– разработка государственной программы научных исследований и исследовательско-конструкторских разработок по приоритетным направлениям технологий водоподготовки и улучшения качества питьевой воды.

Проведение вышеназванных мероприятий позволит улучшить состояние в области водообеспечения населения Кыргызской Республики чистой питьевой водой и решить вопросы удаления и очистки использованных сточных вод и их дальнейшей утилизации. Все это улучшит санитарно-эпидемиологическое состояние в части обеспечения населения Кыргызской Республики чистой питьевой водой и значительно улучшит экологическое состояние водных ресурсов страны.

Список использованной литературы:

1. Абдурасулов И., Токтошев А.С., Мамбетова Р.Ш. Обеспечение населения сельской местности Кыргызской Республики питьевой водой. «Яковлевские чтения». IX научно-техническая конференция. Сборник докладов (Москва. 18-19 марта 2014 г.). Москва: МГСУ, 2014.- с.48.
2. Абдурасулов И. Водообеспечение и очистка сточных вод Кыргызской Республики. Монография. Издательство «Илим», Бишкек. 1994 г. Часть 1. с. 89.Часть 2. с. 397.
3. Указ Президента Кыргызской Республики от 27 сентября 2013 года УП№194 о внесении дополнений в «Национальную Стратегию устойчивого развития Кыргызской Республики на период 2013-2017 годы».
4. Исаев В.Н., Пугачев Е.А. Социальные аспекты водопользования. Учебное пособие. ФГГОУ ВПО «МГСУ» 2011г. Стр.154.

УДК 006.9

Назаров Николай Григорьевич
д.т.н., профессор, ведущий научный
сотрудник АО «ЦНИИ ЭИСУ»
г. Москва, РФ
E-mail: nazarov.ng@mail.ru
Зеленкова Марина Викторовна
к.т.н., научный сотрудник ФГУП «ВНИИМС»
г. Москва, РФ
E-mail: viz_zelen@rambler.ru

СРАВНИТЕЛЬНЫЙ АНАЛИЗ ЭКСПЕРИМЕНТАЛЬНОЙ ОЦЕНКИ КАЧЕСТВА ПАРТИИ ОДНОРОДНЫХ ИЗДЕЛИЙ С ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ СЛУЧАЙНЫХ ОДНОКРАТНОЙ И ПОСЛЕДОВАТЕЛЬНОЙ ВЫБОРОК С УЧЕТОМ СТЕПЕНИ РИСКА

Аннотация

Изделия и продукция, ориентированная на массового покупателя, поступает в супермаркеты и на рынки (потребители) большими партиями. Поскольку не существует идеальных технологических процессов производства изделий в технологической партии всегда присутствуют дефектные изделия. Обозначим такую партию (N, x_i), где N –объем партии, $x_i = i/N$ – уровень дефектности партии, i – количество дефектных изделий в партии.

Потребитель партии соглашается купить партию, удовлетворяющую отношению $x_i \le x^* << 1$. Выполнение этого условия гарантируется сертификатом, выданным сертификационным центром, в котором была выполнена экспериментальная оценка качества партии по условию $x_i \le x^* << 1$. Поскольку

сплошной контроль качества изделий является очень затратным, то оценка качества партии реализуется с использованием случайных выборок изделий из партии ограниченного объема n по условию $n << N$.

В статье выполнен сравнительный анализ по критерию объема выборки: однократная выборка и последовательная выборка при одинаковых ограничениях на вероятности ошибок 1-го и 2-го рода.

Ключевые слова

Уровень дефектности, случайная однократная выборка, случайная последовательная выборка, вероятности ошибок 1-го и 2-го рода, оперативная характеристика.

1. Алгоритм формирования оптимального плана экспериментальной оценки качества партии с использованием случайной однократной выборки.

