

МЕТОД ПОВЫШЕНИЯ ДОСТОВЕРНОСТИ ВИБРОДИАГНОСТИКИ РОТОРНЫХ МАШИН ПО КОМПЛЕКСУ ДИАГНОСТИЧЕСКИХ ПАРАМЕТРОВ

Воронцов А.Г.

Донецкий национальный технический университет
vag@fcita.dn.ua

The paper deals with elaboration of the theoretical foundation the diagnostics method by vibration intensity measurements in elect informative points of the vibration signal time – frequency distribution. Diagnostic reliable estimation and the advantage by the comprehensive measurements and statistic processing are grounded.

Известно, что использование нескольких диагностических параметров в комплексе для диагностирования одного дефекта может обеспечить получение дополнительной информации о нем, что способствует повышению достоверности диагностики [1]. Изучение процессов формирования вибрации элементами опоры роторной машины позволило установить ряд закономерностей в изменении спектрального состава вибрации, возбуждаемой в контактах качения [2] при действии переменной нагрузки, обусловленной дефектом машины, и преобразовании ее механической конструкцией опоры как нестационарным фильтром [3,4]. Так как нагрузка на опоры роторной машины носит циклический характер, изменения интенсивности и спектрального состава вибрации приобретают качества присущие периодически – нестационарному процессу [5]. Изменения интенсивности различных частотных компонент нестационарного вибропроцесса во времени могут быть описаны некоторой совместной функцией времени и частоты, характеризующей интенсивность вибрации одновременно на единичном временном и единичном частотном интервалах, так называемым частотно – временным распределением (ЧВР) [6]. Комплексное использование замеров интенсивности в нескольких точках ЧВР с заданными координатами частоты и времени, получаемых методами алгоритмических измерений [7], позволяет организовать несколько параллельных каналов извлечения информации об одном и том же дефекте.

Данное исследование направлено на разработку метода повышения достоверности вибродиагностики на основе комплексного использования измерений интенсивности вибрации, получаемых с помощью ЧВР.

Так как нагрузка на опору, обусловленная дефектом, циклически изменяется во времени, каждому значению нагрузки $F_j = F(t_j)$ в момент времени t_j ($j=1,2,3...$) соответствует сечение ЧВР $p_{j,f} = p(t_j, f)$, характеризующееся своим распределением интенсивности вибрации по частотам (см. рис. 1).

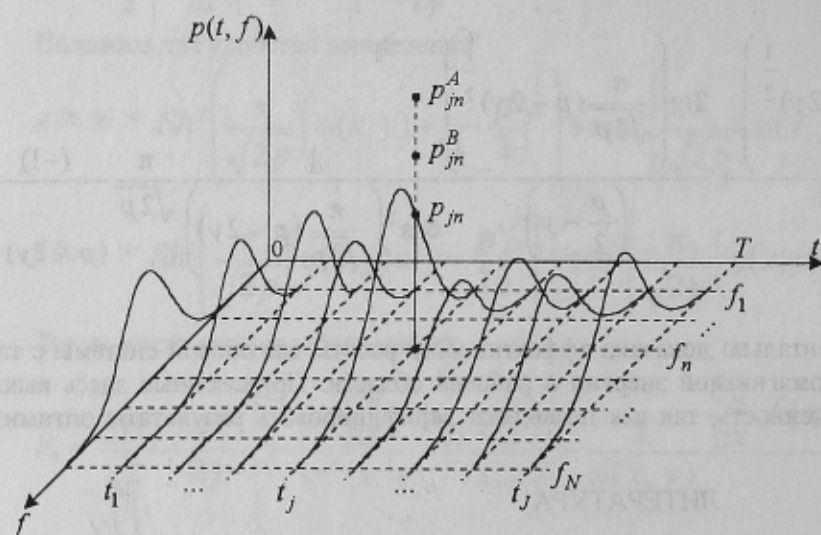


Рисунок 1- Сегмент ЧВР, определенный на периоде возмущающей силы

В каждом сечении могут быть выбраны частоты f_n

($n=1,2,3...N$), определяющие информативные точки с координатами (t_j, f_n) . Значения интенсивностей

вибрации в окрестности информативных точек подлежат измерению и являются простыми диагностическими параметрами дефекта $p(t_j, f_n) = p_{jn}$.

