котором элементы d_p оператора B_g :

$$B_g = [d_0, d_1, \dots, d_N, d_{N-1}, d_{N-2}, \dots, d_0], \quad (10)$$

размером $g \times g(2N+1)$ связаны с коэффициентами C_{pg} квалификационного полинома (8) уравнением состояния:

$$d_p = C_{pg} I_g, g = \overline{0, N}, \quad (11)$$

где I_g – единичная матрица размером $[g \times g]$.

В работе [5] доказано, что при выполнении гипотезы H_N случайный g -мерный гауссов вектор \mathcal{G}_g^q , при выполнении ограничений $C_m^T C_m = 1$ на норму вектора:

$$C_m = (C_{0m}, C_{1m}, \dots, C_{Nm}, 1/2)^T \quad (12)$$

определяется статистическими характеристиками $\langle \mathcal{G}_g^q \rangle = 0$,

$$R_{\mathcal{G}_g} \langle \mathcal{G}_g^q \mathcal{G}_g^{qT} \rangle = \langle B_g U_{qk} U_{qk}^T B_g^T \rangle = \sigma_0^2 I_g. \quad (13)$$

Учитывая (8) рассмотренные свойства статистики \mathcal{G}_g^q совокупности $\mathcal{G}^L = \{\mathcal{G}_g^q, q = \overline{1, L}\}$, полученной посредством преобразования по правилу (9) вектор, а U^{qk} условную плотность вероятности $W(\mathcal{G}_g^L)$ записываем так:

$$W(\mathcal{G}_g^L) = (2\pi)^{-gL} \left(|R_{\mathcal{G}_g}|^{-1} \right)^L \times$$

$$\times \exp \left\{ -\frac{1}{2} L \left(\frac{1}{L} \sum_{q=1}^L (B_g U_{qk})^T R_{\mathcal{G}_g}^{-1} (B_g U_{qk}) \right) \right\} = (2\pi)^{-gL} \left(|R_{\mathcal{G}_g}|^{-1} \right)^L \exp \left\{ -\frac{1}{2} L S_p \left(\frac{1}{L} \sum_{l=1}^L X_q^T X_q \right) \right\}. \quad (14)$$

При записи равенства (14) использовано тождество:

$$B_g U_{qk} = X_q C_g, \quad (15)$$

где элементы матрицы X_q размерностью $[g \times (N+1)]$ связаны с наблюдениями следующим образом:

$$X_1 = \begin{bmatrix} U_{11} & U_{g1} & \dots & U_{Ng+1} \\ U_{21} & U_{g+21} & \dots & U_{Ng+21} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ U_{g1} & U_{2g1} & \dots & U_{(N+1)g1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} U_{2Ng+1} & U_{(N+1)g+1} & \dots & U_{Ng+1} \\ U_{2Ng+21} & U_{(N+1)g+21} & \dots & U_{Ng+21} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ U_{K1} & U_{(N+1)g+21} & \dots & U_{(N+1)g1} \end{bmatrix}. \quad (16)$$

Конкретизируя методологию работы [4] к сжатым по правилу $B_g U_g^q = \mathcal{G}_g^q$ исходным данным U^{qk} нетрудно показать, что критическая статистика F_p проверки степени правдоподобия гипотезы H_p (число гармоник в наблюдениях равно ρ) определяется как:

$$F_p = (L-1) \times \left\{ (\rho+1) \ln \sum_{i=1}^{\rho+1} v_i - \sum_{i=1}^{\rho+1} \ln v_i - (\rho+1) \ln(\rho+1) \right\}, \quad (17)$$

где \mathcal{G}_i ($i = \overline{1, \rho+1}$) – i -е собственное число выборочной межканальной корреляции S_g

$$S_g = \frac{1}{L} \sum_{q=1}^L X_1^T X_1. \quad (18)$$

Как следствие проведенных рассуждений: тестовая статистика (17) может быть использована для определения числа роторных гармоник в условиях поставленной задачи.

