

Міжнародної наук.-практ. конф.: (7-8 вересня 2014 р, Харків). Харків: УКР-НДІЕП, 2014. С. 164-172.

17. Программа проведения комплексного мониторинга компонентов природной среды на территории прохождения канала «Бутынский» в условиях транспортировки по нему шахтных вод в период строительства шах. «Любелская» № 1-2 с рекомендациями обустройства пунктов наблюдений. Харьков: УКРНИИЭП. 2011. 40 с.

Маркина Н.К., Доценко Е.А. ОСОБЕННОСТИ И ЭКОЛОГИЧЕСКОЕ ОБОСНОВАНИЕ ОТВЕДЕНИЯ ШАХТНЫХ ВОД НА ЭТАПЕ ПРОХОЖДЕНИЯ СТВОЛОВ В ПЕРИОД СТРОИТЕЛЬСТВА УГЛЕДОБЫВАЮЩЕЙ ШАХТЫ. Рассмотрены и проанализированы оптимальные варианты системы водоотведения шахтной воды на период проходки стволов угледобывающей шахты «Любелская» №1-2 Львовско-Волынского каменноугольного бассейна. Путем расчетов выполнены: выбор и экологическое обоснование вариантов отведения возвратных шахтных вод в канал осушительной системы «Бутынский»; расчет необходимого количества дождевых и дренажных вод для разбавления шахтных вод перед отведением в

осушительную систему. Обоснована схема отведения разбавленных шахтных вод по каналу «Бутынский» в реку Рата (левый приток трансграничной реки Западный Буг).

Ключевые слова: строительство угледобывающей шахты, шахтные воды, система регулируемого сброса шахтных вод.

Markina N.K., Dotsenko E.A. FEATURES AND ENVIRONMENTAL SUBSTANTIATION OF THE DISPOSAL OF MINE WATER AT THE STAGE OF TRACKING THE RODS DURING THE CONSTRUCTION OF CARBON MINE. Considered and analyzed the best options for drainage system of mine water for the period of penetration of the shafts of the coal mine «Lyubelskaya» № 1-2 of the Lviv-Volyn coal basin. The following calculations were carried out: selection and environmental justification of options for the discharge of returnable mine water into the canal of the Butynsky drainage system; calculating the required amount of rain and drainage water to dilute mine water before discharge into the drainage system. The scheme of diversion of diluted mine waters along the «Butynsky» canal into the Rata River (the left tributary of the transboundary Western Bug River) has been substantiated.

Key words: construction of a coal mine, mine waters, a system of controlled discharge of mine waters.

DOI: 10.29295/2311-7257-2019-96-2-311-317

УДК 504.4.054

Проскурнин¹ О.А., Захарченко² Н.И., Комаристая³ Б.Н., Бендюг³ В.И.

¹НИУ «Украинский НИИ экологических проблем»

(ул. Бакулина, 6, Харьков, 61002, Украина; e-mail: oaproskurnin@mail.ru;

orcid.org/0000-0001-9774-9306)

²Национальный аэрокосмический университет «ХАИ» им. Н.Е. Жуковского

(ул. Чкалова, 17, Харьков, 61070, Украина; orcid.org/0000-0002-7179-8940)

³Национальный технический университет Украины «Киевский политехнический институт им. Игоря Сикорского»

(пр. Победы, 37, Киев, 03056, Украина; e-mail: angel2nika@gmail.com, Vladys77@gmail.com;
orcid.org/0000-0001-9542-6597, orcid.org/0000-0003-3295-4637)

НОРМИРОВАНИЕ СОСТАВА СТОЧНЫХ ВОД С ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ НЕПАРАМЕТРИЧЕСКИХ СТАТИСТИЧЕСКИХ МЕТОДОВ

Обосновывается проблема обеспечения экологической безопасности сбросов сточных вод в водный объект при наличии стохастической зависимости между концентрациями загрязняющих веществ в сточных водах после их очистки. Данная зависимость обусловлена как технологией самого производства, так и технологией очистки сточных вод. В статье описан способ решения данной задачи, в основе которого лежит построение регрессионной зависимости между концентрациями. При этом предлагается строить регрессионную функцию с использованием метода статистических