Выбор координат информативных точек обсуждается ниже. Состояние объекта, оцениваемое на основе распределения интенсивности вибрации по частоте для момента времени t_j , характеризуется вектором

$$\mathbf{p}_j = \{p_{j1}, p_{j2}, \dots, p_{jn}, \dots, p_{jN}\}.$$

Действия помех и нестабильностей обуславливают необходимость рассматривать p_{jn} как случайные величины, подлежащие статистической обработке для извлечения диагностической информации. Одномерные плотности вероятностей диагностических параметров p_{jn} зависят от состояния диагностируемой роторной машины. Если D_1 и D_2 - состояния машины, характеризующиеся отсутствием и наличием дефекта, то соответствующие им плотности распределения будут равны $w_j(\mathbf{p}_j / D_1)$ и $w_j(\mathbf{p}_j / D_2)$. Область значений диагностических параметров S разделена на две подобласти S_1 и S_2 , соответствующие состояниям D_1 и D_2 :

если $p_j \in S_1$, то $p_j \in D_1$; если $p_j \in S_2$, то $p_j \in D_2$.

Средний риск от ошибок при вынесении диагнозов R и условия принятия решений могут быть найдены в соответствии с известными соотношениями [1]:

$$R = C_{11}P_1 + C_{12}P_2 + \int_{S_2} [(C_{21} - C_{11})P_1 w(p_j / D_1) - (C_{12} - C_{22})P_2 w(p_j / D_2)] dp_j$$

$$\frac{w_j(p_j / D_1)}{w_j(p_j / D_2)} > \frac{(C_{12} - C_{22})P_2}{(C_{21} - C_{11})P_1}, p_j \in D_1, \quad (1)$$

$$\frac{w_j(p_j / D_1)}{w_j(p_j / D_2)} \leq \frac{(C_{12} - C_{22})P_2}{(C_{21} - C_{11})P_1}, p_j \in D_2, \quad (2)$$

где P_1 и P_2 - априорные вероятности отсутствия и наличия дефекта; C_{11} и C_{22} - стоимости вынесения правильных диагнозов об отсутствии и наличии дефектов, соответственно; C_{12} и C_{21} - стоимости ошибок при ложном обнаружении несуществующего дефекта и пропуске дефекта при его наличии, соответственно.

Будем считать, что значение интенсивности в каждой рассматриваемой точке сечения p_{jn} ($j, n=1, 2, 3, \dots$) является суммой информативной составляющей интенсивности и помехи

$$p_{jn} = p_{jn}^C + p_{jn}^\Pi,$$

где p_{jn}^C - интенсивность информативной составляющей; p_{jn}^Π - интенсивность помехи в окрестности точки (t_j, f_n) , распределенная по нормальному закону

$$w_{jn}^\Pi(p_{jn}) = \frac{1}{\sigma_{jn} \sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{p_{jn}^2}{2\sigma_{jn}^2}\right),$$

где σ_{jn} - среднеквадратическое значение интенсивности помехи.

Наибольшая информативность измерений интенсивностей p_{jn} обеспечивается, когда они независимы [8], что может быть достигнуто за счет выбора достаточно большого шага по частоте $\Delta f = f_n - f_{n-1}$.

В этом случае N - мерные плотности распределения векторов диагностических параметров при отсутствии дефекта и его наличии будут иметь вид

$$w_j(p_j / D_1) = \prod_{n=1}^N \frac{1}{\sigma_{jn} \sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{[p_{jn} - p_{jn(1)}^C]^2}{2\sigma_{jn}^2}\right\}, \quad (3)$$

$$w_j(p_j / D_2) = \prod_{n=1}^N \frac{1}{\sigma_{jn} \sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{[p_{jn} - p_{jn(2)}^C]^2}{2\sigma_{jn}^2}\right\}, \quad (4)$$

где $p_{jn(1)}^C, p_{jn(2)}^C$ - интенсивности информативной компоненты при отсутствии и наличии дефекта, соответственно. Величина, на которую изменяется информативная компонента при появлении дефекта, определит смещение законов распределения простых диагностических параметров $p_{jn(2)}^C - p_{jn(1)}^C = d_{jn}$. Без потери общности можно считать, что $p_{jn(1)}^C = 0$. Тогда, $p_{jn(2)}^C = d_{jn}$. Здесь предполагается, что появление дефекта на среднеквадратическое значение помехи не влияет. Такое допущение справедливо на ранних стадиях развития зарождающихся дефектов.

Подстановка соотношений (3), (4) в (1), (2) и последующее логарифмирование дают следующие правила принятия решений:

$$\frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \frac{d_{jn}}{\sigma_{jn}^2} p_{jn} < \frac{1}{N} \left[\sum_{n=1}^N \frac{d_{jn}^2}{2\sigma_{jn}^2} - \ln \frac{P_2(C_{12} - C_{22})}{P_1(C_{21} - C_{11})} \right], p_{jn} \in D_1; \quad (5)$$

$$\frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \frac{d_{jn}}{\sigma_{jn}^2} p_{jn} \geq \frac{1}{N} \left[\sum_{n=1}^N \frac{d_{jn}^2}{2\sigma_{jn}^2} - \ln \frac{P_2(C_{12} - C_{22})}{P_1(C_{21} - C_{11})} \right], p_{jn} \in D_2; \quad (6)$$