В технологическом отношении нахождение оценки $\rho = N$ целесообразно свести к следующей последовательности операций над исходными дан-

ными. Для каждой из выдвинутых гипотез H_ρ ($\rho = 1, \dots, N$) рассчитывают коэффициент «прореживания» $[g] = L / (2\rho + 1)$ ($[g]$ – целая часть числа g), после чего формируют директорию X_1^T и выборочную межканальную корреляцию S_g по правилам (16) и (18). Вычисляют спектр $\vartheta_1, \dots, \vartheta_{\rho+1}$, матрицы S_g и числовые значения последовательности F_ρ для каждой из выдвинутых гипотез H_ρ . Сравнивают F_ρ с порогом $\chi_{\alpha, t(\rho, L)}^2$, который выбран из таблицы χ^2 – распределения по заданному уровню значимости α и числу $t(\rho, L)$ степеней свободы $t(\rho, L) = (L - \rho)(L - \rho + 1) - 2$. При $F_\rho > \chi_{\alpha, t(\rho, L)}^2$ гипотеза H_ρ отвергается. Далее, переходят к проверке следующих гипотез $H_{\rho+1}, H_{\rho+2}$, увеличивая каждый раз ρ на единицу. Если на некотором шаге, например, q_0 -м, впервые $F_{q_0} < \chi_{\alpha, t(\rho, L)}^2$, то выносится решение: исследуемый вибрационный процесс содержит $q_0 = N$ роторных гармоник. Процедура проверки на этом прекращается.

Для подтверждения теоретических выводов приводим результаты исследований, полученные на уровне цифрового статистического эксперимента (конкретизирован к одному из возможных примеров диагностики зарождающегося дефекта).

Моделировалась обработка наблюдений на L подинтервалах при K эквидистантных временных отсчётов и числе N роторных гармоник соответственно равных $N = 1, 2$.

Исследования зависимости оценки числа гармоник от величины уровня значимости α и интенсивности второго сигнала E_2 проводилось при следующих исходных данных. Каждый элемент последовательности наблюдений $U^{qk} = [U_{q1}, U_{q2}, \dots, U_{qk}]^T$ при $L=10$ и $K=16$ эквидистантных временных отсчётов представлял собой сумму синусоид с параметрами $E_1 = 3$, $f_1 = 10$ Гц, $f_2 = 20$ Гц и некоррелированного гауссова шума с нулевым математическим ожиданием и дисперсией $\sigma_0^2 = 2$. В процессе моделирования интенсивность E_2 второй гармоники варьировалась от 0 до величины $E_1 = E_2$. Уровень значимости задавался соответственно равным 0,1 и 0,05. Результаты экспериментальных исследований, в виде зависимости вероятности правильного обнаружения (оценивания) числа гармоник при изменении интенсивности второго сигнала, получен-

ные по 100 реализациям наблюдений, представлены в таблицах 1 и 2. Последние 2-е колонки – вероятности P_1 и P_2 правильного обнаружения (оценивания) $N = 1, 2$, рассчитаны как отношение числа правильных решений при заданной основной гипотезе (в наблюдениях содержится одна или две гармоники соответственно) к общему числу опытов. Результаты моделирования при уровне значимости 0,05 и идентичных данных представлены в таблице 2.

Таблица 1
Зависимость вероятности правильного обнаружения P_1, P_2 от E_2^2 для $N = 1, 2$ при $\alpha = 0,1$

E_1	E_2	P_1	P_2
3,0	0	1	0
3,0	0,4	0,85	0,15
3,0	0,8	0,8	0,20
3,0	1,2	0,6	0,40
3,0	1,6	0,27	0,73
3,0	2,0	0,12	0,88
3,0	2,4	0,05	0,95
3,0	2,8	0,03	0,97

Таблица 2
Зависимость вероятности правильного обнаружения (оценивания) $P_{гр}$ от E_2^2 при $N = 1, 2$ и $\alpha = 0,05$

E_1	E_2	P_1	P_2
3,0	0	1	0
3,0	0,4	0,73	0,27
3,0	0,8	0,4	0,60
3,0	1,2	0,17	0,83
3,0	1,6	0,02	0,98
3,0	2,0	0	1,00
3,0	2,4	0	1,00
3,0	2,8	0,01	0,99

Из анализа полученных экспериментальных результатов следует, что с увеличением мощности второго сигнала, вероятность правильного обнаружения P_1 уменьшается, а P_2 увеличивается.