испытаний (метода Монте-Карло). Достоинством данного метода является его принадлежность к группе непараметрических методов статистики. По указанной причине надежность метода не зависит от закона вероятностного распределения концентраций рассматриваемых веществ в сточных водах. Это особенно важно при малых объемах выборки наблюдений, когда невозможна высокой надежностью проверка гипотезы о вероятностном распределении концентраций веществ в сточных водах. В статье приведен демонстрационный расчет для сброса сточных вод предприятия «Сумыхимпром» в реку Псел. Рассматривались два вещества: нитраты и азот аммонийный. Показано, что расчет допустимого сброса сточных вод разработанным методом обеспечивает не превышение допустимых концентраций загрязняющих веществ в водном объекте с надежностью 95 %. При этом расчет допустимого сброса, выполненный в соответствии с действующей методикой, приводит к риску наднормативного загрязнения водного объекта.

Ключевые слова: водный объект, сточные воды, загрязняющее вещество, допустимый сброс, функция регрессии, непараметрический метод статистики.

С целью недопущения загрязнения водных объектов (ВО) сточными водами (СВ) выше безопасного уровня в Украине, как и в ряде других постсоветских стран, разрабатываются и утверждаются нормативы предельно допустимых сбросов (ПДС) загрязняющих веществ [1]. Методической основой расчета ПДС является «Инструкция по разработке ПДС...» [2].

Разработка норм водоотведения включает в себя расчет допустимого состава СВ путем решения задачи, обратной задаче прогнозирования качества воды ВО: рассчитываются концентрации веществ в СВ, не приводящие к превышению законодательно утвержденных предельно допустимых концентраций (ПДК) веществ в ВО. При этом серьезным недостатком существующей методологической базы нормирования является то, что в ней не учитывается возможная взаимозависимость концентраций веществ в СВ на выходе из очистных сооружений (ОС). Данное обстоятельство может привести к технологически недостижимому результату расчета: сочетание концентраций веществ в СВ окажется нереальным для условий конкретного производства и имеющихся в наличии ОС. Помимо функциональной, зависимость концентраций веществ на выходе из ОС может носить и стохастический (вероятностный) характер. Подобная зависимость возникает в силу комплексного характера очистки СВ (одновременной очистки по нескольким показателям), а также в силу наличия ряда случайных природных и технических факторов, влияющих на эффективность очистки [3].

В работе [4] рассматривалось решение задачи нормирования при наличии стохастической взаимозависимости между концентрациями двух веществ в СВ. Однако, предлагаемый алгоритм решения основывался на традиционных методах статистики, которые надежны лишь в случае нормального распределения рассматриваемых случайных величин [5]. Поскольку данное условие не всегда выполнимо, является актуальной разработка метода определения допустимого состава СВ, основанного на непараметрических методах статистики.

Целью данной работы является описание алгоритма расчета допустимых концентраций веществ в СВ с путем использования непараметрических методов статистического анализа.

Предлагается следующее решение данной задачи. Пусть C_1 и C_2 – концентрации двух веществ в СВ после очистки, между которыми установлена статистически значимая стохастическая зависимость. Тогда допустимые концентрации обоих веществ $C_{ПДС,1}$ и $C_{ПДС,2}$ должны находиться исходя из условий [6]:

$$Y_1 \leq ПДК_1, \quad (1)$$

$$P(Y_2 \leq ПДК_2) \geq p \quad (2)$$

где Y_1 , Y_2 – концентрации соответствующих веществ в контрольном створе (КС) водного объекта; P – обозначение вероятности; p – принятая в данной задаче надежность.

Порядок решения задачи следующий:

1. Строится регрессионная зависимость $C_2 = C_2(C_1)$, а также верхняя граница доверительного интервала

$$C_2^+ = C_2(C_1) + 2 \cdot \sigma, \quad (3)$$

где σ – среднее квадратичное отклонение величины C_2 .