Введем альтернативные гипотезы:

$$\begin{aligned} &H_0: \quad x_i \le x^* - \text{годная партия } (\textit{гипотеза } H_0), \\ &H_1: \quad x_i > x^* - \text{дефектная партия } (\textit{гипотеза } H_1) \end{aligned} \qquad (1)$$

Оценка гипотез (1) реализуется решающей функцией стандартного вида

$$r(u) = \begin{cases} 0, \text{если } u \le u_0 \text{ - принимаетс я гипотеза } H_0, \\ 1, \text{если } u > u_0 \text{ - принимаетс я гипотеза } H_1, \end{cases} \qquad (2)$$

где u_0 - $const$ - параметр решающей функции,

u - возможное значение случайной величины U.

Обозначим реализацию случайной однократной выборки объема $n\,(n, k)$, где k - количество дефектных изделий. При оценке качества изделий используется усиленный контроль изделий в выборке, обеспечивающий пренебрежимо малые вероятности ошибок 1-го и 2-го рода. По множеству реализаций количество дефектных изделий является случайным числом K, имеющим гипергеометрический закон распределения [1, с.34, 35]. Первые два центральных момента этого распределения имеют следующие выражения

$$\left.\begin{aligned} &M[K] = nx_i = m_k(n, x_i) && \text{- математическое ожидание,} \\ &\sigma_k(x_i, n, N) = \sqrt{n}x_i \sqrt{(1/x_i - 1)(1 - n/N)} && \text{- среднее квадратическое отклонение (СКО).} \end{aligned}\right\} \qquad (3)$$

При выполнении определенных условий [2, с.110], а именно: $0{,}1 < x_i < 0{,}9$; $n > 30$ и $n/N < 0{,}1$ существует эквивалентное гипергеометрическому гауссовское распределение по условию равенства их математического ожидания $m_k(n, x_i)$ и СКО $\sigma_k(x_i, n, N)$. Воспользовавшись этим распределением, в качестве аргумента решающей функции (2) примем случайную величину

$$U = \frac{K}{\sigma_k(x_i.n, N)} = \frac{m_k(n, x_i) + \overset{\circ}{K}}{\sigma_k(x_i.n, N)} = \frac{nx_i + \overset{\circ}{K}}{\sqrt{n}x_i\sqrt{(1/x_i - 1)(1 - n/N)}} = m_k(n, x_i) + \overset{\circ}{U}$$

где
$$m_k(n, x_i) = \left.\frac{nx_i}{\sqrt{n}x_i\sqrt{\left(\frac{1}{x_i} - 1\right)\left(1 - \frac{n}{N}\right)}}\right|_{\frac{n}{N} < 0{,}1} \approx \sqrt{n}\frac{1}{\sqrt{\left(\frac{1}{x_i} - 1\right)0{,}95}}, \qquad (4)$$

$\overset{\circ}{U} = \dfrac{\overset{\circ}{K}}{\sigma_k(n, x_i, N)}$ – центрированная составляющая случайной величины U с дисперсией $D_u = 1.$

Обозначим плотность гауссовского распределения случайной величины U как $f(u; m_k(n, x_i); 1)$. Поскольку $K > 0$, то $U > 0$.

Определим вероятность случайного события $U < u_0$.

$$P(U \le u_0) = \int_0^{u_0} f(u; m_k(n, x_i); 1)du = \int_{-m_k(n,x_i)}^{u_0 - m_k(n,x_i)} f(u; 0,1)du =$$

$$= \Phi(u_0 - m_k(n, x_i)) - \Phi(-m_k(n, x_i)) = \Phi(m_k(n, x_i)) + \Phi(u_0 - m_k(n, x_i)),$$

где $\Phi(\cdot)$ – функция Лапласа. После подстановки выражения (4) получим

$$P(U \le u_0) = \Phi\left(\sqrt{n}\left((1/x_i - 1)0{,}95\right)^{-1/2}\right) + \Phi\left(u_0 - \sqrt{n}\left((1/x_i - 1)0{,}95\right)^{-1/2}\right) = L(x_i/n, u_0) \quad (5)$$

