

7. Нычик Т. Ю. Анализ аварийных ситуаций при шлюзовании судов / Т. Ю. Нычик // Журнал университета водных коммуникаций. — СПб.: СПГУВК, 2011. — № 4.

8. Нычик Т. Ю. Оценка риска аварий в судоходных шлюзах / Т. Ю. Нычик // Журнал университета водных коммуникаций. — СПб.: СПГУВК, 2012. — № 2.

УДК 627.059.1

С. Ю. Ладенко,

канд. техн. наук,

ГУМРФ имени адмирала С. О. Макарова

ПРИМЕНЕНИЕ ВЕРОЯТНОСТНЫХ ХАРАКТЕРИСТИК ДЛЯ НАЗНАЧЕНИЯ КРИТЕРИЕВ БЕЗОПАСНОСТИ ГИДРОТЕХНИЧЕСКИХ СООРУЖЕНИЙ

APPLICATION OF PROBABILISTIC CHARACTERISTICS FOR ASSIGNING CRITERIA OF HYDRAULIC STRUCTURES SAFETY

В статье рассматриваются проблемные вопросы, связанные с назначением критериев безопасности гидротехнических сооружений. В настоящее время нет принятых методик оценки состояния гидротехнических сооружений по показаниям контрольно-измерительной аппаратуры, если не установлена корреляционная связь с другими измеряемыми характеристиками или нет тенденции изменения показаний во времени. Для назначения критериев безопасности гидротехнических сооружений предлагается и обосновывается использование вероятностных характеристик.

In the article the problems connected with assignment of criteria of safety of hydraulic structures are considered. At present there are no adopted methods for estimation of hydraulic structures condition according to the readings of control and measuring equipment if a correlation connection with other characteristics being measured is not established or there is no tendency for changing readings during the time. For assignment the criteria of safety of hydraulic structures using of probabilistic characteristics is offered and grounded.

Ключевые слова: критерии безопасности гидротехнических сооружений, контрольно-измерительная аппаратура, ряд наблюдений, вероятность.

Key words: criteria of safety of hydraulic structures, control and measuring equipment, instrumentation, a series of observations, probability.

В СООТВЕТСТВИИ с требованиями Федерального закона № 117-ФЗ от 21.07.1997 г. «О безопасности гидротехнических сооружений» [1] разработка критериев безопасности ГТС является обязательной для гидротехнических сооружений на стадии проектирования, строительства и эксплуатации.

Нормативным документом, определяющим в настоящее время правила разработки критериев безопасности для гидроэнергетических сооружений, является «Методика определения критериев безопасности гидротехнических сооружений» РД 153-34.2-21.342-00 [2]. Основные принципы назначения критериев безопасности ГТС определяются в Пособии к этой методике [3].

В Стандарте ОАО РАО «ЕЭС России» [4] установлен «Перечень контролируемых показателей состояния ГТС», к которым относятся в том числе деформации тела и основания грунтовых сооружений, смещения (горизонтальные и вертикальные перемещения) отдельных элементов сооружения, пьезометрические напоры, фильтрационные расходы, уровни воды в пьезометрах, установленных в теле и основании грунтовых сооружений, параметры трещин в элементах сооружений и т. д.

В соответствии со Стандартом измеряемый (вычисляемый по результатам измерений) контролируемый показатель, выбранный в качестве диагностического, должен поддаваться прогнозу с помощью детерминистических или статистических прогнозных моделей и быть достаточно «чутким» к изменению внешних воздействий на сооружение (например, если контролируемый показатель «не реагирует» на изменение УВБ и температуры окружающей среды, то «вряд ли он пригоден в качестве диагностического»).

Однако при оценке состояния ГТС (даже при длительной эксплуатации сооружения и имеющемся ряде натурных данных наблюдений на протяжении всего периода эксплуатации) не всегда удается выбрать контролируемые показатели из числа измеряемых, исходя из этого условия. Так, например, при оценке значений уровней воды в 12 исправных пьезометрах, установленных на грунтовой плотине Кумской ГЭС (каскад Нивских ГЭС), по наблюдениям за период с 1964 до 2011 г. ни для одного пьезометра не удалось выявить корреляционной связи между уровнем воды в приборе и верхнем или нижнем бьефе водохранилища (коэффициенты корреляции R составляли от 0,03 до 0,43). По пьезометрам, установленным на грунтовой плотине Троицкой ГРЭС (Челябинская область) за период 1983–2010 гг. из 16 исправных пьезометров только 3 показывали значения, «реагирующие» на изменение уровня воды в верхнем бьефе (коэффициенты корреляции R от 0,53 до 0,66), в остальных случаях зависимости ни с одной из измеряемых параллельно характеристик не наблюдалось (коэффициенты корреляции с УВБ и УНБ составляли $R = 0,19 \div 0,40$).