2. Определяется верхняя граница доверительного интервала для величины Y_2 исходя из балансового уравнения:

$$Y_2^+ = \frac{C_2^+(C_1)q + C_\phi Q_\phi}{Q} = \frac{(C_2(C_1) + 2\sigma)q + C_\phi Q_\phi}{Q} \quad (4)$$

где C_ϕ – фоновая концентрация нитратов в фоновом створе (ФС) выше выпуска; q , Q_ϕ , Q – соответственно расход СВ, расход речной воды в ФС и в КС, м³/с;

3. Подставляя в левую часть уравнения (4) ПДК₂ и решая его относительно C_1 , находим концентрацию C_1 , удовлетворяющую условию (2).

4. Проверяется выполнение условия (1). В случае его выполнения полагаем: $C_{ПДС,1} = C_1$. В случае невыполнения находится искомая допустимая концентрация 1-го вещества из балансового уравнения:

$$C_{ПДС,1} = \frac{1}{q} (ПДК_1 \cdot Q - C_\phi Q_\phi) \quad (5)$$

5. Концентрация 2-го вещества находится с помощью регрессионного уравнения (3).

В [7, 8] описывается непараметрический способ решения регрессионной задачи путем применения метода статистических испытаний (метод Монте-Карло). Суть метода заключается в следующем: по данным выборочных наблюдений $\{x_i^*, y_i^*\}$, $i=1 \div n$, искомая функция регрессии $f(x)$ представляется как элемент евклидова функционального пространства Φ с заданным скалярным произведением элементов (f_1, f_2) и ортогональным базисом $\{\Theta_k\}$:

$$f(x) = \sum_{k=0}^M \gamma_k \Theta_k(x), \quad (6)$$

где γ_k – коэффициенты разложения, рассматриваемые в данной задаче как неизвестные параметры регрессии, M – порядок искомой функции, определяемый вместе с γ_k .

Каждый параметр регрессии γ_k , исходя из ортогональности базиса, равен

$$\gamma_k = \frac{(y, \Theta_k(x))}{\|\Theta_k(x)\|^2}, \quad (7)$$

где числитель представляет собой скалярное произведение функций, знаменатель –

Таблица 1 – Ортогональные системы полиномов

квадрат нормы базисного элемента функционального пространства.

В этом случае каждый k -й параметр регрессии может оцениваться как интегральный показатель по выборке $\{(y_i^*, \Theta_k(x_i^*))\}$ методом Монте-Карло с последующей проверкой нулевой гипотезы через распределение случайной величины $\gamma_k^*(\{w_i\}) = \frac{V}{2} \sum_{i=1}^{n+1} (a_i + a_{i-1})(w_i - w_{i-1})$ (8)

где $\{a_i\}$, $i=1 \div n$, – вариационный ряд по выборке $\{(y_i, \Theta_k(x_i))\}$; V – объем области всевозможных значений величины a ; $\{w_i\}$ – выборка равномерно распределенных случайных величин отрезка $[0, 1]$; $a_0 = a_1$, $a_{n+1} = a_n$, $w_0 = 0$, $w_{n+1} = 1$.

Множество статистически значимых параметров γ_k определяет, во-первых, саму искомую функцию $f(x)$, во-вторых, границы доверительной полосы $f(x) \pm 2\sigma_f$, что соответствует уровню надежности приблизительно 95 % [5].

Среднее квадратическое отклонение σ_f выражается формулой:

$$\sigma_f = \sqrt{\sum_{i=1}^M D\gamma_k \Theta_k^2(x)} \quad (9),$$

где $D\gamma_k$ – дисперсия распределения величины (8).

В качестве базиса функционального пространства $\{\Theta_k\}$ могут быть выбраны ортогональные системы полиномов (табл. 1) [9].

Ниже описан пример применения непараметрического метода регрессионного анализа для определения допустимого состава сточной воды при наличии стохастической зависимости между содержанием в ней двух веществ азотной группы – нитратов и азота аммонийного, ПДК которых в поверхностных водах при рыбохозяйственной категории водопользования составляют соответственно 40 г/м³ и 1 г/м³ [10]. Оба вещества являются обязательными для нормирования, согласно Указу КМУ № 1100 от 11.09.1996 [11]. В основу примера положен проект разработки ПДС для предприятия «Сумыхимпром», выполненный НИУ «Украинский научно-исследовательский институт экологических проблем» [12].