Исследования зависимости оценки числа гармонических компонент при $(f_1 - f_2)$ проводилось по следующим исходным данным. Последовательность данных наблюдений $U^{qk} = [U_{11}, \dots, U_{qk}]^T$ представляла собой 10 интервалов $L=10$ при $K=16$ эквидистантных временных отсчётов суммы двух синусоид с параметрами $E_1 = 3$, $f_1 = 10$ Гц, $f_2 = 15$ Гц и некоррелированного гауссова шума с нулевым математическим ожиданием и дисперсией $\sigma_0^2 = 2$.

В процессе экспериментальных исследований мощность интенсивность второй гармоники E_2 подвергалась изменениям (цифровой материал изменений указан во второй колонке таблиц 3 и 4).

По 100 реализациям были получены вероятность правильного обнаружения и оценки числа при различных значениях интенсивность второго сигнала и уровня значимости α , результаты которых представлены в таблицах 3 и 4.

Таблица 3
Зависимость вероятности правильного обнаружения P_1 от P_2 при $N=1,2$ и $\alpha=0,1$

E_1	E_2	P_1	P_2
3,0	0	1	0
3,0	0,4	0,86	0,14
3,0	0,8	0,78	0,22
3,0	1,2	0,59	0,41
3,0	1,6	0,35	0,65
3,0	2,0	0,24	0,76
3,0	2,4	0,21	0,79
3,0	2,8	0,17	0,83

Таблица 4
Зависимость вероятности правильного обнаружения P_1 и P_2 от для $N=1,2$ при $\alpha=0,05$

E_1	E_2	P_1	P_2
3,0	0	1	0
3,0	0,4	0,72	0,28
3,0	0,7	0,48	0,52
3,0	0,8	0,41	0,59
3,0	1,2	0,16	0,84
3,0	1,6	0,11	0,89
3,0	2,0	0,13	0,87
3,0	2,4	0,1	0,9
3,0	2,8	0,12	0,88

Зависимость вероятности правильного обнаружения P_1 и P_2 от изменения E_2 при $N=1,2$ и $\alpha=0,05$ представлено числовым материалом из таблицы 5.

Расчётные значения, приведенные в таблице 1, иллюстрируют зависимость правильной классификации от изменения мощности второго сигнала при заданном уровне значимости.

Заключение

Приведенные исследования позволяют сделать следующие выводы:

– критическая статистика и синтезированный тест принятия решения о количественном составе

роторных гармоник отвечают критерию отношения правдоподобия.

– синтезированная технология проста в вычислительном отношении, использует табулированную статистику и позволяет управлять величиной уровня значимости.

Результаты моделирования показали, что с увеличением мощности второго сигнала вероятность правильного обнаружения P_1 уменьшается, а P_2 увеличивается. Очевидно, что данный факт является практически значимым для обнаружения предвестников неисправностей.

Литература

1. Зуеман, Г. В. Вибродиагностика и современные средства измерения вибраций [Текст] / Г. В. Зуеман // Контроль и диагностика. – 2014. – № 3. – С. 12-18.
2. Анализ источников погрешностей при демодуляции вибрационных процессов [Текст] / А. Г. Соколов, Ф. Я. Балицкий, Г. В. Долаберидзе и др. // Контроль диагностика. – 2015. – № 11. – С. 57-67.
3. Модернизация виброанализаторов на основе идентификационных признаков [Текст] // К. Т. Кошек, Ю. Н. Кликушин, А. А. Савостин и др. // Дефектоскопия. – 2018. – № 5. – С. 26-32.
4. Оценка числа пространственно-временных сигналов при многоканальном приёме [Текст] / А. Д. Абрамов, С. С. Жила, Т. И. Москаленко и др. // Авиационно-космическая техника и технология. – 2017. – № 5/140. – С. 78-82.
5. Operation of Stand Equipment for Primary Oil Processing under Control of Automatic Monitoring System of Condition and Diagnostics Compas [Text] / V. N. Kostyukov, A. V. Kostyukov, A. P. Chatkin, E. V. Tarasov, S. L. Putinchev // Procedia Engineering. – 2015. – № 113. – P. 381-394.

