УДК 261.438:534.647.083.8

НОРМИРОВАНИЕ ВИБРАЦИИ ГАЗОПЕРЕКАЧИВАЮЩИХ АГРЕГАТОВ ПО РЕЗУЛЬТАТАМ ВИБРООБСЛЕДОВАНИЙ

Е. А. ИГУМЕНЦЕВ, Е. А. ПРОКОПЕНКО, Я. С. МАРЧУК

Разработана статистическая модель нормирования общего уровня вибрации газоперекачивающих агрегатов (ГПА). Предельные уровни вибрации, при которых ремонт агрегатов не требуется, установлены посредством критерия Неймана–Пирсона. Получена плотность распределения вероятности общего уровня случайной вибрации агрегатов, рассчитаны предельные уровни виброскорости корпусов подшипников ГПА-10. В качестве предельных значений использованы моменты первого и второго порядка полученного распределения.

A statistical model has been developed for norming the overall vibration level in gas pumping units. Limit vibration levels, which do not require repair of the units, were established using the Neyman-Pearson criterion. Probability distribution density of the total level of accidental vibration of the units has been derived, limit levels of vibration speed of GPA-10 bearing cases have been calculated. Moments of the first and second order of the obtained distribution have been used as limit values.

Одной из проблем при эксплуатации ГПА является правильная сравнительная оценка интенсивности вибрации, замеряемой на корпусах подшипников.

В зависимости от диагностической модели техническое состояние ГПА может быть оценено методами статистических решений, которые требуют для описания технического состояния ГПА определения допустимого значения уровня вибрации V_n [1]. Статистический подход определения V_n предусматривает два пути. Первый основан на текущих показаниях вибрации машин, находящихся в хорошем состоянии, с определением V_n для вероятности, не превышающей заданный нижний уровень [2]. Использование этого метода ограничивается тем, что не учитывается влияние на V_n вероятности безотказной работы машины P_x в зависимости от проведенных ремонтов.

Второй путь основан на статистическом критерии (лемме) Неймана–Пирсона, согласно которому, зная лишь вероятностную плотность вибрационного сигнала $p_V(V)$, полученного при пассивном эксперименте на ГПА, находящихся в хорошем состоянии, минимизируется вероятность выхода из строя ГПА путем определения оптимального значения заранее заданного уровня A для величины V_n с учетом вероятности безотказной работы [3]. Однако, при определении предельного уровня вибрации V_n закон вероятности безотказной работы парка ГПА в работе [3] не установлен.

С целью повышения точности путем учета закона вероятности безотказной работы ГПА оптимальное значение заданного уровня A можно определить путем отбора критерия для простой гипотеза H: «Ремонт не нужен». С ней конкурирует альтернативная простая гипотеза H_1: «Поломка не произойдет, если вовремя отремонтировать ГПА». Критическая область V_n проверяет простую гипотезу H на уровне значимости A. Согласно лемме Неймана–Пирсона для предельной величины можно записать:

$$\int\limits_{V_n}^{\infty} p_V(V)dV \Big/ \int\limits_{V_n}^{\infty} p_x(V)dV \le A. \qquad (1)$$

Здесь $P_x = \int\limits_{V_n}^{\infty} p_x(V)dV$, $p_x(V)$ — вероятность и плотность вероятности безотказной работы ГПА (поломка не произойдет) в функции вибрации V; $P_V = \int\limits_{V_n}^{\infty} p_V(V)dV$, $p_V(V)$ — вероятность и плотность вероятности вибрации ГПА.

Следует отметить, что вероятность безотказной работы ГПА P_x связана с вероятностью отказа $P_о$ (рис. 1) равенством:

$$P_x = (1 - P_о) = 1 - \int\limits_{-\infty}^{V_n} p_x(V)dV. \qquad (2)$$

Прежде чем определить V_n из неравенства (1) получим V_n как случайную переменную величину для различных V по неравенству Чебышева аналогично [1] в следующем виде:

Рис. 1. Выбор гипотезы о ненужном ремонте на основе критерия Неймана–Пирсона; *1* — плотность вероятности вибрации ГПА $P_V(V)$; *2* — плотность вероятности отказа $P_x(V)$

$$P_V(V - \bar{V} \geq z\sigma_V) \leq 1 \frac{1}{2t^2}, \quad V_n - \bar{V} = z\sigma_V > 0, \tag{3}$$

где $P_V(V - \bar{V} \geq z\sigma_V)$ — вероятность превышения V предельного значения $V_n = \bar{V} + z\sigma_V$; z — число, характеризующее порядок отклонения среднеквадратичных значений σ_V от среднего значения $\bar{V}$.

