

national Scientific and Technical Conference]. Minsk, 81–82 (in Russian).

5. **Kapsarov, A. G.**, Busel, I. A., & Verbitskaya, T. L. (2008) Peculiar Features in Contacting of Convex and Cylindrical Grinding Bodies. *Tsentrobezhnaia Tekhnika – Vysokie Tekhnologii. Materialy 3-i Mezhdunar. Nauch.-Tekhn. Konferentsii* [Centrifugal Equipment – High Technologies. Proceedings of the 3rd International Scientific and Technical Conference]. Minsk, 107–109 (in Russian).

6. **Krugliakov, P. M.**, & Khaskova, T. N. (2005) *Physical and Colloid Chemistry*. Moscow, Vysshaya Shkola. 319 p. (in Russian).

7. **Kapsarov, A. G.**, Busel, I. A., & Yadlovisky, R. V. (2008) Method for Ultrasound Strengthening of Metal Product Surface. *Tsentrobezhnaia Tekhnika – Vysokie Tekhnologii. Materialy 3-i Mezhdunar. Nauch.-Tekhn. Konferentsii* [Centrifugal Equipment – High Technologies. Proceedings of the 3rd International Scientific and Technical Conference]. Minsk, 110–112 (in Russian).

8. **Busel, I. A.**, & Lebedev, V. A. (2012) Methodological Principles for Simulation of Technological Process Used for Grinding of Raw Material Components While Producing Construction Materials. *Pererabotka Mineral'nogo Syr'ia. Innovatsionnye Tekhnologii i Oborudovanie. Materialy 4-i Mezhdunar. Nauch.-Tekhn. Konferentsii* [Processing of Mineral

Raw Material. Innovative Technologies and Equipment. Proceedings of the 4th International Scientific and Technical Conference]. Minsk, 8–11 (in Russian).

9. **Belous, I. G.** (2010) *Modeli i Algoritmy Upravleniia Ob'Ektami so Stokhasticheskim Mekhanizmom Formirovaniia Pokazatelei Kachestva Gotovoi Produktcii: na Primere Sharovoi Mel'nitsy Sukhogo Pomola Tsementa. Avtoref. Kand. Tekhn. Nauk* [Models and Algorithms for Controlling Objects with Stochastic Mechanism for Quality Indices of Final Products: Grinding Mill for Cement Dry Milling Taken as an Example. Dr. tech. sci. diss.]. Volgograd, 20 p. (in Russian).

10. **Busel, I. A.**, & Kapsarov, A. G. (2005) Adaptive Control of Technological Process for Mine Rock Grinding. *Tsentrobezhnaia Tekhnika – Vysokie Tekhnologii. Materialy 2-i Mezhdunar. Nauch.-Tekhn. Konferentsii* [Centrifugal Equipment – High Technologies. Proceedings of the 2nd International Scientific and Technical Conference]. Minsk, 19–22 (in Russian).

11. **Moiseev, N. N.** (1979) *Mathematics is Setting up an Experiment*. Moscow, Nauka. 224 p. (in Russian).

12. **Maksimov, I. V.** (1985) *Mathematical Simulation of Large Systems*. Minsk, Vysshaya Shkola. 119 p. (in Russian).

Поступила 16.10.2013

УДК 691.32.008.6

ОБ ОЦЕНКЕ НАДЕЖНОСТИ РЕЗУЛЬТАТОВ ИСПЫТАНИЙ ФИЗИЧЕСКИХ СВОЙСТВ СТРОИТЕЛЬНЫХ МАТЕРИАЛОВ

Докт. техн. наук, проф. ОСИПОВ С. Н.

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

E-mail: up-niptis@rambler.ru

Анализ нормативных документов за последние 40 лет показал много различий в методологии и результатах расчетов определения физических свойств и показателей надежности строительных материалов и элементов конструкций. Разнообразие рекомендуемых нормативных документов указывает на существенную неопределенность принципов выбора уровней надежностей определения прочностных свойств бетонов, которые зависят от вероятностных характеристик. Значительное разнообразие видов распределения значений физических свойств строительных материалов и изделий зачастую приводит к необходимости использования эмпирических характеристик статистических коэффициентов физических свойств.

