

МОДЕЛИРОВАНИЕ ФОНОВОГО ГИДРОХИМИЧЕСКОГО РЕЖИМА

р. Преголя

Проведено моделирование фонового гидрохимического режима р. Преголя. Получены математические модели. Показано, что фоновые среднемесячные гидрохимические показатели менялись незначительно по годам в течение 20 лет.

Введение

Стохастические (имитационные) модели динамики качества водных ресурсов речного бассейна включают блок расчета фонового гидрохимического режима [1]. Обычно под фоновым режимом понимают гидрохимический режим на отдельных участках реки, который формируется в результате выноса веществ с водосборной территории вместе с водным и твердым стоком, а также в результате трансформации веществ при миграции в речной системе. Наиболее интересен тот фоновый режим, который устойчив достаточно долгое время и может служить для оценки антропогенного воздействия на водоток.

Так как главным загрязнителем р. Преголя являются стоки г. Калининград [2], в данной работе фоновый режим рассматриваем до створа г. Гвардейск (20 км выше по течению).

Для моделирования фонового режима необходимо исследовать внутригодовое распределение, тенденции изменения гидрохимического режима.

Гидрохимические показатели воды тесно связаны с морфологическими и гидрологическими особенностями реки. Бассейн р. Преголя занимает почти всю территорию области. Площадь его составляет 13600 км². Р. Преголя образуется слиянием рек Инстроч и Анграпа около г. Черняховск. Р. Преголя впадает в Калининградский залив Балтийского моря [2]. Река пересекает центральную низменную часть области с востока на запад, является водоприемником грунтовых, ливневых вод с моренных и холмисто-моренных озерных равнин под

В.А. Наумов*

доктор технических наук,
профессор, заведующий
кафедрой водных
ресурсов и водо-
пользования, ФГБОУ
ВПО Калининградский
государственный
технический университет

Н.Л. Великанов,

доктор технических наук,
профессор, ФГБОУ ВПО
Калининградский
государственный
технический университет

Л.В. Маркова,

специалист по учебно-
методической работе,
аспирант, ФГБОУ ВПО
Калининградский
государственный
технический университет

А.А. Смирнова,

специалист по учебно-
методической работе,
ФГБОУ ВПО
Калининградский
государственный
технический университет



сельскохозяйственными угодьями и елово-широколиственными лесами на дерново-слабоподзолистых, глеевых, бурых лесных почвах. Малые уклоны местности определяют медленное течение реки и ее сравнительно небольшую глубину.

Питание р. Преголя смешанное. Половодье составляет примерно 30 % годового стока и наступает в марте-апреле. Во все прочие месяцы происходят частые паводки (рис. 1). В устьевой части реки уровень изменяется сгонно-нагонными явлениями – западные ветры нагоняют воду из залива.

На рис. 2 показаны измеренные суммы ионов P_1 и расхода воды Q в р. Преголя в 1960 г. Видно, что минерализация воды существенно падает с ростом расхода. Это связано с увеличением доли поверхностного стока и уменьшением доли подземного стока. На рис. 3 видно, что перманганатная окисляемость P_3 заметно увеличивается с ростом расхода. В 1956 г. сток паводков превысил сток половодья. Из рис. 4 следует, что первый паводок в 1956 г. был вызван обильны-

* Адрес для корреспонденции: van-old@rambler.ru

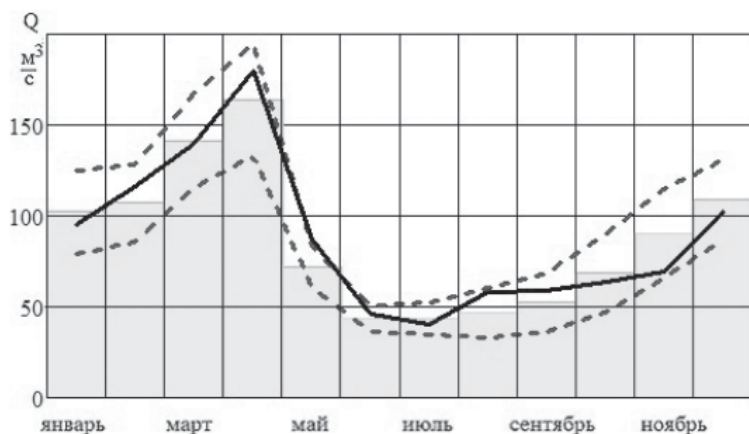


Рис. 1. Среднемесячные расходы воды в р. Преголя (г. Гвардейск) в 1948-86 гг.; штриховые линии – границы доверительных интервалов; сплошная линия – среднемесячные в 1955-75 гг.

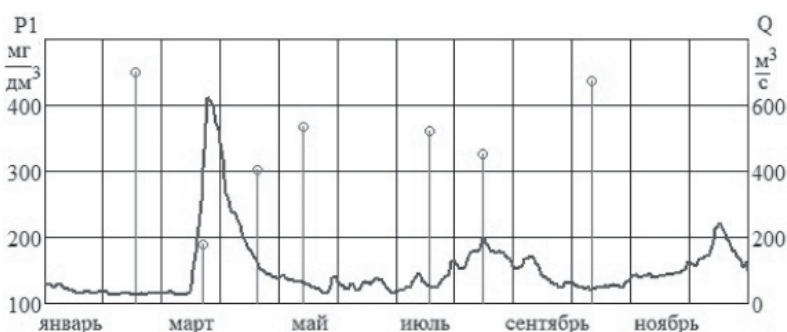


Рис. 2. Минерализация воды (сумма ионов) и ежедневные расходы (линия) в р. Преголя (г. Гвардейск) в 1960 г.