В таблице 1 приведены значения первого слагаемого выражения (5) при следующих исходных данных: $n = 35; \quad 40 > 30, \quad x_i = 0{,}8 < 0{,}9$ и $x_i = 0{,}2 > 0{,}1.$

Таблица 1

Таблица значений величин $m_k(n, x_i)$, $\Phi(\cdot)$

n	35		40	
x_i	0,8	0,2	0,8	0,2
$m_k(n, x_i)$	11,84	2,96	12,64	3,16
$\Phi(\cdot)$	0,5	0,48	0,5	0,5

Из данных таблицы 1 следует, что первое слагаемое в выражении (5) можно принять равным 0,5. Тогда выражение (5) как функция аргумента x_i запишется в следующем виде

$$L(x_i/n, u_0) = 0{,}5 + \Phi\left(u_0 - \sqrt{n}\left((1/x_i - 1)0{,}95\right)^{-1/2}\right) \quad (6)$$

Функция (6) назвается гауссовская оперативная характеристика решающей функции (2), где пара элементов (n, u_0) образует план экспериментальной оценки качества партии. План (n, u_0) однозначно воспроизводит оперативную характеристику, значения которой определяют вероятность принять гипотезу H_0 для $\forall x_i \in [0,1]$.

Оперативная характеристика обладает следующими свойствами:

- монотонно убывает с возрастанием аргумента от единицы до нуля;
- имеет точку перегиба.

На интервале гипотезы H_0 значения оперативной характеристики определяют вероятность принять гипотезу H_0, а ее дополнение до единицы – вероятность оценить гипотезу H_0 как гипотезу H_1, т.е.

$$\alpha(x_i / H_0) = 1 - L(x_i/n, u_0)\Big|_{x_i \le x^*} \quad (7)$$

–условная относительно аргумента x_i вероятность ошибки 1-го рода.

На интервале гипотезы H_1 значения оперативной характеристики определяет вероятность оценить гипотезу H_1 как гипотезу H_0, т.е.

$$\beta(x_i / H_1) = L(x_i / n, u_0)\Big|_{x_i > x^*} \tag{8}$$

– условная относительно аргумента x_i вероятность ошибки 2-го рода.

Из выражений (7) и (8) следует условие

$$\alpha(x_i / H_0)\Big|_{x_i = x^*} + \beta(x_i / H_1)\Big|_{x_i = x^*} \approx 1,$$

которое означает, что при $x_i = x^*$ и малой окрестности точки x^* невозможно одновременно ограничить вероятности (7) и (8) малыми значениями. Поэтому допустимы только ограничения следующего вида

$$\left.\begin{aligned} &\alpha(x_i / H_0^*) \le \alpha_0) << 1, \\ &\beta(x_i / H_1^*) \le \beta_0 << 1, \end{aligned}\right\} \tag{9}$$

где $H_0^* : x_i \le x_0 = x^*(1 - \xi_0),\ 0 < \xi_0 < 1,\ H_1^* : x_i \ge x_1 = x^*(1 + \xi_1),\ \xi_1 > 0.$ (10)

Эти ограничения можно заменить эквивалентными ограничениями для оперативной характеристики.

$$\left.\begin{aligned} &L(x_i / n, u_0)\Big|_{x_i \le x_0} \ge 1 - \alpha_0, \\ &L(x_i / n, u_0)\Big|_{x_i \ge x_1} \le \beta_0. \end{aligned}\right\} \tag{11}$$

Если в условиях (11) оставить только знаки равенства, то оперативная характеристика пройдет через точки с координатами $(x_0, 1 - \alpha_0)$ и (x_1, β_0) т. е. эти точки определяются двумя парами величин (α_0, ξ_0) и (β_0, ξ_1). Воспользовавшись равенствами в (11) и выражением (6), получим уравнения

$$\left.\begin{aligned} &\Phi\Big(u_0 - \sqrt{n}\big((1/x_0 - 1)0{,}95\big)^{-1/2}\Big) = 0{,}5 - \alpha_0, \\ &\Phi\Big(\sqrt{n}\big((1/x_1 - 1)0{,}95\big)^{-1/2} - u_0\Big) = 0{,}5 - \beta_0 \end{aligned}\right\} \tag{12}$$