Учитывая, что знак равенства в (1) и (3) минимизирует отказ и оптимизирует V_n, объединяя (1) и (3) и вводя замену $A = KP_V$, получаем

$$K = \frac{1}{2P_xP_Vz^2}, \tag{4}$$

где K — коэффициент запаса поломок, подтверждающий гипотезу о том, что ремонт не нужен [2] (K = 1...3 — обычные поломки, K = 3...10 — поломки с опасными последствиями); среднее и среднеквадратичное значения вибрации (виброскорости) парка агрегатов вычисляются по известным формулам математической статистики [1, 3].

Соотношение (4) позволяет по известному распределению плотности вероятности вибрации парка агрегатов $p_V(V)$ и плотности вероятности отказа $p_x(V)$ (см. рис. 1) с помощью таблицы квантилей подобрать z, P_x и P_V таким образом, чтобы гипотеза H принималась, а затем рассчитать по уравнению (1) предельное значение V_n.

В работе [3] получено «виброраспределение», т. е. плотность распределения виброскорости парка ГПА в следующем виде:

$$p_V(V) = \frac{\alpha^2 p(V)}{\alpha^2 - 1}, \; p(V) = \frac{V}{\sigma^2} \exp\left(-\frac{V^2}{2\sigma^2}\right), \; \alpha = \sigma_г/\sigma_ш, \tag{5}$$

где $p(V)$ — распределение вероятности Рэлея; $\sigma^2 = \sigma_г/\sigma_ш$ — дисперсия виброскорости; $\sigma_ш$, $\sigma_г$ — среднеквадратичные значения (СКЗ) шума и гармоники [1].

Экспериментальное определение отношения «сигнал–шум» α, входящего в соотношение (5), требует применения аппаратуры спектрального анализа. Однако, если воспользоваться теоретической зависимостью между амплитудой первой роторной гармоники виброскорости и общим уровнем вибрации [3], то для набора статистических данных по среднеквадратичному значению σ виброскорости парка ГПА можно использовать обычный виброметр.

Прежде чем приступить к вычислению вероятности отказа P_0 заметим, что ГПА состоит из многих элементов, каждый из которых имеет свою функцию распределения отказа. Установлена классификация причин отказов ГПА [4] по следующим группам: конструктивные дефекты; технологические дефекты; эксплуатационные дефекты; старение (износ) деталей и узлов. При этом имеют место следующие схемы возникновения отказов: мгновенные повреждения, накапливающиеся изменения, релаксации и действие нескольких независимых причин.

Алгоритм обработки экспериментальных данных одинаков как при исследовании лопаточного аппарата турбоагрегата и надежности подшипников, так и при исследовании надежности всего ГПА. Используя математический аппарат теории надежности, на основании исходных статистических данных составим вариационный ряд случайной величины t_i. Получим эмпирическое распределение, характеристиками которого являются количество исследуемых ГПА (n), время безотказной работы (t_i), количество отказов ($m(t_i)$). Эмпирическое распределение приводим к виду, удобному для анализа. Для этого определим в каждом интервале частность $\nu(t_i) = m(t_i)/n$ [5], а затем построим гистограмму. По виду гистограммы и на основании ранее проведенных теоретических и экспериментальных исследований [4] распределением величины t_i служит логарифмически нормальное распределение или распределение Вейбулла–Гнеденко. Приближенную проверку гипотезы о нормальности эмпирического распределения проводим с помощью асимметрии и эксцесса, вычисляемыми по следующим формулам:

$$S = m_3/\sigma_t^2, \; E = m_4/\sigma_t^4 - 3, \tag{6}$$

где $m_3 = \sum\limits_{i=1}^{N} (t_i - \bar{t})^3/n$, $m_4 = \sum\limits_{i=1}^{N} (t_i - \bar{t})^4/n$ — эмпирические центральные моменты третьего и четвертого порядка; σ_t — среднеквадратичное отклонение; $\bar{t} = \sum\limits_{i=1}^{N} t_i/n$ — среднее время.