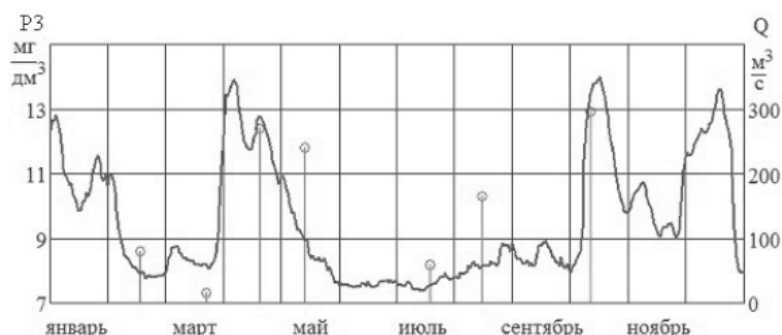
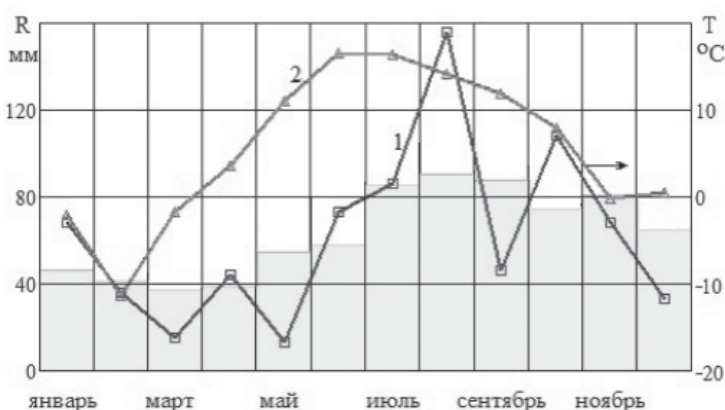


Рис. 3. Перманганатная окисляемость (точки) и ежедневные расходы воды (линия) в р. Преголя (г. Гвардейск) в 1956 г.



ми осадками в октябре, второй – оттепелью в декабре. В результате наибольшие значения P_3 , которые свидетельствуют о наличии легкоокисляемых органических веществ, наблюдались в апреле (в половодье) и в октябре (в дождевой паводок).

Невозможно моделировать гидрохимический режим реки в отрыве от ее расхода. Для моделирования внутригодового распределения стока воспользуемся сравнительно новой статистической методикой – теорией периодически коррелированных процессов (ПКП) [3]. Подход ПКП учитывает как детерминированные, так и стохастические компоненты сезонных вариаций данных о стоке. В качестве детерминированной составляющей принимаем многолетние среднемесячные расходы $Q_m(t_k)$, $k=1; 2; \dots; 12$ (рис. 1).

Стохастическая составляющая ΔQ_k – отклонение расхода от $Q_m(t_k)$ в данном месяце. Формулы прогноза значений отклонений стока с месячной заблаговременностью, основанные на предшествующих месячных значениях стока, получены по методу наименьших квадратов [3]. Эффективность такого прогноза определяется теснотой стохастической связи между отклонениями отдельных месяцев. Если временные ряды стока характеризуются четкой регулярностью, связанной с ежегодными максимумами, вызванными таянием снегов и весенним половодьем, то описываемые этими рядами процессы являются периодически коррелированными. Р. Преголя из-за частых паводков занимает промежуточное положение между ПКП и реками с хаотичными колебаниями стока.

Симметричная матрица коэффициентов корреляции (табл. 1) позволяет проанализировать тесноту стохастической связи между отклонениями ΔQ_k . Достаточно высокое значение коэффициента корреляции имеется между апрельским и майским расходом $r_{4,5} = 0,74$; августовским и сентябрьским $r_{8,9} = 0,84$; сентябрьским и октябрьским $r_{9,10} = 0,79$; октябрьским, ноябрьским и декабрьским $r_{10,12} = r_{11,12} = 0,72$. Остальные коэффициенты корреляции заметно меньше. Модель ПКП учитывает изменение коэффициентов корреляции от одного месяца к другому.

В [4-15] опубликованы гидрохимические показатели за 1955-75 гг., которые анализируются в данной статье. Показателям P_1 присвоены следующие номера:

← **Рис. 4.** Среднемесячный слой осадков в 1955-75 гг.; 1 – в 1956 г.; 2 – среднемесячная температура воздуха в 1956 г.

Таблица 1

Матрица парной корреляции среднемесячных расходов
р. Преголя

	Номер месяца										
	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1	0,42	0,22	-0,14	-0,05	0,19	0,12	0	-0,02	0	-0,18	-0,1
2		0,42	-0,24	0,05	0,45	0,36	0,26	0,1	0,02	-0,11	-0,06
3			0,02	0,07	0,25	0,07	0,05	-0,02	-0,2	-0,25	-0,11
4				0,74	0,21	0,02	-0,06	0,01	0	0,14	0,15
5					0,41	0,02	-0,01	-0,01	-0,05	0,1	0,04
6						0,59	0,26	0,18	0,02	0,34	0,25
7							0,41	0,24	0,35	0,49	0,61
8								0,84	0,64	0,31	0,48
9									0,79	0,38	0,46
10										0,61	0,72
11											0,72

- 1 – минерализация воды (сумма ионов), мг/дм³;
- 2 – жесткость воды, мг-экв/дм³;
- 3 – окисляемость перманганатная, мг/дм³;
- 4 – окисляемость бихроматная, мг/дм³;
- 5 – содержание железа общего, мг/дм³;
- 6 – цветность в градусах по шкале Pt-Co;
- 7 – насыщение кислородом, %;
- 8 – содержание фосфатов, мг/дм³;
- 9 – прозрачность (по стандартному шрифту), см;
- 10 – содержание нитрат-ионов, мг/дм³;
- 11 – слой осадков в месяц измерений, мм;
- 12 – температура воды в день измерений;
- 13 – расход воды в реке в день измерений, м³/с.

