

УДК 502/504:627.8

B. B. Ильинич, канд. техн. наук, профессор
E. A. Светлов, аспирант

Федеральное государственное образовательное учреждение высшего профессионального образования «Московский государственный университет природообустройства»

СТОХАСТИЧЕСКАЯ МОДЕЛЬ ВОДОХРАНИЛИЩА

В статье предлагается методика моделирования длительных искусственных гидрологических рядов притока воды к водохранилищу с целью оценки вероятности максимальных паводковых расходов в нижнем бьефе. Методика проверяется на основе сравнения стохастических характеристик исходного ряда наблюдений и смоделированного ряда.

In the article there is proposed a simulating method of long-term artificial hydrological series of water inflow to the reservoir aiming at estimation of probability of maximal flood water discharge in the tail bay. The method is checked by comparison of stochastic characteristics of the initial discharge record and simulated series.

Во многих странах мира в условиях паводкового режима стока используют водохранилища ирригационно-противопаводочного назначения [1–4]. Задача установления рационального режима работы такого водохранилища весьма сложна из-за противоречивого и неоднозначного характера его использования. Для целей орошения в маловодные периоды водохранилище должно быть наполненным, а для задержания максимальных расходов паводков оно должно быть достаточно опорожнено. При этом водопропускные сооружения должны рассчитываться на максимальные расходы очень малой ежегодной вероятности превышения. Однако если для самого естественного процесса стока уже подобраны законы распределения случайных величин, то для оценки ежегодной вероятности превышения максимальных расходов в нижнем бьефе подобрать какой-либо закон распределения не представляется возможным, поскольку сток оказывается существенно искаженным посредством его регулирования.

Цель проведенной авторами работы — подбор достаточно точной методики оценки вероятностей превышения максимальных сбросных расходов в нижнем бьефе водохранилища.

Обозначенная цель обусловила необходимость решения следующих задач:

а) разработка стохастической модели притока речного стока к Краснодарскому водохранилищу; б) проверка модели относительно точности исходной информации; в) разработка стохастической модели функционирования водохранилища; г) проверка работоспособности этой модели на 10 000-летнем ряде.

Объектом исследования было Краснодарское водохранилище (летом это водохранилище обеспечивает 95 % рисовых систем Краснодарского края). В то же время, имеется значительная вероятность появления катастрофических паводков. Например, в 2002 г. общий ущерб от паводка в зоне деятельности Кубанского бассейнового водохозяйственного управления составил 8,65 млрд р. Было подтоплено 130 населенных пунктов, разрушено или повреждено 69 344 дома, пострадали 136 939 чел., из них 96 погибли.

В исследованиях использовались данные, полученные в Кубанском бассейновом водном управлении, в ФГУ «Краснодарское водохранилище», в частности гидрологический ряд суточных объемов суммарного притока воды к Краснодарскому водохранилищу с 1974 по 2005 гг. (за 32 года).

Способ моделирования процесса стока. Одним из наиболее удобных и корректных методов моделирования процессов стока для проведения

водохозяйственных расчетов, в том числе и для расчетов трансформации максимального стока водохранилища, является метод фрагментов [5]. Суть метода заключена в двойном моделировании: сначала искусственного гидрологического ряда из среднегодовых расходов воды, а затем внутригодового распределения стока, так называемого фрагмента. Авторами годовые расходы моделировались методом статистических испытаний, а затем методом фрагментов моделировались значения стока внутри года.

Исходные параметры для моделируемого ряда: норма стока $397 \text{ м}^3/\text{с}$; коэффициент вариации $C_v = 0,24$; коэффициент асимметрии $C_s = 2C_v$ (сформированы по водохозяйственным годам; начало года — 1 апреля).

Процесс моделирования проводили при помощи специальной программы (на базе макросов Visual Basic), запускаемой из MS Excel.

В качестве фрагментов принимали гидрографы из 72 пентадных (пятисуточных) значений ($j = 1 \dots 72$) [6]. Всего 32 фрагмента ($m = 1 \dots 32$).

Фрагмент в m -м году j -й пентады

$$\Phi_{mj} = Q_{mj}/Q_m, \quad (1)$$

где Q_{mj} — значение расхода притока к водохранилищу в m -м году j -й пентады; Q_m — значение годового расхода притока к водохранилищу в m -м году.