Соотношения (5) и (6) ясно отражают физическое содержание задачи распознавания состояний: чем меньше разница между средними значениями измеряемой интенсивности при исправном и дефектном состоянии машины и чем больше дисперсия интенсивности помех для данной информативной точки, тем меньше влияет на результат диагностирования измерение интенсивности в этой точке. При $N > 1$ левая часть полученных выражений отображает результат усреднений N нормированных по σ_{jn} измерений интенсивности в j -ом сечении с весом d_{jn} / σ_{jn} . Для обеспечения равнозначности вкладов всех измерений информативные точки ЧВР должны быть выбраны из условия равенства весов, то есть

$$\frac{d_{jn}}{\sigma_{jn}} = \frac{d_{jk}}{\sigma_{jk}} = \frac{d_j}{\sigma_j}, \quad j \neq k. \quad (7)$$

Конечно, равенство (7) в точности выдержать на практике не удастся. Однако оно может рассматриваться как некоторое руководство при выборе информативных точек, согласно которому предпочтение должно быть отдано компактному множеству точек с наибольшими значениями отношений (7), малым их разбросом и достаточно большим шагом по частоте Δf , чтобы обеспечить взаимную независимость измерений.

С учетом (7), соотношения (5) и (6) преобразуются к виду

$$\rho_{j,cp} = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \rho_{jn} < \frac{d_j}{2\sigma_j} - \frac{\sigma_j}{Nd_j} \ln \eta, \quad \rho_{jn} \in D_1, \quad (8)$$

$$\rho_{j,cp} = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \rho_{jn} \geq \frac{d_j}{2\sigma_j} - \frac{\sigma_j}{Nd_j} \ln \eta, \quad \rho_{jn} \in D_2, \quad (9)$$

где $\rho_{jn} = p_{jn} / \sigma_{jn}$ - нормированный по σ_{jn} результат измерения в n -ой точке j -го сечения ЧВР;

$\rho_{j,cp}$ - средневзвешенное нормированное значение интенсивности вибрации; $\eta = \frac{P_2(C_{12} - C_{22})}{P_1(C_{21} - C_{11})}$ - параметр,

определяемый априорной информацией о возможности появления дефекта и исходах его диагностирования.

Из соотношений (8) и (9) следует алгоритм обработки результатов измерений интенсивностей вибрации, полученных в информативных точках j -го сечения. Он сводится к вычислению средневзвешенного нормированного значения интенсивности вибрации $\rho_{j,cp}$ по всем информативным точкам j -го сечения и сравнения его с порогом, определяемым согласно соотношению:

$$\rho_{j,nop} = \frac{d_j}{2\sigma_j} - \frac{\sigma_j}{Nd_j} \ln \eta. \quad (10)$$

Величина d_j / σ_j , входящая в соотношения (8), (9) и (10), определяет отношение мощностей информативной компоненты и помехи $\lambda_j = d_j^2 / \sigma_j^2$.

Полученные соотношения справедливы при любом целом $N > 0$, в том числе и при $N = 1$. Используя их, определим влияние количества информативных точек измерений N на достоверность диагностики. В качестве показателей достоверности будем использовать условные вероятности вынесения ложного диагноза о дефекте P_F при его отсутствии и вынесения правильного диагноза о наличии дефекта P_D , когда он на самом деле имеется. Данные показатели общеприняты в системах диагностики, достаточно наглядны и позволяют построить обобщенные характеристики качества принимаемых решений [9].

Величины P_F и P_D могут быть найдены на основе известных соотношений [1,8]

$$P_F = \int_{\rho_{j,nop}}^{\infty} v_j(\rho_j / D_1) d\rho_j, \quad (11)$$

$$P_D = \int_{-\infty}^{\rho_{j,nop}} v_j(\rho_j / D_2) d\rho_j, \quad (12)$$

где $v_j(\rho_j / D_1) = \frac{1}{\sigma_{jN} \sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{\rho_j^2}{2\sigma_{jN}^2}\right)$ - плотность распределения величины ρ_j для j -го сечения

при отсутствии дефекта; $v_j(\rho_j / D_2) = \frac{1}{\sigma_{jN} \sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{(d - \rho_j)^2}{2\sigma_{jN}^2}\right]$ - то же при наличии дефекта; $\sigma_{jN} = \frac{1}{\sqrt{N}}$.

среднеквадратическое отклонение величины ρ_j .