Для исследования стохастической связи между показателями рассчитаны коэффициенты парной корреляции:

$$r_{i,j} = \text{corr}(P_i, P_j), i, j = 1; 2 \dots 11. \quad (1)$$

Вычисляем статистику

$$t_{i,j} = |r_{i,j}| \cdot \sqrt{(n-2)/(1-(r_{i,j})^2)}, \quad (2)$$

где n = 65 – объем выборки. Для проверки значимости коэффициентов корреляции сравниваем величины $t_{i,j}$ с критическим значением по распределению Стьюдента ($\gamma = 0,95$) $t_{кр} = 2,0$. Значимость определяем так

$$Z_{i,j} = \begin{cases} 0, & \text{если } t_{i,j} < t_{кр}; \\ 1, & \text{если } t_{i,j} \geq t_{кр} \end{cases}. \quad (3)$$

Результаты расчета по формулам (1)-(3) представлены в табл. 2, 3.

Согласно значениям в последней колонке табл. 2, значимую связь с расходом имеют

показатели 1-3, 5, 6, 9, 10. Наибольший по модулю коэффициент $r_{1,11} = -0,832$; следовательно, между минерализацией воды и расходом наблюдается сильная отрицательная корреляция. Методом наименьших квадратов находим линейную и параболическую сглаживающие функции, представленные на рис. 5,

$$S1(Q) = 412,5 - 0,500 \cdot Q, \quad (4)$$

$$S2(Q) = 440,2 - 0,800 \cdot Q + 7,935 \cdot 10^{-4} Q^2, \quad (5)$$

Среднее отклонение опытных точек от прямой (4) составляет 13,6 %, от параболы (5) – 11,9 %. Парабола лучше описывает зависимость P_1 от Q при больших значениях расхода (рис. 5).

Случайная составляющая присутствует в структуре обеих величин Q, P_1 . Используем метод [16] для параболических уравнений. Методом наименьших квадратов получим зависимость P_1 от Q :

$$Q2(P1) = 1881 - 4,972 \cdot P1 + 5,401 \cdot 10^{-3} P1^2. \quad (6)$$

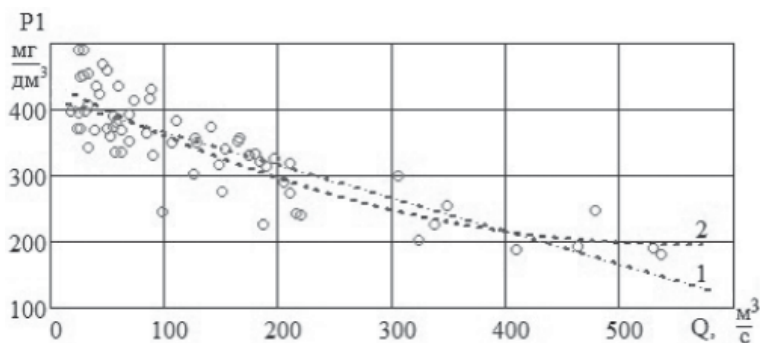


Рис. 5. Зависимость минерализации воды (суммы ионов) от расхода в р. Преголя (г. Гвардейск), 1955-65 гг. Точки – опытные данные; 1 – результат расчета по формуле (4); 2 – по (5).

Таблица 2

Матрица парной корреляции

	Номер показателя											
	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
1	0,97	-0,27	-0,06	-0,25	-0,31	-0,18	0,27	0,37	-0,22	0,01	0,12	-0,83
2		-0,26	-0,03	-0,24	-0,27	-0,17	0,18	0,33	-0,23	0	0,12	-0,84
3			0,72	0,09	0,37	0,13	-0,39	-0,54	0,05	0,2	0,05	0,32
4				0,04	0,14	0,11	-0,25	-0,24	-0,03	0,09	0,06	0,13
5					0,14	-0,17	-0,11	-0,32	0,31	-0,17	-0,54	0,29
6						-0,15	-0,36	-0,27	-0,08	0,27	0,05	0,27
7							0,19	0,03	0,03	-0,11	0,23	0,09
8								0,32	0,08	0,01	0,07	-0,24
9									-0,19	-0,22	0,17	-0,40
10										-0,16	-0,56	0,34
11											0,37	-0,01
12												-0,29

Таблица 3

Матрица значимости стохастических связей между показателями

	Номер показателя											
	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
1	1	1	0	1	1	0	1	1	0	0	0	1
2		1	0	0	1	0	0	1	0	0	0	1
3			1	0	1	0	1	1	0	0	0	1
4				0	0	0	1	0	0	0	0	0
5					0	0	0	1	1	1	1	1
6						0	1	1	0	0	0	1
7							0	0	0	0	0	0
8								1	0	0	0	0
9									0	0	0	1
10										0	1	1

Средняя зависимость между (5) и (6):

$$S_0(Q) = 457,7 - 0,964 \cdot Q + 7,994 \cdot 10^{-4} Q^2. \quad (7)$$

Графически эти зависимости представлены на рис. 6, 7.