Среднеквадратичные отклонения σ_S от S и σ_E от E определим по известным формулам математической статистики [4]:

$$\sigma_S = \sqrt{\frac{6(n-1)}{(n+1)\,(n+3)}}, \quad \sigma_E = \sqrt{\frac{24(n-2)(n-3)}{(n-1)^2(n+3)(n+5)}}. \tag{7}$$

Для агрегатов ГПА-10 эмпирические асимметрия и эксцесс и их среднеквадратичные отклонения соответственно равны: S = 0,76; σ_S = 0,46; E = = 0,15; σ_E = 0,81. В этом случае выполняются неравенства $S > \sigma_S$ и $E < \sigma_E$, поэтому логарифмически нормальное распределение отвергается и требуется проверка согласия эмпирического распределения с распределением Вейбулла–Гнеденко [4]. Проверку согласия гипотезы эмпирического распределения с теоретическим проводим с помощью критерия Пирсона с двумя малыми уровнями значимости. Статистикой критерия является величина η^2, вычисляемая по формуле [5]:

$$\eta^2 = n \sum_{i=1}^{l} [\nu(t_i) - P_i]^2/P_i, \tag{8}$$

где P_i — теоретическая вероятность отказа в i-м интервале; l — число степеней свободы.

При достаточно большом n статистика η^2 подчиняется распределению *ХИ*-квадрат с ($l - 1$) степенями свободы. Проверку согласия проведем для функции распределения вероятности отказов $F(t)$ случайной величины t Вейбулла–Гнеденко, которая имеет следующий вид:

$$F(t) = 1 - \exp(-t^{\gamma}/\beta);\ t \geq 0, \tag{9}$$

где γ и b — параметры распределения.

Параметры распределения γ и b находим методом квантилей, для чего выбираем две квантили θ_1 и θ_2, со следующими эмпирическими вероятностями [5]:

$$\begin{aligned} P(\theta_1) &= 1 - \nu(\theta_1) = 1 - m(\theta_1)/n, \\ P(\theta_2) &= 1 - \nu(\theta_2) = 1 - m(\theta_2)/n. \end{aligned} \tag{10}$$

Очевидно что

$$P(\theta) = \exp(-\theta^{\gamma}/\beta). \tag{11}$$

Приведем выражение (11) к линейному виду, прологарифмировав его:

$$\ln P^{-1}(\theta) = \theta^{\gamma}/\beta;\ \ln\ln P^{-1}(\theta) = \gamma\ln\theta - \ln\beta. \tag{12}$$

Подставив θ_1 и θ_2 в уравнение (12) и заменив $P(\theta) = 1 - \nu(\theta)$, получим систему двух уравнений относительно γ и β:

$$\begin{aligned} \ln\ln(1 - \nu\theta_1)^{-1} &= \gamma\ln\theta_1 - \ln\beta, \\ \ln\ln(1 - \nu\theta_2)^{-1} &= \gamma\ln\theta_1 - \ln\beta. \end{aligned} \tag{13}$$

Решение системы уравнений (13) дает следующие значения для γ и β:

$$\begin{gathered} \gamma = [\ln\ln(1 - \nu\theta_1)^{-1} - \ln\ln(1 - \nu\theta_2)^{-1}]/[\ln\theta_1 - \ln\theta_2], \\ \beta = \theta_1^{\gamma}/\ln(1 - \nu\theta_2)^{-1}. \end{gathered} \tag{14}$$

В результате расчетов по формуле (14) для агрегата ГПА-10 получим: $\gamma = 2{,}1$; $\beta = 4{,}6 \cdot 10^7$; вероятность безотказной работы $P_x(t)$ при распределении Вейбулла–Гнеденко выразим формулой:

$$P_x(t) = 1 - F(t) = \exp(-t^{\gamma}/\beta). \tag{15}$$

Для вычисленных параметров распределения γ и β и критериев согласия (8) расчеты показывают, что гипотеза о согласии эмпирического распределения с распределением Вейбула–Гнеденко принимается для следующих уровней значимости 0,1 и 0,05.

Дополнительно проверку согласия теоретического и эмпирического уравнения вероятности безотказной работы (15) проверим по критерию Колмогорова. Для этого вычислим параметр $\lambda = \Delta P_x(t)\sqrt{n}$, где $\Delta P_x(t)$ — максимальное значение разности теоретического и эмпирического распределений. Вероятность имеющего место расхождения для агрегатов ГПА-10 равна $P(\lambda) = 0{,}6$, т. е. значительно больше 0,01. Отсюда можно сделать вывод [5], что согласие достаточно хорошее и теоретический закон распределения Вейбулла–Гнеденко выбран правильно.