В течение последних 60 лет почему-то забыта методика оценки доверительных пределов для дисперсии по критерию хи-квадрат при малой выборке, которая была описана К. А. Браунли под редакцией академика А. Н. Колмогорова. Поэтому используемая до настоящего времени методика статистической оценки надежности расчетных величин прочности бетона может оказаться неудовлетворительной, особенно при малом количестве (менее 50) определений. Учитывая возможные отклонения плотности вероятности реализации параметра от нормального закона, общий уровень учета статистической изменчивости следует принимать не менее 0,98.

В статье предлагается новая методика определения минимально необходимого количества измерений физического свойства строительного материала или изделия и надежности этой оценки в соответствии с рекомендацией К. А. Браунли, отредактированной А. Н. Колмогоровым.

Ключевые слова: строительные материалы, физические свойства, количество испытаний, надежность, критерий хи-квадрат, доверительный предел, дисперсия, объем выборки.

Ил. 12 назв.

ON RELIABILITY EVALUATION OF TEST RESULTS FOR PHYSICAL PROPERTIES OF CONSTRUCTION MATERIALS

OSIPOV S. N.

UE "Institute of Housing – NIPTIS named after Ataev S. S."

Analysis of regulatory documents for the last 40 years has shown a lot of differences in methodology and results of calculations on determination of physical properties and reliability indices of construction materials and structure elements. A variety of the recommended regulatory documents indicates significant uncertainty in principles used for selection of reliability levels while determining strength properties of concrete which depend on probability characteristics. A substantial variety of methods for distribution of physical property values of construction materials and products rather often leads to necessary usage of empiric characteristics of statistic physical property coefficients.

Methodology for evaluation of confidence limits for dispersion in accordance with chi-square criterion using small select query which was described by K. A. Brownlee under the editorship of Academician A. N. Kolmogorov has been practically forgotten for the period of the last 60 years. For this reason presently applied methodology for statistical evaluation of calculation value reliability for concrete strength can be unsatisfactory especially in the case of small number of evaluations (less than 50). Taking into account the possible departure from normality in probability density for parameter realization a general level of statistical changeability account should be taken as not less than 0,98.

The paper proposes a new methodology for determination of minimum number of measurements required for construction material or a product reliability of its evaluation in accordance with the recommendation of K. A. Brownlee which was edited by A. N. Kolmogorov.

Keywords: construction materials, physical properties, number of tests, reliability, chi-square criterion, confidence limit, dispersion, selection scope.

Fig. 12 titles.

Вопросам надежности результатов определения физических свойств строительных материалов и конструкций в европейских странах придается большое значение, о чем свидетельствует [1]. В этой работе, в частности, говорится о том, что «бетон следует рассматривать как материал с колеблющимися характеристиками по случайному принципу, результаты испытаний которого подчиняются нормальному закону распределения».

При строительстве технически сложных и критически нагруженных сооружений необходимо особенно тщательно учитывать все возможные случайные факторы, определяющие устойчивость таких сооружений к внешним и внутренним воздействиям. Принятый в странах Европейского союза уровень надежности для отдельных показателей строительных материалов и изделий в 95 % в соответствии с СТБ ISO 5725-1-2002 (части 1-6) можно считать недостаточным, что подтверждается результатами обследований покрытий над спортзалами 16 школ, аналогичных Краснополяской [2]. В несущих фермах всех обследованных школ выявлены эксплуатационные дефекты, которые при дальнейшем развитии могли

бы привести к катастрофическим последствиям как в Краснополяской школе. В конце ноября 2013 г. рухнуло здание супермаркета Рижского рынка, что привело к гибели более 50 человек.

Для одноступенчатого контроля во многих нормативных технических документах уровень обеспеченности (надежность определения параметра) принят в размере 0,95. Однако в ГОСТ 23615-79 в п. 4.3 сказано: «При нормальном распределении геометрического параметра стабильность статистических характеристик в мгновенных выборках и выборках малого объема ($n \leq 30$ ед.) проверяют по попаданию их значений в доверительные интервалы, границы которых вычисляют для доверительной вероятности не менее 0,95», что устанавливает уровень надежности 0,95 и более. Сопоставляя приведенные выше результаты обследования [2] и случай обрушения кровли в спортзале Краснополяской школы с необходимым уровнем безопасности зданий и сооружений для здоровья и жизни человека, четко видим явную недостаточность уровня надежности 0,95 для подобных объектов.