Далее рассматривали моделирование с учетом водности года. Исходный 32-летний наблюдаемый годовой расход разбивали на три градации и по степени водности. В зависимости от смоделированной годовой обеспеченности P_{ki} выбирали нужную градацию, и уже из градации случайным образом выбирали фрагменты Φ_{mj} . Затем каждый фрагмент Φ_{mj} умножали на смоделированный годовой расход Q_{ki} . Так определяли пятидневные расходы воды:

$$Q_{kij} = \Phi_{mj} Q_{ki}. \quad (2)$$

Анализ степени совпадения искусственного и исходного гидрологических рядов. В дальнейших исследованиях выясняли, принадлежат ли исходный и смоделированный гидрологические

ряды к одной генеральной выборке? Этот вопрос обусловил проведение анализа степени совпадения выборочных режимных статистических характеристик исходного и смоделированного гидрологических рядов.

Несмотря на то что метод фрагментов исследователи неоднократно проводили многочисленными экспериментами [2, 5, 7], которые подтвердили правомерность его применения в водохозяйственных задачах, анализ степени совпадения исходного и смоделированного гидрологических рядов каждый раз давал возможность сделать конкретные выводы по отношению к конкретной задаче и конкретному объекту.

На первом этапе использования метода фрагментов моделируются годовые расходы воды, поэтому в первую очередь следует проанализировать совпадение исходного ряда годовых расходов и искусственного.

Исходная функция распределения случайных величин, в соответствии с которой моделировались годовые расходы, представлена в виде кривой обеспеченности с параметрами: $C_v = 0,24$, $C_s = 2C_v$; коэффициент автокорреляции $r = 0,30$. Следует заметить, что коэффициент автокорреляции можно не учитывать в моделировании, хотя методики моделирования автокоррелированного годового стока допускают такую возможность [7–9]. Величина среднеквадратичного отклонения вполне соизмерима с самим коэффициентом r :

$$\sigma = (1 - r^2)/(N - 1)^{0,5} = \\ = (1 - 0,09)/31^{0,5} = 0,16. \quad (3)$$

Обычно, даже при малых значениях C_v , изменение в ординатах кривых обеспеченности находится в пределах точности их определения [7–9].

Чтобы оценить соответствие искусственного ряда исходной кривой обеспеченности годовых значений стока, смоделированные модульные коэффициенты годовых расходов были ранжированы в убывающем порядке, и для каждого из них было определено зна-

чение эмпирической кривой обеспеченности P_s , вычисленной по формуле

$$P_s = m/N \cdot 100 \%,$$

где m — порядковый номер модульного коэффициента в ранжированном убывающем ряду; N — число лет в этом же ряду.

Точки эмпирической обеспеченности были нанесены на график теоретической кривой обеспеченности. Расхождение вероятностей превышения было очень незначительным — в пределах точности их определения по исходному гидрологическому ряду. Следовательно, принятая функция обеспеченности годового стока с параметрами $C_v = 0,24$, $C_s = 2C_v$ не отвергается. Сама норма стока по 32-летнему ряду равна $397 \text{ м}^3/\text{с}$. Среднее многолетнее значение стока по 10 000-летнему ряду равно $395 \text{ м}^3/\text{с}$. Различие между этими двумя величинами составляет $0,5 \%$, что вполне допустимо.

Чтобы оценить соответствие внутригодового распределения стока исходного и искусственного гидрологических рядов, аналогичным способом были сопоставлены статистические параметры стока по 72 выделенным внутригодовым интервалам.

На рис. 1 и 2 показаны внутригодовые значения средних расходов воды и коэффициентов вариации и средних расходов воды исходного и искусственного рядов. Максимальное различие между средними значениями расхода смоделированного и исходного рядов практически не превышает 10% (только за два внутригодовых интервала с 21 по 31 марта составляет 15%). Максимальное расхождение между коэффициентами вариации при внутригодовом распределении составляет 13% , что вполне допустимо.

