

О СТОХАСТИЧЕСКОЙ ОЦЕНКЕ РЕЗУЛЬТАТОВ ВОЛНОВОГО ПРОСВЕЧИВАНИЯ ТВЕРДЫХ МАТЕРИАЛОВ ПРИ МАЛОМ КОЛИЧЕСТВЕ ИЗМЕРЕНИЙ

Докт. техн. наук, проф. ОСИПОВ С. Н.

ГП «Институт жилища – НИПТИС имени Атаева С. С.»

E-mail: up-niptis@rambler.ru

В технике и горном деле широкое применение нашли методы волнового просвечивания, основанные на использовании параметров отраженных и проходящих волн, полученных путем воздействия на твердые материалы и породы из различных источников. В последние годы широко распространилась простая методика робастного проектирования производственных процессов, в которой использованы понятия «сигнал» и «шум», а десятая часть величины логарифма обратного значения квадрата дисперсии соответствует отношению сигнала к шуму. В статье использована методика оценки доверительных пределов для дисперсии при робастном проектировании по критерию хи-квадрат при малой выборке, описанная К. А. Браунли под редакцией академика А. Н. Колмогорова, что существенно повышает надежность стохастических оценок.

Для примера количественной оценки надежности определения аномальных зон в шахтных условиях применена выкопировка из графиков формирования регулярных компонент поля упругих колебаний при сейсмическом просвечивании параллельно слоистости соляных пород нижней промышленной пачки III калийного горизонта Старобинского месторождения. Предлагаемая методика может использоваться при стохастической оценке результатов измерений любых процессов, где необходимо оценить надежность выделения сигнала на фоне шума. При этом удобно пользоваться простой условной шкалой, построенной на базе времени и величины уровня шума, принимаемых за единицу. Приведенные номограмма и графические зависимости позволяют быстро оценить вероятность реализации отношения сигнала к шуму и возможности ее повышения. При этом получаемые оценки мало зависят от формы распределения вероятных значений используемой величины.

Ключевые слова: твердые материалы, горные породы, аномальные зоны, волновое просвечивание, прямые волны, отраженные волны, сигнал, шум, дисперсия, коэффициент вариации, вероятность реализации, робастное проектирование.

Ил. 3. Табл. 1. Библиогр. 12 назв.

ON STOCHASTIC ESTIMATION OF THE RESULTS OF UNDULATORY TRANSILLUMINATION OF SOLID MATERIALS WITH A PAUCITY OF MEASUREMENTS

OSIPOV S. N.

UE “Institute of Housing – NIPTIS named after Ataev S. S.”

The methods of undulatory transillumination found extensive application in engineering and mining practice. They are based on utilization of the parameters of reflected and transmitted waves produced by way of affecting solid materials and formations with diverse sources. In recent years a simplistic technique of the productive-process robust designing enjoys widespread occurrence. It uses notions of ‘signal’ and ‘noise’ and a tenth part of the logarithm value of the reciprocal magnitude of the dispersion squared value corresponds the ratio of the signal and the noise. The article utilizes the confidence boundaries evaluation techniques for dispersion in robust design on chi-square criterion at small sample specified by K. A. Brownly under editorial of academician A. N. Kholmogorov, which essentially increases reliability of the stochastic estimations.

Exemplarily of quantitative assessment in the reliability determination of anomalous zones in mining conditions, the author shows the tracing of a map of the formation graph of regular components of the elastic wave field at seismic transillumination along the layerage of the soliferous rocks of lower industrial pad III of potash horizon of the Starobinski mine-field. The article claims the feasibility of the offered technique for stochastic estimation of the measurement results of any process where it is necessary to evaluate the reliability of the signal extraction against the noise background. A simple conditional scale built on basis of time and noise level values taken as a unit is convenient to use. The presented alignment chart and graphical dependencies allow quickly appraise the realization probability of the signal-to-noise relation and possibility of its rise. Thereat the obtained evaluations depend little on the probable magnitudes distribution form of the employed value.

Keywords: solid materials, rock formations, anomalous zones, undulatory transillumination, direct waves, reflected waves, signal, noise, dispersion, variation coefficient, realization probability, robust design.

Fig. 3. Tab. 1. Ref. 12 titles.