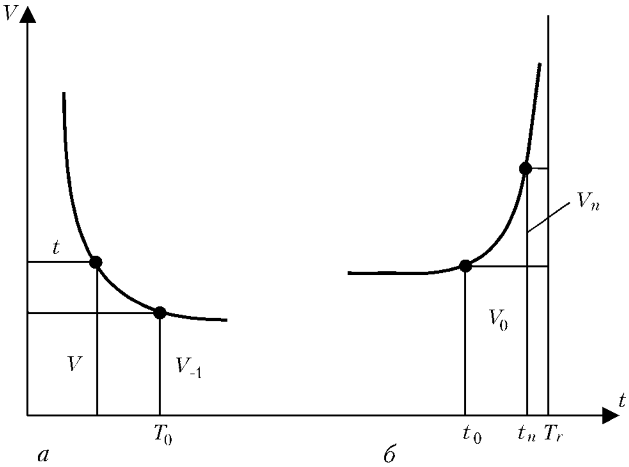

Рис. 2. Изменение вибрации ГПА во времени: *а* — виброиспытания при V = const (кривая усталости); *б* — виброиспытания в процессе наработки (тренд)

Выражение для вероятности безотказной работы ГПА (15) получено в функции времени наработки ГПА. Для того, чтобы в соотношение (15) внести вместо параметра времени наработки соответствующее значение виброскорости необходимо получить зависимость изменения вибрации ГПА во времени. Согласно литературным данным практически встречающаяся динамика увеличения уровня вибрации от времени наработки описывается аналитическими зависимостями, графики которых укладываются между прямой линией и экспонентой [6]. Для расчета на их основе текущих уровней вибрации требуется знание предельно допустимых значений, что является неразрешимой задачей в рамках сформулированной в данной работе цели. В связи с этим предлагается метод оценки уровней вибрации, основанный на физике процессов, протекающих в агрегате при его деградации в виде [7]:

$$V^m(T_r - t) = \text{const}, \tag{16}$$

где T_r — полный ресурс; m — показатель степени, зависящий от увеличения уровней вибрации в зависимости от текущей наработки t.

Преобразуем формулу (16) к виду, удобному для практических расчетов:

$$t = T_r - \frac{V_0^m}{V^m}(T_r - t_0), \tag{17}$$

где постоянная определяется из начальных условий (рис. 2) как произведение уровня вибрации V_0 в степени m (начало гиперболического роста V), зафиксированного при наработке t_0, на соответствующий этой амплитуде остаточный ресурс $(T_r - t_0)$.

Формула (17) содержит три неизвестных параметра T_r, t_0 и m, которые определяются в процессе выполнения процедуры аппроксимации экспериментальных данных, представляющих собой массив значений уровней вибрации V_i, зафиксированных при наработках t_i конкретного ГПА.

Поскольку соотношение (17) используется для нахождения предельных значений V_n при вычислении трех неизвестных параметров, реализуем иной подход, основанный на статистических данных испытаний всего парка ГПА. Определим ресурс агрегата как математическое ожидание времени безотказной работы $M(t)$ в виде [4]:

$$T_r = M(t) = \beta^{-\gamma}\Gamma(1 + \gamma^{-1}), \tag{18}$$

где $\Gamma(x)$ — гамма-функция x.

Установлено, что для среднестатистического агрегата [6] среднее время наработки t_0 составляет $t_0 = 0{,}75T_r$. Тогда время наработки агрегата t_n, соответствующее предельному значению V_n, определим из уравнения (17):

$$t_n = T_r(1 - V_0^m/4V_n^m). \tag{19}$$

Подставляя (18) и (19) в (15), получаем вероятность безотказной работы ГПА в функции V_n:

$$P_x(V) = \exp[-\Gamma^{-\gamma}(1 + \gamma^{-1})\,(1 - V_0^m/4V_n^m)^{\gamma}]. \tag{20}$$

Уровень вибрации V_0 определяем по результатам длительных испытаний парка ГПА на усталость. Для описания кривой усталости удобно использовать уравнение, предложенное Вейбуллом [8], в следующем виде:

$$V^k t = V_{-1}^k T_0, \tag{21}$$

где V^{-1} — предел выносливости (наибольшее значение постоянного уровня вибрации, которое может выдержать агрегат без разрушения при числе циклов, соответствующем точке перелома на кривой усталости); T_0 — временной эквивалент числа циклов, соответствующих точке перелома кривой усталости (см. рис. 2); k — параметр кривой усталости (показатель степени, зависящий от физической природы накопленных усталостных повреждений [8]).