Перейдем к уравнениям для квантилей

$$\left.\begin{aligned} &u_0 - \sqrt{n}\big((1/x_0 - 1)0{,}95\big)^{-1/2} = t_{0{,}5-\alpha_0}, \\ &\sqrt{n}\big((1/x_1 - 1)0{,}95\big)^{-1/2} - u_0 = t_{0{,}5-\beta_0} \end{aligned}\right\} \tag{13}$$

где $t_{0,5-\alpha_0}, t_{0,5-\beta_0}$ – квантили функции Лапласа, соответствующие значениям $0{,}5 - \alpha_0$ и $0{,}5 - \beta_0$.

Суммируя левые и правые части уравнений (13) и разрешая полученное уравнение относительно $\sqrt{n}$ определим

$$\sqrt{n} = \frac{t_{0{,}5-\alpha_0} + t_{0{,}5-\beta_0}}{\big((1/x_1 - 1)0{,}95\big)^{-1/2} - \big((1/x_0 - 1)0{,}95\big)^{-1/2}} = \lambda_0(\alpha_0, \beta_0) = \lambda_0(\cdot),\ \hat{n}(\cdot) = \left[\lambda_0^2(\cdot)\right]^+ \tag{14}$$

где знак «+» означает округление значения до ближайшего большого целого числа.

Параметр плана u_0 определяется по любому из уравнений (13)

$$\hat{u}_0(\alpha_0, \beta_0) = t_{0{,}5-\alpha_0} + \frac{\lambda_0(\cdot)}{\sqrt{(1/x_0 - 1)0{,}95}} = \frac{\lambda_0(\cdot)}{\sqrt{(1/x_1 - 1)0{,}95}} - t_{0{,}5-\beta_0} = \hat{u}_0(\cdot) \tag{15}$$

Оптимальный план $[\hat{n}(\cdot), \hat{u}_0(\cdot)]$ гарантирует выполнение условий (9) при минимальном объеме случайной однократной выборки.

Пример 1. Исходные данные: $x^* = 0{,}2$, $\alpha_0, \beta_0 = 0{,}1$; $\xi_0, \xi_1 = 0{,}2$.

Используя эти данные и уравнения (14), (15), получим следующий оптимальный план экспериментальной оценки качества партий $[\hat{n}(\cdot), \hat{u}_0(\cdot)] = [392; 10, 15]$. Проверка правильности значений параметров плана выполняется на основе выражения (6) для плана $[\hat{n}(\cdot), \hat{u}_0(\cdot)]$.

Оперативная характеристика (6) позволяет определить значения вероятностей принять гипотезу H_0 в дискретных точках $x_i = 0, x_0, x^*, x_1$. В этом перечне отсутствует точка x_2, в которой функция (6) принимает значение близкое к нулю. Выражение, определяющее эту точку, является решением уравнения $0{,}5 + \Phi\left(\hat{u}_0(\cdot) - \lambda_0(\cdot) \big/ \sqrt{(1/x_i - 1)0{,}95}\right) = \varepsilon <<< 1$

и имеет следующий вид [1, с.41]

$$x_2 = \frac{1}{1 + \left(\dfrac{\lambda_0(\cdot)}{t_{0,5-\varepsilon} + \hat{u}_0(\cdot)}\right)^2 \dfrac{1}{0{,}95}} \tag{16}$$

В таблице 2 представлены значения оперативной характеристики соответствующей плану $[\hat{n}(\cdot), \hat{u}_0(\cdot)]$ в указанных точках: $x_i = 0, x_0, x^*, x_1, x_2$.

Таблица 2.