Необходимо отметить, что еще в ГОСТ 23616-79 при вводе изменения № 1

справочного приложения 4 для планов выборочного контроля строительных материалов и изделий предусматривалось увеличение объема выборки при нормальном законе распределения контролируемого параметра и погрешности измерений $\delta = \pm 2,5\delta_n$, где δ – возможная предельная погрешность измерений и δ_n – средняя квадратическая погрешность измерений. Здесь коэффициент 2,5 обеспечивает надежность результатов измерений около 0,994, что почти на порядок больше 0,95. Рекомендуемое увеличение объема выборки особенно существенно (на 13–23 %) при низком приемочном уровне дефектности (0,25 %). Следует отметить, что анализируя нормативные документы разных лет (ГОСТ 18242–72, СТ СЭВ 548–77, СТ СЭВ 1673–79, СТБ ГОСТ Р 50779.71–2001, ИСО 2859.1–89, СТБ ISO 5725-1–2002), можно найти много различий не только в методологии, но и в результатах расчетов.

В соответствии с новейшим СТБ 1544–2005 показатели прочности бетона на сжатие и растяжение определяются по ГОСТ 10180, ГОСТ 17624, ГОСТ 22690, ГОСТ 22783, СТБ 1151 или ГОСТ 28570. Такое разнообразие рекомендуемых нормативных документов указывает на существенную неопределенность принципов выбора уровней надежности определения прочностных свойств бетонов. Однако в п. 3.37 СТБ 1544–2005 при определении класса бетона по прочности на сжатие рекомендуется учет статистической изменчивости прочности с обеспеченностью 0,95.

Как показывают исследования по контролю прочности бетона [3], определение требуемой прочности с учетом статистической изменчивости, в зависимости от значений нормируемой прочности и коэффициентов вариации прочности, является недостаточно обоснованным. При этом в начальном периоде производства (от недели до двух месяцев) число единичных значений прочности должно составлять не менее 30.

В качестве аналога можно принять предложение М. И. Бруссера [4] о новой системе стандартизации и правилах контроля прочности бетонов, где в общем случае расчета требуемой прочности R_m статистический коэффициент прочности K_c определяется в зависимости от фактического коэффициента вариации прочно-

сти K_B и числа испытаний n по формуле, рекомендованной в [4]:

$$R_m = K_c \bar{x}_{сж} - (1 - t_1 K_B) \times \left[1 + \frac{K_B}{1 - t_1 K_B} \left(t_1 + \frac{t_2}{\sqrt{n}} \right) \right] \bar{x}_{сж}, \quad (1)$$

где $\bar{x}_{сж}$ – средняя прочность бетона на сжатие, МПа; t_1 – процентная точка нормального распределения, зависящая от обеспеченности гарантированной прочности ($t_1 = 2$ для тяжелого бетона, что соответствует уровню обеспеченности 0,977); $t_2 = 0,84$ – 20%-я точка нормального распределения, определяемая риском потребителя [3].

Согласно исследованиям [5], выполненным на бетонах, приготовленных в лабораторных условиях, стандартное отклонение увеличивается пропорционально средней прочности бетона, но угол наклона этой зависимости менее 45° , что свидетельствует об уменьшении величины K_B с ростом средней прочности. Как показывает компьютерная корреляционная обработка, произведенная для приведенных в [5] 80 лабораторных экспериментальных определений, аппроксимирующая зависимость для среднего относительного коэффициента вариации имеет вид

$$\bar{K}_{в.о} = \alpha + b \exp(-c \bar{x}_{сж}), \quad (2)$$

где $\alpha = 0,0415$; $b = 0,0732$; $c = 0,1246 \text{ МПа}^{-1}$ при коэффициенте корреляции $r = -0,39$, что связано с большим разбросом значений $\bar{K}_{в.о}$. Таким образом, величина $\bar{K}_{в.о}$ с ростом $\bar{x}_{сж}$ заметно уменьшается. Например, при увеличении $\bar{x}_{сж}$ с 10 до 50 МПа $\bar{K}_{в.о}$ уменьшается с 0,06 до 0,04, что опровергает правильность постоянства нормативного $\bar{K}_{в.о} = 0,135$, заложенного в ГОСТ 18105–86 при обеспеченности 0,95.