Применение методов волнового просвечивания (МВП) твердых материалов, основанных на использовании отраженных и проходящих волн для обнаружения и изучения физически отличающихся зон, может быть отнесено к способам оценки стохастической надежности использования робастного метода определения аномальных зон в твердых материалах, в том числе горных породах, и определения необходимого превышения сигналом шума. Малое число измерений в математической статистике – до 30. Известны способы обнаружения и изучения геологических объектов, отличающихся от окружающих пород скоростями распространения упругих колебаний, поглощающими и рассеивающими свойствами [1, с. 206–244]. Например, для локального прогноза возможных очагов газодинамических явлений при разработке Старобинского месторождения калийных солей могут применяться радиоволновые, акустические и сейсмические методы, в которых используются понятия «сигнал» и «шум» [1, с. 244].

В последние годы широкое распространение получила методика робастного проектирования производственных процессов Г. Тагучи [2, 3]. В ней использованы понятия «сигнал» (управляемый фактор) и «шум» (неуправляемый, т. е. случайный фактор). Отношение сигнала (c) к шуму ($ш$), по Г. Тагучи, описывается выражением

$$\frac{c}{ш} = 10 \lg \left(\frac{\bar{x}^2}{\sigma^2} \right), \quad (1)$$

где \bar{x} – средняя величина (центр рассеяния); σ – среднеквадратическое отклонение.

Эта зависимость использована в [4] для учета стохастической природы величины всей совокупности распределения, для чего из [5] брали значение стандартного отклонения σ без учета степени свободы параметра в виде $t/\sqrt{2n}$ (где n – количество измерений сигнала; t – количество среднеквадратических отклонений, соответствующее необходимой надежности определения при действующем распределении плотности вероятности). Недостатками учета такого стандартного отклонения являются его неточность и неправомочность применения при $n < 30$.

Известен Евразийский патент [6], в котором для определения необходимого количества измерений при $n < 30$ применяется критерий хи-квадрат (χ^2), что было предложено К. А. Браунли более 70 лет назад [7]. Недостаток этого способа – использование известного выражения для определения необходимого количества испытаний (измерений) при нормальном законе распределения случайных величин в качестве базовой. Это выражение по виду и смыслу существенно отличается от предложенного Г. Тагучи.

Технического результата можно достичь с помощью робастного метода определения аномальных зон в твердых материалах и горных породах путем нахождения необходимого превышения сигналом шума радиоволновыми, акустическими или сейсмическими методами с применением томографии, дающими количественную характеристику отношений сигнала к шуму. При этом среди набора волн выделяют исследуемый параметр, который принимают за сигнальный. Далее расчетным способом определяют расчетную кратность превышения сигнала к шуму и задают соответствующее ей значение стохастической надежности при малом количестве испытаний ($n \leq 30$).

Общепринятым показателем меры рассеяния стохастической величины вокруг среднего значения является коэффициент вариации K_v , величина которого определяется из выражения

$$K_v = \frac{\sigma}{\bar{x}} = \left(\frac{\bar{x}}{\sigma} \right)^{-1}. \quad (2)$$

Для малых выборок ($n \leq 30$) К. А. Браунли [7, с. 48] предлагает использовать формулу для определения вероятного верхнего предела истинного значения дисперсии ϕ в виде

$$\phi = \frac{m}{\chi^2} \sigma^2, \quad (3)$$

где n – выборка (количество случаев или измерений) с $m = n - 1$ степенями свободы; χ^2 – критерий хи-квадрат.

Из формул (3) и (1) получаем:

$$\frac{c}{ш} = 10 \lg \left(K_v^2 \frac{n-1}{\chi^2} \right)^{-1}; \quad (4)$$

и

$$\lg \chi^2 = \lg(n-1) + 2 \lg K_v - \frac{1}{10} \frac{c}{ш}. \quad (5)$$

Согласно [7, с. 20], критерий χ^2 является функцией вероятности p и числа степеней свободы $m = n - 1$, т. е. объема выборки n . Поэтому для численного определения показателя надежности (вероятности реализации) необходимо по известным значениям n , K_v и $c/ш$ вычислить $\lg \chi^2$ и χ^2 , а затем по $\chi^2 = f(p, n)$ найти p .

Если обозначить:

$$A_1 = \frac{n-1}{\chi^2} \quad \text{и} \quad A_2 = \left(K_B^2 10^{\frac{c}{10\text{ш}}} \right)^{-1}, \quad (6)$$

то должно удовлетворяться равенство $A_1 = A_2$, но в явном виде решить это уравнение относительно вероятности реализации p и n не представляется возможным. Поэтому в данном случае самым простым способом численного решения данного уравнения является графоаналитический с использованием простой номограммы, которая приведена на рис. 1а, б.