References

1. Zueman, H. V. Vibrodiagnostika i sovremennye sredstva izmerenija vibracij [Vibration diagnostics and modern measuring vibrations means]. *Kontrol' y dyahnostyka*. 2014, no. 3, pp. 12-18.
2. Sokolov, A. H., Balytsky, F. Ya., Dolaberydze, H. V. y dr. Analiz istochnikov pogreshnostej pri demoduljacji vibracionnyh processov [Error Sources Analysis in Demodulation of Vibration Signals]. *Kontrol' dyahnostyka*, 2015, no. 11, pp. 57-67.
3. Koshekov, K. T., Yu.N., Klykushyn, Savostyn, A. A., y dr. Modernizacija vibroanalizatorov na osnove identifikacionnyh priznakov [Modernization of vibration analyzers based on identification features]. *Defektoskopyya*, 2018, no. 5, pp. 26-32.
4. Abramov, A. D., Zhyla, S. S. Moskalenko, T. Y., y dr. Ocenka chisla prostranstvenno-

vremennyh signalov pri mnogokanal'nom prijome [Estimation of the number of space-time signals with multichannel reception]. *Aviacijno-kosmicna tehnika i tehnologija - Aerospace technic and technology*, 2017, no. 5/140, pp. 78-82.

5. Tarasov, E. V., Kostyukov, V. N., Kostyukov, A. V., Chatkin, A. P., Putinchev, S. L. Operation of Stand Equipment for Primary Oil Processing under Control of Automatic Monitoring System of Condition and Diagnostics Compas. *Procedia Engineering*. 2015, no. 113, pp. 381-394.

Поступила в редакцию 20.09.2018, рассмотрена на редколлегии 3.10.2018

ОЦІНКА ЧИСЕЛЬНОСТІ СПЕКТРАЛЬНИХ СКЛАДОВИХ СПОСТЕРЕЖЕНЬ ЗА ОБМЕЖЕНИМ ІНТЕРВАЛОМ ЧАСУ

О. Д. Абрамов, Ю. В. С'єдіна, Т. І. Москаленко, Чжан Юйін

Розглянуто перший етап забезпечення вибірковості пристроїв аналізу спектру полігармонічних сигналів, які спостерігаються на тлі параметрично невизначеною гаусом перешкоди: виявлення, вимірювання числа дискретних складових спектру дійсного процесу. Модельні уявлення і вимоги, сформульовані в наданій частині розв'язуваної задачі відповідають уявленням і проблематики сучасного стану діагностичної практики, яка пов'язана з дослідженням характеристик вібраційних процесів різних агрегатів. Зокрема, інформація про кількість і рівнях гармонік в експлуатаційних умовах є ознакою виникнення дефектів в роботі та ступеня їх розвитку.

В рамках статистичної теорії багато альтернативних рішень при використанні критерію відношення правдоподібності запропонований метод вирішення задачі виявлення і оцінювання числа гармонічних компонент спектра обмеженого в часі, речового процесу.

На основі розробленої методології синтезовано правило прийняття з заданим ступенем достовірності рішень на користь будь-якої з висунутих гіпотез про кількість гармонічних компонент спектра речового сигналу, що спостерігається на тлі параметрично невизначеною гаусом перешкоди.

Відмінною особливістю синтезованого правила прийняття рішень: відповідає методології максимальної правдоподібності, критична статистика формується на основі власних значень кореляційної матриці спостережень, для реалізації використовуються стандартні обчислювальні операції. Щільність розподілу критичної статистики табульована. Це дає можливість «в апіорі» задавати необхідну величину рівня значущості. Атестація синтезованого тесту - правила прийняття рішень на користь висунутої гіпотези про переважну кількість гармонічних компонент в спектрі процесу проведено на рівні цифрового статистичного моделювання. В якості вихідних даних задавалися: q – величина рівня значущості (0,05; 0,1); P – потужність перешкоди; число гармонічних компонент $N = 2$. Під час експериментальних дослідженнях амплітуда другої гармоніки варіювалася від 0 до величин амплітуди першої гармоніки.

За результатами моделювання проведено аналіз залежності числа правильних рішень (виконані висунутої гіпотези) від зміни потужності другої гармоніки при заданому співвідношенні сигнал/шум. Отримані атестаційні характеристики, алгоритму підтвердили висновки теоретичних досліджень.

Ключові слова: критерій логарифма відношення правдоподібності, число сигналів, спектральний аналіз, рівень значущості.