Зависимости среднего стандартного отклонения от средней прочности в условиях строительства [6] показывают, что при увеличении $\bar{x}_{сж}$ с 10 до 50 МПа величина $\bar{K}_{в.о}$ уменьшается с 0,26 и 0,20 до 0,10 и 0,09 и примерно в 2,5–4 раза больше лабораторных результатов, а значение $\bar{K}_{в.о} = 0,135$ соответствует $\bar{x}_{сж} \approx 30\text{--}40 \text{ МПа}$.

Необходимо отметить значительный разброс величин коэффициентов вариации вокруг аппроксимирующей кривой $\bar{K}_B = f(\bar{x}_{сж})$ для лабораторных определений прочности бетона [5].

Относительный коэффициент вариации разброса 80 значений \bar{K}_B вокруг зависимости $\bar{K}_B = f(\bar{x}_{сж})$ составляет $K_{B.o} = 0,355$, что свидетельствует о существенной неустойчивости этой зависимости. Следует указать, что разброс значений $K_{B.o}$ вокруг зависимости $\bar{K}_B = f(\bar{x}_{сж})$ имеет примерно аддитивный характер и не совсем соответствует нормальному закону распределения, который из-за отсутствия необходимых данных обычно принимается почти во всех нормативных документах. По крайней мере, такой же разброс значений \bar{K}_B при изменении $\bar{x}_{сж}$ следует ожидать в условиях применения бетона при строительстве зданий и сооружений. При этом практический предельный уровень K_B примерно в 1,5 раза больше средних величин $\bar{K}_B = f(\bar{x}_{сж})$, который составляет от 0,3–0,4 при $\bar{x}_{сж} = 10$ МПа и до 0,15–0,20 при $\bar{x}_{сж} = 40$ –50 МПа.

В результате анализа многочисленных литературных и нормативных источников для сравнения выбран СТБ 1544–2005 [7]. В этом документе в качестве базового уровня прочности принята гарантированная прочность бетона на базе испытания кубов с размером ребра 150 мм с учетом статистической изменчивости прочности с обеспеченностью 0,95.

Для бетонов классов С8/10–С50/60 требуемая прочность бетона на сжатие, контролируемая по кубам, определяется при коэффициенте вариации 13,5 % (0,135) по зависимости, предусматривающей повторное увеличение требуемой прочности по сравнению с гарантируемой прочностью в 1,285 раза. Расчетная формула для определения расчетной строительной прочности бетона на сжатие по средней величине лабораторных испытаний $x_{сж.л}$ кубов бетона при распределении значений в соответствии с нормальным законом распределения может быть записана в виде

$$\sigma_{сж.р} = 0,799\bar{x}_{сж.л} (1 - 1,64K_{B.л}). \quad (3)$$

Если принять $K_{B.л} = 0,135$, то $x_{сж.р} \approx 0,6\bar{x}_{сж.л}$, что примерно соответствует трем стандартным отклонениям от величины $\bar{x}_{сж.л}$ ($t = 0,4/0,135 \approx 3$).

Приведенные выше зависимости уточняют и усложняют общую картину, но не изменяют принятого подхода к определению величины коэффициента статистической надежности результатов испытаний лабораторных образцов бетона на прочность, в котором выражены следующие недостатки:

- низкий уровень обеспеченности (0,95) расчетного значения прочности бетона, что явно недостаточно, особенно при тиражировании в строительстве схемных решений;
- возможные существенные отклонения реальных законов распределений плотностей вероятности значений прочности от нормального закона, которые не укладываются в перечень распределений, обеспечивающих уровень обеспеченности 0,95 при $t = 1,60$ или 1,64 [8];
- отсутствие учета погрешности определения величины K_B , зависящей от количества n производственных определений значений $x_{сж}$ [9].

Перечисленные недостатки в значительной мере обоснованы применением одноступенчатого учета статистической изменчивости прочности испытываемых в лабораторных условиях образцов бетона. В силу указанных причин приведенная в [7] методика статистической оценки надежности расчетных величин прочности бетона может оказаться неудовлетворительной, что будет справедливо и для других строительных материалов и изделий. Поэтому учитывая возможные отклонения плотности вероятности реализации параметра от нормального закона, общий уровень учета статистической изменчивости следует принимать для различных узлов, деталей и процессов в зависимости от важности влияния используемого параметра на целостность и безопасность изделия не менее 0,98.