Нужно отметить, что при статистической обработке исходных данных тесная корреляционная зависимость считается при $R = 0,80 \div 0,90$ [5].

Аналогичная ситуация наблюдалась с оценкой показаний по щелемерам, мерным водосливам. На Кумской ГЭС по показаниям 4 действующих щелемеров связи изменения отметок измерений трещин от уровня воды в верхнем и нижнем бьефах, температурой воздуха не отмечено, как и тенденции развития во времени. По наблюдениям за фильтрационными расходами через грунтовую плотину Кумской ГЭС тенденция к увеличению величины расхода с коэффициентом регрессии, достаточным для назначения прогнознй модели, была отмечена только по двум водосливам из шести (период наблюдения 1969–2010 гг.).

Прогноз изменения осадок в период эксплуатации на любой момент времени рекомендуется выполнять по прогнозным моделям, основанным на данных натурных наблюдений. Однако в практике эксплуатации ГТС отмечается, что в некоторых случаях, даже при длительных наблюдениях за осадками, невозможно построить прогнозную регрессионную модель, так как процесс не имеет четко выраженной тенденции. Пример такого случая — осадка водосброса гидроузла на р. Съежа (Калининская АЭС). Динамика приращений суммарной осадки, осредненной суммарной осадки и среднегодовой скорости осадки основных конструктивных элементов водосброса за весь период наблюдений носит знакопеременный характер. По-видимому, такая динамика характерна для водосброса — сооружения, работающего в специфических условиях действующих переменных нагрузок, связанных с изменением уровня воды в ВБ и НБ гидроузла. В этом случае можно считать, что работа сооружения стабильна, но «затухания» во времени значений осадки не будет.

Таких примеров можно привести множество. При отсутствии методов, позволяющих оценивать показания исправных приборов, контролирующих эксплуатационное состояние сооружения на протяжении длительного периода времени, логичным представляется недоумение службы эксплуатации ГТС, как в таком случае быть и зачем измерять показания таких приборов, если их не с чем сравнить и невозможно по этим данным определить изменение состояния сооружения?

Следует учесть, что средний срок эксплуатации напорных ГТС России превысил 50 лет, а для юга России — 55 лет. На гидротехнических сооружениях I и II класса ответственности в соответствии с требованиями нормативных документов для контроля состояния сооружений в обязательном порядке устанавливается КИА, однако в настоящее время нет принятых методик оценки состояния ГТС по контрольно-измерительным приборам (пьезометрам, трещиномерам, мерным водосливам), если не выявлено корреляционной связи с другими измеряемыми характеристиками

или тенденции во времени. В то же время необходимость контроля состояния сооружений, особенно при длительной эксплуатации, необходима.

В случаях, когда для наблюдаемых по КИА характеристик не выявлено корреляционных связей с уровнем воды в верхнем и нижнем бьефах, температурой воздуха, а также тенденции изменения величины исследуемой характеристики во времени, можно предположить, что распределение данной характеристики носит случайный характер, следовательно, в этом случае применим подход, основанный на использовании методов теории вероятности к оценке величины наблюдаемой характеристики. В этом случае при наличии данных наблюдений достаточной продолжительности и однородности ряда наблюдаемого параметра, определение характеристик расчетной вероятности можно осуществить путем применения аналитических функций распределения ежегодных вероятностей превышения — кривых обеспеченностей.

Характерным признаком случайного явления является то, что заранее невозможно дать прогноз его развития вследствие большого числа независимых факторов, влияющих на это явление. Так, уровень воды в водохранилище в период половодья зависит от количества и распределения снеговых запасов, уклона поверхности водосбора, интенсивности нарастания положительных температур, наличия осадков в этот период и т. д. При прохождении половодья, которое может продолжаться разное время, иметь различные даты начала и окончания, различный объем и максимальное значение расхода, меняется и уровень грунтовых вод.