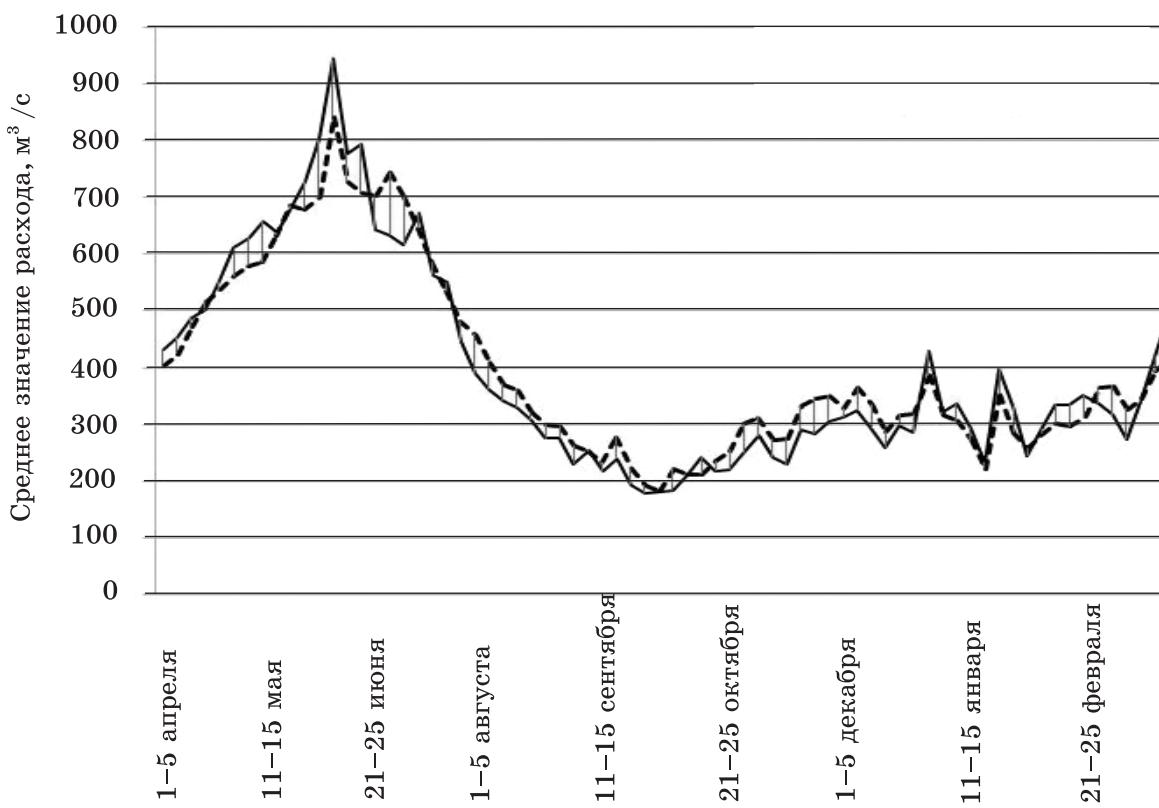


Рис. 1. Значения средних расходов воды исходного и искусственного рядов при внутригодовом распределении: — $Q_{\text{ср исх}}$; - - - $Q_{\text{ср искусств}}$

Кроме того, была проведена статистическая оценка однородности рядов наблюдений. В гидрологической практике при анализе однородности рядов наблюдений обычно ограничиваются

оценкой значимости расхождений между численными значениями их среднегарифметических расходов и дисперсий (квадратов среднеквадратических отклонений) σ^2 .

