

## ПОВЫШЕНИЕ ДОСТОВЕРНОСТИ РИНОМАНОМЕТРИЧЕСКОЙ ДИАГНОСТИКИ ПУТЕМ УЧЕТА СТАТИСТИЧЕСКИХ ХАРАКТЕРИСТИК ИЗМЕРЯЕМЫХ СИГНАЛОВ

### Введение

В настоящее время так называемым «золотым стандартом» диагностики являются инструментальные методы, обладающие высокой достоверностью и повторяемостью результатов [1 – 3]. Основной проблемой разработки таких методов для медицинской диагностики является высокая индивидуальная физиологическая вариабельность и, как следствие, отсутствие эталонов для измеряемых сигналов. При неопределенности свойств объекта исследования существенно усложняется задача отбора информативных параметров, особенно, если затруднено метрологическое обеспечение информационных преобразований в структуре диагностических или контролирующих систем [3, 4].

### Актуальность и постановка задачи исследований

Выбор оптимальной (по критерию максимума достоверности) системы информационных признаков – классическая задача статистического синтеза в условиях априорной неопределенности [4 – 6]. При этом ранжирование признаков по информативности осуществляется по величине показателя достоверности диагностики или вероятности ошибок [4 – 6]. Методы риноманометрии позволяют исследовать носовое дыхание по измеряемым сигналам перепада давления и соответствующего расхода воздуха через носовую полость [4, 7]. Однако данные методы обладают низкой диагностической достоверностью, связанной с индивидуальной изменчивостью показателей дыхания. Поэтому актуальной задачей является выбор максимально информативных параметров измеряемых сигналов, позволяющих повысить достоверность контроля нарушений носового дыхания.

**Цель работы** – оценка возможностей повышения достоверности риноманометрической диагностики путем учета статистических характеристик измеряемых сигналов перепада давления и соответствующего расхода воздуха в носовой полости в процессе дыхания.

### Оценка статистических параметров риноманометрических сигналов

На основании анализа процессов, происходящих в системе внешнего дыхания человека, изучения известных способов тестирования носового дыхания и проведения собственных экспериментальных исследований предложено проведение тестирования пациентов методом задней риноманометрии при форсированном режиме дыхания с помощью разработанного в ХНУРЭ прибора для тестирования носового дыхания с блоком измерения перепадно-расходных характеристик ТНДА-ПРХ [7]. Графические зависимости перепада давлений на носовых проходах и расхода воздуха при форсированном дыхании в инспираторном цикле (при вдохе) приведены на рис. 1.

Для проведения автоматизированного анализа риноманометрических данных разрабатывалось программное обеспечение, основанное на алгоритме автоматизированного выделения максимальных значений динамических измеряемых сигналов. Учитывая априорную неопределенность объекта контроля (например, величина перепада давлений на носовых проходах существенно зависит от анатомического строения мягкого неба и может иметь постоянную составляющую), алгоритм основан на усреднении случайного сигнала методом скользящего среднего для устранения локальных помех, численном дифференцировании и поиске экстремумов по нулевым значениям производной измеряемого сигнала, а также определения амплитуды самого сигнала в точке экстремума (должна быть не менее 100 Па и 0,1 л/с для сигналов давления и расхода воздуха, соответственно) и последующем устранении смежных

(относящихся к одному циклу дыхания) максимумов сигнала. В процессе тестирования носового дыхания отчетливо проявляется тенденция к уменьшению амплитудных значений риноманометрических сигналов со временем, что обусловлено усталостью пациента, связанной с преодолением сопротивления расходомера с отверстием диаметром 7 – 9 мм [7]. Соответственно, в отличие от статических измеряемых величин, динамические сигналы открывают дополнительную возможность получения информационной избыточности за счет учета корреляционных связей этих сигналов со временем их наблюдения. Корреляция может проявляться в наличии трендов (первого порядка и выше). Дополнительными информативными параметрами в этом случае будут коэффициенты, входящие в математические модели таких трендов – регрессий измеряемой величины  $X$  от времени  $t$ , а остаточная дисперсия такой регрессии может быть использована для оценки получаемой при контроле информации (информативность тем выше, чем меньше остаточная дисперсия [8]).