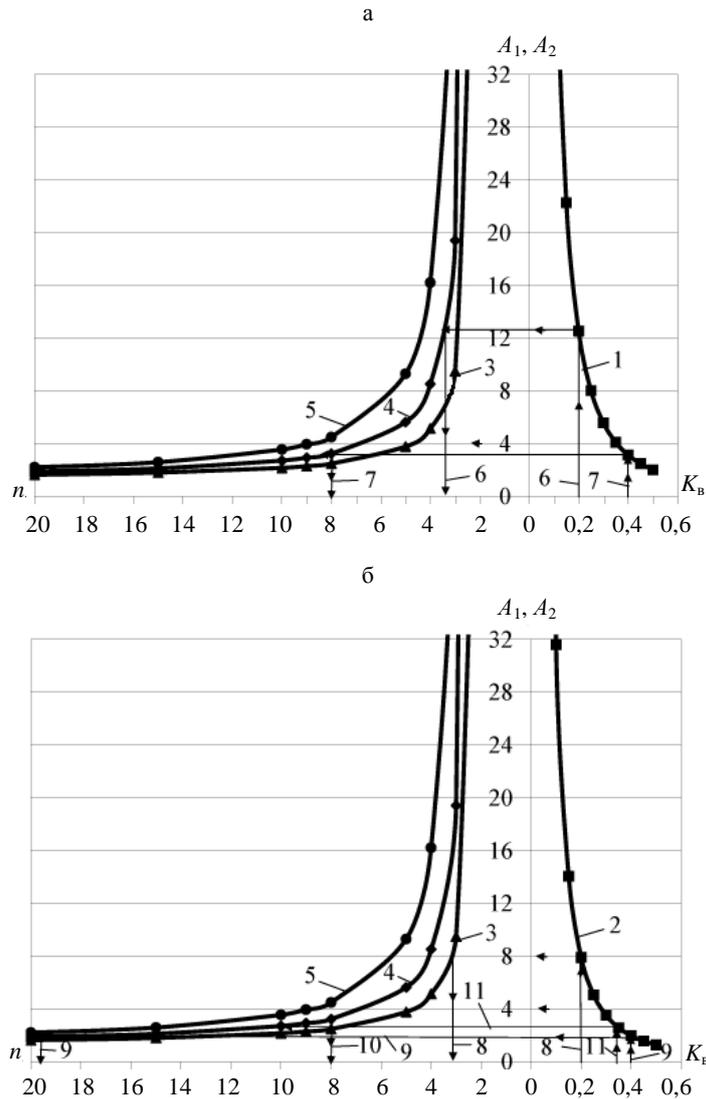


Рис. 1. Номограмма для определения значений вероятности реализации отношений $c/\text{ш}$: а – $c/\text{ш} = 3$; б – 5

На рис. 1 использованы следующие условные обозначения: 1, 2 – зависимости $A_2 = f(K_B, c/\text{ш})$ согласно (6) при $c/\text{ш} = 3$ и 5 соответственно;

3, 4, 5 – зависимости $A_1 = f(n, p)$ согласно (6) при $p = 0,90; 0,95$ и $0,98$ соответственно; 6, 7 – линии для определения n при $c/\text{ш} = 3$ для $K_b = 0,2$ и $0,4$ соответственно; 8, 9 – то же при $c/\text{ш} = 5$; 10, 11 – линии для определения надежности (вероятности) определения аномальной зоны при $n = 10$ и $K_b = 0,35$ соответственно.

Как следует из определений n по номограмме, приведенной на рис. 1, при $K_b = 0,2$ и $c/\text{ш} = 3n \approx 3,5$, а при $c/\text{ш} = 5n \approx 4,2$, т. е. количество необходимых измерений выросло на 20 %; при $K_b = 0,4$ и $c/\text{ш} = 3n \approx 8,5$, а при $c/\text{ш} = 5n \approx 19,5$, т. е. значение n увеличилось на 230 %, что очень значительно. Следует заметить, что полученные расчетные значения n следует округлять в большую сторону и в соответствии с рекомендацией [6] всегда принимать $n \geq 4$. На рис. 1 также приведен пример определения надежности при $n = 10$ и $K_b = 0,35$ (линии 10 и 11), составившей $p = 0,95$.

