УДК 621.37/39: 665.625.12

В.Н. Костюков, *д-р техн. наук,* **Ал.В. Костюков,** *канд. техн. наук*
(НПЦ "ДИНАМИКА", г. Омск, Россия)
E-mail: post@dynamics.ru, http:www.dynamics.ru

Оценка погрешностей сборки машин виброакустическим методом

Рассмотрен метод безэталонной оценки погрешностей сборки машин на основе анализа виброакустических сигналов, связанных с ненаблюдаемыми погрешностями машин и агрегатов, возникающих при изготовлении и в эксплуатации, часть из которых не имеет адекватного представления в шкалах отношения и интервалов. Выведено каноническое уравнение связи между диагностическими признаками сигнала и структурными параметрами состояния машины, представленными в шкалах порядка, представляющее собой биссектрису первого угла информационной плоскости. Приведены результаты моделирования и экспериментальных исследований.

The features of estimation errors of equipment by etalonless vibration condition monitoring are considered. This model shows that observability of equipment production complex (PC) in whole can be provided by measurement of diagnostic signals (vibroparameters) and rate of their change, which show accurate within scale, generalized units errors and rates of their growth, residual life and rate of its loss, and also safety of the whole complex. Monitoring allows to transfer failures of equipment and production complexes from the category "sudden" into the category "gradual".

Ключевые слова: безэталонная оценка, погрешности сборки машин, вибродиагностика, уравнение связи, шкалы порядка.

Key words: etalonless estimate, errors of equipment, condition monitoring.

Часто даже при селективной сборке в кинематических парах машин возникают нерегламентированные погрешности, существенно превышающие расчетные. Это приводит к резкому снижению качества собранной машины и прежде всего ее ресурса даже при внешнем соответствии заданным рабочим характеристикам. Качество машины с точки зрения динамики ее функционирования характеризуется рядом показателей, составляющих частные диагностические признаки, каждый из которых отражает состояние определенного узла машины [1].

Использование методов виброакустической диагностики для оценки технического состояния машин на обкатке и приемосдаточных испытаниях позволяет управлять качеством выпускаемых машин путем целенаправленной доработки тех из них, которые имеют неблагоприятное сочетание допусков комплектующих деталей и большие погрешности сборки.

Как правило, в собранной машине собственно погрешности деталей и кинематических пар (структурные параметры) X недоступны для непосредственного наблюдения, а оценка этих погрешностей производится по результатам Y косвенных измерений наблюдаемых параметров вибрации (диагностических признаков).

Уравнение регрессионной связи $y = f(x)$ и двумерная плотность совместного распределения $w_2(x, y)$, как правило, неизвестны и могут быть построены лишь в отдельных простейших случаях, что требует весьма трудоемких экспериментов [1, 2]. Задача построения регрессии еще более усложняется в случае, когда оператор, связывающий вектор диагностических признаков Y с вектором структурных параметров X, носит нелинейный стохастический характер, что обычно наблюдается на практике.