Здесь в отличие от формулы (16) время t соответствует фиксированному значению уровня вибрации V.

Определим постоянную из начальных условий по уравнению Вейбулла [21] аналогично (16) и (17):

$$V_{-1}^k T_0 = V_0^m t_0 + \int\limits_{t_0}^{t_n} \frac{V_0^m(T_r - t_0)}{T_r - t}dt. \tag{22}$$

После интегрирования соотношение (22) примет следующий вид:

$$4V_{-1}^k T_0 = V_0^m T_r(3 + m\ln|V_n/V_0|). \tag{23}$$

Экспериментально установлено, что среднее значение отношения V_n/V_0, когда происходят опасные изменения в техническом состоянии любых роторных машин [6], равно десяти (20 дБ). С учетом последнего, из (23) получим окончательное выражение для нахождения V_0 в виде:

$$V_0^m = \frac{4V_{-1}^k T_0}{(3 + m\ln 10)T_r}. \tag{24}$$

Приводим пример расчета предельных значений общего уровня вибрации газоперекачивающего агрегата ГПА-10, эксплуатируемого на компрессорных станциях (КС) ДК «Укртрансгаз». В качестве предельных значений выбрана следующая оценка [1, 3]:

$$V_n = 2\sqrt{M(V^2)}, \tag{25}$$

где $M(V^2)$ — математическое ожидание квадрата виброскорости (начальный момент второго порядка).

Статистические экспериментальные данные получены при виброиспытании в эксплуатационных условиях парка агрегатов в управлении магистральных газопроводов «Киевтрансгаз» на КС «Ромненская», «Зеньков» и «Решетиловка». Измерение виброскорости проводились на корпусах подшипников в четырех точках двигателя в соответствии с действующей методикой [6]. Использовались обычные виброметры, аппаратура спектрального анализа фирмы «Брюль и Къер» и коллекторы сборщики «Микролог» и «Диамех». Предельное значение существующих норм вибрации, замеренной в штатных точках измерений, составляет 30 мм/с. Для указанной оценки (25) параметры «виброраспределения» z, P_V и безотказной работы P_x соответственно равны 2,4; 0,3 и 0,76. При этом предельное среднеквадратичное значение виброскорости составляет 14 мм/с.

Предельное значение V_n по результатам расчетов удовлетворяют гипотезе H («Ремонт не нужен»). При этом $K = 3{,}8$, т. е. $3 < K \geq 10$ и в случае ошибки в принятии гипотезы H произойдут поломки с опасными последствиями. Здесь следует заметить, что существующие предельные нормы вибрации намного выше предлагаемых расчетных. Такие значения уровней вибрации снижают ресурс агрегатов и могут приводить к остановкам и авариям на различной стадии их эксплуатации, что и наблюдается в действительности на КС [6].

Дальнейшую градацию норм вибрации с оценкой: «Требует принятия мер» можно получить в соответствии с рекомендациями Международных стандартов ИСО 2372, UDI 2056 и существующих норм, уменьшая предельный уровень V_n в 2,5 раза (8 дБ). Затем следующую градацию норм: «Допустимо» получим, уменьшая V_n на 16 дБ [1, 3].

Выводы

1. Рассмотрено применение нового подхода к нормированию общего уровня виброскорости по статистическим данным виброобследований большого парка ГПА, что позволяет установить научно обоснованные нормы вибрации для отдельных точек измерений вибрации на агрегате. Примененный подход реализован с помощью критерия Неймана–Пирсона и обобщает традиционные методы нормирования, базирующиеся на рекомендациях ИСО.

2. Приведен числовой пример, основанный на полученной плотности вероятности виброскорости парка ГПА (виброраспределение) и вероятности безотказной работы (распределение Вейбулла–Гнеденко). Числовой пример показывает, что в качестве оценки предельных уровней вибрации следует использовать оценку, равную удвоенному корню квадратному из величины центрального момента второго порядка случайной виброскорости парка ГПА.

3. Существующие нормы и предельные уровни вибрации агрегата ГПА-10 значительно выше расчетных, т. е. для его надежной эксплуатации при таких нормах требуются дополнительные затраты. Приведение норм к расчетным значениям позволит

продлить ресурс ГПА и их безаварийную эксплуатацию без дополнительных затрат.

