Так практически у всех студентов индивидуальные характеристики лежат в интервале средних значений (терм: «средние личные качества»). Из рисунка видно, что уровень личностных способностей оказывают больше влияния на комплексную оценку качества, чем другие показатели, которые влияют на процесс обучения.

Заключение

Таким образом, результаты, полученные в работе [1], практически совпадают с прогнозированием комплексной оценки качества подготовки специалистов с использованием гибридной (нечеткой) нейронной сети. Погрешность не превышает 2%.

По проведенному исследованию можно сделать выводы, что:

1) построенная гибридная нейронная сеть позволяет с достаточно высокой точностью прогнозировать уровень подготовки специалиста на основе множества различных факторов;

2) для получения достоверной комплексной оценки качества подготовки студентов необходимо провести экспертное оценивание для построения адекватных правил в информационно-аналитической системе;

3) необходимо более глубоко изучить процесс оценки знаний, умений и навыков студентов для вывода функций принадлежности каждой лингвистической переменной;

4) специалистам необходимо вести более активную деятельность в процессе обучения, принимать участие в конференциях, научных исследованиях и т.д., так как эти показатели значительно влияют на личный рейтинг и способствуют повышению уровня качества подготовки.

Список литературы: 1. Добряк В.С. Разработка информационно-аналитической системы оценки качества подготовки специалистов в техническом ВУЗ / В. С. Добряк, К.А. Гончарова, М.С. Мазорчук // Радиоэлектронные и компьютерные системы. - 2010. - № 1(42). - С. 35-41. 2. Рутковская Д. Нейронные сети, генетические алгоритмы и нечёткие системы. / Д. Рутковская, М. Пилиньский, Л. Рутковский .-М.:Горячая линия – Телеком, 2004. – 381 с. 3. Дьяконов В.П. Математические пакеты расширения MATLAB. Специальный справочник / В.П. Дьяконов, В.В. Круглов. - СПб.: Питер, 2001.-480 с.

Поступила в редколлегию 01.10.2010

УДК 658.562.012.7

Е.С. МАЛЫШКИНА, асп., ХНУРЭ, г. Харьков
А.Б. ЕГОРОВ, канд. техн. наук, проф. ХНУРЭ, Харьков
М.С. КОСТЕНКО, студентка ХНУРЭ, Харьков

МЕТОДЫ ЭКСПЕРИМЕНТАЛЬНОГО ОЦЕНИВАНИЯ ПОКАЗАТЕЛЕЙ КАЧЕСТВА ОБРАЗОВАТЕЛЬНОГО ПРОЦЕССА

Стаття присвячена оцінюванню якості процесів навчання у внз. Розроблено методи оцінювання параметрів якості процесу навчання (результативності студента, параметра викладання). Експериментально підтверджена адекватність теоретичної моделі, яка була отримана раніше. Продемонстрована можливість використання методу найменших квадратів при оцінюванні параметрів викладання, які основані на статистичних даних з невідомим законом розподілу та виміряних у порядковій шкалі.

Статья посвящена оценке качества образовательных процессов в вузе. Разработаны методы оценивания параметров качества образовательного процесса (результативности студента, параметра преподавания). Экспериментально подтверждена адекватность ранее полученной теоретической модели. Показана возможность использования метода наименьших квадратов

при оценивании параметров преподавания на основе статистических данных с неизвестным законом распределения и измеренных в порядковой шкале.

Проблема оценки качества образовательных процессов в последние годы вызывает все больший интерес [1–3]. Данная работа развивает результаты исследований по построению модели системы качества вуза, приведенных в работах [4, 5].

Цель работы. Экспериментально подтвердить правильность (адекватность) ранее полученной теоретической модели [5].

Для достижения поставленной цели необходимо решить следующие ***задачи****:* 1) разработать методы получения оценок параметра преподавания и параметра студента; 2) получить экспериментальные оценки параметров преподавания и параметров студентов.

Объект исследования. Модель образовательных процессов СМК вуза.