На рис. 1 приведены нелинейные регрессионные зависимости некоторых вибропарамет-

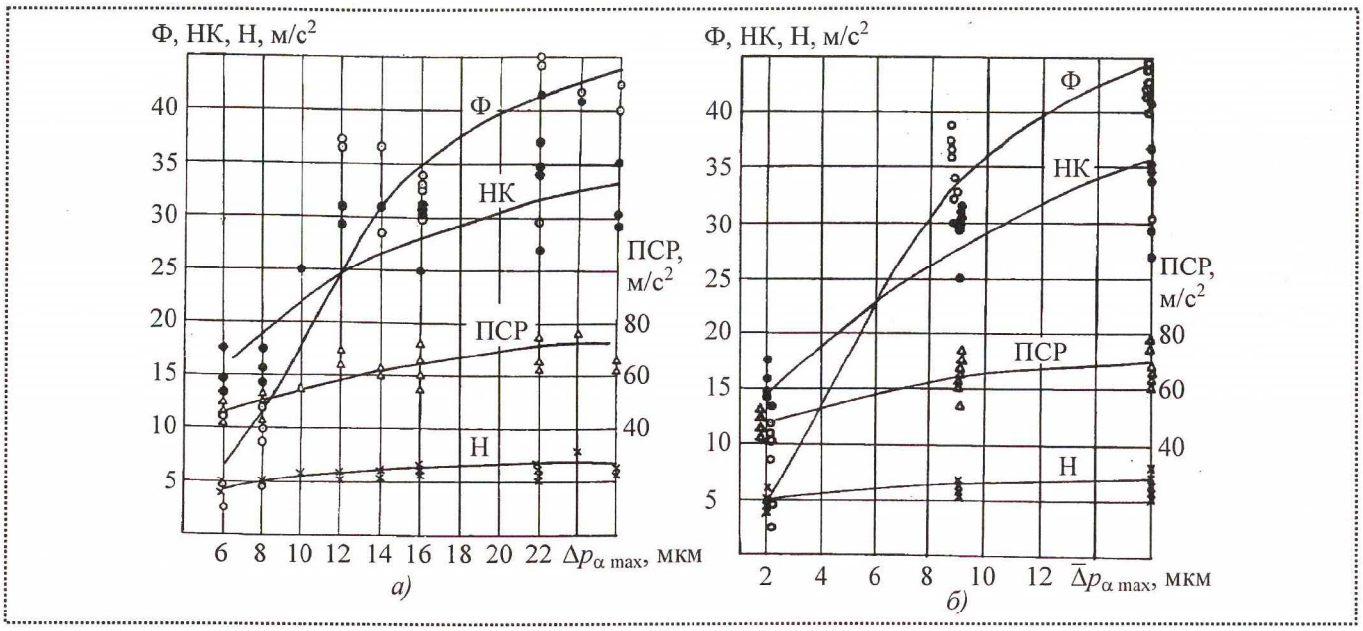

Рис. 1. Нелинейная регрессия вибропараметров шестеренных топливных насосов на максимальную (*а*) и среднюю (*б*) отрицательные разности шагов Δp_α в зацеплении шестерен:
ПСР – среднеквадратическое виброускорение корпуса насоса в информативной точке;
Ф – среднеквадратическое виброускорение зубцовых гармоник;
НК – среднеквадратическое виброускорение оборотных гармоник;
Н – среднеквадратическое виброускорение шумовой компоненты [3, 8]

ров шестеренных топливных насосов, полученных рекуррентной фильтрацией виброакустического сигнала [3], от максимальной и средней разности шагов в зацеплении [4], иллюстрирующие изложенное выше.

Задача диагностики машин, за состоянием которых постоянно наблюдают посредством системы непрерывного мониторинга фактического развития погрешностей, генерируемых технологическим процессом изготовления или эксплуатацией, существенно упрощается, если ввести такие нелинейные преобразования ненаблюдаемых структурных параметров $u = F_x(x)$ и наблюдаемых диагностических признаков $v = F_y(y)$, которые обеспечивают линейную регрессионную связь между ними [5, 6].

Это эквивалентно переходу от шкал отношения и интервалов, в которых обычно измеряются интересующие нас величины, к шкалам порядка. Упрощение при этом достигается за счет того, что отпадает необходимость восстановления регрессионной зависимости $y = f(x)$, а значения диагностируемых структурных параметров при необходимости могут быть найдены из решения уравнения:

$$x = F_x^{-1}(u),$$

где $F^{-1}(...)$ – символ обратной функции, причем парциальный показатель качества машины является несмещенной и состоятельной оценкой его соответствующей обобщенной (парциальной) погрешности.

В общем случае связь между X и Y устанавливается двумерной плотностью совместного распределения $w_2(x, y)$.

Рассмотрим функциональные преобразования X и Y:

$$u = F_x(x) = P(X < x) = \int_{-\infty}^{x} w_1(x)dx; \qquad (1)$$

$$v = F_y(y) = P(Y < y) = \int_{-\infty}^{y} w_1(y)dy,$$

где $F_x(x)$, $F_y(y)$ – функции распределения соответственно X и Y;

$w_1(x)$, $w_1(y)$ – соответствующие одномерные плотности распределения.

Распределение случайных величин u и v равномерно в интервале [0, 1]. Совместная плотность распределения преобразованных структурных параметров и диагностических признаков w_2 (u, v) обладает рядом полезных свойств [4, 6]:

1. $w_2(u, \mathrm{v}) = w_2(u/\mathrm{v}) = w_2(u)$; $w_1(u) = w_1(\mathrm{v}) = 1$; $u, \mathrm{v} \in [0, 1]$;

2. $\int_0^1 w_2(u, \mathrm{v})d\mathrm{v} = w_1(u) = 1$; $\int_0^1 w_2(u, \mathrm{v})du = w_1(\mathrm{v}) = 1$;

3. $F(u) = u = \int_0^1 F_2(u/\mathrm{v})d\mathrm{v}$; $F(\mathrm{v}) = \mathrm{v} = \int_0^1 F_2(\mathrm{v}/u)du$;

4. $F_2(u, \mathrm{v}) = \int_0^u \int_0^\mathrm{v} w_2(u, \mathrm{v})du d\mathrm{v} = \int_0^u F_2(\mathrm{v}/u)du = \int_0^\mathrm{v} F_2(u/\mathrm{v})d\mathrm{v}$.