Согласно изобретению [10], первоначально осуществляют измерения нормативного параметра на не менее четырех образцах строительного материала или изделия, по результатам которых рассчитывают среднее значение нормативного параметра \bar{x} и его коэффициент вариации K_B . Затем на основании \bar{x} , K_B и необхо-

димого коэффициента статистической надежности определяют минимальное число испытаний n строительного материала или изделия из выражения

$$n = 1 + \chi^2 \left(\frac{1 - \frac{x_m}{\bar{x}}}{\delta K_B} \right)^2, \quad (4)$$

где χ^2 – критерий хи-квадрат; x_m – минимально допустимая расчетная нормативная величина; δ – количество среднеквадратических отклонений в зависимости от вероятности реализации значений x_m .

При ограниченном количестве необходимых испытаний расчетную нормативную величину определяют по зависимости

$$x_m = \bar{x} \left(1 - \delta K_B \sqrt{\frac{n-1}{\chi^2}} \right). \quad (5)$$

Как указывается в [8, с. 42], очень часто доверительные границы рассчитывают, вводя ничем не обоснованное предположение о том, что вид закона распределения будто бы точно известен. В частности, вычисляют по небольшой выборке в 20–30 измерений среднеквадратичное отклонение σ , а затем принимают погрешность с доверительной вероятностью $P_\delta = 0,997$ при $t = 3\delta$ на основании предположения о нормальности закона распределения. Однако по ограниченному экспериментальным данным получаются не точные доверительные значения, а лишь их оценки. Достоверность квантильных оценок резко повышается с понижением значений P_δ , а при постоянстве P_δ – с ростом числа измерений n . Поэтому квантильные оценки с большими доверительными вероятностями можно определить только при большом числе измерений.

Как указывает К. А. Браунли [11, с. 48], вероятный доверительный предел истинного значения дисперсий при определенном уровне значимости для любых объемов выборок, в том числе малых, можно вычислить по формуле

$$d = \frac{n-1}{\chi^2} \sigma_k^2, \quad (6)$$

где d – дисперсия значений определяемого параметра, полученных при испытаниях, $d = \sigma_m^2$; σ_m – вероятная максимальная величина среднеквадратического отклонения значений, полученных при испытаниях определяемого параметра; σ_k^2 – дисперсия, подсчитанная по данным выборки результатов испытаний с $n - 1$ степенями свободы; n – количество полученных значений параметра; χ^2 – значение критерия хи-квадрат, верхний доверительный предел которого в зависимости от поставленной задачи принимается в пределах уровня зависимости, аналогичного вероятности реализации $P_B = 0,90-0,99$, что соответствует 1–10 % вероятности появления более высоких, чем расчетные значения σ_m .

Аналогичная расчетная формула встречается также в других работах по математической статистике [12, с. 169]. Для больших выборок ($n > 30$) К. А. Браунли [11, с. 48] предлагает использовать тот факт, что стандартное отклонение σ составляет $\sigma_k/\sqrt{2n}$, и выражение (4) можно заменить на следующее:

$$\sigma_m = \sigma_k + \frac{t_c \sigma_k}{\sqrt{2(n-1)}}, \quad (7)$$

где t_c – критерий Стьюдента (псевдоним английского статистика В. С. Госсета [12, с. 148]).

Вместо среднеквадратических отклонений удобно использовать коэффициенты вариации вследствие безразмерности и наглядности уровня возможного разброса значений выборочных средних величин. Тогда в соответствии с (4)

$$K_{B.\max1} = K_B \sqrt{\frac{n-1}{\chi^2}} \quad (8)$$

и в соответствии с (5)

$$K_{B.\max2} = K_B \left(1 + \frac{t_c}{\sqrt{2(n-1)}} \right), \quad (9)$$

где $K_{B.\max}$ – вероятная максимальная величина коэффициента вариации.

Тогда минимальную величину испытываемого параметра x_m можно определить по формулам:

$$x_m = \bar{x}(1 - \delta K_{B, \max 1}) = \bar{x} \left(1 - \delta K_B \sqrt{\frac{n-1}{\chi^2}} \right)$$

при $n \leq 30$; (10)

$$x_m = \bar{x}(1 - \delta K_{B, \max 2}) = \bar{x} \left(1 - \delta K_B \left(1 + \frac{t_c}{\sqrt{2(n-1)}} \right) \right)$$

при $n > 30$, (11)

где \bar{x} – среднее значение параметра; δ – количество стандартных отклонений в зависимости от вероятности реализации значений параметра.