Название системы полиномов	Общепринятое обозначение и формула k-го члена	Область ортогональности	Скалярное произведение, обеспечивающее ортогональность	Квадрат нормы
Лежандра	$P_k = \frac{1}{2^n(n)!} \frac{d^n}{dx^n} (x^2 - 1)$	[-1,1]	$(P_k, P_l) = \int_{-1}^1 P_k P_l dx$	$\frac{2}{2k + 1}$
Чебышева 1-рода	$T_k(x) = \cos(k \arccos(x))$	[-1,1]	$(T_k, T_l) = \int_{-1}^1 \frac{T_k T_l}{\sqrt{1-x^2}} dx$	$\frac{\pi}{2}, k \neq 0$ $\pi, k=0$
Чебышева 2-рода	$U_k(x) = \frac{\sin((k+1) \arccos(x))}{\sqrt{1-x^2}}$	[-1,1]	$(U_k, U_l) = \int_{-1}^1 U_k U_l \sqrt{1-x^2} dx$	$\frac{\pi}{2}$

Рассматривался выпуск производственных СВ, сбрасываемых в р. Псел. Средний расход СВ и меженный расход реки составляют соответственно 0,16 м³/с и 4,88 м³/с. Фоновая загрязненность по рассматриваемым показателям бралась, согласно [2], по данным многолетних наблюдений. Концентрации веществ в СВ по данным отчета [12] приведены в табл. 2.

Таблица 2 – Концентрации нитратов и азота аммонийного в СВ предприятия «Сумыхимпром», г/м³.

Порядковый номер пробы, i	Концентрации нитратов, C_1	Концентрации азота аммонийного, C_2	Порядковый номер пробы i	Концентрации нитратов, C_1	Концентрации азота аммонийного, C_2
1	6,4	3,70	8	2,6	1,74
2	8	4,53	9	1,9	1,38
3	9,2	5,15	10	3,3	2,10
4	7,2	4,12	11	5,5	3,24
5	2,3	1,58	12	6,6	3,81
6	1,2	1,02	13	4,5	2,72
7	1	0,91	14	9,2	5,15

Наличие статистически значимой стохастической зависимости между концентрациями обоих веществ подтверждает высокий уровень корреляции:

$$r = \frac{\sum_{i=1}^n (c_1 - \bar{c}_1) \cdot (c_2 - \bar{c}_2)}{\sum_{i=1}^n (c_1 - \bar{c}_1)^2 \cdot \sum_{i=1}^n (c_2 - \bar{c}_2)^2} = 0.98,$$

(10)

где \bar{C}_1, \bar{C}_2 – средние выборочные значения концентраций.

При построении регрессионной модели в качестве регрессора (независимой величины) выбрана концентрация нитратов, в качестве отклика (зависимой величины) – концентрация азота аммонийного. Это связано с тем, что концентрации нитратов в СВ значительно ниже ПДК и оценивать риск превышения ПДК в КС целесообразно для азота аммонийного.

В качестве базиса функционального пространства выбрана система полиномов Чебышева 1-го рода.

С целью построения регрессионной модели методом Монте-Карло необходимо множество значений регрессора (т.е. концентраций нитратов) отобразить на область ортогональности. С целью недопущения деления на 0 (см. табл. 1), отображение производилось на отрезок [-0,9; 0,9] по формуле:

$$x = 0.9 + \frac{1.8 \cdot (C_1 - C_{1,max})}{(C_{1,max} - C_{1,min})} = 0.9 + \frac{1.8 \cdot (C_1 - 9.2)}{8.2}. \quad (11)$$

где $C_{1,max}, C_{1,min}$ – соответственно максимальная и минимальная концентрации нитратов.

Обратный переход осуществляется по формуле:

$$C_1 = \frac{(C_{1,max} - C_{1,min})}{1.8} x + \frac{(C_{1,max} + C_{1,min})}{2} = 4.56 \cdot x + 5.1 \quad (12)$$

Искомая функция регрессии находилась в классе степенных функций 4-го порядка, поскольку рассматривать более

высокие порядки при малом объеме выборки нецелесообразно [8].