Уровень грунтовых вод и положение депрессионной поверхности в теле и основании грунтовых сооружений, в свою очередь, зависят не только от уровня воды в верхнем и нижнем бьефе, но и от таких характеристик, как состав грунтов, слагающих тело и основание грунтовых сооружений, их фильтрационных свойств, глубины залегания водоупора и пр. При имеющейся связи уровня грунтовых вод (измеряемого по пьезометрам) с уровнем воды в верхнем и нижнем бьефе отметки уровня грунтовых вод изменяются с некоторым запаздыванием, что не позволяет установить корреляционную связь. Значит, при отсутствии тенденции изменения величины во времени и отсутствии корреляции с данными наблюдений за другими характеристиками (уровни воды в верхнем и нижнем бьефе, температура воды, воздуха и пр.) при имеющемся длительном многолетнем ряде наблюдений (то есть установившемся режиме работы сооружения) можно считать данные наблюдений за уровнями воды в пьезометрах величиной случайной. Случайная величина характеризуется совокупностью возможных ее значений и вероятностью, с которой эти значения могут появиться. Эти параметры описываются законом распределения случайной величины. В этом случае в соответствии с методами теории вероятности можно подобрать математическую кривую функции распределения характеристики, исходя из условий наибольшего соответствия теоретической и эмпирической кривых.

Наиболее простым и достаточно широко распространенным для математического описания явлений природы и процессов техники является нормальный закон распределения плотности вероятности, или закон Гаусса. Нормальное распределение широко распространено в природе и технике. Но большинство процессов, имеющих многофакторную зависимость от различных природных явлений, не подчиняются нормальному закону, что связано с сезонной изменчивостью величины характеристики. Тогда такие кривые распределения, как, например, расходы воды в реке или через мерный водослив, уровни воды в водохранилище или пьезометрах, имеют, как правило, положительную асимметрию, иначе говоря, отклонения в сторону максимальных значений величины намного больше, чем отклонения в сторону минимальных значений, значения меньше нормы встречаются намного чаще, чем больше.

Этим условиям соответствует дискретное биномиальное распределение, из которого путем перехода от дискретной формы к непрерывной можно получить два закона распределения: симметричный — нормальный и асимметричный — закон гамма-распределения. Гамма-распределение было применено А. Фостером в США, Д. Л. Соколовским, С. Н. Крицким и М. Ф. Менкелем для определения расчетных гидрологических характеристик. А. Фостер использовал III распределение К. Пирсона (гамма-распределение). Таким образом, применение вероятностных характе-

ристик для оценки природных явлений, имеющих сезонные циклы и различные характеристики асимметричности рядов (например, минимальный и максимальный сток, сток многоводных и маловодных рек, уровенный режим и пр.), в гидрологии хорошо изучено и может быть использовано для оценки аналогичных, связанных с циклическими изменениями характеристик [6].

Двухпараметрическая форма гамма-распределения имеет вид

$$f(x) = x^\gamma e^{-x/\beta} / [\beta^{\gamma+1} \Gamma(\gamma + 1)];$$

где γ и β параметры, $\Gamma(\gamma + 1)$ — гамма-функция, определяемая интегралом 2-го рода Эйлера:

$$\Gamma(\gamma + 1) = \int_0^{\infty} x^\gamma e^{-x} dx.$$

Для двухпараметрического гамма-распределения (Пирсона III рода) коэффициенты вариации и асимметрии определяются формулами:

$$C_v = 1/\sqrt{\gamma + 1}; \quad C_s = 2/\sqrt{\gamma + 1};$$

Следовательно, $C_s = 2C_v$; $\gamma = 4/C_s^2 - 1$.

Отклонения от среднего значения ординат биномиальной кривой обеспеченности, нормированные по коэффициенту вариации $(k - 1)/C_v$, приводятся в специальных таблицах.

В таблицу биномиальной кривой входит также кривая нормального закона распределения ($C_s = 0$). Она совмещена с остальными в точке моды и, кроме того, уходит в бесконечность и в сторону отрицательных значений аргумента. Следовательно, у нее есть такие значения обеспеченности, при которых аргумент отрицательный [7].

Таким образом, при $C_s < 2C_v$ на теоретической кривой получаются отрицательные значения аргумента, что иногда лишено смысла при описании природных процессов (например, фильтрационные расходы воды).