Важной химической характеристикой природной воды при применении ее в технических и бытовых целях является жесткость, которую принято измерять количеством ионов кальция и магния, выраженным в мг-экв/дм³. Величина жесткости воды подвержена резко выраженным сезонным колебаниям.

Наименьшей жесткостью речные воды отличаются в периоды половодья, когда в питании рек преобладают талые снеговые воды. На спаде половодья жесткость воды начинает увеличиваться и наибольшей величины достигает в период устойчивой низкой зимней межени, когда реки питаются в основном грунтовыми водами [17].

Коэффициент корреляции между общей жесткостью и минерализацией воды очень высокий – $r_{1,2} = 0,974$. Методом наименьших квадратов получена линейная зависимость (рис. 8)

$$P_2 = 0,225 + 0,0115 \cdot P_1. \quad (8)$$

Среднее отклонение опытных точек от прямой (8) 5,5 % (рис. 8). Формула (8) практически не отличается от эмпирической зависимости, полученной в [17] для рек Литвы и Калининградской области.

Существенная положительная корреляция отмечена у цветности воды с двумя факторами (расходом Q и слоем осадков R). Методом наименьших квадратов получим зависимость

$$P_6(R, Q) = 49,58 + 0,176 \cdot R + 0,056 \cdot Q. \quad (9)$$

Цветность и окисляемость речной воды по всей рассматриваемой территории достигают максимальных значений в период летне-осенних паводков и весеннего половодья. На незагрязненных реках минимальные величины цветности и окисляемости наблюдаются в период устойчивой низкой межени. На реках Няпежис, Шяшупе, сильно загрязненных сточными водами, окисляемость увеличивается в межень и является следствием недостаточного разбавления чистыми речными водами.

Значение цветности и окисляемости находится в прямой зависимости от увеличения или уменьшения количества сбросов промышленных загрязненных вод в реки. Увеличение количества органических веществ в период зимней межени при ледяном покрове приво-

дит иногда к гибели рыбы. В отдельные годы наблюдался замор рыбы на некоторых реках (Муша, Шяшупе, Преголя).

У нитрат-ионов отрицательная корреляция с температурой воды, положительная – с расходом:

$$P_{10}(T, Q) = 2,06 + 0,089 \cdot Q - 0,020 \cdot T. \quad (10)$$

Перманганатная окисляемость определялась по статистическим зависимостям:

$$P_3 = \bar{P}_3 + r_{3,13} \cdot (Q - \bar{Q}) \cdot \sigma_3 / \sigma_{13}, \quad (11)$$

$$Q = \bar{Q} + r_{3,13} \cdot (P_3 - \bar{P}_3) \cdot \sigma_{13} / \sigma_3, \quad (12)$$

$$P_3 = \bar{P}_3 + (Q - \bar{Q}) \cdot \sigma_3 / \sigma_{13}, \quad (13)$$

где σ – среднеквадратическое отклонение.

Графические зависимости перманганатной окисляемости от расхода представлены на рис. 9.

По табл. 2 значимая стохастическая связь установлена между окисляемостью перманганатной и окисляемостью бихроматной:

$$P_4 = \bar{P}_4 + r_{3,4} \cdot (P_3 - \bar{P}_3) \cdot \sigma_4 / \sigma_3, \quad (14)$$

$$P_3 = \bar{P}_3 + r_{3,4} \cdot (P_4 - \bar{P}_4) \cdot \sigma_3 / \sigma_4, \quad (15)$$

$$P_4 = \bar{P}_4 + (P_3 - \bar{P}_3) \cdot \sigma_4 / \sigma_3. \quad (16)$$

Графические зависимости окисляемости перманганатной от окисляемости бихроматной представлены на рис. 10.

Зависимость прозрачности воды от окисляемости перманганатной определялась по статистическим зависимостям:

$$P_9 = \bar{P}_9 + r_{3,9} \cdot (P_3 - \bar{P}_3) \cdot \sigma_9 / \sigma_3, \quad (17)$$

$$P_3 = \bar{P}_3 + r_{3,9} \cdot (P_9 - \bar{P}_9) \cdot \sigma_3 / \sigma_9, \quad (18)$$

$$P_9 = \bar{P}_9 - (P_3 - \bar{P}_3) \cdot \sigma_9 / \sigma_3. \quad (19)$$

Графические зависимости прозрачности воды от окисляемости перманганатной представлены на рис. 11.

Коэффициент корреляции между температурой воды и содержанием железа общего $r_{1,9} = -0,54$. Зависимость превышения ПДК по железу общему от температуры воды (рис. 12):

$$P_1(T) = 2,352 - 0,093 \cdot T. \quad (20)$$

На рис. 13-17 представлены среднемесячные значения гидрохимических показателей, полученные в результате обработки 76 серий измерений химического состава воды в р. Преголя за 1955-75 гг.

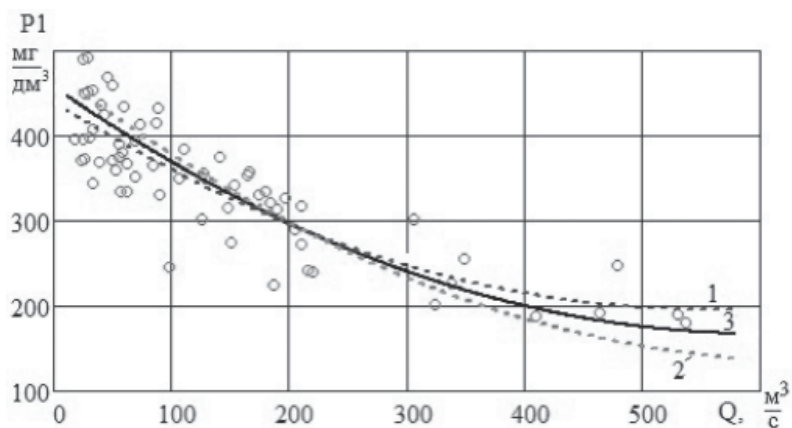


Рис. 6. Зависимость минерализации воды (суммы ионов) от расхода в р. Преголя (г. Гвардейск), 1955-65 гг. Точки – опытные данные; 1 – результат расчета по формуле (5); 2 – по (6); 3 – по (7).