Предмет исследования. Параметры образовательного процесса и методы из экспериментальной оценки.

На рис. 1 представлена обобщенная модель процесса обучения дисциплине [5].

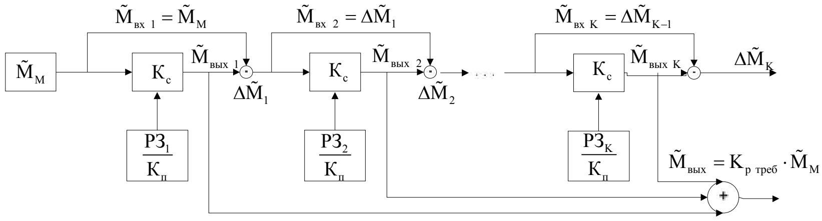

Рисунок 1 – Цикл процесса индивидуального обучения дисциплине

$РЗ$ (реальные затраты) – временной ресурс, необходимый студенту для усвоения $\tilde{M}_M$ с установленной (требуемой) результативностью процесса обучения K_p ; K_n – параметр преподавания, определяющий уровень качества преподавания, характеризующий возможность уменьшить необходимые для достижения установленной результативности $РЗ$. Уровень качества преподавания включает в себя квалификацию преподавателя, методическую и техническую обеспеченность занятий. $\Delta\tilde{M}_k$ – «образ качества» выходной модели *k*-ой единичной реализации процесса обучения дисциплине.

В результате теоретических исследований [5] получена зависимость для расчета эффективности процесса обучения дисциплине $K_э$:

$$K_э = {}_c \cdot {}_n . \qquad (1)$$

Для проверки адекватности модели образовательного процесса (1) необходимо убедиться, во-первых, в том, что параметр преподавания является статистически значимым фактором и действительно влияет на эффективность образовательного процесса, во-вторых, что это влияние имеет линейный характер.

Решение этих задач основано на статистической обработке реальных результатов образовательного процесса. Использовались данные об успеваемости 5775 студентов, обучающихся в 231 академических группах у 536 преподавателей Харьковского национального университета радиоэлектроники за осенний и весенний семестры в различные годы. Итого анализировалось 1060 вариантов ведомостей групп. Для обеспечения однородности статистических выборок внутри одной академической группы к рассмотрению принимались только те дисциплины, которые относятся к циклу профессиональной (профессионально-ориентированной) и практической подготовки для данной специальности. Результаты были представлены в 100-балльной шкале. Обозначим через $K_{э\,ij}$ эффективность образовательного процесса для *i*-го студента академической группы ($i = 1,...,I$) при воздействии параметра преподавания $K_{n\,j}$, $j = 1,...,J$. Тогда данные наблюдения над исследуемой случайной величиной $K_э$,% можно представить в виде таблицы 1 (статистический массив (*)).

Таблица 1 – Пример результатов успеваемости одной академической группы (ТСМ-06-1) за один семестр (осень 2008) при воздействии различных параметров преподавания $K_{n\,j}$