В связи с возможными большими значениями коэффициента вариации измеряемых параметров ($K_b \geq 0,5$) и его значительным влиянием на величину n (формула (6) для A_2) на рис. 2 приведены зависимости $n = f(K_b)$ при различных значениях n и $c/\text{ш}$. Здесь использованы следующие условные обозначения: 1, 2, 3 – зависимости $n = f(K_b)$ при $c/\text{ш} = 3$ и $p = 0,98; 0,95$ и $0,90$ соответственно; 4, 5, 6 – зависимости $n = f(K_b)$ при $c/\text{ш} = 5$ и $p = 0,98; 0,95$ и $0,90$ соответственно; 7, 8, 9 – предельные значения K_b , которые при $c/\text{ш} = 5$ и $n = 4$; 6 и 10 обеспечивают $p = 0,98; 0,95$ и $0,90$ соответственно; 10, 11, 12 – то же при $c/\text{ш} = 3$ соответственно. Значения $n = 4, 6$ и 10 приняты в соответствии с рекомендациями, приведенными в [6, 8].

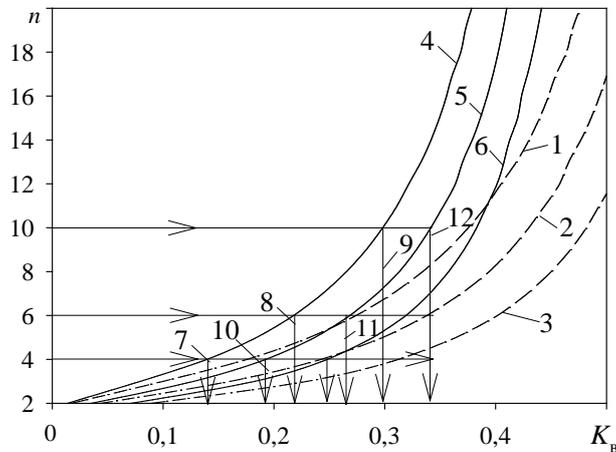


Рис. 2. Зависимость количества необходимых измерений от K_b

Так, в [6, 8] рекомендуется минимальное значение $n = 4$, а в [9, с. 13, п. 2.3.5] отмечено, что «количество образцов при массовых испытаниях должно обеспечить относительную погрешность результатов испытаний не более 30 % при надежности не ниже 0,8 и быть не менее 6», что подтверждается в п. 1.3.9 [9, с. 8], но при относительной погрешности результатов испытаний не более 20 % и надежности не ниже 0,8. В п. 1.3.10 [9, с. 8] отмечено: «Количество образцов при сравнительных испытаниях должно

обеспечивать относительную погрешность результатов их испытаний не более 10 % при надежности не ниже 0,95 и быть не менее 10».

Из графиков на рис. 2 видно, что при $c/\lambda = 5$ предельные значения K_b в случае $n = 4; 6$ и 10 при $p = 0,98$ соответственно равны $K_b = 0,19; 0,27$ и $0,35$. При $c/\lambda = 3$ диапазон использования результатов измерений с большим разбросом ($K_b > 0,20-0,25$) значительно расширяется, но при этом существенно возрастает относительная погрешность результатов испытаний. Также необходимо отметить существенное увеличение количества измерений при $K_b > 0,20-0,25$.

Для примера количественной оценки надежности определения аномальных зон в шахтных условиях использована выкопировка из графиков формирования регулярных компонент поля упругих колебаний при сейсмическом просвечивании параллельно слоистости соляных пород нижней промышленной пачки III калийного горизонта Старобинского месторождения, которые приведены в [1, с. 209]. Эта выкопировка представлена на рис. 3, где 1 – фоновый шум; 2 – прямая волна; 3 – объемно-преломленная волна; 4 – прямая поперечная волна; 5 – преломленная волна; 10, 11, 12 – сейсмические каналы, для которых сохранена нумерация оригинала [1, с. 209, рис. 6.1].