Уравнение связи между функциями распределения структурных параметров и диагностических признаков установим, опираясь на свойства плотностей 3 и 4:

$$u + \int_u^1 F_2(\mathrm{v}/u)du = \mathrm{v} + \int_\mathrm{v}^1 F_2(u/\mathrm{v})d\mathrm{v}. \qquad (2)$$

Уравнение (2) дает форму связи между функцией распределения структурного параметра (погрешности) машины u и соответствующего диагностического признака сигнала v. Отметим, что это уравнение симметрично относительно переменных u и v. В этой симметрии нашел отражение принцип равенства взаимной информации, которая содержится в каждой из переменных u, v о другой.

Необходимо подчеркнуть, что уравнение (2) получено без каких-либо предположений о виде законов распределения $w_1(x)$, $w_1(y)$ и нелинейности стохастической зависимости $y = f(x)$ и носит, таким образом, общий характер. Наличие статистической связи между X и Y является не только необходимым, но и достаточным условием для оценки значения функции распределения погрешности $u = F_x(x)$, а следовательно, и самого значения погрешности X по значению функции распределения наблюдаемого вибропараметра $\mathrm{v} = F_y(y)$. Перепишем (2) так, чтобы интегралы были справа:

$$u - \mathrm{v} = \int_\mathrm{v}^1 F_2(u/\mathrm{v})d\mathrm{v} - \int_u^1 F_2(\mathrm{v}/u)du = \Delta_1; \qquad (3)$$
$$\Delta_2 = u - \mathrm{v} = -\Delta_1.$$

Разность интегралов в (3) определяет ошибку оценки одной из величин u(v) по известной другой v(u). Погрешность взаимного отображения функций распределения структурных параметров и диагностических признаков найдем с учетом свойства 1:

$$w_1(\Delta_1) = \int_0^1 w_2[(\mathrm{v} + \Delta_1), \mathrm{v}]d\mathrm{v} = \int_0^1 w_2[\mathrm{v}/(\mathrm{v} + \Delta_1)]d\mathrm{v}.$$

Сравнивая и принимая во внимание, что значение интеграла не зависит от обозначения переменной интегрирования, можно сделать вывод, что

$$w_1(\Delta_1) = w_1(\Delta_2) = w_1(-\Delta_1),$$

т.е. плотность распределения ошибки есть четная функция. Следовательно, все моменты нечетных порядков, в том числе математическое ожидание ошибки $m(\Delta)$, равны нулю.

Последнее следует также из очевидного равенства

$$m(\Delta) = m(u - \mathrm{v}) = m(u) - m(\mathrm{v}) = 0,$$

поскольку $m(u) = m(\mathrm{v}) = 1/2$ как математическое ожидание равномерно распределенных в интервале [0, 1] случайных величин. Отсюда регрессия функции распределения ненаблю-

даемого структурного параметра u на функцию распределения наблюдаемого диагностического признака v совпадает с биссектрисой первого координатного угла информационной плоскости

$$\bar{u} = \mathrm{v}_0, \tag{4}$$

где $\bar{u}$ – условное среднее при измеренном и зафиксированном v_0.

Значение функции распределения ненаблюдаемого структурного параметра u, реализованного в результате сборки машины или возникшего в эксплуатации, может быть достаточно точно определено при многократных измерениях значений функции распределения соответствующего диагностического признака $\mathrm{v}u_0 = m(\mathrm{v})$.

Найдем дисперсию ошибки $D(\Delta)$:

$$D(\Delta) = m_1(u-\mathrm{v})^2 = m_1(u^2) - 2m_1(u\mathrm{v}) + m_1(\mathrm{v}^2);$$

$$m_1(u^2) = \int_0^1 u^2 du = \frac{1}{3};$$

$$m_1(\mathrm{v}^2) = \frac{1}{3};$$

$$D(\Delta) = \frac{2}{3} - 2m_1(u,\ \mathrm{v}).$$

Введем коэффициент корреляции $\rho_{u\mathrm{v}}$, показывающий степень связи между случайными величинами u и v [5]:

$$\rho_{u\mathrm{v}} = M_2(u,\ \mathrm{v}) / \sqrt{D(u)D(\mathrm{v})} = 12\left[m_1(u,\ \mathrm{v}) - \frac{1}{4}\right],$$

где $M_2(u, \mathrm{v}) = m_1(u\mathrm{v}) - m_1(u)m_1(\mathrm{v})$ – корреляционный момент связи между u и v;

$m_1(u\mathrm{v})$ – ковариация случайных величин u и v;

$m_1(u)$, $m_1(\mathrm{v}) = 1/2$ – математическое ожидание;

$D(u) = D(\mathrm{v}) = 1/12$ – дисперсия равномерно распределенных случайных величин u и v [5].