Таблица значений $L(\cdot)$

x_i	0	x_0	x^*	x_1	x_2
	0	0,16	0,20	0,24	0,30
$L(x_i / 392; 10{,}15)$	1,0	0,9	0,5	0,1	0,001

На основе данных таблицы 2 легко строится график оперативной характеристики $L\left(x_i / \hat{n}(\cdot), \hat{u}_0(\cdot)\right)$, который на интервале $x_i \in (0{,}30; 1]$ равен нулю. Это означает, что на этом интервале вероятность оценить партию (N, x_i), как годную (принять гипотезу H_0) равна нулю и, следовательно, такие партии не попадут потребителю.

2. Алгоритм формирования оптимального плана экспериментальной оценки качества партии с использованием случайной последовательной выборки.

Из партии (N, x_i) случайным образом извлекаются изделия $a_1, a_2, \ldots, a_k$. Такая выборка называется последовательной. Обозначим её (k, i_k), где i_k - количество дефектных изделий. Все изделия выборки подвергаются усиленному контролю качества, обеспечивающему столь малые вероятности ошибок 1-го и 2-го рода, что ими можно пренебречь. Параметр i_k используется в качестве аргумента решающей функции, которая имеет следующий вид

$$r(i_k) = \begin{cases} 0, \text{если } i_k \le a + ck \text{ (принимается гипотеза } H_0\text{)}, \\ 1, \text{если } i_k \ge b + ck \text{ (принимается гипотеза } H_1\text{)}, \\ r_{k+1}, \text{ если } a + ck < i_k < b + ck, \; k = 1,2,\ldots, \end{cases} \tag{17}$$

где (a, b, c) – последовательный план оценки качества партии с использованием случайной последовательной выборки [1, с.69, 70, 71],

$$\left.\begin{aligned}
&a=\frac{\ln\left(\dfrac{\beta_0}{1-\alpha_0}\right)}{W(x_0,x_1)}=a(\alpha_0,\beta_0)<0,\\
&b=\frac{\ln\left(\dfrac{1-\beta_0}{\alpha_0}\right)}{W(x_0,x_1)}=b(\alpha_0,\beta_0)>0,\\
&c=\left(1+\frac{\ln\frac{x_1}{x_0}}{\ln\frac{1-x_0}{1-x_1}}\right)^{-1} - \text{не зависит от } \alpha_0,\beta_0,\\
&W(x_0,x_1)=\ln\frac{x_1(1-x_0)}{x_0(1-x_1)}>0 \text{ - не зависит от } \alpha_0,\beta_0,
\end{aligned}\right\} \qquad (18)$$

$a+ck$ - приемочная граница,

$b+ck$ - браковочная граница,

$\vec{r}_{k+1}$ - решение о выборе из партии случайным образом следующего a_{k+1} изделия.

$x_0 = x^*(1-\xi_0),\ x_1 = x^*(1+\xi_1).$

Рассмотрим реализации (k,i_k), на которых принимаются решения о годности или дефектности партии. По множеству таких реализаций индекс k является случайным числом K. Его математическое ожидание обозначим $m_k(x_i/\alpha_0,\ \beta_0)=m_k(x_i)=m_k(\cdot)$. Оно зависит от ограничений α_0, β_0. В работе [3] доказано, что с вероятностью единица процесс контроля партии закончится при конечном объеме последовательной выборки даже при условии $N=\infty$. Это означает, что все реализации (k,i_k) имеют конечный объем n, следовательно, $m_k(\cdot)$ - конечная величина.

Пример 2. Определим план $(\hat{a},\hat{b},\hat{c})$ при исходных данных примера 1, а именно: $x^*=0{,}2$; $\alpha_0=\beta_0=0{,}1$; $\xi_0=\xi_1=0{,}2$.