При необходимости оценки количества определений (реализаций) параметра в случае нормального закона распределения часто используют общеизвестную формулу

$$n = \frac{t^2 K_B^2}{p_n^2}, \quad (12)$$

где p_n – допустимая погрешность определения искомой величины.

С учетом возможных стохастических колебаний коэффициента вариации при нормальном законе распределения можно получить

$$n = \frac{\delta_1^2 K_B^2 n - 1}{p_n^2 \chi^2}, \quad (13)$$

откуда

$$n = \frac{1}{1 - \frac{p_n^2 \chi^2}{t_1^2 K_B^2}}. \quad (14)$$

Как видно из формулы (14), количество необходимых испытаний при учете возможного вероятностного разброса значений K_B , по крайней мере при небольшом количестве испытаний ($n < 10$), существенно больше по сравнению с отсутствием учета стохастических колебаний коэффициента вариации. При этом минимальное число испытаний n следует принимать не менее четырех.

Таким образом, определение минимально необходимого числа измерений физических свойств строительных материалов или изделий и надежность этой оценки следует производить с учетом критерия χ^2 (хи-квадрат).

ВЫВОДЫ

1. Правильный выбор статистических коэффициентов физических свойств строительных материалов и изделий обеспечивает безопасность их применения.

2. В нормативно-технической литературе наблюдается существенный разноречивый рекомендаций по выбору статистических коэффициентов.

3. Выбор минимально необходимого количества определений (измерений) физических свойств или изделий и надежности этой оценки следует производить с учетом критерия χ^2 (хи-квадрат).

ЛИТЕРАТУРА

1. **Снежков, Д. Ю.** Анализ методик неразрушающих испытаний бетона конструкций по действующим государственным стандартам и нормам Евросоюза / Д. Ю. Снежков, С. Н. Леонович, А. В. Вознищик // Наука и техника. – 1993. – № 2. – С. 33–39.
2. **Лапчинский, А. К.** Эксплуатационная надежность железобетонных безраскосых ферм / А. К. Лапчинский // Архитектура и строительство. – 2005. – № 1. – С. 114–116.
3. **Блещик, Н. П.** К вопросу о контроле прочности бетона в свете требований ГОСТ 18105–86 и общеевропейского стандарта EN 206-1: 2001 / Н. П. Блещик, В. В. Тур, В. В. Кравченко // Строительная наука и техника. – 2005. – № 1. – С. 53–61.
4. **Новая система стандартов по правилам контроля прочности бетонов / М. И. Бруссер [и др.]** // Бетон и железобетон. – 1984. – № 2. – С. 32–33.
5. **Neville, A. M.** Wlasciwosci Betonu / A. M. Neville. – Warszawa: Wydanie Czwarte, 1977. – 875 p.
6. **Korzewka, S.** Wztrzymalosc Gwarantowana Betonow Produkowanych w Zaklach Prefabrykacji. XX Konferencja Nankowa KJJIW PАН I KN PZJTБ / S. Korzewka, J. Mames. – Krakow, 1974.
7. **Бетоны** конструкционные тяжелые: СТБ 1544–2005. – Минск: Минстройархитектуры, 2005. – С. 17.
8. **Новицкий, П. В.** Оценка погрешностей результатов измерений / П. В. Новицкий, И. А. Зограф. – Л.: Энергоатомиздат, 1985. – С. 248.
9. **Хастингс, Н.** Справочник по статистическим распределениям / Н. Хастингс, Дж. Пикок. – М.: Статистика, 1980. – С. 96.
10. **Способ** определения минимального количества испытаний строительного материала или изделия: пат. 15735 Респ. Беларусь / С. Н. Осипов, В. М. Пилипенко. – заявл. 12.12.2007; опубл. 19.11.2008 // Афіцыйны бюл. / Нац. цэнтр інтэлектуал. уласнасці.
11. **Браунли, К. А.** Статистические исследования в производстве / К. А. Браунли; под ред. А. Н. Колмогорова. – М.: Изд-во иностр. лит., 1949. – 228 с.

12. Ван дер Варден, Б. Л. Математическая статистика / Б. Л. Ван дер Варден. – М.: Изд-во. иностр. лит., 1960. – 434 с.