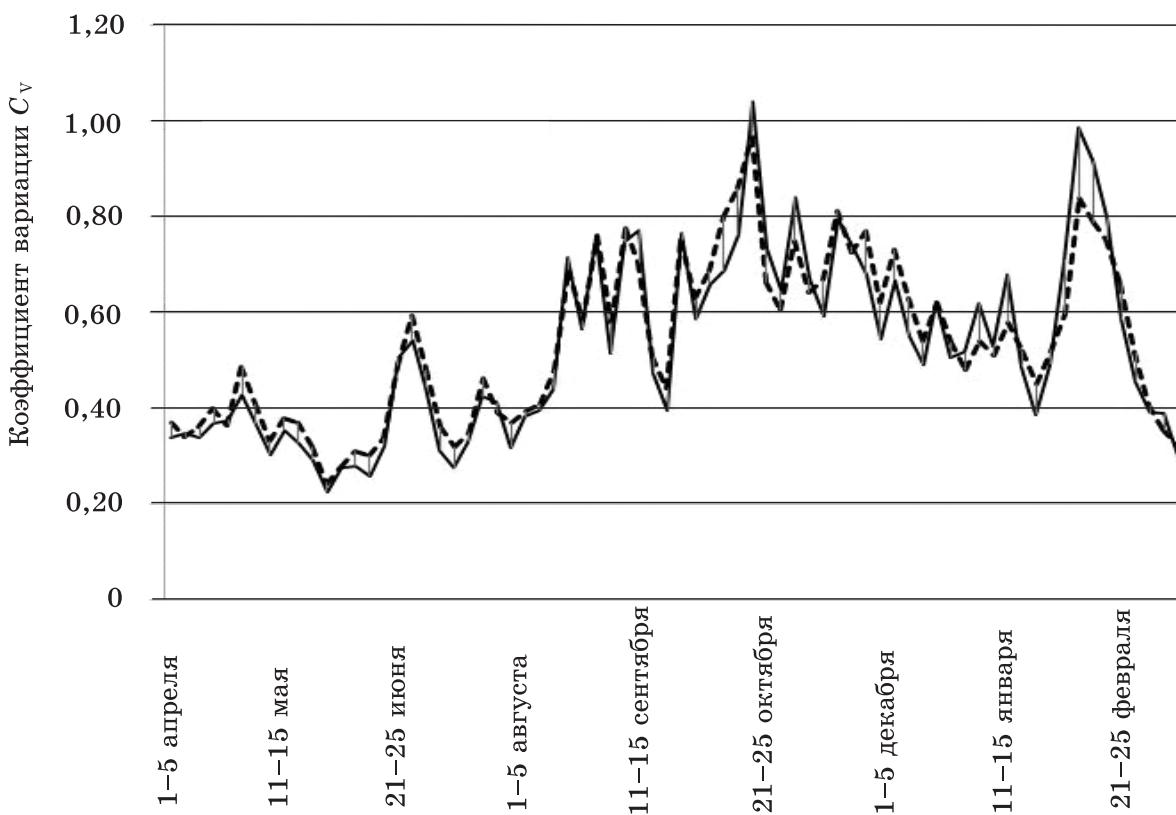


Рис. 2. Значения коэффициентов вариации исходного и искусственного рядов при внутригодовом распределении: —— C_v исх; — C_v искусств

В качестве критериев для оценки однородности средних расходов наиболее часто используют критерий Стьюдента t , а для оценки однородности дисперсий — критерий Фишера F . Практически во всех экспериментальных расчетах получились результаты, при которых нульгипотеза однородности расходов и дисперсий не может быть отвергнута.

Из изложенного можно заключить, что величины стока моделируются с достаточной точностью, и имеющиеся отклонения не могут существенно повлиять на параметры Краснодарского водохранилища. Более того, можно говорить о том, что исходный ряд годовых расходов и смоделированный ряд относятся к одной генеральной совокупности.

Вероятностная модель работы Краснодарского водохранилища. Большинство водохозяйственных задач невозможно решить аналитически из-за необходимости использования функции обеспеченности стока, которая не интегрируется, а также по ряду других, не ме-

нее весомых причин. Такие задачи достаточно корректно можно решить с помощью стохастического моделирования работы водохранилища в соответствии с правилами регулирования стока. Для Краснодарского водохранилища такие правила — это традиционные диспетчерские правила до момента достижения нормального подпорного уровня (НПУ). Во время прохождения катастрофических паводков при достижении НПУ и продолжении увеличения расходов притока в нижний бьеф пропускались расходы, не превышающие значения $Q_{\max 1} = 1\ 200 \text{ м}^3/\text{с}$. Далее, при достижении и последующем превышении $V_{\max 1} = 1\ 798 \text{ млн м}^3$, сбрасывались расходы, не превышающие $Q_{\max 2} = 1\ 500 \text{ м}^3/\text{с}$. При достижении и последующем превышении $V_{\max 2} = 2\ 484 \text{ млн м}^3$ сбрасывались расходы, не превышающие $Q_{\max 2} = 1\ 500 \text{ м}^3/\text{с}$.

После заполнения основной противопаводочной емкости $V_{\text{фп}} = V_{\max 3} = 2\ 794 \text{ млн м}^3$ разрешено сбрасывать

расходы, не превышающие $Q_{\max3} = 1\ 600 \text{ м}^3/\text{с}$. Только при невозможности пропустить паводок с такими условиями регулирования используются все пропускные устройства, способные пропустить расход $2\ 500 \text{ м}^3/\text{с}$. Однако такие действия являются аварийными, поскольку в нижнем бьефе создается катастрофическая ситуация. В течение зимнего периода (декабрь, январь и февраль) условия пропуска паводков были некоторым образом аналогичны, но с другими численными критическими значениями.

На основе моделирования процесса притока воды к Краснодарскому водохранилищу составлена математическая модель его работы, которая успешно реализована при помощи программы MS Excel. Программа MS Excel имеет практически на каждом ПК, что обеспечивает универсальность и доступность дальнейшей реализации этого метода моделирования в проектных и эксплуатационных организациях.

В основе модели лежит обычный балансовый расчет пятисуточных наполнений водохранилища при заданных правилах эксплуатации водохранилища.