Исключая $m_1(u\mathrm{v})$ из предыдущих уравнений, получим

$$\rho_{u\mathrm{v}} = 1 - 6D(\Delta).$$

Коэффициент $\rho_{u\mathrm{v}}$, определяемый по этой формуле, в статистике называется коэффициентом ранговой корреляции Спирмена и обозначается ρ_s [5]. Дисперсия ошибки

$$D(\Delta) = (1-\rho_s)/6. \tag{5}$$

Оценим максимальное значение ошибки Δ.

С доверительной вероятностью Q зона разброса u при зафиксированном v_0 будет находиться между нижней $u_{\text{н}}$ и верхней $u_{\text{в}}$ границами:

$$Q = F(u_{\text{в}}/\mathrm{v}_0) - F(u_{\text{н}}/\mathrm{v}_0).$$

Выбирая $u_{\text{н}}$, $u_{\text{в}}$ симметрично расположенными относительно $\bar{u} = \mathrm{v}_0$, так что $u_{\text{н}} = \bar{u} - \Delta$, $u_{\text{н}} = \bar{u} + \Delta$, разложим $F_2[(\bar{u}+\Delta)/\mathrm{v}_0]$ в ряд Тейлора в окрестности $\bar{u} = \mathrm{v}_0$:

$$F_2[(\bar{u}+\Delta)/\mathrm{v}_0] =$$
$$= F_2(\bar{u}/\mathrm{v}_0) + F'(\bar{u}/\mathrm{v}_0)\Delta + F''(\bar{u}/\mathrm{v}_0)\frac{\Delta^2}{2!} + \ldots$$

Тогда получим

$$Q = 2\Delta w_2(\bar{u}/\mathrm{v}_0)\left[1 + \frac{\Delta^2 w_2''(\bar{u}/\mathrm{v}_0)}{3! w_2(\bar{u}/\mathrm{v}_0)} + \ldots\right]. \tag{6}$$

Поскольку ряд Тейлора является сходящимся, то любая подпоследовательность его членов, в том числе последний ряд, также сходящиеся. Если последний ряд знакопеременный, то ошибка при отбрасывании старших членов не будет превышать первого отброшенного члена. Если же этот ряд не является знакопеременным, то отбрасывание всех членов, кроме первого, не может уменьшить Δ, оцениваемого из выражения

$$Q = 2\Delta w_2(\bar{u}/\mathrm{v}_0) = 2\Delta w_2(\mathrm{v}_0/\mathrm{v}_0),$$

в котором $w_2(v_0/v_0)$ представляет собой первое равномерное приближение условной плотности вероятности ошибки $w_2(\Delta/v_0)$:

$$Q=\int_{-\Delta}^{\Delta} w_2(\Delta/v_0)d\Delta = 2\Delta w_2(Q\Delta/v_0)\approx 2\Delta w_2(\bar{u}/v_0).$$

Дисперсия ошибки

$$D(\Delta)=\int_{-\Delta}^{\Delta}\Delta^2 w_2(v_0/v_0)d\Delta =$$

$$=2w_2(v_0/v_0)\frac{\Delta^3}{3}\Big|_0^{\Delta}\approx[12w_2^2(v_0/v_0)]^{-1}.$$

Абсолютное значение ошибки отображения Δ с доверительной вероятностью Q с учетом того, что $\bar{u}=v_0$, не превосходит значения

$$|u-v|=|\Delta|\le Q/2w_2(v_0/v_0);$$
$$|\Delta|=|u-v|\le Q\sqrt{(1-\rho_s)/2}. \qquad (7)$$

При жесткой связи, когда $\rho_s = 1$, ошибка оценки u по значению v равна нулю.

Рассмотрим пример, когда $w_2(x, y)$ представляет собой двумерную нормальную функцию распределения

$$w_2(x,\ y)=\frac{\exp\left\{\frac{-1}{2(1-r^2)}\left[\left(\frac{x-a_x}{\sigma_x}\right)^2-2r\frac{(x-a_x)(x-a_y)}{\sigma_x\sigma_y}+\left(\frac{y-a_y}{\sigma_y}\right)^2\right]\right\}}{\sigma_x\sigma_y 2\pi\sqrt{1-r^2}},$$

где σ_x, σ_y – среднеквадратическое отклонение величин x и y;

a_x, a_y – математическое ожидание величин x и y.

Преобразуя $w_2(x, y)$ в $w_2(u, v)$, получим совместное распределение функций u и v, которое при $u = v$ имеет вид:

$$w_2(v/v)=\frac{\exp\{r[F^{-1}(v)]^2/(1+r)\}}{\sqrt{1-r^2}}, \qquad (8)$$

где r – коэффициент корреляции между X и Y.