параметры преподавания / студенты *i*	$K_{n\,1}$	$K_{n\,2}$	$K_{n\,3}$	$K_{n\,4}$	$K_{n\,5}$	$K_{n\,6}$	$K_{n\,7}$	$K_{n\,8}$	$\bar{K}_э$	$K_{c\,i}$
1	60	60	60	75	90	60	60	80		60
2	83	95	92	90	95	98	95	80		95
3	60	90	60	60	75	75	75	90		75
4	61	60	60	67	70	62	75	60		67
5	75	75	75	75	85	80	75	85		75
6	66	60	60	75	90	75	60	80		60
7	76	99	90	96	80	99	75	80		96
8	60	90	93	90	93	90	75	96		90
9	87	75	66	75	80	92	75	87		75
10	60	60	60	60	70	60	75	60		60
11	60	60	60	60	65	60	60	70		60
12	60	60	60	61	60	60	60	60		60
13	76	75	60	80	80	75	75	88		75
14	60	60	60	75	75	60	60	70		60
15	60	60	60	80	92	90	75	60		75
16	87	75	60	75	75	75	75	85		75
17	70	70	60	60	90	98	60	80		60
18	60	61	60	61	70	75	75	75		61
19	72	81	90	75	80	90	60	82		75
20	80	61	60	61	70	75	75	80		61
21	91	92	93	94	92	96	75	80		92
22	91	81	90	75	85	85	75	70		75
23	84	97	75	75	93	100	75	77		75
24	79	60	60	60	70	75	60	80		60
25	98	91	92	90	95	96	75	77		90
26	91	75	90	90	92	90	60	60		75
27	88	92	95	90	95	97	95	80		92
28	61	75	90	90	80	80	75	80		75
29	90	84	75	80	90	92	75	80		80
30	60	60	60	60	65	60	60	80		60
31	66	67	75	60	90	90	75	80		67
32	79	60	60	60	70	70	75	76		60
33	60	60	60	60	60	60	75	60		60
$\bar{K}_{э\,j}$	72	75	60	75	80	80	75	80	75	

Используя эти данные, нужно проверить гипотезу о том, что изменение параметра K_n влияет на случайную величину $K_э$. К особенностям исследуемого статистического массива (*) можно отнести следующие:

1) закон распределения эффективности $K_{э\,j}$ образовательного процесса изначально не известен;

2) эффективность образовательного процесса $K_{э\,j}$ представлена в порядковой шкале (в одной из первых отечественных статей по теории измерений (конец 1960-х

годов) было установлено, что баллы, присваиваемые экспертами при оценке качества знаний учащихся, как правило, измерены в порядковой шкале [6]);

3) эффективность образовательного процесса $K_{э\,j}$ при воздействии $K_{п\,j}$ может содержать довольно много повторяющихся величин (одинаковые оценки у разных студентов);

4) количество исследуемых выборок (количество различных уровней параметра преподавания) в одной академической группе $J \geq 3$;

5) выборки являются зависимыми, поскольку они измерены на одних и тех же испытуемых.

Следовательно, проверять гипотезу о том, что параметр преподавания $K_п$ является статистически значимым фактором, влияющим на эффективность образовательного процесса, необходимо с помощью критериев, свободных от распределения (непараметрических) и основанных на порядковых статистиках и рангах. Единственное предположение, которое присутствует в таких критериях, – это предположение о непрерывности исследуемых величин (и, как следствие, однозначная определенность медианы).

Учитывая вышеуказанные особенности статистического массива, следует применять критерии оценки достоверности сдвигов для связанных выборок. При количестве параметров преподавания $J \leq 6$ и количестве студентов в академической группе $I \leq 12$ используется L-критерий тенденций Пейджа, а при $J > 6$ и $I > 12$ – критерий χ_r^2 Фридмана [7]. В данном случае применяем критерий χ_r^2 Фридмана, в основе которого лежит статистика:

$$\chi_r^2 = \left[\frac{12}{I \cdot J \cdot (J+1)} \cdot \sum_{j=1}^{J} (T_j^2) \right] - 3 \cdot I \cdot (J+1), \tag{2}$$

где I – количество студентов в группе;

J – количество параметров преподавания;

T_j – суммы рангов по каждому из параметров преподавания. Для получения T_j необходимо проранжировать значения эффективностей для первого студента, полученные им при $K_{п\,1}$, $K_{п\,2}$, $K_{п\,3}$ и т.д. параметрах преподавания. Проделать то же самое по отношению ко всем другим студентам. Просуммировать ранги по каждому параметру преподавания.

Для группы ТСМ-06-1 критическое значение статистики χ_r^2 Фридмана, соответствующее заданному уровню значимости (вероятности ошибки 1-го рода) $\alpha = 0{,}05$ равно 14,067. Расчетное значение $\chi_r^2 = 36{,}33$ статистики χ_r^2 больше ее верхнего критического значения. Следовательно, гипотеза о том, что эффективность образовательного процесса не зависит от параметра преподавания $K_п$, противоречит реальным данным наблюдения, это означает, что ее надо отклонить и признать различия параметров преподавания $K_п$ значимыми.