Плотности распределения $v_j(\rho_j / D_1)$ и $v_j(\rho_j / D_2)$ получены из соотношений (3) и (4) с учетом нормировки и усреднения переменной p_{jn} при вычислении ρ_j [10]. Выражения (11) и (12) могут быть приведены к виду, удобному для вычисления P_F и P_D через стандартный интеграл вероятности [10] путем замены пределов интегрирования:

$$P_F = 1 - \frac{1}{\sigma_{jN} \sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\rho_{j,nor}} \exp\left(-\frac{\rho_j^2}{2\sigma_{jN}^2}\right) d\rho_j, \quad (13)$$

$$P_D = 1 - \frac{1}{\sigma_{jN} \sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\rho_{j,nor}} \exp\left[-\frac{(d_j - \rho_j)^2}{2\sigma_{jN}^2}\right] d\rho_j. \quad (14)$$

Путем исключения параметра $\rho_{j,nor}$, на основе выражений (13) и (14) могут быть вычислены обобщенные характеристики достоверности принимаемых диагностических решений для различных значений N (см рис. 2).

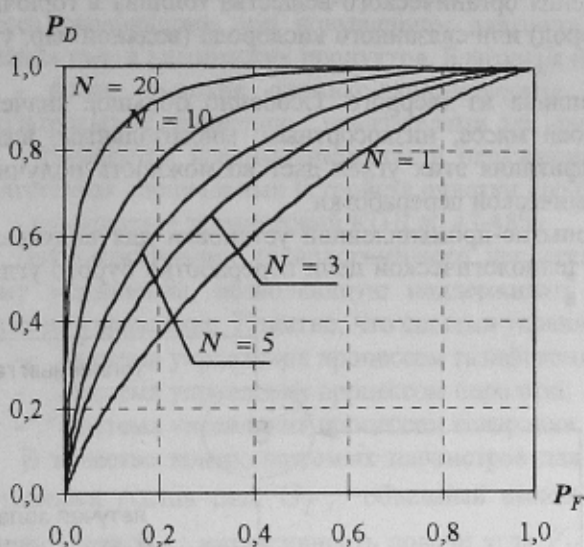


Рисунок 2 - Обобщенные характеристики достоверности принимаемых решений при $d = 1$

Заключение. Как видно из приведенных зависимостей, увеличение количества информативных точек позволяет обеспечить существенный выигрыш в достоверности принимаемых решений в области, представляющей наибольший практический интерес, где P_F близко к нулю, а P_D стремится к единице. Данный результат достигается благодаря статистической обработке результатов когерентных измерений вибрации в нескольких информативных точках одного сечения ЧВР, характеризующих одно и то же динамическое состояние диагностируемой роторной машины. Требование когерентности измерений обуславливает необходимость введения в состав системы технических средств получения информации о фазе рабочего цикла роторной машины. Дополнительный измерительный канал получения информации о фазе рабочего цикла машины также необходим для однозначной идентификации дефекта при вынесения соответствующего диагноза.

ЛИТЕРАТУРА

1. Биргер И.А. Техническая диагностика. - М.: Машиностроение, 1978. - 240 с.
2. Воронцов А.Г. Исследование контакта качения роликоподшипника как активного элемента модели опоры роторной машины. - Наукові праці Донецького державного технічного університету. Випуск 27, Серія гірничо - електромеханічна. - Донецьк, ДонДТУ. - 2001. - С.94 - 99.
3. Воронцов А.Г. Разработка модели для исследования преобразовательных свойств опоры качения как датчика воспринимаемой ею нагрузки. - Труды Донецкого государственного технического университета. Випуск 4, Серія - Горно-електромеханічна. Донецьк, ДонГТУ. - 2000. - С.47-54.
4. Воронцов А.Г. Нестационарная модель формирования высокочастотных колебаний в роликовом подшипнике как первичном преобразователе системы вибродиагностики // Наукові праці Донецького державного технічного університету. Серія - проблеми моделювання та автоматизації проектування динамічних систем. Випуск 19. - Севастополь: "Вебер". - 2001. - С. 135 - 140.
5. Рытов С.М. Введение в статистическую радиофизику. Часть 1. Случайные процессы. М.: Наука, 1976, - 494 с.
6. Козн Л. Время - частотные распределения: Обзор. - ТИИЭР, т. 77, №10. - 1989. - С. 72 - 121.
7. Арутюнов П.А. Теория и применение алгоритмических измерений. - М.: Энергоатомиздат, 1990. - 256 с.
8. Орнатский П.П. Теоретические основы информационно - измерительной техники. - К.: «Вища школа», 1976. - 432 с.
9. Ван Трис. Г. Теория обнаружения, оценок и модуляции. Том 1. Теория обнаружения, оценок и линейной модуляции. - М.: «Советское радио», 1972. - 744 с.
10. Вентцель Е.С. Теория вероятностей. - М.: Наука, 1969, - 576 с.