Результат решения регрессионной задачи методом Монте-Карло приведен в табл. 3

Таблица 3 – Результат решения регрессионной задачи

Порядок элемента, k	Параметр регрессии, γ_k	Дисперсия, $D\gamma_k$	Нижняя граница доверительного интервала надежности 95%, γ_k^{min}	Верхняя граница доверительного интервала надежности 95%, γ_k^{max}
1	3,033	0,382	2,109	4,097
2	2,355	2,027	0,142	5,637
3	0,080	1,705	-2,139	2,793
4	0,532	1,083	-2,663	1,170

Как видно из табл. 3, статистически значимыми оказались только коэффициенты регрессии при линейных слагаемых. (Поскольку для слагаемых более высокого порядка имеет место $0 \in [\gamma_k^{min}, \gamma_k^{max}]$.)

Таким образом, регрессионная зависимость между концентрациями двух веществ в СВ имеет вид:

$$C_2 = 2.355 \cdot x_1 + 3.033 = 0.517 \cdot C_1 + 0.396 \quad (13)$$

Подставляя данные табл. 3 в формулы (3), (4), получаем следующее уравнение для определения допустимой концентрации:

$$\frac{x_2^+ x_1 q + C_\phi Q_\phi}{Q} = \text{ПДК}_2;$$

$$\frac{(2,355 \cdot x_1 + 3,033 + 2\sqrt{0,382 + 2,027 \cdot x_1})0,16}{5,04} + \frac{0,86 \cdot 4,88}{5,04} = 1$$

$$x_1 = 0,31$$

Переходя к изначальной переменной по формуле (12), получаем:

$$C_{\text{ПДС},1} = 4.56 \cdot 0.31 + 5.1 = 6.5 \text{ г/м}^3.$$

Поскольку условие (1) заведомо выполняется (т.к. концентрация нитратов как в СВ, так и в фоновом створе меньше

ПДК), то в качестве допустимой концентрации нитратов в СВ берется найденная величина $6,5 \text{ г/м}^3$. Это соответствует, согласно расчету по формуле (3), допустимой концентрации азота аммонийного на уровне $C_{\text{ПДС},2} = 3,76 \text{ г/м}^3$.

Для сравнения был также проведен расчет по действующей «Инструкции ...». В этом случае допустимая концентрация азота аммонийного находится исходя из балансового уравнения (5):

$$C_{\text{ПДС},2} = \frac{1}{q} (\text{ПДК}_2 \cdot Q - C_\phi Q_\phi) =$$

$$= \frac{1}{0,16} (1 \cdot 5,04 - 0,86 \cdot 4,88) = 5,32 \text{ г/см}^3 \quad (14)$$

В качестве допустимой концентрации нитратов, согласно п.3.2.2 [2], берется максимальное значение из ряда наблюдений, поскольку оно не превышает значение ПДК, т.е. $C_{\text{ПДС},1} = 9,2 \text{ г/м}^3$. На рис. 1 приведена графическая иллюстрация проведенных расчетов.

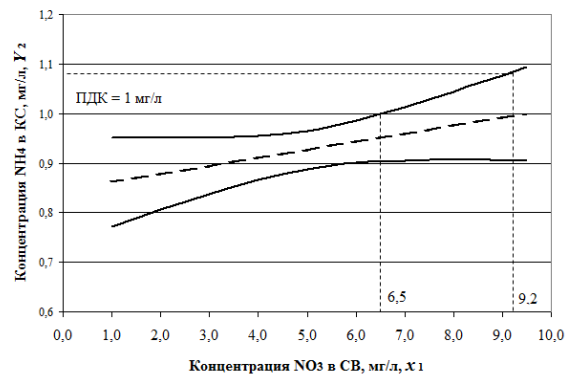


Рис. 1. Вероятностная зависимость концентрации азота аммонийного в КС р. Псел от концентрации нитратов в СВ (пунктирная линия – вероятностная функция, сплошные линии – доверительные границы)

Как видно из рис. 1, допустимая концентрация нитратов в СВ, рассчитанная согласно действующей «Инструкции...», приводит к повышенной (более 5 %) вероятности превышения ПДК азота аммонийного в КС. При расчете ПДС для большого участка бассейна это приводит к угрозе существенного загрязнения поверхностных вод сточными водами предприятия.