Полученные результаты по всем исследуемым академическим группам свидетельствуют о том, что параметр преподавания $K_п$ значимо влияет на эффективность в 852 случаях из 1060 (> 80%). Это в свою очередь может означать, что параметры преподавания $K_{п\,j}$ в других случаях примерно равны между собой. Относительно большое количество одинаковых параметров преподавания наблюдается на лучших кафедрах, т.е. там, где процесс обучения характеризуется высокой зрелостью.

Для расчета параметра преподавания $K_{п\,j}$ и для проверки адекватности выбранной модели (1) воспользуемся регрессионным анализом. В данной модели параметр студента

K_c рассматривается как контролируемая величина, значения параметров студентов $K_{c\,1}, K_{c\,2}, \ldots, K_{c\,I}$ которой задаются заранее, а соответствующие им наблюденные значения $K_{э\,1j}, K_{э\,2j}, \ldots, K_{э\,Ij}$ – как реализации случайной величины $K_{э\,j}$. Следовательно, параметр преподавания $K_{п\,j}$ – неизвестная постоянная, которую требуется оценить. Для этого необходимо вначале оценить значения $K_{c\,1}, K_{c\,2}, \ldots, K_{c\,I}$ контролируемой величины K_c, которые в таблицах результатов успеваемости академических групп выражены неявно.

Для оценки значений $K_{c\,1}, K_{c\,2}, \ldots, K_{c\,I}$ в академической группе введем следующие обозначения:

$\bar{K}_{э\,j}$ – *j*-я эффективность – средний уровень успеваемости студентов академической группы при воздействии $K_{п\,j}$. Согласно теореме [6], из всех средних по Коши допустимыми средними в порядковой шкале являются только члены вариационного ряда. Следовательно, в качестве среднего для данных, измеренных в порядковой шкале, можно использовать медиану (при нечетном объеме выборки). При четном же объеме следует применять один из двух центральных членов вариационного ряда – как их иногда называют, левую и правую медиану. Таким образом, $\bar{K}_{э\,j} = Me(K_{э\,j})$. В таблице 1 представлены медианы для каждой выборки.

$\bar{K}_э$ – стандартная эффективность – среднее значение *j*-х эффективностей в академической группе (за один семестр). Т.е., $\bar{K}_э = Me(\bar{K}_{э\,j})$.

Следовательно, за $K_{c\,i}$ принимается среднее значение успеваемости *i*-го студента академической группы при воздействии на него параметров преподавания $K_{п\,j}$, при которых *j*-е эффективности $\bar{K}_{э\,j}$ равны стандартной эффективности процесса обучения $\bar{K}_э$ в данной академической группе.

В рассматриваемом примере $\bar{K}_э = 75$. Стандартной эффективности равны 1-я, 3-я и 7-я эффективности при воздействии $K_{п\,2}$, $K_{п\,4}$ и $K_{п\,7}$ соответственно. Следовательно, для определения $K_{c\,1}, K_{c\,2}, \ldots, K_{c\,33}$ необходимо вычислить медианы успеваемости для каждого студента при воздействии на него параметров преподавания $K_{п\,2}$, $K_{п\,4}$ и $K_{п\,7}$. Результаты расчета $K_{c\,1}, K_{c\,2}, \ldots, K_{c\,33}$ представлены в правом столбце таблицы 1.

Для оценки параметра $K_{п\,j}$ в исследуемой академической группе выберем подходящую модель регрессии. Воспользовавшись данными из табл. 1, оценим характер и тесноту связи между эффективностью образовательного процесса $K_{э\,j}$ и параметром студента $K_{c\,j}$.

Линейное расположение точек на диаграмме рассеивания (рис.2) и их сравнительно небольшой разброс относительно воображаемой прямой дают серьезные основания для выбора линейной модели регрессии.