Результаты. Вероятность превышения максимально допустимого уровня водохранилища форсированного подпорного уровня водохранилища определялась раздельно для летнего и зимнего периодов. Такое разделение было сделано из-за того, что условия зимнего регулирования могут иметь место только при ледовой обстановке, появление которой далеко не достоверно и имеет небольшую вероятность. На данном этапе исследований величины противопаводочной емкости будут подбираться по вероятности аварий в летний период:

$$P_{\text{л}} = A_{\text{п}}/N = 0,001,$$

где $P_{\text{л}}$ — число лет с летними авариями; N — общее число смоделированных лет; $A_{\text{п}}$ — число «перебойных» лет.

Если в процессе работы водохранилища общий период (за год) пониженного водопотребления был больше 5 сут, то такой год считался «перебояным». Частоту появления «перебой-

ных» лет $P_{\text{а}}^*$ по отношению к общему числу лет смоделированной работы водохранилища принимали за вероятность перебоев в работе:

$$P_{\text{а}}^* = A_{\text{п}}/N = 0,45.$$

Обеспеченность плановой отдачи воды $P_{\text{а}}$ вычисляли так:

$$P_{\text{а}} = (1 - P_{\text{а}}^*) 100 \% = 0,55 \%.$$

Выходы

При принятых основных параметрах водохранилища и традиционных правилах регулирования стока вероятность появления аварийной ситуации оказалась близкой к 0,1 %, что соответствует требованиям к гидротехническим сооружениям второго класса. Однако обеспеченность плановой водоотдачи из водохранилища оказалась невысокой ($P_{\text{а}} = 55 \%$).

Представленная стохастическая модель функционирования водохранилища позволяет определять вероятность превышения установленных максимальных расходов воды в нижнем бьефе и обеспеченность плановой водоотдачи.

С целью обеспечения безопасности жизнедеятельности и повышения обеспеченности плановой водоотдачи целесообразно изменить правила регулирования стока на основании результатов, полученных с помощью представленной стохастической модели.

В модели предусмотрена возможность изменять правила регулирования стока: варьировать величинами максимальных сбросных расходов воды $Q_{\max1}$, $Q_{\max2}$, $Q_{\max3}$ в нижнем бьефе водохранилища и соответствующими величинами форсированных объемов водохранилища $V_{\max1}$, $V_{\max2}$, $V_{\max3}$; изменять величину полезной емкости, величину плановой отдачи и координаты линий диспетчерского графика.

Ключевые слова: водохранилище, исходный ряд наблюдений, стохастические характеристики, методика моделирования, искусственный гидрологический ряд, вероятность максимальных паводковых расходов воды.

Список литературы

1. **Исмайлов, Г. Х.** Вероятностные методы расчета водохранилищ комплексного (иrrигационно-противопаводочного) назначения [Текст] / Г. Х. Исмайлов // Водные ресурсы. — 1973. — № 2. — С. 81–94.
2. **Ильинич, В. В.** Имитационная модель работы водохранилища [Текст] / В. В. Ильинич // Экспресс-информация. — М. : Изд-во Экспрессинформация, 1982. — С. 1–4.
3. **Ilinich, V. V.** Management technology by multi-purpose water reservoirs for protection of territory from floods [Text] / V. V. Ilinich, A. Perminov // Natural and technological problems of protection and development of agricultural and forest environment : Scientific Conference. — Book 2. — Poznan, 1999. — P. 17–22. PL ISSN 1230-7394.
4. **Ilinich, V. V.** Search of Anti-Accident Function for Flood Flow Management by Water Reservoir [Text] / V. V. Ilinich // Proceedings of the 7-th International Conference on Hydroinformatics 2006. — Nica, 2006. — P. 1025–1031.
5. **Сванидзе, Г. Г.** Основы расчета регулирования речного стока методом Монте-Карло [Текст] / Г. Г. Сванидзе. — Тбилиси : Изд-во «Мецниереба», 1964. — 272 с.
6. **Светлов, Е. А.** Обоснование выбора дискретности при разработке математической модели водохранилища [Текст] / Е. А. Светлов // Роль природообустройства сельских территорий в обеспечении устойчивого развития АПК : материалы Международной научно-практической конференции МГУП. — Ч. 1. — 2007. — С. 277–281.
7. **Резниковский, А. Ш.** Гидрологические основы гидроэнергетики [Текст] / А. Ш. Резниковский. — М. : Энергия, 1978. — 147 с.
8. **Раткович, В. Я.** Стохастические модели колебаний составляющих водного баланса речного бассейна [Текст] / В. Я. Раткович, М. В. Болгов. — М. : Институт водных проблем РАН, 1997. — 263 с.
9. **Рождественский, А. В.** Оценка точности кривых распределения гидрологических характеристик [Текст] / А. В. Рождественский. — Л. : Гидрометиздат, 1977. — 272 с.