Вывод. Существующая методическая база расчета ПДС не учитывает стохастическую зависимость между содержанием различных загрязняющих веществ в СВ на выходе из ОС, что приводит, во-первых, к технологически

недостижимому результату расчета допустимого состава СВ, во-вторых, к риску недопустимо высокой загрязненности поверхностных вод. При этом предложенный авторами метод расчета допустимых концентраций обеспечивает непревышение ПДК веществ в КС с надежностью 95 %. При решении данной задачи был использован метод статистических испытаний (метод Монте-Карло). Это позволяет использовать предлагаемую схему решения при произвольном вероятностном распределении концентраций, а также при малых выборках наблюдений, когда закон вероятностного распределения невозможно определить с высокой надежностью.

Направлением дальнейших исследований является рассмотрение аналогичной задачи с учетом самоочищения загрязняющих веществ в ВО.

ЛИТЕРАТУРА:

1. Водный кодекс Украины. К.: Видавничий Дім «Ін Юре», 2004. – 138 с.
2. Інструкція про порядок розробки та затвердження гранично-допустимих скидів (ГДС) речовин у водні об'єкти із зворотними водами: Затв. Мінприроди України 15.12.94. Харків: УкрНЦОВ, 1994. 79 с.
3. Есин М.А., Смирнов А.В., Юрченко В.А. Моделирование очистных сооружений канализации с применением технологии глубоко удаленія соединений азота и фосфора. *Науковий вісник будівництва*. 2012. Вип.69. С.283-287.
4. Проскурнін О.А. Нормирование состава сточных вод с учетом стохастической зависимости между концентрациями веществ после очистки. *Водоочистка*. 2014 – №1. – С. 50-57.
5. Худсон Д. Статистика для физиков. М.: Мир, 1970. 152 с.
6. Проскурнін О.А., Комаристая Б.Н., Бендюг В.И., Демьянова О.О. Определение экологического риска при оценке влияния жизненного цикла продукта на состояние водных объектов. *Науковий вісник будівництва*. 2017. Т. 89. № 3. С.177-181.
7. Баранник В.А., Проскурнін О.А. Применение метода статистических испытаний в регрессионном анализе данных экологических исследований. *Экологическая, техногенная безопасность и социальный прогресс*: Вест. ХИСП. Вып.1. 2001. С. 9- 21.
8. Проскурнін О.А. Прогнозування впливу техногенного забруднення на довкілля методом непараметричного регресійного аналізу: автореф. дис. на здобуття наук. ступеня канд. техн. наук: спец. 21.06.01 «Екологічна безпека». Харків, 2007. 22 с.
9. Янке Е., Эмде Ф., Леш Ф. Специальные функции. М.: Наука, 1977.
10. Про затвердження Нормативів екологічної безпеки водних об'єктів, що використовуються для потреб рибного господарства, щодо гранично допустимих концентрацій органічних та мінеральних речовин у морських та прісних водах (біохімічного споживання кисню (БСК-5), хімічного споживання кисню (ХСК), завислих речовин та амонійного азоту). Наказ Мінагрополітики N 471 від 30.07.2012 URL: http://www.leonorm.com.ua/P/NL_DOC/UA/201201/Nak471.htm.
11. Постанова Кабінету Міністрів України № 1100 від 11 вересня 1996 р. «Про Порядок розроблення і затвердження нормативів гранично допустимого скидання забруднюючих речовин та перелік забруднюючих речовин, скидання яких нормується».
12. Звіт про НДР «Розробка проекту нормативів гранично допустимого скиду (ГДС) для двох випусків зворотних вод ПАТ «Суміхімпром»». Харків: УкрНДІЕП, 2013. 41 с.