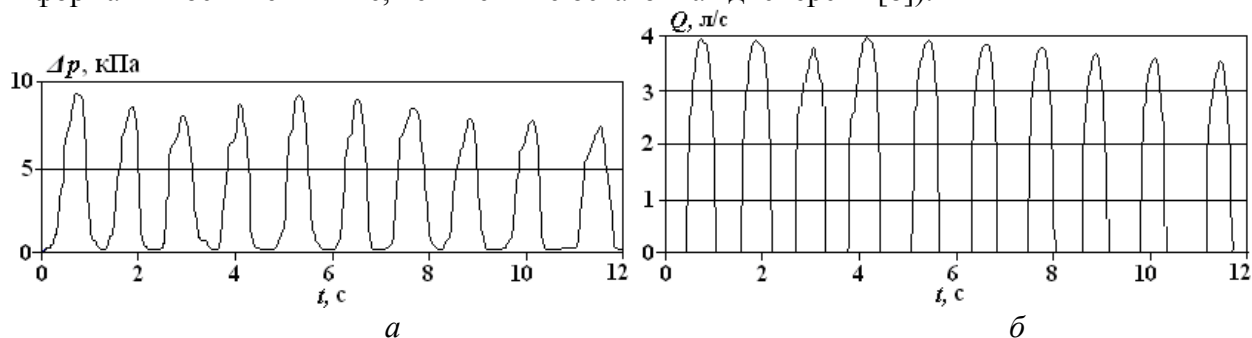


Рис. 1

Рассмотрим аппроксимацию измеряемого сигнала  $X(t)$  последовательностью из  $K$  частных линейных регрессий со случайными коэффициентами

$$x_{j,i} = A_j + B_j \cdot t_{j,i}, j = \overline{1, k}; i = \overline{1, n_j},$$

где  $k$  – число групп результатов измерений, для которых построены частные регрессии,  $n_j$  – число результатов измерений в  $j$ -й группе.

При этом общее число измерений составляет

$$N = \sum_{j=1}^k n_j.$$

Пусть выражение

$$\hat{X}_{j,i} = A + B \cdot t_{j,i}$$

является общей регрессией  $X$  на  $t$ , коэффициенты которой определены по всему множеству двумерных результатов наблюдений. Коэффициенты же  $\{A_j, B_j\}_1^k$  частных регрессий определяются по результатам соответствующих групповых измерений.

Известно из [8], что сумму  $S$  квадратов отклонений результатов наблюдений от общего среднего  $\bar{x}$

$$S = \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} (x_{i,j} - \bar{x})^2,$$

можно разложить на пять слагаемых:

$$S = S_0 + S_{WG} + S_G + S_W + S_R, \quad (1)$$

где  $S_0 = w_0 B_0^2$ ,

$$S_{WG} = \frac{w_c w_m}{w_0} (B_c - B_m)^2,$$

$$S_G = \sum_{j=1}^k n_j [\bar{x}_j - \bar{x} - B_m (\bar{t}_j - \bar{t})]^2,$$

$$S_W = \sum_{j=1}^k w_j (B_j - B_c)^2,$$

$$S_R = \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} [x_{j,i} - \bar{x}_j - B_j (t_{j,i} - \bar{t}_j)]^2.$$

В свою очередь

$$w_m = \sum_{j=1}^k n_j (\bar{t}_j - \bar{t})^2,$$

$$w_j = \sum_{i=1}^{n_j} (t_{j,i} - \bar{t}_j)^2,$$

$$w_c = \sum_{j=1}^k w_j,$$

$$w_0 = w_m + w_c,$$

где  $\bar{x}$ ,  $\bar{t}$  – общие средние по множествам  $\{x_S\}_1^N$  и  $\{t_S\}_1^N$ ,  $\bar{x}_j$ ,  $\bar{t}_j$  – групповые средние по множествам  $\{x_{j,i}\}_{i=1}^{n_j}$  и  $\{t_{j,i}\}_{i=1}^{n_j}$ .

При выборе информативных параметров можно учесть, что сумма  $S_R$  позволяет оценить остаточную дисперсию  $\overline{S}_R$  данной регрессионной модели результата измерения

$$\overline{S}_R = \frac{S_R}{N - 2k}, \quad (2)$$

и выберем в качестве информативных параметров модели статистики

$$\begin{cases} F_0 = S_0 / \overline{S}_R; \\ F_{WG} = S_{WG} / \overline{S}_R; \\ F_G = S_G / [\overline{S}_R \cdot (k - 2)]; \\ F_W = S_W / [\overline{S}_R \cdot (k - 1)], \end{cases} \quad (3)$$

где  $\overline{S}_R$  – остаточная дисперсия регрессионной модели, рассчитываемая по формуле (2).