В случае парной линейной регрессии в качестве модели

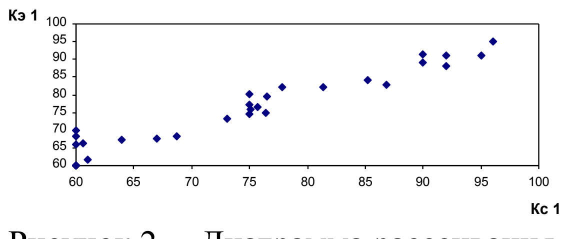

Рисунок 2 – Диаграмма рассеивания экспериментальных данных

используется линейная функция $K_{э\,ij} = \beta_0 + K_{п\,j} \cdot K_{c\,i} + e_i$, (3)

здесь β_0, $K_{п\,j}$ – неизвестные постоянные; $e_1,\ldots,e_I$ – ошибки эксперимента, остающиеся ненаблюдаемыми.

Относительно величин $e_1,...,e_I$ предположим, что они являются независимыми случайными величинами, имеющими общий непрерывный закон распределения, который в остальном нам не известен. В классическом регрессионном анализе отклонения e_i считаются гауссовскими величинами с нулевым математическим ожиданием, и для оценивания неизвестных параметров β_0, $K_{n\,j}$ применяют метод наименьших квадратов. В непараметрической же постановке законы распределения случайных ошибок e_i не задают какого-либо начала отсчета. Поэтому говорить об оценивании параметра β_0 неправомерно. Представляет интерес лишь коэффициент наклона $K_{n\,j}$ [8]. Учитывая особенности статистического массива (*), оценку параметра $K_{n\,j}$ получаем с помощью критерия Брауна-Муда, а не с помощью метода наименьших квадратов [9].

Имеется I пар наблюдений $(K_{c\,i}, K_{э\,ij})$, где I – количество студентов в академической группе. Разбиваем все наблюдения на две статистические группы по значению K_c: группу значений, превышающих $Me(K_c)$, и группу значений $K_{c\,i} < Me(K_c)$. Предположим, что мы располагаем априорной оценкой коэффициента регрессии $K_{n\,j}$. Для нее можно найти регрессию $\hat{K}_{э\,ij} = K_{c\,i} \cdot K_{n\,j}$ и вычислить регрессионные остатки $\Delta K_{э\,ij} = K_{э\,ij} - \hat{K}_{э\,ij}$. Затем определим количество положительных ($\Delta K_{э\,ij} > 0$) остатков m_1 и m_2 в двух группах.

Статистикой критерия является величина:

$$A^* = \frac{2}{\sqrt{I}}\left(\left|m_1 - \frac{I}{4}\right| + \left|m_2 - \frac{I}{4}\right|\right), \tag{4}$$

Критическое значение A^*-статистики равно $A^*_{\alpha=0,95} = 2,237$ [9]. При $A^* > A^*_{\alpha=0,95}$ гипотеза адекватности регрессии, а следовательно, пригодность выбранного коэффициента регрессии $K_{n\,j}$ отклоняется с вероятностью $\alpha = 0,95$. В этом случае оценка $K_{n\,j}$ заменяется на другую, и итерация продолжается до тех пор, пока критерии не будут отклоняться критическим значением.

В таблице 2 представлены интервальные оценки параметров преподавания (с точностью до сотых) для исследуемой академической группы, при которых модель регрессии (3) будет адекватной.

Таблица 2 –Оценки параметров преподавания

	$K_{n\,1}$	$K_{n\,2}$	$K_{n\,3}$	$K_{n\,4}$	$K_{n\,5}$	$K_{n\,6}$	$K_{n\,7}$	$K_{n\,8}$
Критерий Брауна-Муда	[0,96; 1,11]	[1; 1,03]	[0,97; 0,99]	[1; 1,02]	[1,05; 1,16]	[1; 1,19]	[0,98; 0,99]	[1; 1,06]
МНК	1,00	1,02	0,99	1,02	1,10	1,10	0,98	1,04

Сопоставим эти результаты с теми, что дает метод наименьших квадратов.