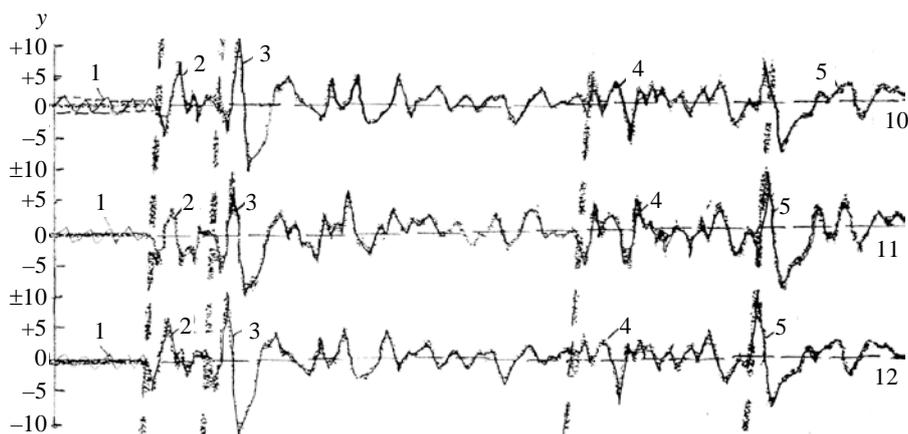


Рис. 3. Диаграмма оценки уровня шума

Учитывая отсутствие обозначений размерностей в этом оригинале для рис. 3 в качестве оценки уровня шума (линия 1) принята условная единица ± 1 , которая соответствует средним величинам максимальных (положительных и отрицательных) значений (пунктирные линии). Соответственно за величины сигнала приняты отношения значений пиков колебаний к условной величине шума ± 1 , также выраженные в условных единицах.

Отсутствие обозначений времени по горизонтальной оси в оригинале вынуждает на рис. 3 использовать условные единицы времени τ , отмеряемые от начала формирования (наклонные пунктирные линии) регулярных компонент поля упругих колебаний. В расчетах использованы показатели 10, 11 и 12-го каналов сейсмического просвечивания, графически приведенные в [1, с. 209, рис. 6.1], которые были отцифрованы для прямой и объемно-преломленной волн. Эти данные приведены в табл. 1.

Таблица 1

Прямая волна									
τ , у. е.	1,5	3,0	5,0	6,0	7,5	9,0	–	–	–
y_1	–5	+7	–1	+2	–2	+1	–	–	–
y_2	–5	+4	–4	–1	–3	+1	–	–	–
y_3	–4	+7	–1	+2	–2	+1	–	–	–
Объемно-преломленная волна									
τ , у. е.	2,5	5,0	11,0	16,0	19,0	21,0	24,0	27,0	31,0
y_1	+11	–10	+5	–2	+4	–2	+5	–3	+5
y_2	+10	–9	+3	0	+1	–3	+3	–3	+3
y_3	+11	–12	+3	–2	+2	–1	+5	–3	+3
τ , у. е.	34,0	38,0	41,0	44,0	46,0	50,0	52,0	58,0	60,0
y_1	–2	+3	–1	+1	0	+2	0	0	–1
y_2	0	+3	0	+1	–2	+3	–2	+3	0
y_3	–2	+2	–2	+1	–2	+1	–3	+2	–1

Как видно из табл. 1, прямая волна представлена тремя полными периодами, из которых только первый удовлетворяет условию $y_i = c/\text{ш} \geq 5$, а остальные две волны показывают $y_i = 1,5-2,5$. Общая продолжительность прямой волны до вступления объемно-преломленной составляет примерно 9 у. е. Общая продолжительность объемно-преломленной волны примерно 60 у. е., она вместила девять полных периодов колебаний пород, что при частоте $f = 500-1000$ Гц соответствует $\tau \approx (1-2) \cdot 10^{-2}$ с. Для объемно-преломленной волны необходимая величина $y_i = c/\text{ш} \geq 5$ также реализована только для первых волн, величина которых составила $c/\text{ш} \approx 9-12$ у. е. и в среднем $\bar{y}_i = 10,5$. Последующие волны показывают значения $y_i < 5$, а в конце периода после 40 у. е. приходят к уровню шума. Приведенные данные совпадают с мнением авторов [1], что в качестве расчетного сигнала надо принимать его первичное вступление.

Как следует из анализа значений n при $c/\text{ш} = 5$ (рис. 1), для достижения 95 % надежности результатов измерений объемно-преломленных волн (рис. 3, линия 3) при изменении величины коэффициента вариации от 0,2 до 0,4 необходимо использовать от 5 до 30 измерений. Для оценки объемно-преломленной волны (рис. 3, линия 3) при $c/\text{ш} = 10,5$, $p = 0,95$ и $K_b = 0,2$ нужно использовать $n \approx 14$ результатов измерений, что почти в 3,5 раза больше по сравнению с $c/\text{ш} = 5$, когда $n = 4$ (рис. 2). Необходимо отметить несколько других возможных вариантов стохастической оценки результатов измерений волнового просвечивания твердых материалов и горных пород, приведенных в [10–12].