Данные статистики являются отношениями средних квадратов сумм  $S_0$ ,  $S_{WG}$ ,  $S_G$  и  $S_W$  к среднему квадрату остаточной суммы  $\overline{S}_R$ , т.е. представляют собой случайные величины с  $F$ -распределением Фишера – Снедекора.

Дисперсионное разложение (1) позволяет рассчитывать  $F$ -статистики согласно формулам (3) по реализациям сигнала  $X(t)$ . Условиями такого разложения являются:

1. Нормальность распределения случайного остатка

$$\varepsilon_{j,i} = x_{j,i} - \bar{x}_j - B_j(t_{j,i} - \bar{t}_j), \varepsilon_{j,i} \approx NORM(0, \sigma_\varepsilon^2);$$

2.  $M[\varepsilon_{j,i}] = 0;$

3.  $M[\varepsilon_{j,i}^2] = \sigma_\varepsilon^2;$

4. Некоррелированность остатков

$$M[\varepsilon_{j,i} \cdot \varepsilon_{j,z}] = 0 \text{ для всех } i \neq z.$$

Достоинством F-статистик является их независимость друг от друга в силу независимости членов дисперсионного разложения (1) [8]. Это означает, что статистики (3) можно рассматривать как составляющие вектора

$$\vec{F} = (F_0, F_{WG}, F_G, F_W), \quad (4)$$

являющегося многомерным информативным параметром. Полная информация будет определяться суммой

$$I = I_0 + I_{WG} + I_G + I_W, \quad (5)$$

где слагаемые правой части могут быть рассчитаны независимо друг от друга [8].

Количество информации (5) характеризует параметры, определяемые как составляющие полной дисперсии измерительного сигнала  $X(t)$  на интервале наблюдения  $(0, t_N)$ . Эта дисперсия является линейной функцией остаточной дисперсии (2).

При нормальном законе распределения измеряемой величины  $X$  ее линейное, относительно времени  $t$  преобразование, будет характеризоваться независимостью между средними значениями и дисперсией [8] (если не меняется ширина интервала наблюдения). Поэтому информация о смене состояния  $\Theta$  объекта, полученная по F-статистикам дисперсионного разложения (1), может дополнять информацию, найденную по измерению среднего значения величины  $X$ .

### Результаты дискриминантного анализа риноманометрических сигналов

Рассмотрим применение модели линейной дискриминации для оценивания вероятностей ошибок предлагаемого метода диагностики при форсированном дыхании с учетом F-статистик (3). Исходными данными были результаты обследования (на базе оториноларингологического отделения Харьковской областной клинической больницы) 60-ти пациентов, разделенных на две группы по 30 человек в норме (состояние  $\Theta_0$ ) и при затруднении носового дыхания (состояние  $\Theta_1$ ) [4]. Для каждого пациента проводилось обследование методом активной задней риноманометрии при форсированном вдохе по десяти циклам дыхания соответственно. При этом, по рассмотренному выше алгоритму автоматизированного поиска максимумов, в каждом цикле вдоха вычислялись амплитудные значения перепада давления  $\Delta p$  и расхода воздуха  $Q$  в верхних дыхательных путях пациента и проводилось их усреднение по десяти циклам дыхания, а также находились по четыре F-статистики  $F_0, F_{WG}, F_G, F_W$  (3) для каждого измеряемого сигнала ( $\Delta p$  и  $Q$ ). Затем, для каждой группы пациентов находились статистические показатели: средние значения  $m_i^{(0)}$  и  $m_i^{(1)}$  и среднеквадратические отклонения  $\sigma_i^{(0)}, \sigma_i^{(1)}$  соответствующих показателей. Далее вычислялись Махалано-бисово расстояние

$$\delta = \sqrt{\sum_{i=1}^n \left( \frac{m_i^{(0)} - m_i^{(1)}}{\sigma_i} \right)^2}, \quad (6)$$

и связанная с ним вероятность ошибки принятия решения

$$P_{ош} \leq 1 - \Phi(\delta/2), \quad (7)$$

причем  $\sigma_i = \max(\sigma_i^{(0)}, \sigma_i^{(1)})$ .

Из формул (6) и (7) очевидно, что вероятность ошибки тем меньше, чем больше нормированный по дисперсии квадрат расстояния между векторами средних.