ESTIMATION OF THE NUMBER OF REAL HARMONIC COMPONENTS OF OBSERVATIONS WITHIN A LIMITED TIME INTERVAL

A. D. Abramov, Y. V. Syedina, T. I. Moskalenko, Zang Yiyin

The first stage of providing selectivity of devices for analyzing the spectrum of polyharmonic signals observed against the background of parametrically uncertain Gaussian noise is considered: detection, measurement of the number of discrete components of the spectrum of the real process.

Model representations and requirements formulated in the set part of the problem to be solved correspond to the concepts and problems of the current state of diagnostic practice, which is associated with the study of the characteristics of vibration processes of various units. In particular, information on the number and levels of harmonics in operating conditions is a sign of defects in the work and the degree of their development.

In the framework of the statistical theory of many alternative solutions using the criterion of the likelihood ratio proposed method for solving the problem of detection and estimating the number of harmonic components of the spectrum of a time-limited real process.

On the basis of the developed methodology, the rule of making decisions with a given degree of reliability in favor of any of the hypotheses put forward about the number of harmonic components of the spectrum of the real signal observed against the background of parametrically uncertain Gaussian noise is synthesized.

It is proved that in the considered model representations in solving this type of statistical problems it is advisable to focus on the analysis in the interference subspace of the correlation matrix of observations.

A distinctive feature of the synthesized decision-making rule: meets the methodology of maximum likelihood, critical statistics is formed on the basis of the characteristic value of the correlation matrix of observation, standard computational operations are applied for implementation. The distribution density of critical statistics is tabulated. This makes it possible to "a priori" to set the required value of the significance level. Certification of the synthesized test-decision-making rules in favor of the proposed hypothesis about the prevailing number of harmonic components in the spectrum of the process is carried out at the level of digital statistical modeling. As the initial data were given: q – the value of the significance level (0.05; 01); P – noise power; the number of harmonic components $N=2$.

In experimental studies, the amplitude of the second harmonic varied from 0 to the amplitude of the first harmonic. The results of the modeling analysis of the relationship between the number of correct decisions (made hypotheses) from changes power the second harmonic at a given ratio of signal/noise. The obtained performance characteristics of the algorithm confirmed the theoretical conclusions of the research.

Keywords: logarithm criterion of the likelihood ratio, number of signals, spectral analysis, significance level.

Абрамов Александр Дмитриевич – канд. техн. наук, ст. науч. сотр., доцент кафедры аэрокосмических радиоэлектронных систем, Национальный аэрокосмический университет им. Н.Е. Жуковского «Харьковский авиационный институт», Харьков, Украина, e-mail: abr.a@ukr.net.

Сьедина Юлия Владимировна – ведущий инженер кафедры аэрокосмической теплотехники, Национальный аэрокосмический университет им. Н.Е. Жуковского «Харьковский авиационный институт», Харьков, Украина, e-mail: syedina.yv@gmail.com.

Москаленко Татьяна Игоревна – аспирант кафедры аэрокосмических радиоэлектронных систем, Национальный аэрокосмический университет им. Н.Е. Жуковского «Харьковский авиационный институт», Харьков, Украина, e-mail: t.moskalenko@khai.edu.

Чжан Юйин – студентка кафедры аэрокосмических радиоэлектронных систем, Национальный аэрокосмический университет им. Н.Е. Жуковского «Харьковский авиационный институт», Харьков, Украина, e-mail: y.chzhan@khai.edu.

Abramov Alexander Dmitrievich – PhD in Engineering Science, Senior Scientific Researcher of Aerospace Radioelectronic Systems Chair, National Aerospace University «Kharkov Aviation Institute», Kharkov, Ukraine, e-mail: abr.a@ukr.net.

Syedina Yuliya Vladimirovna – Leading engineer of Aerospace Heating Engineering Chair, National Aerospace University «Kharkov Aviation Institute», Kharkov, Ukraine, e-mail: syedina.yv@gmail.com.

Moskalenko Tatyana Igorevna – PhD student of Aerospace Radioelectronic Systems Chair, National Aerospace University «Kharkov Aviation Institute», Kharkov, Ukraine, e-mail: t.moskalenko@khai.edu.

Zhang Yuying – student of Aerospace Radioelectronic Systems Chair, National Aerospace University «Kharkov Aviation Institute», Kharkov, Ukraine, e-mail: y.chzhan@khai.edu.