С. Н. Крицкий и М. Ф. Менкель предложили относить биномиальный закон не к переменной x , а к какой-либо ее монотонной функции ξ , например вида $\xi = x^a$. Подбирая значение a , можно получить семейство кривых, которые при условии $0 < C_s/2C_v$; ($C_s/2C_v > 1$ и $C_s/2C_v < 1$) неизменно выходят из начала координат.

Кривые Крицкого–Менкеля, иначе называемые трехпараметрического гамма-распределения, приводятся в соответствующих таблицах.

Таким образом, в зависимости от режима изменения наблюдаемой величины можно отметить следующее. При отрицательных значениях параметра (аргумента) целесообразно применение нормального закона распределения (при $C_s = 0$), когда у теоретической кривой распределения есть значения обеспеченности, при которых аргумент становится отрицательным. При определении средних характеристик, когда не ожидается нулевое значение наблюдаемых величин, можно использовать двухпараметрическое распределение (биномиальную кривую), в случае если нулевое значение возможно (например, пьезометр «сухой» или значение расхода через водослив в период межени равно нулю), теоретическому представлению процесса наиболее точно отвечает трехпараметрическое гамма-распределение.

В общем случае для сглаживания и экстраполяции эмпирических кривых распределения вероятностей превышения природных процессов можно применять трехпараметрические распределения: Крицкого–Менкеля при любом отношении C_s/C_v , распределение Пирсона III типа (биномиальная кривая) при $C_s/C_v \geq 2$, лог-нормальное распределение при $C_s \geq (3C_v + C_v^3)$ и другие распределения, имеющие предел простираения случайной переменной от нуля или положительного значения до бесконечности. При надлежащем обосновании допускается применять двухпараметрические распределения, если эмпирическое отношение C_s/C_v и аналитическое отношение C_s/C_v , свойственные данной функции распределения, приблизительно равны.

Такой подход был применен к оценке показаний КИА, установленной на гидротехнических сооружениях Кумской ГЭС, находящейся в Мурманской области и входящей в каскад Нивских ГЭС.

Критерии безопасности ГТС Кумской ГЭС с применением вероятностного подхода к оценке измеряемых характеристик были разработаны в 2011 г., прошли экспертизу и были утверждены в установленном порядке. Вероятностные характеристики данных натурных наблюдений по КИА, установленной на Кумской ГЭС, определялись для величин фильтрационных расходов через водосливы и водомерные пункты, показаний щелемеров, уровней воды в пьезометрах. Предварительно была проведена оценка исправности работы приборов, показания которых оценивались.

Эмпирическая вероятность превышения P_i % характеристик определялась по формуле

$$P_{i\%} = \frac{m}{n+1} 100 \%,$$

где i — порядковый номер членов ряда характеристики, расположенных в убывающем порядке; n — общее число членов ряда.

Случайные средние квадратические погрешности выборочных средних определялись по зависимости

$$\sigma_i = (\sigma_i / \sqrt{n}) \sqrt{\frac{(1+r)}{(1-r)}}$$

при коэффициенте автокорреляции между смежными членами ряда r , меньшем 0,5. При больших коэффициентах автокорреляции использовалась формула

$$\sigma_i = \frac{\sigma_i}{\sqrt{n}} \sqrt{\frac{1 + \frac{zr}{n(n-1)} \left(n - \frac{1-r^n}{1-r} \right)}{1 - \frac{zr}{n(n-1)(1-r)} \left(n - \frac{1-r^n}{1-r} \right)}}$$

По каждой характеристике были взяты для расчетов данные ежемесячных измерений. В качестве примера на рис. 1 приведены расчетные значения теоретической кривой распределения и эмпирические значения вероятностных значений величин фильтрационных расходов через мерный водослив № 1 за период наблюдений 1969–2010 гг.