Таким образом, в расчетах участвовали десять информативных параметров  $X_i (i = \overline{1,10})$  – по пять для каждого измеряемого сигнала. Первые пять  $\{X_i\}_1^5$  относятся к характеристикам перепада давления  $\Delta p$ , а вторые пять  $\{X_i\}_6^{10}$  – к характеристикам расхода воздуха.

В табл. 1 приводятся результаты расчетов дискриминантных характеристик параметров сигнала перепада давления  $\Delta p$ , в табл. 2 – дискриминантные характеристики параметров сигнала расхода воздуха.

Таблица 1

Параметр		Состояние объекта контроля		Расстояние Махалонобиса $\delta$	Вероятность ошибки $P_{ОШ}$
		$\Theta_0$	$\Theta_1$		
$X_1$	$\overline{\Delta p}$ , кПа	8,70	16,5	2,1	$\leq 0,3$
	$\sigma_{\Delta p}$ , кПа	2,26	3,80		
$X_2$	$\overline{F_{0p}}$	111,50	65,20	0,98	$\leq 0,62$
	$\sigma_{F_0 \Delta p}$	47,10	22,14		
$X_3$	$\overline{F_{WG \Delta p}}$	6,41	18,70	0,87	$\leq 0,68$
	$\sigma_{FWGp}$	3,47	14,20		
$X_4$	$\overline{F_{G \Delta p}}$	48,40	38,20	0,50	$\leq 0,81$
	$\sigma_{FW \Delta p}$	19,6	12,95		
$X_5$	$\overline{F_{W \Delta p}}$	18,25	35,30	0,92	$\leq 0,65$
	$\sigma_{FW \Delta p}$	4,77	11,32		
$\{X_i\}_1^5$	$\delta_{\Delta p}$			2,7	$\leq 0,18$

Как видно из приведенных таблиц, по средним значениям сигналов, а также с учетом их  $F$ -статистик, метод анализа динамического сигнала перепада давлений обладает большими дискриминантными характеристиками по сравнению с данными о расходе воздуха (в 1,5 раза большее расстояние Махалонобиса как при анализе средних значений сигналов, так и с учетом  $F$ -статистик). Это объясняется физической возможностью пациента при затрудненном

носовом дыхании кратковременно обеспечить расход, близкий к нормальному, за счет повышения перепада давлений на носовых проходах. При этом, используя только средние значения сигналов перепада давлений и расхода воздуха, можно получить вероятность ошибки менее 0,21. Учет же всех информативных параметров случайных измерительных сигналов позволяет получить расстояние Махаланобиса  $\delta_{\{X_i\}_6}^{10} = 3,25$  и, соответственно,

понизить вероятность ошибки до величины менее 0,1. При ранжировании признаков в порядке убывания расстояния Махаланобиса можно провести анализ влияния количества параметров на дискриминантные характеристики метода диагностики. На рис. 1 и 2 приведены кумулятивные характеристики увеличения расстояния Махаланобиса и уменьшения вероятности ошибки диагностики соответственно как функции  $\delta = F(j)$  размерности  $j$  пространства и информативных параметров давления и расхода воздуха (обозначения графиков на рисунках: 1 – для сигнала расхода воздуха; 2 – для сигнала перепада давления; 3 – с учетом признаков всех сигналов). Очевидно, что три наименее значимых параметра на вероятность принятия диагностического решения практически не влияют и могут быть исключены из расчетов.

Таблица 2

Параметр		Состояние объекта контроля		Расстояние Махаланобиса $\delta$	Вероятность ошибки $P_{ОШ}$
		$\Theta_0$	$\Theta_1$		
$X_6$	$\bar{Q}$ , л/с	3,10	0,80	1,43	$\leq 0,48$
	$\sigma_Q$ , л/с	1,60	0,43		
$X_7$	$\bar{F}_{0Q}$	77,95	47,62	0,74	$\leq 0,72$
	$\sigma_{F_0Q}$	40,50	12,37		
$X_8$	$\bar{F}_{WGQ}$	4,50	3,80	0,33	$\leq 0,88$
	$\sigma_{FWGQ}$	2,15	1,76		
$X_9$	$\bar{F}_{GQ}$	6,10	7,94	0,50	$\leq 0,81$
	$\sigma_{FW\Delta P}$	3,12	3,63		
$X_{10}$	$\bar{F}_{WQ}$	9,70	13,1	0,60	$\leq 0,76$
	$\sigma_{FWQ}$	3,77	5,65		
$\{X_i\}_6^{10}$	$\delta_Q$			1,82	$\leq 0,37$