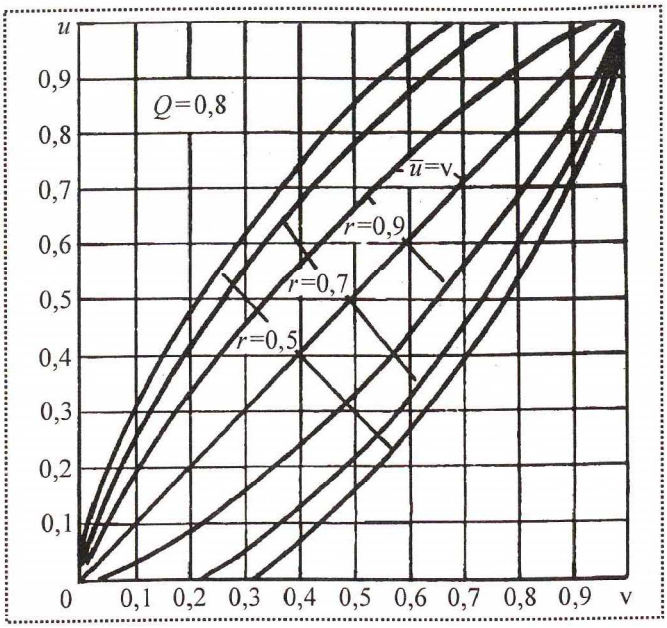

Рис. 2. Регрессия функции распределения *u* ненаблюдаемого структурного параметра *X* на функцию распределения v наблюдаемого диагностического признака *Y* и доверительные границы при разной степени стохастической связи между ними, определяемой коэффициентом корреляции *r*, и доверительной вероятности *Q* = 0,8

Как показывает уравнение (8), при жесткой функциональной связи между X и Y, когда $r = 1$, $w_2(v/v) = \infty$, а ошибка Δ в (7) равна нулю, мы имеем строгое равенство $u = v$.

Если связь между X и Y отсутствует, $r = 0$, $w_2(v/v) = 1$, ошибка в (7) достигает максимального значения и по наблюдениям Y нельзя судить об X.

На рис. 2 приведена регрессия функции распределения u ненаблюдаемого структурного параметра X на функцию распределения v наблюдаемого диагностического признака Y и доверительные границы при разной степени стохастической связи между ними, определяемой коэффициентом корреляции r и доверительной вероятности $Q = 0,8$.

На рис. 3 приведены графики связи между u и v при коэффициенте корреляции $r = 0,9$ для различных доверительных вероятностей Q, равных 0,8 и 0,99 для моделей по выражениям (7) и (8).

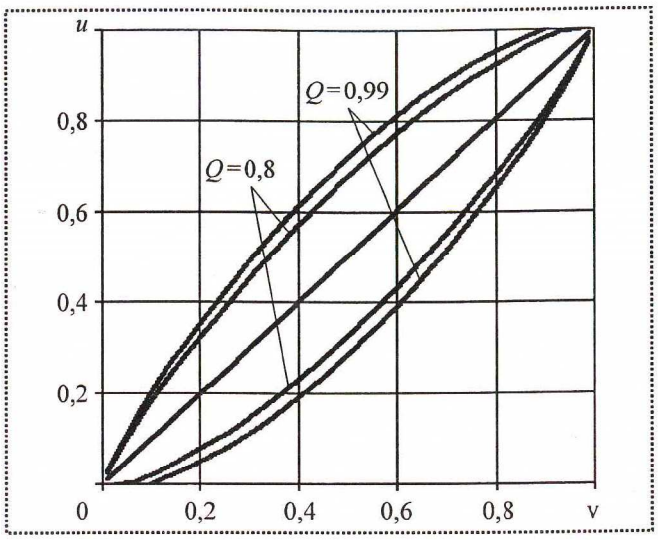

Рис. 3. Регрессия функции распределения *u* ненаблюдаемого структурного параметра *X* на функцию распределения v наблюдаемого диагностического признака *Y* и доверительные границы при разных доверительных вероятностях *Q* и коэффициенте корреляции *r* = 0,9

Эти зависимости показывают, что:

• наибольшая неопределенность оценки неизвестной вероятности *u* наблюдается при v = 0,5, что связано, видимо, с соответствующим свойством энтропии;

• в практически важных случаях, когда v ≥ 0,8 (машины с наибольшими погрешностями) и v ≤ 0,2 (машины-эталоны, имеющие наименьшую погрешность), погрешность оценки *u* не превышает 0,2 даже при относительно слабой статистической связи (*r* = 0,5) между структурными параметрами *X* и диагностическими признаками *Y*.

Это позволяет отбраковывать машины, имеющие большие значения скрытых внутренних погрешностей, на обкатке и приемосдаточных испытаниях путем измерения косвенных диагностических признаков (температуры, вибрации, акустической эмиссии и т.п.) и отправлять их на доработку для устранения больших парциальных погрешностей, не пропуская в эксплуатацию.