ВЫВОДЫ

1. Предлагаемая методика может использоваться при стохастической оценке результатов измерений любых процессов, где необходимо оценить надежность выделения сигнала на фоне шума.

2. При стохастической оценке результатов измерений можно пользоваться простой условной шкалой, построенной на базе времени и величины уровня шума, принимаемых за единицу.

ЛИТЕРАТУРА

1. Андрейко, С. С. Газодинамические явления в калийных рудниках / С. С. Андрейко, П. А. Калугин, В. Я. Щерба. – Минск: Вышэйш. шк., 2000. – 335 с.
2. Taguchi, G. System of Experimental Design: Engineering Methods to Optimize Quality and Minimize Costs / G. Taguchi. – New York, UNIPUB / Kraus International Publications, White Plains, 1987. – Vols. 1, 2.
3. Taguchi, G. Taguchi Methods Case Studies from the U.S. and Europe / G. Taguchi, Y. Wu. – Tokyo, Japan: Japanese Standards Association, 1989. – Vol. 6. – 368 p.
4. Осипов, С. Н. О некоторых особенностях использования коэффициента вариации при статистической обработке экспериментальных данных / С. Н. Осипов // Вестник БНТУ. – 2005. – № 4. – С. 10–13.
5. Бажин, Н. П. Статистическая обработка результатов испытаний физико-механических свойств кембрийских глин / Н. П. Бажин, В. А. Петров // Горное давление, движение горных пород и методика маркшейдерских работ: сб. ВНИМИ. – Л., 1966. – Вып. 60. – С. 13–21.
6. Способ определения минимального количества испытаний преимущественно строительных материалов и изделий: евразийский пат. № 014390: E04G 23/00, G01N 3/32 / С. Н. Осипов, В. М. Пилипенко; дата публ.: 29.10.2010.
7. Браунли, К. А. Статистические исследования в производстве / К. А. Браунли; под ред. А. Н. Колмогорова. – М.: Изд-во иностр. лит., 1949. – 228 с.
8. Осипов, С. Н. Об оценке надежности результатов испытаний физических свойств строительных материалов / С. Н. Осипов // Наука и техника. – 2014. – № 5 – С. 8–24.
9. Породы горные. Методы определения предела прочности при одноосном сжатии: ГОСТ 21153.2–84. – М.: Госкомитет СССР по стандартам, 1984. – 16 с.
10. Серенков, П. С. Концепция робастного проектирования процессов в рамках системы менеджмента качества / П. С. Серенков, В. М. Романчик, Э. М. Короневич // Стандартизация и сертификация. Новости. – 2004. – № 2. – С. 64–67.
11. Губарев, В. В. Алгоритмы статистических измерений / В. В. Губарев. – М.: Энергоатомиздат, 1985. – 272 с.
12. Новицкий, П. В. Оценка погрешностей результатов измерений / П. В. Новицкий, И. А. Зорграф. – Л.: Энергоатомиздат, 1985. – 248 с.

REFERENCES

1. Andreiko, S. S., Kalugin, P. A., & Shcherba, V. Ya. (2000) *Gasdynamic Phenomena in Potassium Mines*. Minsk, Vysheishaya Shkola Publ. 335 p. (in Russian).
2. Taguchi, G. (1987) *System of Experimental Design: Engineering Methods to Optimize Quality and Minimize Costs. Vols. 1, 2*. New York, UNIPUB / Kraus International Publications, White Plains.
3. Taguchi, G., & Wu, Y. (1989) *Taguchi Methods Case Studies from the U.S. and Europe. Vol. 6*. Tokyo, Japan. Japanese Standards Association. 368 p.
4. Osipov, S. N. (2005) On Certain Peculiarities of the Coefficient of Variation Application in the Statistical Processing of Experimental Data. *Vestnik BNTU* [Bulletin of the Belarusian National Technical University], 4, 10–13 (in Russian).
5. Bazhin, N. P., & Petrov, V. A. (1966) Statistical Processing of the Testing Results of Physical and Mechanical Properties of the Cambrian Clays. *Ground Pressure, Mountain Strata Movement and the Technique of Mine-Surveying Work. Collection of the Research Institute of Mining Geomechanics and Mine Surveying*. Leningrad, issue 60, 13–21 (in Russian).
6. Osipov, S. N., & Pilipenko, V. M. (2010) *A Method of Determining the Minimum Number of Tests Primarily Construction Materials and Products*. Eurasian Patent No 014390 (in Russian).
7. Braunly, K. A., & Kolmogorov, A. N. (1949) *Statistical Studies in the Industrial Production*. Moscow, Foreign Literature Press. 228 p. (in Russian).
8. Osipov, S. N. (2014) On the Testing-Results Reliability Evaluation of the Physical Properties of Building Materials. *Nauka i Tekhnika* [Science and Technique], 5, 8–24 (in Russian).
9. State Standard 21153.2–84. The Rocks. Estimation Methods of the Strength Limit at the Monoaxial Compression. Moscow: The USSR State Committee on Standards, 1984. 6 p. (in Russian).