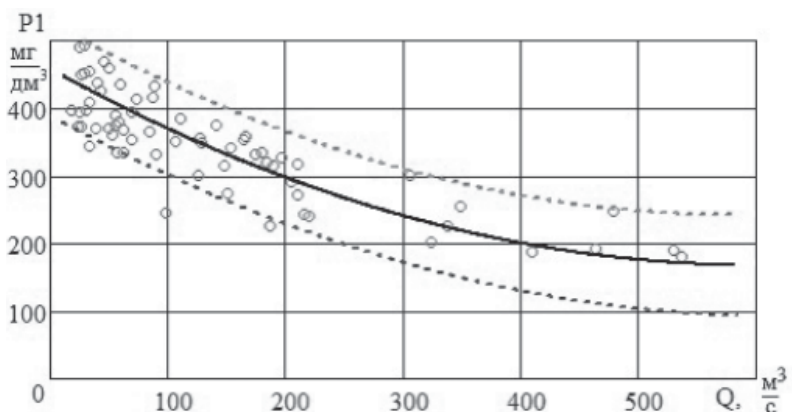


Рис. 7. Зависимость минерализации воды (суммы ионов) от расхода. Точки – опытные данные; сплошная линия – оценка математического ожидания; штриховые линии – границы доверительного интервала.

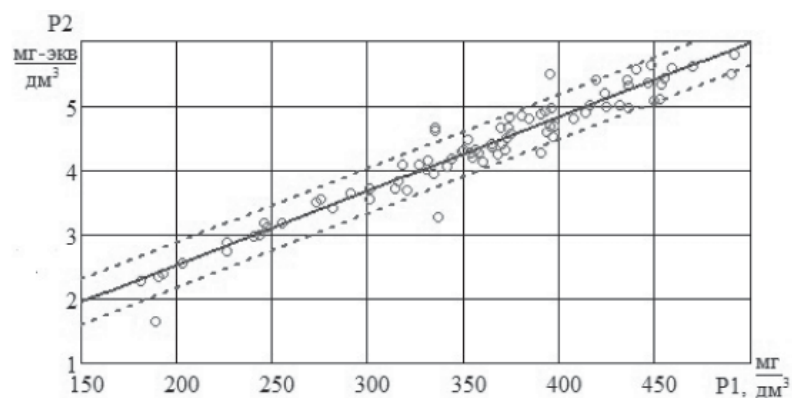


Рис. 8. Связь между общей жесткостью и минерализацией воды (сумма ионов). Точки – опытные данные; сплошная линия – результат расчета по формуле (8); штриховые линии – границы доверительного интервала.

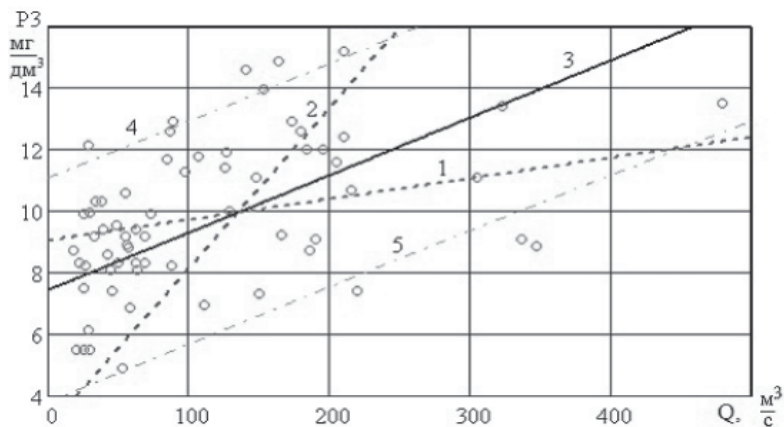
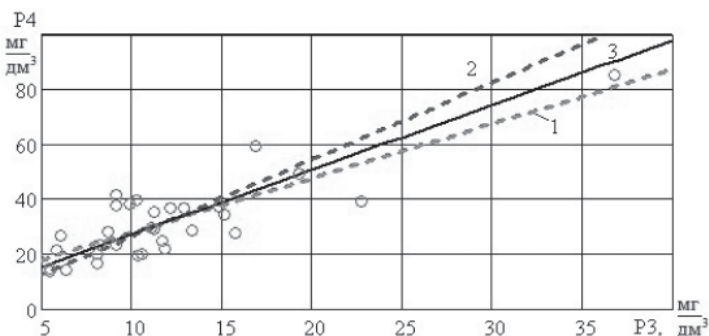
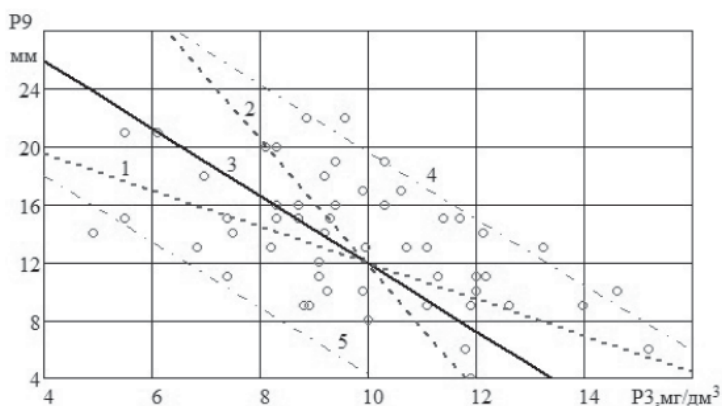