Для экспериментальной проверки связи вибропараметров насоса с погрешностями деталей и сборки использовали вибропараметры ста произвольно выбранных на приемосдаточных испытаниях насосов. В эту совокупность включены насосы с заведомо известными погрешностями изготовления и сборки. Измерены их вибропараметры и проведена оценка их положения в общей выборке путем ранжирования [4–7].

Линейная регрессия процентного ранга уровня зубцовых гармоник Ф на процентный

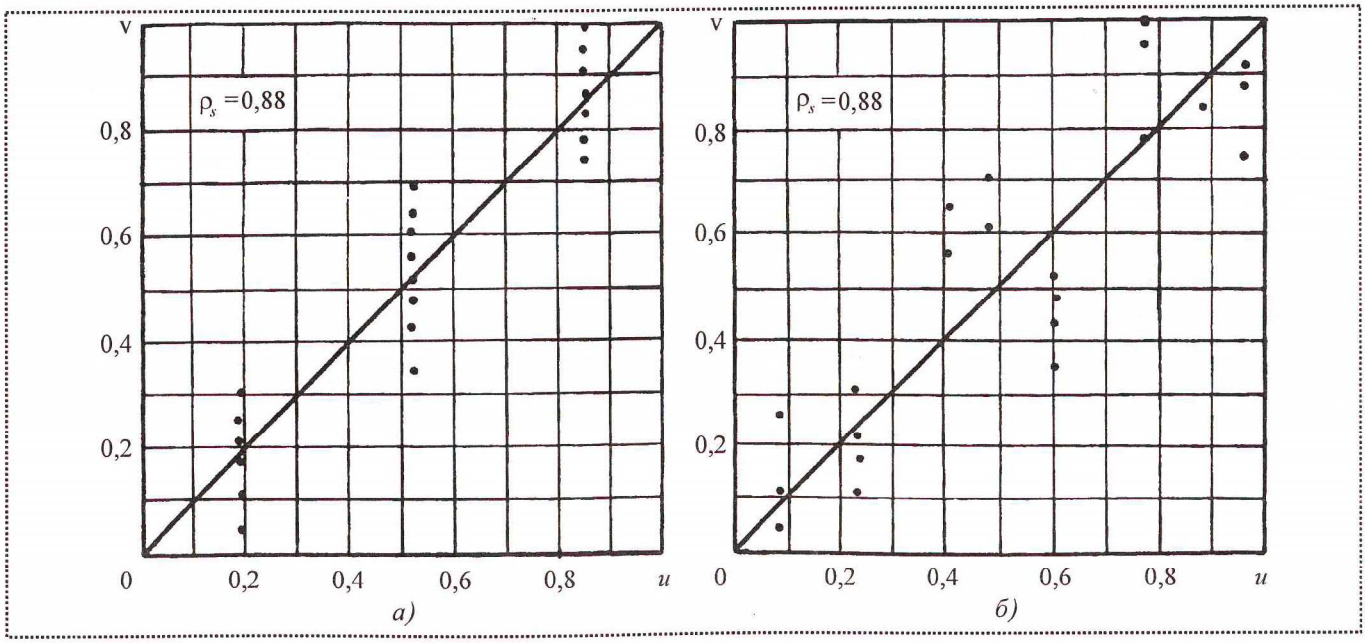

Рис. 4. Регрессия процентного ранга уровня зубцовых гармоник Ф на процентный ранг средней (*а*) и максимальной (*б*) отрицательной разности шагов в зацеплении шестерен

ранг средней (*а*) и максимальной (*б*) отрицательной разности шагов в зацеплении шестерен для случая, показанного на рис. 1, приведена на рис. 4 и подтверждает адекватность предложенных моделей.

Таким образом, отпадает необходимость в подборе машин-эталонов с заранее известным набором погрешностей изготовления и сборки отдельных узлов и их совокупности в машине для настройки систем диагностики и оценки погрешностей сборки оборудования по результатам измерения косвенных параметров, например, вибрации корпуса.

Выводы

Предложен метод безэталонной оценки погрешностей машин и выведено каноническое уравнение связи между диагностическими признаками сигнала и структурными параметрами состояния машины (в шкалах порядка), представляющее собой биссектрису первого угла информационной плоскости.

Получена оценка ошибки диагностики, обусловленной стохастической связью диагностических признаков со структурными параметрами, которая обратно пропорциональна коэффициенту ранговой корреляции Спирмена между ними.

Наибольшая неопределенность оценки неизвестной погрешности машины ***и*** *наблюдается при значении диагностического признака сигнала* $\mathbf{v} = 0,5$*, что связано с соответствующим свойством энтропии.*

В практически важных случаях, когда $\mathbf{v} > 0,8$ *(машины с наибольшими погрешностями и значительными неисправностями) и* $\mathbf{v} < 0,2$ *(машины с минимальными погрешностями изготовления и сборки) погрешность оценки* ***и*** *не превышает 0,2 даже при относительно слабой стохастической связи (*$r = 0,7$*) между структурными параметрами X и диагностическими признаками Y.*

Данный метод позволяет отбраковывать на обкатке и сдаточных испытаниях машины с большими значениями погрешностей и отправлять их на доработку, не пропуская в эксплуатацию.