Проведенный анализ методов риноманометрии и теоретических основ их построения позволил разработать метод и устройство для тестирования носового дыхания для компьютерной риноманометрии КРМ ТНДА. Предложенный оригинальный метод тестирования носового дыхания пациента при форсированном вдохе позволил выявить следующую закономерность: наибольшими дискриминантными свойствами обладают параметры сигнала перепада давлений – пациент при затрудненном носовом дыхании кратковременно может обеспечить расход воздуха через носовые проходы близкий к нормальному за счет повышения перепада давлений на носовых проходах.

Используя для анализа дыхания только усредненные величины максимальных значений сигналов перепада давлений и расхода воздуха, можно получить вероятность ошибки диагностического решения менее 0,21. Учет всех показателей диагностических сигналов позволяет снизить вероятность ошибки диагностики затрудненного носового дыхания до величины менее 0,1. Таким образом, добавление к параметрам аппаратно-методологических средств измерений  $F$ -статистик обеспечивает существенное (с 0,21 до 0,1) снижение вероятности ошибки принятия диагностического решения.

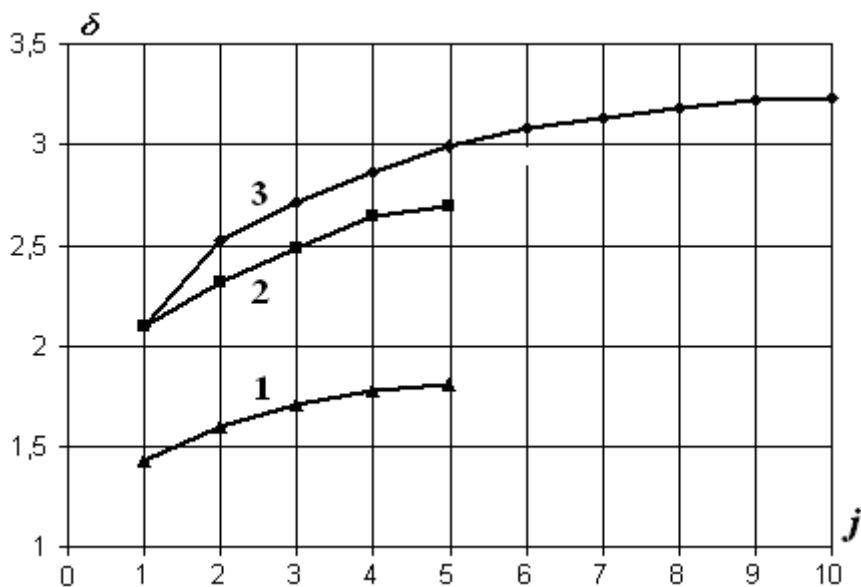


Рис. 1

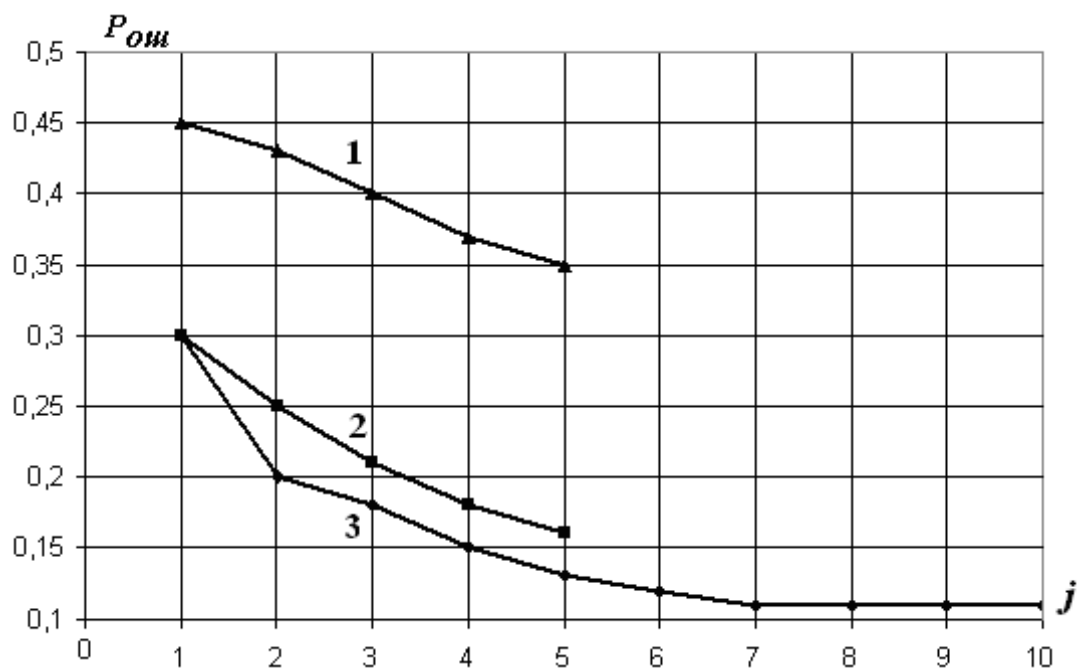


Рис. 2

### Выводы

Доказана принципиальная возможность повышения точности косвенных методов измерения за счет оптимального выбора ее уровней для алгоритмической модели экспрес-

контроля. Показана возможность применения статистик накопленных сумм, как информативных параметров спектрально-нестационарных измерительных сигналов, для повышения достоверности систем функциональной диагностики биологических объектов.

Доказана эффективность применения информационно-измерительных технологий дисперсионного и кусочно-регрессионного преобразований динамических априори нестационарных сигналов для получения дополнительной информации при ограничениях на время наблюдения биологического объекта функциональной диагностики. Практически показано влияние на вероятность ошибки диагностики размерности пространства информативных параметров. Доказано, что введение в измерительный эксперимент динамических режимов в функционировании объекта диагностики позволяет получить информационную избыточность, что повышает достоверность диагностики (например, введением форсированного дыхания при риноманометрическом