Расчеты, выполненные по выражениям (18) дали следующие результаты: $\hat{a}=-4{,}394$, $\hat{b}=-\hat{a}=4{,}394$, $\hat{c}=0{,}2=x^*$. Таким образом, оптимальный последовательный план $(\hat{a},\hat{b},\hat{c})=(-4{,}394;\ 4{,}394;\ 0{,}2)$.

Оперативная характеристика последовательного плана имеет следующий вид [1, с.73].

$$L(x_i/a,b,c)=\begin{cases}\dfrac{\left(\frac{\alpha_0}{1-\beta_0}\right)^h-1}{\frac{\alpha_0\beta_0}{[(1-\alpha_0)(1-\beta_0)]^h-1}}, \text{если } x_i\neq c,\\[2ex] \dfrac{\ln\left(\frac{\alpha_0}{1-\beta_0}\right)}{\ln\left[\frac{\alpha_0\beta_0}{[(1-\alpha_0)(1-\beta_0)]}\right]}, \text{если } x_i=c,\end{cases} \qquad (19)$$

где $h=\Psi^{-1}(x_i)$,

$$x_i = \Psi(h) = \begin{cases} \left[\left((1-x_0)/(1-x_1)\right)^h - 1\right] / \left[\left[x_i(1-x_0)/\left[x_0(1-x_1)\right]\right]^h - 1\right], \text{если } h \neq 0, \\ c, \text{если } x_i = c. \end{cases} \quad (20)$$

Для частного случая $\alpha_0 = \beta_0$ при $x_i \neq c$ оперативная характеристика запишется в виде [1, с. 75].

$$L(x_i/a,b,c) = \left[(\alpha_0/(1-\alpha_0))^h + 1\right]^{-1} = l \quad (21)$$

Решение этого уравнения относительно $h(l)$ будет иметь следующий вид

$$h(l) = \ln(1/l - 1)/\ln(\alpha_0/(1-\alpha_0)) \quad (22)$$

Значение x_2 определяется по выражению (20) при $h = h(l)$, где $l <<< 1\,(l \approx 0)$.

Обозначим $x_2 = \arg L(x_i/\hat{a}, \hat{b}, \hat{c}) = \varepsilon <<< 1\,(\varepsilon \approx 0)$. Тогда получим

$$L(x_i/\hat{a}, \hat{b}, \hat{c})\Big|_{x_i=0} \approx 1{,}0, \qquad L(x_i/\hat{a}, \hat{b}, \hat{c})\Big|_{x_i=x_2} = 0 \quad (x_i \in (x_2, 1]). \quad (23)$$

Математическое ожидание $m_k(x_i)$ зависит от оперативной характеристики и имеет следующее выражение [1, с.74, 75]

$$m_k(x_i) = \begin{cases} \left[b-(b-a)\cdot L(x_i/a,b,c)\right]/(x_i - c), \text{ если } x_i \neq c, \\ ab/\left[c(c-1)\right], \text{ если } x_i = c, \end{cases} \quad (24)$$

где $\max m_k(x_i)\big|_{x_i=c} = a\cdot b/(c(c-1)) = m_k(c)$.

С учетом отношений (23) правую часть равенства (24) можно записать в виде

$$m_k(x_i) = \begin{cases} -a/c, \text{если } x_i = 0, \\ ab/\left[c(c-1)\right], \text{если } x_i = c, \\ b/(x_2 - c), \text{если } x_i = x_2. \end{cases} \quad (25)$$

В таблице 3 приведены результаты расчетов по заданным значениям оперативной характеристики для последовательного плана $(\hat{a}, \hat{b}, \hat{c})$ значения параметров: $h(l)$, x_i, $m_k(x_i)$, определенные по зависимостям соответственно (22), (20), (24).

Таблица 3.