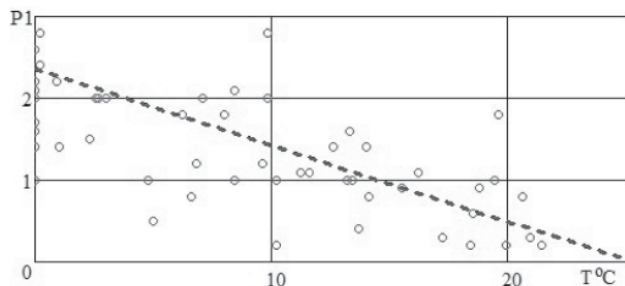
Рис. 9. Зависимость перманганатной окисляемости от расхода в р. Преголя, 1955-75 гг. Точки – опытные данные; 1 – результат расчета по формуле (11); 2 – по (12); 3 – по (13); 4 и 5 – границы доверительного интервала. →



↑ **Рис. 10.** Связь между окисляемостью перманганатной и бихроматной в р. Преголя, 1963-75 гг. Точки – опытные данные; 1 – результат расчета по формуле (14); 2 – по (15); 3 – по (16).



↑ **Рис. 11.** Зависимость прозрачности воды от окисляемости перманганатной в р. Преголя. Точки – опытные данные; 1 – результат расчета по формуле (17); 2 – по (18); 3 – по (19); 4 и 5 – границы доверительного интервала.



↑ **Рис. 12.** Зависимость превышения ПДК по железу общему от температуры воды в р. Преголя (г. Гвардейск). Точки – опытные данные, прямая – результат расчета по формуле (20).

Анализ *рис. 13-17* позволяет выявить закономерности внутригодовых изменений показателей качества воды в реке. Так, наибольшая цветность наблюдалась в сентябре-ноябре, наименьшее насыщение кислородом – в декабре, наибольшее превышение ПДК по ХПК – в мае и в октябре-декабре, самое незначительное содержание железа общего – в летние месяцы, жесткость воды весь год не выходила за пределы нормы. Из-за небольшого количества измерений в некоторые месяцы достоверность не всех результатов одинакова. Количество NO_3^- (нитрат-ионов) колеблется в довольно широких пределах от нуля до 5 мг/дм³. Максимальное содержание NO_3^- в воде реки наблюдается в период зимней межени (0,5–5,00 мг/дм³). В половодье количество нитратов заметно уменьшается вследствие разбавления вод дождевыми и тальными водами.

В весенне-летний период с повышением температуры воды в реках ускоряются процессы нитрификации, количество нитратов в этот период уменьшается. В отдельные годы в некоторых реках максимальные и минимальные значения нитратов могут наблюдаться и в другие гидрологические периоды.

Для доказательства того, что фоновый гидрохимический режим, существенно меняющийся по месяцам, мало изменяется по годам, были построены графики внутригодового изменения гидрохимических показателей за 1955-60, 1961-65 и 1971-75 гг. (*рис. 18-21*).

За небольшим исключением все линии (*рис. 18-21*) находятся внутри доверительного интервала при доверительной вероятности $\gamma = 0,95$.

Можно считать, что фоновые среднемесячные гидрохимические показатели мало менялись по годам в исследованный период.

Заключение

Проведено моделирование фонового гидрохимического режима р. Преголя. Получены математические модели (4) – (20).

Показано, что фоновые среднемесячные гидрохимические показатели мало менялись по годам в исследованный период (20 лет).

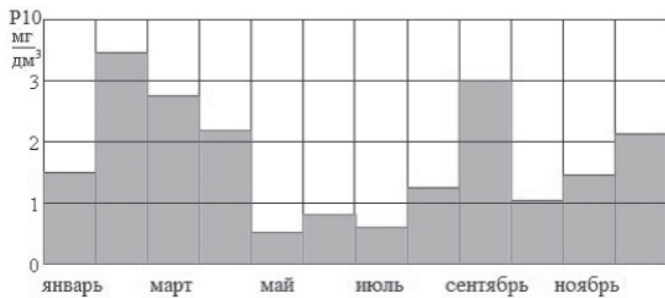


Рис. 13. Среднемесячное содержание нитрат-ионов в р. Преголя (г. Гвардейск), 1955-75 гг.

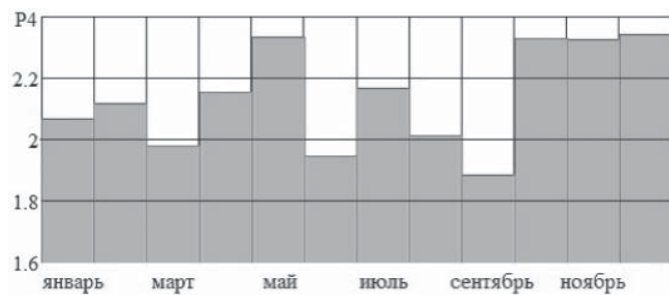


Рис. 16. Среднемесячное превышение ПДК по ХПК в р. Преголя (г. Гвардейск), 1955-75 гг.