тестировании). На примере риноманометрической диагностики показано, что, используя для анализа дыхания только усредненные величины максимальных значений сигналов перепада давлений и расхода воздуха, можно получить вероятность ошибки диагностического решения менее 0,21, а добавление к параметрам аппаратно-методологических средств измерений  $F$ -статистик обеспечивает существенное (с 0,21 до 0,1) снижение вероятности ошибки принятия диагностического решения при тестировании носового дыхания.

Перспективой работы является исследование влияния индивидуальных особенностей дыхания пациента на результаты риноманометрической диагностики и совершенствование методов автоматизированного анализа результатов при тестировании носового дыхания.

**Список литературы:** 1. *Мітін Ю.В.* Сучасні питання етіології, патогенезу та лікування синуситів / *Ю.В. Мітін, Л.Р. Криничко* // Мистецтво лікування. – 2004. – № 3. – С. 52-55. 2. *Мінцер О. П.* Розвиток медичної техніки: проблеми та логіка / *О. П. Мінцер* // Медична техніка. – № 2 (3). – 2008. – С. 42-43. 3. *Сокол Е. И.* Проблемы технического обеспечения системы здравоохранения Украины и перспективы их решения / *Е. И. Сокол, А. В. Кипенский, В. А. Верещак* // Технічка електродинаміка. Тем. вип. «Проблеми сучасної електротехніки». – Київ : ІЕД НАНУ. – 2006. – Ч.4. – С. 116-122. 4. *Аврунин О. Г.* Сравнение дискриминантных характеристик риноманометрических методов диагностики / *О. Г. Аврунин, В. В. Семенец, П. Ф. Щапов* // Радиотехника. – 2011. – № 164. – С. 102-107. 5. *Орнатский П.П.* Теоретические основы информационно-измерительной техники // *П.П. Орнатский*. – К. : Вища шк., 1983. – 455 с. 6. *Щапов П.Ф.* Нормализация метрологически неопределенных информационных сигналов для систем измерительного контроля динамических объектов / *П.Ф. Щапов* // Механіка та машинобудування. – 2006. – № 1. – С. 280-286. 7. *Аврунин О. Г.* Методика метрологической аттестации риноманометров при использовании расходомера на основе сопла Вентури / *О. Г. Аврунин* // Радиотехника. – 2013. – № 172. – С. 154-160. 8. *Джонсон Н.* Статистика и планирование эксперимента в технике и науке: Методы планирования эксперимента / *Н. Джонсон, Ф. Лион*. Пер. с англ. под ред. Э.К. Лецкого. – М. : Мир, 1981. – 520 с.

*Харьковский национальный  
университет радиоэлектроники*

*Поступила в редколлегию 11.06. 2013*