Таблица значений величин $h(l)$, x_i, $m_k(x_i)$

$L(x_i/\hat{a}, \hat{b}, \hat{c}) = l$	0,999	0,9	0,5	0,1	0,001
$h(l)$	3,16	1,0	0	-1,0	-3,14
x_i	0,094	$x_0 = 0{,}16$	$x^* = 0{,}20$	$x_1 = 0{,}24$	$x_2 = 0{,}34$
$m_k(x_i)$	21,75	87,5	118,27	87,0	31,1

Из анализа данных этой таблицы и таблицы 2 следует:

– во-первых, $L(x_i/\hat{a}, \hat{b}, \hat{c}) \approx L(x_i/\hat{n}(\cdot), \hat{u}_0(\cdot))$, т.е. оперативная характеристика для последовательного плана $(\hat{a}, \hat{b}, \hat{c})$ эквивалентна оперативной характеристике однократного плана $[\hat{n}(\cdot), \hat{u}_0(\cdot)]$;

– во-вторых, математическое ожидание случайной последовательной выборки $m_k(x_i)$ возрастает с ростом аргумента x_i, достигает максимального значения при $x_i = c$, а затем монотонно убывает до минимального значения при $x_i = x_2$;

– в третьих, по второму из условий (23) оперативная характеристика $L\left(\hat{a}, \hat{b}, \hat{c}\right)\Big|_{x_i > x_2} = 0$, что означает, что партии (N, x_i), $x_i \in (x_2, 1]$ не попадут к потребителю;

– в четвертых, последовательный план контроля партии $(\hat{a}, \hat{b}, \hat{c})$ по сравнению с однократным планом $[\hat{n}(\cdot), \hat{u}_0(\cdot)]$ всегда обеспечивает условие $m_k(x_i) < \hat{n}(\cdot)$ и, следовательно, использование случайной последовательной выборки значительно сокращает затраты на экспериментальную оценку качества технологической партии.

Список использованной литературы:

1. Назаров Н.Г. Методы экспериментальной оценки качества партии изделий с учетом степени риска: учебное пособие. М: Изд-во МГТУ им. Н.Э. Баумана, 2015.
2. Хане-Йоахим Миттаг, Хорст Ринне. Статистические методы обеспечения качества. /Пер. с нем./ М.: Машиностроение, 1995.
3. Вальд А. Последовательный анализ. М.: Физматгиз, 1960.

УДК 624.071

Насриддинов Мухаммад Махмутжанович,
Доц. каф. «Производство строительных материалов, изделий и конструкций»
Мартазаев Абдурасул Шукириллаевич,
Ваккасов Хайрулло Сайфуллахонович
Ассистенты кафедры «Строительство зданий и сооружений»
Наманганский инженерно-педагогический институт,
г. Наманган,Узбекистан
ravshanbek.mavlonov@gmail.com

ТРЕЩИНОСТОЙКОСТЬ И ПРОЧНОСТЬ НАКЛОННЫХ СЕЧЕНИЙ ИЗГИБАЕМЫХ ЭЛЕМЕНОВ ИЗ БЕТОНА НА ПОРИСТЫХ ЗАПОЛНИТЕЛЯХ ИЗ ЛЁССОВИДНЫХ СУГЛИНКОВ И ЗОЛЫ ТЭС

Аннотация

В статье приведены результаты исследований по определению прочности и трещиностойкости наклонных сечений изгибаемых элементов из бетона на пористых заполнителях из лёссовидных суглинков и золы ТЭС.

Ключевые слова

Лессовидные суглинки, пористые заполнители, золы ТЭС, лёгкий бетон, наклонные сечения, прочность деформация, изгибаемый момент, балка, предел текучести, поперечная сила.

В НамМПИ разработаны составы бетона на пористых заполнителях из лессовидных суглинков и золы ТЭС прочностью 25…40 МПа плотностью 1600-1800 кг/м^3. Исследования прочностных и деформативных свойств такого бетона, а также работы нормальных сечений изгибаемых элементов из него выявили ряд особенностей, которые необходимо учитывать при проектировании. Следовало ожидать, что и в работе наклонных сечений должны также иметь место отличия. СНиП 2.03.01-96. для бетонов на мелких пористых