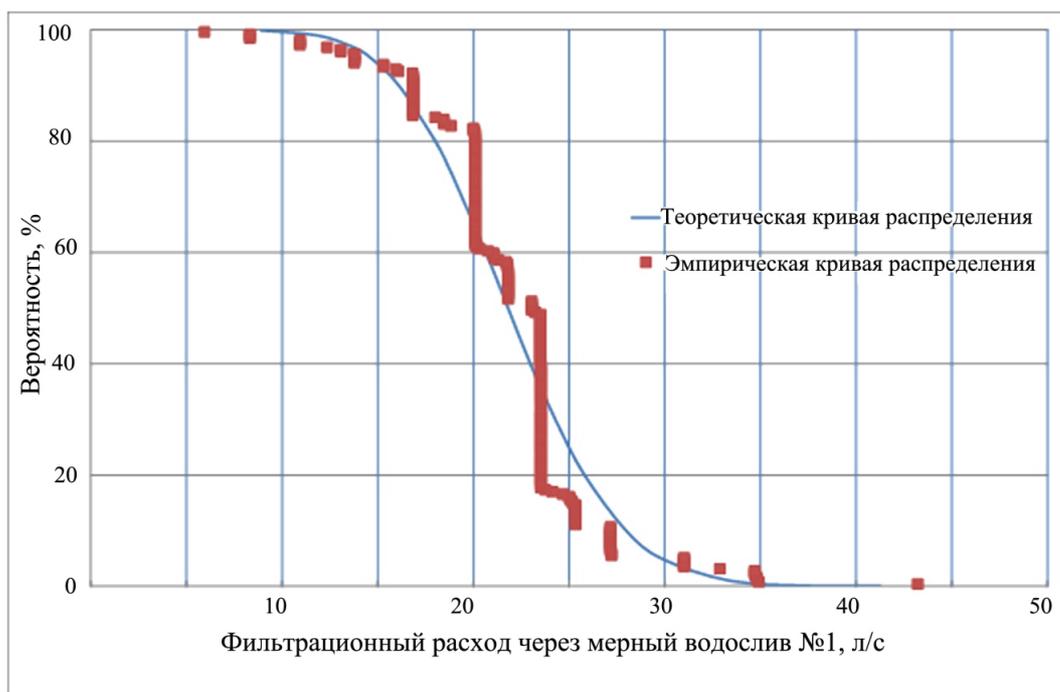


Рис. 1. Теоретическая и эмпирическая кривые распределения вероятностных значений фильтрационных расходов через мерный водослив № 1 за период наблюдений 1969–2010 гг.

За критериальные значения $K1$ были приняты расчетные значения характеристик 1 %-ной вероятности для рядов, где относительная средняя квадратическая погрешность расчетного значения исследуемой характеристики не превышает 10 %.

$$K1 = Y_{1\%},$$

где $Y_{1\%}$ — расчетное значение исследуемой характеристики 1 %-ной обеспеченности.

Тогда неравенства, характеризующие состояния сооружения по данному диагностическому показателю, будут иметь вид:

— нормальное состояние $Y_{Ham(i)} \leq K1$;

— потенциально опасное состояние $K1 < Y_{Ham(i)}$ [2].

Критериальные значения исследуемых характеристик сведены в табл. 1.

Согласно полученным данным табл. 1 были назначены критериальные значения $K1$ по вероятностным характеристикам для диагностических показателей состояния ГТС. Превышение критерия $K1$ в этом случае означает превышение величины наблюдаемой характеристики выше ее расчетного значения 1 %-ной вероятности, при этом нужно провести анализ конкретных показателей по факторам, вызвавшим превышение, принять необходимые меры по устранению этих факторов. Критерии $K2$ по вероятностным характеристикам не назначались, так как прямая связь между превышением наблюдаемой величины, имеющей случайный характер, и началом развития аварийного процесса отсутствует.

Таблица 1

Определение расчетных критериальных значений величин

№ п/п	Характеристика	КИА	Количество членов ряда n	Среднее значение характеристики Y_{cp}	Относительная средняя квадратическая погрешность расчетного значения, %	$Y_{1\%}$
1	Фильтрационный расход, л/с	Мерный водослив № 1	462	21,95	2,3	33,41
2		Мерный водослив № 2	449	0,27	32,3	—
3		Мерный водослив № 3	487	0,02	16,9	—
4		Водомерный пункт 5	46	1,12	10,5	—
5	Трещины, отм. м	Щелемер 7	112	215,02	0,8	216,16
6		Щелемер 8	49	129,98	0,1	130,04
7		Щелемер 9	94	130,90	10,1	—
8		Щелемер 10	83	126,55	0,1	126,62
9	Уровни воды в пьезометрах, м	Пьезометр 3	644	94,37	0,3	95,21
10		Пьезометр 4(н)	250	106,66	0,8	108,20
11		Пьезометр 5	644	95,92	0,1	96,64
12		Пьезометр 6	523	95,24	0,1	96,12
13		Пьезометр 9	524	99,63	0,4	101,76
14		Пьезометр 11	514	108,18	0,3	109,19
15		Пьезометр 1	427	86,07	0,1	86,33
16		Пьезометр 3 (ств. 5)	421	103,31	0,2	105,09