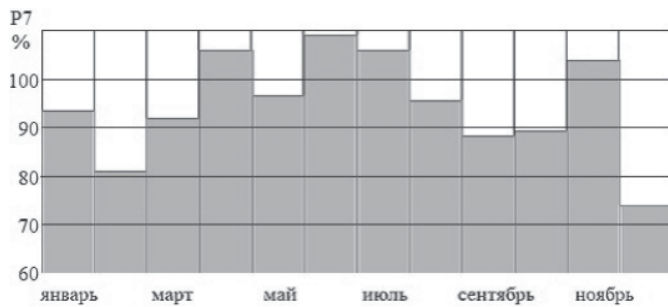


Рис. 14. Среднемесячное насыщение кислородом воды в р. Преголя (г. Гвардейск), 1955-75 гг.

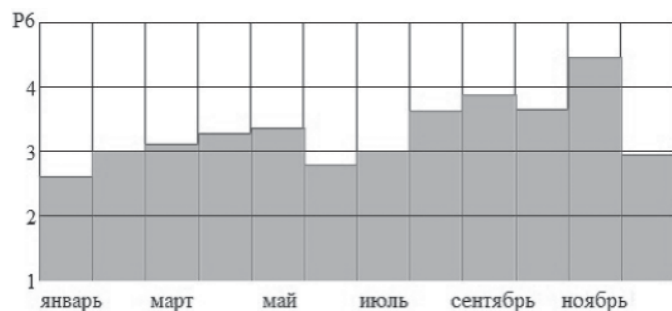


Рис. 17. Среднемесячное превышение ПДК по цветности воды в р. Преголя (г. Гвардейск), 1955-75 гг.

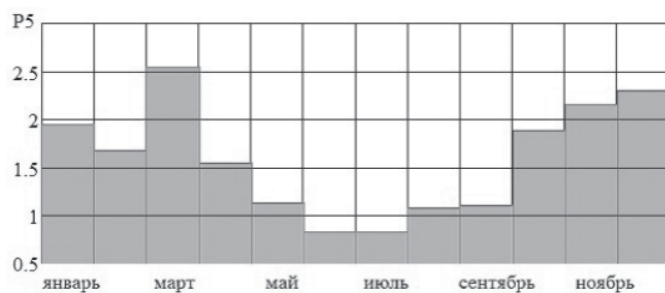


Рис. 15. Среднемесячное превышение ПДК по железу общему в р. Преголя (г. Гвардейск), 1955-75 гг.

Литература

1. Великанов Н.Л., Статистические характеристики сточных вод морского порта / Н.Л. Великанов, В.А. Наумов, М.Н. Великанова // Вода: химия и экология. 2011. № 3. С. 66-70.
2. Великанов Н.Л. Особенности мониторинга состояния водотоков рыбохозяйственного значения / Н.Л. Великанов, В.А. Наумов, М.Н. Великанова // Вода: химия и экология. 2012. № 3. С. 27 – 32.
3. Писаренко, В. Ф. Статистические методы прогноза речного стока / В. Ф. Писаренко, А. А. Любушин, М. В. Болгов и др. // Водные ресурсы. 2005. Т. 32. № 2. С.133-145.
4. Гидрологический ежегодник 1955 г. Т. 1. Бассейн Балтийского моря. Вып. 4-6 / Под ред. Л.И. Глазачевой. Л.: Гидрометеиздат. 1959. 633 с.
5. Гидрологический ежегодник 1956 г. Т. 1. Бассейн Балтийского моря. Вып. 4-6 / Под

ред. Л.И. Глазачевой. Л.: Гидрометеиздат. 1960. 401 с.

6. Гидрологический ежегодник 1957 г. Т. 1. Бассейн Балтийского моря. Вып. 4-6 / Под ред. Л.И. Глазачевой. Л.: Гидрометеиздат. 1961. 388 с.

7. Гидрологический ежегодник 1958 г.Т. 1. Бассейн Балтийского моря. Вып. 4-6 / Под ред. Л.И. Глазачевой. Л.: Гидрометеиздат. 1962. 409 с.

8. Гидрологический ежегодник 1959 г. Т. 1. Бассейн Балтийского моря. Вып. 5, 6 / Под ред. В.В. Селянктной. Л.: Гидрометеиздат. 1963. 209 с.

9. Гидрологический ежегодник 1960 г. Т. 1. Бассейн Балтийского моря. Вып. 5, 6 / Под ред. Л.М. Жвирздинене. Л.: Гидрометеиздат. 1963.262 с.

10. Гидрологический ежегодник 1961 г. Т. 1. Бассейн Балтийского моря. Вып. 5, 6 / Под ред. Л.М. Жвирздинене. Л.: Гидрометеиздат. 1963. 198 с.

11. Гидрологический ежегодник 1962 г. Т. 1. Бассейн Балтийского моря. Вып. 5, 6 / Под ред. Л.М. Жвирздинене. Л.: Гидрометеиздат. 1964. 224 с.

12. Гидрологический ежегодник 1963 г. Т. 1. Бассейн Балтийского моря. Вып. 5, 6 / Под ред. Д.И. Абрайтене. Л.: Гидрометеиздат. 1965. 237 с.

13. Гидрологический ежегодник 1964 г. Т. 1. Бассейн Балтийского моря. Вып. 5, 6 / Под ред. Д.И. Абрайтене. Л.: Гидрометеиздат. 1966. 263 с.