10. S e r e n k o v, P. S., Romanchic, V. M., & Koronyevich, E. M. (2004) The Concept of Robust Projecting of the Processes Within the Quality Management System. *Standartizatsiia i Sertifikatsiia. Novosti* [Standardizing and Certification. News], 2, 64–67 (in Russian).

11. G u b a r e v, V. V. (1985) *Algorithms of the Statistical Measurements*. Moscow, Energoatomizdat. 272 p. (in Russian).

12. N o v i t s k i y, P. V., & Zorgraf, I. A. (1985) *Estimated Accuracy of the Measurement Results*. Leningrad, Energoatomizdat. 248 p. (in Russian).

Поступила 20.01.2015

УДК 536.24

ТЕПЛОВАЯ ЭФФЕКТИВНОСТЬ ВИХРЕВОЙ ИНТЕНСИФИКАЦИИ ТЕПЛООТДАЧИ ГАЗОВОГО ПОТОКА ПРИ ПРОДОЛЬНОМ И ПОПЕРЕЧНОМ ОБТЕКАНИИ КРУГЛОТРУБНЫХ ПОВЕРХНОСТЕЙ

Часть 1

**Докт. техн. наук, проф. КУНТЫШ В. Б.¹⁾,
канд. техн. наук, доц. СУХОЦКИЙ А. Б.¹⁾, магистр техн. наук ЯЦЕВИЧ А. В.²⁾**

¹⁾*Белорусский государственный технологический университет,*

²⁾*ОАО «Минский завод автоматических линий имени П. М. Машерова»*

E-mail: alk2905@mail.ru

Выполнено численное сравнение тепловой эффективности продольного течения однофазного потока внутри гладкой трубы с поперечным обтеканием шахматных и коридорных круглотрубных пучков в интервале $Re = (3-500) \cdot 10^3$ при одинаковой затрате мощности $N_0 = idem$ на прокачку газового (воздушного) потока. Количественно тепловую эффективность оценивали коэффициентом $\psi_i = \alpha_i/\alpha_k$, представляющим отношение коэффициента теплоотдачи исследуемой i -й поверхности к базовой k -й поверхности, принятой в качестве эталонной. Представлены формулы для расчета удельной затраты мощности N_0 при продольном и поперечном обтекании трубчатой поверхности. Показан способ учета местных потерь давления потока при вычислении удельной затраты мощности. Для получения сопоставимых значений ψ_i с целью исключения влияния площади поверхности теплообмена на результат необходимо затрату мощности вычислять по действительной величине площади поверхности.

Учет местных потерь давления потока на входе и выходе из трубы снижает коэффициент тепловой эффективности продольного течения на 33 %, и с этим фактом необходимо считаться при выполнении расчетов энергетической эффективности. Поперечное обтекание гладкотрубных пучков более эффективно по сравнению с продольным течением внутри трубы во всем интервале изменения числа Re . Тепловая эффективность шахматных пучков при $N_0 = idem$ на 10–13 % больше коридорных. В переходном интервале $Re = (3-10) \cdot 10^3$ при $N_0 = idem$ коэффициент теплоотдачи шахматного пучка при внешнем обтекании превышает теплоотдачу при течении воздуха внутри трубы в 5–2,1 раза, а при $Re = 10^5$ – в 1,6 раза.

Ключевые слова: коэффициент тепловой эффективности, продольное течение внутри трубы, поперечное обтекание шахматных и коридорных пучков, затраты мощности, энергетическая эффективность.

Ил. 3. Библиогр.: 11 назв.