Предложенный подход исключает необходимость обучения систем диагностики по машинам-эталонам с известными погрешностями и значительно сокращает затраты и сроки внедрения диагностических систем [9].

Библиографический список

1. **Павлов Б.В.** Акустическая диагностика механизмов. – М.: Машиностроение, 1971. 224 с.
2. **Генкин М.Д., Соколова А.Г.** Виброакустическая диагностика машин и механизмов. – М.: Машиностроение, 1987. 288 с.
3. **Патент № 1280961 РФ,** МКИ F04B51/00, G01M13/02. Способ виброакустической диагностики машин периодического действия и устройство для его осуществления / В.Н. Костюков; Заявл. 22.10.82; Опубл. 28.12.86; Бюл. № 48.
4. **А.с. № 1359692**, МКИ G 01 M 7/00. Способ диагностики машин и устройство для его осуществления / В.Н. Костюков, С.А. Морозов, Г.А. Гетманская; Заявл. 30.03.1984; Опубл. 15.08.87.
5. **Закс Л.** Статистическое оценивание. М.: Статистика, 1976. 598 с.
6. **Костюков В.Н.** Ранговый метод виброакустической диагностики и оценки качества машин // Гидропривод и системы управления строительных, тяговых и дорожных машин. – Омск: СибАДИ, 1986. С. 113–124.
7. **Пат. № 1647323 РФ,** МПК G 01 M 15/00. Устройство для диагностики машин / В.Н. Костюков; Заявл. 05.12.1988; Опубл. 22.11.94.
8. **Костюков В.Н.** Мониторинг безопасности производства. – М.: Машиностроение, 2002. 224 с.
9. **Костюков В.Н., Бойченко С.Н., Костюков А.В.** Автоматизированные системы управления безопасной ресурсосберегающей эксплуатацией оборудования нефтеперерабатывающих и нефтехимических производств (АСУ БЭР – КОМПАКС). – М.: Машиностроение, 1999. 163 с.

ISSN 0202-3350

СБОРКА

В МАШИНОСТРОЕНИИ, ПРИБОРОСТРОЕНИИ

1
2010

ASSEMBLING

IN MECHANICAL ENGINEERING, INSTRUMENT-MAKING

ЕЖЕМЕСЯЧНЫЙ НАУЧНО-ТЕХНИЧЕСКИЙ И ПРОИЗВОДСТВЕННЫЙ ЖУРНАЛ

СБОРКА В МАШИНОСТРОЕНИИ, ПРИБОРОСТРОЕНИИ

ЖУРНАЛ ВЫХОДИТ ПРИ СОДЕЙСТВИИ МЕЖДУНАРОДНОГО СОЮЗА МАШИНОСТРОИТЕЛЕЙ

ЖУРНАЛ ВХОДИТ В ПЕРЕЧЕНЬ УТВЕРЖДЕННЫХ ВАК РФ ИЗДАНИЙ ДЛЯ ПУБЛИКАЦИЙ ТРУДОВ СОИСКАТЕЛЕЙ УЧЕНЫХ СТЕПЕНЕЙ

1 2010 (114)

СОДЕРЖАНИЕ

Современные технологии сборки

Белобородов С.М., Бурдюгов С.И. Обеспечение виброустойчивости валопровода методом прецизионной сборки . . . 3

Родионов Е.М., Табачкова К.И. Методы компенсации погрешностей при сборке оптических приборов . . . 6

Сборочное оборудование и его элементы

Моисеева Д.В., Емельяненко А.А., Полянчиков Ю.Н. Электромеханический инструмент для пригоночных работ: современное производство и рынок в России . . . 15

Сборочно-сварочные работы. Пайка

Штенников В.Н. Зависимость температуры пайки от длины паяльного стержня . . . 18

Обеспечение качества. Испытания. Контроль

Костюков В.Н., Костюков Ал.В. Оценка погрешностей сборки машин виброакустическим методом . . . 22

Куменко А.И. Использование вибровозбудителей для испытаний, диагностики и наладки турбоагрегатов . . . 29

Бондарь А.В., Мельников В.П., Муртазин Д.А. Управление обеспечением качества ракетно-космической техники на этапах испытаний, эксплуатации и утилизации . . . 34

Антонюк В.С., Вислоух С.П., Филиппова М.В., Диордица И.Н. Система загрузки обобщенных производственных систем сборки на основе статистического управления сложными технологическими процессами . . . 41

Информация

Указатель статей, опубликованных в 2009 году . . . 46

Журнал распространяется по подписке, которую можно оформить в любом почтовом отделении (индексы по каталогу "Роспечать" – **79748**, Объединенному каталогу "Пресса России" – **84967**, каталогу "Почта России" – **60257**) или непосредственно в издательстве
Тел.: (499) 268-38-42; тел./факс: 268-85-26. Факс: (499) 269-48-97.
E-mail: sborka@mashin.ru; tsmm@mashin.ru
Перепечатка, все виды копирования и воспроизведения материалов, публикуемых в журнале "Сборка в машиностроении, приборостроении", допускаются только с разрешения редакции и со ссылкой на источник информации.
За содержание рекламных материалов ответственность несет рекламодатель.