REFERENCES

1. **Snezhkov, D. Yu.**, Leonovich, S. N., & Voznischik, A. V. (1993) Analysis of Methods for Non-Destructive Tests of Concrete Structures in Accordance with Existing State Standards and Norms of European Union. *Nauka i Tekhnika* [Science and Technology], 2, 33–39 (in Russian).
2. **Lapchinsky, A. K.** (2005) Operational Reliability of Reinforced Concrete Open-Frame Girders. *Arkhitektura i Stroitelstvo* [Architecture and Construction], 1, 114–116 (in Russian).
3. **Bleschik, N. P.**, Tur, V. V., & Kravchenko, V. V. (2005) To Problem on Concrete Strength Control in View of the Requirements of GOST 18105–86 and European Common Standard EN 206-1: 2001. *Stroitel'naya Nauka i Tekhnika* [Construction Science and Equipment], 1, 53–61 (in Russian).
4. **Brusser, M. I.** (1984) New Standard System on Regulations for Concrete Strength Control. *Beton i Zhelozobeton* [Concrete and Reinforced Concrete], 2, 32–33 (in Russian).
5. **Neville, A. M.** (1977) *Wlasciwosci Betonu*. Warszawa, Wydanie Czwarte. 875 p.
6. **Korzewka, S.**, & Mames, J. (1974) *Wztrzymalosc Gwarantowana Betonow Produkowanych w Zaklachs Prefabrykacji*. XX Konferencija Nankowa KJJIW PAH I KN PZJTБ. Krakow.
7. **Heavy Structural Concrete**. STB 1544–2005. Minsk, Minskstroyarkhitektury, 2005. 17 p. (in Russian).
8. **Novitsky, P. V.**, & Zograf, I. A. (1985) *Evaluation of Errors in Measuring Results*. Leningrad, Energoatomizdat. 248 p. (in Russian).
9. **Hastings, N.**, & Peacock, J. (1980) *Reference Book on Statistical Distributions*. Moscow, Statistika. 96 p. (in Russian).
10. **Osipov, S.N.**, & Pilipenko, V. M. (2012) *Method for Determination of Minimum Number of Tests for Construction Material or Product*. Patent Republic of Belarus No 15735 (in Russian).
11. **Brownlee, K. A.** (1949) *Statistical Investigations in Production*. Moscow: Publishing House of Foreign Literature. 228 p. (in Russian).
12. **Van der Waerden, B. L.** (1960) *Mathematical Statistics*. Moscow: Publishing House of Foreign Literature. 434 p. (in Russian).

Поступила 04.01.2014

УДК 624.9

СТОХАСТИЧЕСКИЙ ПОДХОД К ОЦЕНКЕ НАДЕЖНОСТИ И ОСТАТОЧНОГО РЕСУРСА ТРАНСПОРТНЫХ СООРУЖЕНИЙ

РЯБЦЕВ В. Н.

Белорусский национальный технический университет

E-mail: grieves@yandex.ru

Для достижения обеспечения максимальной эффективности инвестирования в эксплуатацию транспортной сети необходимо как можно более точно оценить надежность и остаточный ресурс сооружений. Применяемые в настоящее время в Республике Беларусь критерии остаточного ресурса для транспортных сооружений не позволяют выполнить ее с достаточной степенью объективности.

В статье предлагается применить в качестве критерия оценки технического состояния транспортных сооружений и остаточного ресурса величину снижения их надежности в процессе эксплуатации. Нормативные документы, регламентирующие процедуру оценки технического состояния транспортных сооружений, предусматривают выполнение прочностных расчетов конструкций по проектным данным. Такой подход для эксплуатируемых сооружений является слишком оторванным от реальности, поскольку транспортные нагрузки имеют большой статистический разброс, характеризуются цикличностью, носят динамический характер, могут перемещаться вдоль и поперек сооружения, изменяются во времени как в краткосрочной, так и в долгосрочной перспективе.

С введением в действие на территории Беларуси СТБ ISO 2394–2007 «Надежность строительных конструкций» открылась техническая возможность для перехода от детерминистического подхода к оценке надежности и технического состояния эксплуатируемых сооружений (рассматривающего виртуальное воздействие на реальное сооружение условной проектной нагрузки) к вероятностному подходу (оперирующему с воздействиями реальных нагрузок в определенный период времени, которые могут быть определены экспериментально). Применение параметра надежности, определенного вероятностным методом, в качестве критерия остаточного ресурса транспортных сооружений позволит значитель-