Проскурнін О.А., Захарченко М.І., Комариста Б.М., Бендюг В.І. НОРМУВАННЯ СКЛАДУ СТИЧНИХ ВОД З ВИКОРИСТАННЯМ НЕПАРАМЕТРИЧНИХ СТАТИСТИЧНИХ МЕТОДІВ. Обґрунтовується проблема забезпечення екологічної безпеки скидів стічних вод у водний об'єкт при наявності стохастичної залежності між концентраціями забруднюючих речовин в стічних водах після їх очищення. Дана залежність обумовлена як технологією самого виробництва, так і технологією очищення стічних вод. У статті описаний спосіб вирішення даного завдання, в основі якого лежить побудова регресійної залежності між концентраціями. При цьому пропонується будувати регресійну функцію з використанням методу статистичних випробувань (методу Монте-Карло). Перевагою даного методу є його приналежність до групи непараметричних методів статистики. Із зазначеної причини надійність методу не залежить від закону ймовірнісного розподілу концентрацій аналізованих речовин в стічних

водах. Це особливо важливо при малих обсягах вибірки спостережень, коли неможлива високою надійністю перевірка гіпотези про імовірнісний розподіл концентрацій речовин у стічних водах. У статті наведено демонстраційний розрахунок для скидання стічних вод підприємства «Сумхімпром» в річку Псел. Розглядалися два речовини: нітрати і азот амонійний. Показано, що розрахунок допустимого скидання стічних вод розробленим методом забезпечує неперевищення допустимих концентрацій забруднюючих речовин у водному об'єкті з надійністю 95%. При цьому розрахунок допустимого скидання, виконаний відповідно до діючої методикою, призводить до ризику наднормативні забруднення водного об'єкту.

Ключові слова: водний об'єкт, стічні води, забруднююча речовина, допустимий скид, функція регресії, непараметричний метод статистики.

Proskurnin O.A., Zakharchenko N.I., Komaristaya B.N., Bendyug V.I. NORMALIZATION OF THE COMPOSITION OF WASTE WATER USING NON-PARAMETRIC STATISTICAL METHODS. The problem of ensuring the environmental safety of wastewater discharges into a water body in the presence of a stochastic relationship between the concentrations of pollutants in the wastewater after their treatment is substantiated. This dependence is due to both the production technology itself and the

wastewater treatment technology. The article describes a method for solving this problem, which is based on the construction of a regression relationship between concentrations. It is proposed to build a regression function using the method of statistical tests (Monte-Carlo method). The advantage of this method is its belonging to the group of non-parametric statistical methods. For this reason, the reliability of the method does not depend on the law of the probability distribution of the concentrations of the substances in question in the wastewater. This is especially important with small sample sizes of observations, when it is impossible to test with high reliability the hypothesis about the probability distribution of the concentrations of substances in the wastewater. The article provides a demo calculation for the discharge of wastewater from the Sumykhimprom enterprise into the River Psel. Two substances were considered: ammonium nitrates and nitrogen. It is shown that the calculation of the possible upset of wastewater by the developed method ensures that the permissible concentrations of pollutants in a water body are not exceeded with a reliability of 95%. In this case, the calculation of the possible upset, made in accordance with the current methodology, leads to the risk of above-standard pollution of the water body.

Key words: water body, wastewater, pollutant, possible upset, regression function, non-parametric statistical method.

DOI: 10.29295/2311-7257-2019-96-2-317-322

УДК 532.50

Рязанцев О. І.

*Харківський національний університет будівництва та архітектури
(вул. Сумська, 40, Харків, 61002, Україна; e-mail: ryazantsev_a.i@ukr.net;
orcid.org/0000-0002-6676-2302)*

РОЗРАХУНОК НИЗЬКОНАПІРНОЇ ВОДОПРОВІДНОЇ МЕРЕЖІ

У роботі розглянуто проблему нерівномірності розподілу води між точками водовідбору низьконапірних систем водопостачання, якими є нецентралізовані поливальні або сільськогосподарські системи водопостачання, запропонована методика розрахунку таких систем з урахуванням можливості утворення на різних ділянках мережі напірного або безнапірного режимів руху води.

Ключові слова: низьконапірна система водопостачання, режим руху, втрати напору.

Актуальність. Системи водопостачання мікрорайонів, окремих будівель, групи будівель або земельних ділянок, баз відпочинку слід відносити до локальні

систем водопостачання. Ці системи характеризуються: явністю власного джерела водопостачання (свердловина) або водогін від групної системи водопостачання,