Выводы

1. Принятые современными нормативными документами методики определения критериев безопасности гидротехнических сооружений не всегда позволяют использовать показания исправно работающей контрольно-измерительной аппаратуры для оценки состояния сооружения, так как прогнозную статистическую модель можно разработать лишь в случае выявления тенденции изменения значения характеристики во времени или в связи с изменениями факторов природной среды (уровни воды в верхнем и нижнем бьефе, температура воздуха и пр.).

2. Выявить тенденцию изменения осадки сооружения во времени не представляется возможным, если отмечается знакопеременный ее характер, например при работе водосброса.

3. С помощью применения методов теории вероятности для оценки данных наблюдений за показателями, которые можно признать случайными при однородности (репрезентативности) ряда наблюдений, можно назначить критерии безопасности гидротехнических сооружений, в частности для таких характеристик, как уровни воды в пьезометрах, раскрытие трещин, фильтрационные расходы, осадка ГТС при знакопеременном изменении.

4. Ряд наблюдений можно считать пригодным для оценки вероятности (обеспеченности значения) наблюдаемой величины, если рассматриваемый период репрезентативен (представителен), а относительная средняя квадратическая погрешность расчетного значения исследуемой характеристики не превышает 10 %.

5. Эмпирическую вероятность превышения P_i % характеристик рекомендуется определять по формуле

$$P_{i\%} = \frac{m}{n+1} 100 \%,$$

где i — порядковый номер членов ряда характеристики, расположенных в убывающем порядке; n — общее число членов ряда.

6. Для сглаживания и экстраполяции эмпирических кривых распределения вероятностей превышения рекомендуется применять трехпараметрические распределения: Крицкого–Менкеля при любом отношении C_s / C_v , распределение Пирсона III типа (биномиальная кривая) при $C_s / C_v \geq 2$, лог-нормальное распределение при $C_s \geq (3C_v + C_v^3)$ и другие распределения, имеющие предел простираения случайной переменной от нуля или положительного значения до бесконечности.

7. За критериальные значения $K1$ рекомендуется принимать расчетные значения характеристик 1 %, для $K2$ — 0,1 % вероятности для рядов, где относительная средняя квадратическая погрешность расчетного значения исследуемой характеристики не превышает 10 %:

$$K1, K2 = Y_{P\%},$$

где $Y_{P\%}$ — расчетное значение исследуемой характеристики $P\%$ обеспеченности.

Тогда неравенства, характеризующие состояния сооружения по данному диагностическому показателю, будут иметь вид:

- нормальное состояние $Y_{Ham(i)} \leq K1$;
- потенциально опасное состояние $K1 < Y_{Ham(i)} < K2$;
- предаварийное состояние $Y_{Ham(i)} \geq K2$.

8. Критериальные значения $K2$ при оценке с вероятностными методами рекомендуется не назначать в случае, если прямая связь между превышением наблюдаемой величины, имеющей случайный характер, и началом развития аварийного процесса не доказана.

Список литературы

1. О безопасности гидротехнических сооружений: федеральный закон Рос. Федерации № 117-ФЗ от 21 июля 1997 г.
2. Методика определения критериев безопасности гидротехнических сооружений. РД 153-34.2-21.342-00. — М.: РАО «ЕЭС России», 2001.
3. Пособие к «Методике определения критериев безопасности гидротехнических сооружений РД 153-34.2-21.342-00». — М.: ЦПТИиТО ОРГРЭС, 2006.
4. СТО 17330282.27.140.003-2008. Гидротехнические сооружения ГЭС и ГАЭС. Организация эксплуатации и технического обслуживания. Нормы и требования.
5. Методические указания по статистической обработке экспериментальных данных в мелиорации и почвоведении. — Л., 1977. — 274 с.
6. СП 33-101-2003. Определение расчетных гидрологических характеристик. — М.: Госстрой России, 2003.
7. Михалев М. А. Инженерная гидрология / М. А. Михалев. — СПб: СПбГПУ, 2002. — 124 с.
8. Вентцель Е. С. — 4-е изд. — М.: Наука, 1969. — 564 с.