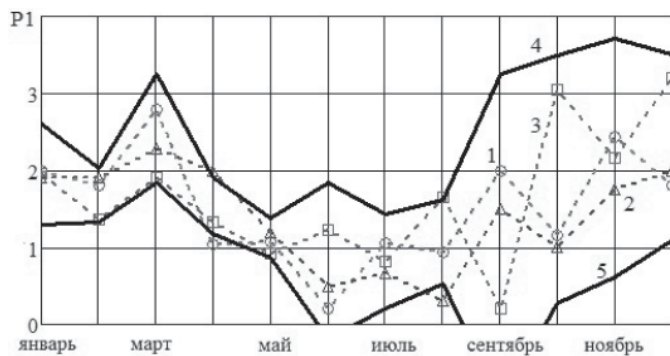


Рис. 18. Превышение ПДК по железу общему в р. Преголя (г. Гвардейск): 1 – 1955-60 гг.; 2 – 1961-65 гг.; 3 – 1971-75 гг.; 4,5 – верхняя и нижняя границы доверительного интервала математического ожидания.

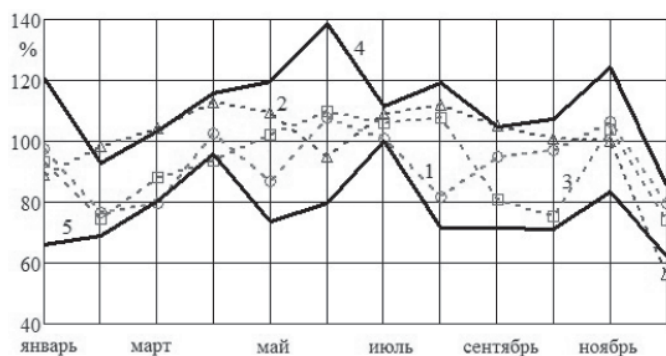


Рис. 19. Насыщение кислородом воды в р. Преголя (г. Гвардейск): 1 – 1955-60 гг.; 2 – 1961-65 гг.; 3 – 1971-75 гг.; 4,5 – верхняя и нижняя границы доверительного интервала математического ожидания.

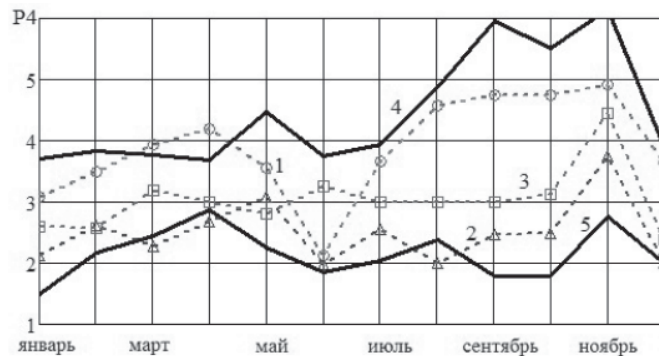


Рис. 20. Превышение ПДК по цветности воды в р. Преголя (г. Гвардейск): 1 – 1955-60 гг.; 2 – 1961-65 гг.; 3 – 1971-75 гг.; 4,5 – верхняя и нижняя границы доверительного интервала математического ожидания.

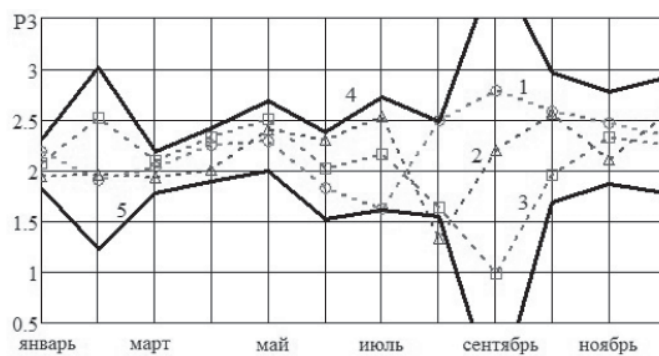


Рис. 21. Превышение ПДК по ХПК в р. Преголя (г. Гвардейск): 1 – 1955-60 гг.; 2 – 1961-65 гг.; 3 – 1971-75 гг.; 4,5 – верхняя и нижняя границы доверительного интервала математического ожидания.

14. Гидрологический ежегодник 1965 г. Т. 1. Бассейн Балтийского моря. Вып. 5, 6 / Под ред. Д.И. Абрайтене. Л.: Гидрометеоиздат. 1967. 241 с.

15. Гидрологический ежегодник 1973 г. Т. 1. Бассейн Балтийского моря. Вып. 5, 6 / Под ред. Д.И. Абрайтене. Вильнюс, 1975. 261 с.

16. Иванов Е.Г. Об особенностях формирования и способах описания статистических

Ключевые слова:

река,
гидрохимия,
показатели,
корреляция,
притоки

зависимостей в гидрологии / Е.Г. Иванов // Водное хозяйство России, 2007. № 2. С. 22-26.

17. Ресурсы поверхностных вод СССР. Т. 4, Вып. 3. Литовская ССР и Калининградская область РСФСР / Под ред. В.Е. Водограцкого. Л.: Гидрометеоиздат, 1969. 508 с.

V.A. Naumov, N.L. Velikanov, L.V. Markova, A.A. Smirnova

MODELING THE BACKGROUND HYDROCHEMICAL REGIME FOR THE PREGOLJA RIVER

Modeling the background hydrochemical regime was made for the Pregolja River. The mathematical models were developed. It was shown that monthly average hydrochemical background exponents changed showed little fluctuation over 20 years.

Key words: river, hydrochemical regime, exponents, correlation