Из табл.2 видно, что оценки параметров преподавания, вычисленные с помощью МНК, попадают в интервалы оценок, вычисленные по критерию Брауна-Муда. Аналогичные результаты получены для 1059 вариантов ведомостей по 5-8 параметрам преподавания в каждой.

Исходя из этого можно сделать вывод, что, несмотря на особенности статистического массива (*), для получения оценок параметров преподавания в дальнейшем можно использовать МНК.

Поскольку один и тот же параметр преподавания за один семестр может встречаться в различных академических группах как одной, так и нескольких специальностей, возникает необходимость расчета общего параметра преподавания за исследуемый семестр. Например, параметр преподавания $K_{n\,1}$ (дисциплина ОПЗ, преподаватель А.) за осенний семестр 2008 года встречается у 3-х групп специальности ІМЗ и у 3-х групп специальности ТСМ (3-й курс). Следовательно, для оценки величины $K_{n\,1}$ необходимо проверить возможность объединения параметров студента $K_{c\,i}$ указанных k=6 академических групп в одну выборку. Т.е. с помощью определенных критериев проверить гипотезу о том, что генеральные совокупности, из которых извлечены сравниваемые выборки $K_{c\,k}$, имеют одинаковые распределения. Итак, имеется статистический массив (**), состоящий из величин $K_{c\,i\,k}$, особенности которого аналогичны особенностям статистического массива (*) за исключением следующих:

1) выборки являются независимыми, т.к. они измерены на разных испытуемых;

2) количество студентов в каждой академической группе может отличаться.

Учитывая особенности статистического массива (**), гипотезу о том, что генеральные совокупности, из которых извлечены сравниваемые выборки, имеют одинаковые распределения, следует проверять с помощью критерия Уилкоксона, если количество сравниваемых академических групп равно 2, или с помощью критерия Крускала-Уоллиса, если количество сравниваемых академических групп равно 3 и более [7].

Поскольку в рассматриваемом случае количество сравниваемых академических групп равно 6, то используется критерий Крускала-Уоллиса, который является непараметрической альтернативой однофакторного дисперсионного анализа и представляет собой обобщение критерия Уилкоксона для трех и более выборок. В основе критерия лежит статистика:

$$H = \frac{12}{n(n+1)} \sum_{i=1}^{k} \frac{W_k^2}{I_k} - 3(n+1)\,, \tag{3}$$

где I_k – количество студентов в *k*-ой академической группе;

n – суммарный объем всех *k* академических групп;

W_k – сумма рангов элементов *k*-ой академической группы в общем вариационном ряду.

Расчетное значение $h = 6{,}739$ статистики H меньше ее верхнего критического значения $h_{(0{,}05)} = 11{,}07$. Это свидетельствует о том, что гипотеза об однородности выборок не противоречит опытным данным. К такому же выводу приводит и сравнение значимости $\alpha^* = 0{,}24$ с заданным уровнем значимости $\alpha = 0{,}05$ $(\alpha^* > \alpha)$. Следовательно, выборки можно объединить для последующего расчета параметра преподавания с помощью регрессионного анализа.

Для оценки общего (семестрового) параметра преподавания $K_{n\,1\,общ}$ используем объединенные данные об успеваемости студентов при воздействии на них параметра преподавания $K_{n\,1}$ для исследуемых 6 академических групп. Оценка параметра $K_{n\,1\,общ}$ осуществлялась с помощью критерия Брауна-Муда: $K_{n\,1\,общ} \in [0{,}95;\ 0{,}99]$, а также с помощью МНК: $K_{n\,1\,общ} = 0{,}95$.

Аналогичным образом были получены оценки 536 параметров преподавания (за различные семестры). Все оценки параметров преподавания, вычисленные с помощью МНК, попадают в интервалы оценок, вычисленные по критерию Брауна-Муда.