Председатель редакционного совета
Ф.М. МИТЕНКОВ, *академик РАН*

Редакционный совет

МОСКВА
А.С. ВАСИЛЬЕВ (главный редактор)
А.А. ГУСЕВ
М.В. ВАРТАНОВ
А.М. ДАЛЬСКИЙ
И.Н. ЖЕСТКОВА (зам. главного редактора)
И.Н. ЗИНИНА
Ю.Л. ИВАНОВ
Ю.Г. КОЗЫРЕВ
А.И. КУМЕНКО
А.В. МЕДАРЬ
Е.А. МИКРИН
Ю.Ф. НАЗАРОВ
В.В. ПОРОШИН
Б.В. ШАНДРОВ
А.А. ШАТИЛОВ
А.Г. ХОЛОДКОВА
Г.А. ЯРКОВ

Региональные редсоветы

БЕЛГОРОД
Н.А. ПЕЛИПЕНКО
БРЯНСК
О.А. ГОРЛЕНКО
ВЛАДИВОСТОК
Ю.Н. КУЛЬЧИН
А.А. СУПОНЯ
В.М. КОРНИЕНКО
ВОЛГОГРАД
В.Г. КАРАБАНЬ
М.Г. КРИСТАЛЬ
В.И. ЛЫСАК
В.М. ТРУХАНОВ
ИЖЕВСК
И.В. АБРАМОВ
Б.А. ЯКИМОВИЧ
В.Г. ОСЕТРОВ
И.К. ПИЧУГИН
КАЗАНЬ
Р.И. АДГАМОВ
КОВРОВ
Ю.З. ЖИТНИКОВ
КОЛОМНА
Ю.Д. АМИРОВ
КОМСОМОЛЬСК-НА-АМУРЕ
Б.Н. МАРЬИН
В.И. ШПОРТ
А.М. ШПИЛЕВ
НАБЕРЕЖНЫЕ ЧЕЛНЫ
С.В. ДМИТРИЕВ
Р.М. ХИСАМУТДИНОВ
НИЖНИЙ НОВГОРОД
С.В. ГОЛУБЕВ
ОМСК
В.Н. КОСТЮКОВ
ОРЕЛ
Ю.С. СТЕПАНОВ
Г.А. ХАРЛАМОВ
ОРЕНБУРГ
А.Н. ПОЛЯКОВ
А.И. СЕРДЮК
А.П. ФОТ
РЫБИНСК
В.Ф. БЕЗЪЯЗЫЧНЫЙ
В.В. НЕПОМИЛУЕВ
А.Н. СЕМЕНОВ
САМАРА
М.А. ЕВДОКИМОВ
Ю.А. ВАШУКОВ
Г.А. КУЛАКОВ
В.А. НИКОЛАЕВ
САНКТ-ПЕТЕРБУРГ
В.Ф. КУЗЬМИН
Е.В. ШАЛОБАЕВ
ТОЛЬЯТТИ
А.И. РЫЖКОВ
Б.Ф. ХАЗОВ
ТУЛА
В.В. ПРЕЙС
ХАБАРОВСК
В.А. ЛАШКО

Украина
КИЕВ
А.С. ЗЕНКИН
В.А. МАТВИЕНКО
ДОНЕЦК
А.Н. МИХАЙЛОВ
СЕВАСТОПОЛЬ
Е.Л. ПЕРВУХИНА
ХАРЬКОВ
Б.М. АРПЕНТЬЕВ

Беларусь
МИНСК
В.Л. БАСИНЮК
ГОМЕЛЬ
В.Е. СТАРЖИНСКИЙ
ПОЛОЦК
М.Л. ХЕЙФЕЦ

Ответственные за подготовку и выпуск номера:
Н.М. КУЩ-ЖАРКО, Л.Д. ПАРШЕНКОВА

Журнал зарегистрирован в Министерстве РФ по делам печати, телерадиовещания и средств массовых коммуникаций. Свидетельство о регистрации ПИ № 77-1747 от 25 февраля 2000 г.

© Издательство "Машиностроение", "Сборка в машиностроении, приборостроении", 2010