1. *Игуменцев Е. А., Марчук Я. С., Гетьманенко С. В.* Нормирование вибрации газоперекачивающих агрегатов // Техн. диагностика и неразруш. контроль. — 2002. — № 3. — С. 7–12.
2. *Cempel C.* Determination of vibration symptom limit value in diagnostics of machinery. — Maintenance Management International. — 1985. — № 5. — С. 297–304.
3. *Игуменцев Е. А., Прокопенко Е. А., Марчук Я. С.* Статические критерии при нормировании вибрации газоперекачивающих агрегатов // Вестник Нац. техн. ун-та «Харьковский политехнический институт». Проблемы автоматизированного электропривода. Теория и практика. — Харьков: НТУ «ХПИ». — 2003. — № 10. — С. 169–173.
4. *Александров А. В.* Некоторые вопросы эксплуатационной надежности газотурбинных установок магистральных газопроводов. — М: ВНИИГазпром, 1969. — 73 с.
5. *Гихман И. И., Скороход А. В., Ядренко М. И.* Теория вероятностей и математическая статистика. — Киев: Вища школа. — 1979. — 408 с.
6. *Игуменцев Е. А., Работягов В. И., Шмидт В. В.* Методика вибродиагностики технического состояния газоперекачивающих агрегатов ГПА-10 и ГПА-10-01 в условиях эксплуатации на компрессорных станциях газовой промышленности // Техн. диагностика и неразруш. контроль. — 1996. — № 1. — С. 11–20.
7. *Маки С.* Методы стимулирования прогнозирования сохранности оборудования с точки зрения анализа вибрации / Пер. с япон. // Экспресс-информация «Надежность и контроль качества», ВИНИТИ, 1990. — № 13. — С. 14–20.
8. *Серенсен С. В., Когаев В. П., Шнейдерович Р. М.* Несущая способность и расчеты деталей машин на прочность. — М: Машиностроение. — 1975. — 488 с.

Укр. инж.-педагогич. академия, г. Харьков,
Управление магистральн. газопроводов «Киевтрансгаз»

Поступила в редакцию
10.11.2003

Украинский информационный Центр
«НАУКА. ТЕХНИКА. ТЕХНОЛОГИЯ»
ПРОГРАММА РАЗВИТИЯ ООН

AEROSPACE TESTING EXPO2004

02094, г. Киев, ул. Минина, 3, к. 47, тел./факс: (+38 044) 573 30 40
E-mail: office@conference.kiev.ua, www.conference.kiev.ua
Почтовый адрес: 02094, г. Киев, а/я 41

приглашает Вас принять участие в работе
Одиннадцатой международной конференции и выставки
«Современные методы и средства неразрушающего контроля и технической диагностики»

Дата и место проведения: 20–24 сентября 2004 г. в г. Ялта, в конференц-зале пансионата «Дружба»

Организаторы конференции:
Украинский информационный Центр «НАУКА.ТЕХНИКА.ТЕХНОЛОГИЯ»
Украинское общество неразрушающего контроля и технической диагностики
Российское общество неразрушающего контроля и технической диагностики
Беларусская ассоциация неразрушающего контроля и технической диагностики
Днепропетровский национальный университет
НПП «Машиностроение»

Генеральный спонсор: НПФ «ДИАГНОСТИЧЕСКИЕ ПРИБОРЫ»

Информационная поддержка:
Журналы: «Техническая диагностика и неразрушающий контроль», «В мире неразрушающего контроля»
Информационный бюллетень УО НКТД
Сайт УО НКТД в Интернете: www.usndt.com.ua

Тематика конференции:
- Общие вопросы НК и ТД
- Теоретические вопросы взаимодействия физических полей с веществом контролируемых объектов
- Средства, системы, методики НК и ТД
- Эксплуатационные характеристики и определение остаточного ресурса изделий
- Метрологическое обеспечение средств НК
- Вопросы подготовки и аттестации специалистов, аккредитация подразделений НК и ТД
- Выполнение Законов Украины «О стандартизации», «О подтверждении соответствия», «Об аккредитации органов по оценке соответствия» — путь повышения конкурентоспособности украинской продукции
- Разработка стандартов в области НК и ТД
- Заседание Правления УО НКТД

Информация о выставке:
Выставка состоится 21, 22 сентября 2004 г.
Экспоненты сообщают об участии в выставке вместе с заявкой на участие в конференции

Контрольные даты:
Тезисы докладов — до 15 августа 2004 г.
Заявка на участие, бронирование мест — до 1 сентября 2004 г.
Оплата оргвзноса — до 15 сентября 2004 г.
Заезд участников (обед, ужин) — 20 сентября 2004 г., отъезд (завтрак) — 24 сентября 2004 г.