Выводы.

1. Разработан метод оценивания параметров качества образовательного процесса (результативности студента, параметра преподавания).

2. Разработана методика оценивания параметра преподавания при реальной реализации образовательного процесса.

3. Экспериментально подтверждена адекватность теоретической модели [5].

4. Показана возможность использования метода наименьших квадратов при оценивании параметров преподавания на основе статистических данных, измеренных в порядковой шкале с неизвестным законом распределения.

Список литературы: 1.*Волков О.І., Віткін Л.М.* и др. Системи управління якістю ВНЗ: теорія і практика: моногр. – К.: Наукова думка, 2005. – 285с. 2.*Пархоменко Н.О.* Розробка оцінки якості навчального процесу в вищому навчальному закладі методом науково-технічного прогнозування: автореф. дис. … к.т.н.: 05.01.02. – К.: КНУТД, 2007. – 18 с. 3.*Стригунова М.М.* Удосконалення нормативної бази оцінювання якості освітніх послуг вищих навчальних закладів України: автореф. дис. ... к.т.н.: 05.01.02. – Севастополь: СНУЯЕтаП, 2008. — 25 с. 4.*Малышкина Е.С., Егоров А.Б., Гиниятова О.Е.* Определение показателей качества образовательного процесса // Вісник Національного технічного університету «Харківський політехнічний інститут». Збірник наукових праць. – Харків: НТУ «ХПІ», 2010. – № 23 – С. 40–49. *5.Малишкіна Е.С., Єгоров А.Б., Лохмачьов Р.В.* Модель процесу навчання дисципліні // Збірник наукових праць ХУПС. – 2010. – № 3(25). – С. 150–155. 6.*Орлов А.И.* Эконометрика: учебник. – М.: Экзамен, 2004. – 412 с. 7. *Сидоренко Е.В.* Методы математической обработки в психологии. – СПб.: ООО «Речь», 2003. – 350 с. 8.*Тюрин Ю.Н.* Непараметрический методы статистики. – М.: Знание, 1978.–64 с. 9.*Кобзарь А.И.* Прикладная математическая статистика. Для инженеров и научных работников. – М.: ФИЗМАТЛИТ, 2006. – 816 с.

Поступила в редколлегию 01.10.2010

УДК 331.101.1

Г. В. МИГАЛЬ, канд. техн. наук, доц.., НАУ им. Н. Е. Жуковского «ХАИ»
О.Ф. ПРОТАСЕНКО, канд. техн. наук, доц.., ХНЭУ, г. Харьков

ВЛИЯНИЕ ФАКТОРОВ ПРИРОДНОЙ СРЕДЫ НА ФУНКЦИОНАЛЬНОЕ СОСТОЯНИЕ ЧЕЛОВЕКА-ОПЕРАТОРА

Показано, що інтерпретація інформації, отриманої в результаті вимірювань параметрів в біоритмологічних БАТК, за допомогою характеристичних ознак і нерівностей, дає можливість оцінити зміни в роботі біоритмів организму людини і на підставі цього зробити висновок про стан природного середовища.

Показано, что интерпретация информации, полученной в результате измерений параметров в биоритмологических БАТК, с помощью характеристических признаков и неравенств дает возможность оценить изменения в работе биоритмов организма человека и на основании этого сделать вывод о состоянии природной среды.

Актуальность. Известна причинно-следственная связь между негативными изменениями в окружающей природной среде и непрерывно ухудшающимся состоянием здоровья человека, которое непосредственно влияет на формирование функционального состояния человека-оператора. Следовательно, можно предположить, что источником мониторинговой информации о негативных изменениях в окружающей природной среде могут служить результаты оценки функционального состояния человека. На сегодня создано большое количество методов и способов исследования функционального состояния человека-оператора, которые позволяют получать его достаточно точные оценки, то есть имеются как теоретическая, так и практическая базы для развития высказанного предположения. В связи с этим актуальным является изучение