

О ПРИМЕНЕНИИ ТЕОРИИ ВЕРОЯТНОСТНЫХ ПРОЦЕССОВ В ГИДРОЭНЕРГЕТИКЕ

Н. А. Картвелишвили (Москва)

1. Вероятностные и детерминистические концепции в теории регулирования речного стока. Основным (но не единственным) случайным фактором, с которым приходится считаться в проектировании и эксплуатации энергетических систем, является изменчивость речного стока регулируемого водохранилищами ГЭС. Тезис о случайной природе речного стока не нов, еще в 1914 г. американский гидролог Хазен исходил из него в исследованиях по многолетнему регулированию. В 1950—1953 гг. этот тезис, ставший к тому времени уже не дискуссионным, был, тем не менее, предметом длительной дискуссии на страницах Известий АН СССР, ОН. Положение, сложившееся ныне с использованием теории вероятностей в системной энергетической практике, связано с этой дискуссией. Основное направление дискуссии — противопоставление статистического метода генетическому — не отвечало существу этих методов. Статистический метод есть средство количественного описания процесса стока. Генезисом стока он не занимается и генетических закономерностей не вскрывает (что, конечно, не исключает использование генетических закономерностей в статистических исследованиях). Генетический же метод занимается анализом генетических зависимостей между стоком и стокообразующими факторами (в первую очередь — осадками), изменения которых также носят случайный характер. Однако для генетического метода последнее обстоятельство не существенно: он интересуется самими связями, которые могут иметь как стохастический, так и функциональный (детерминистический) характер, независимо от характера стокообразующих факторов. Дискуссия не дала полезных результатов и привела к неправильной модели речного стока. Суть ее в том, что сток не есть случайный процесс, о будущем течении которого можно иметь лишь вероятностные суждения, а является процессом детерминистическим, который принципиально может быть предсказан на любое время вперед, и если такое предсказание практически нельзя осуществить сейчас, то это вызвано только недостаточным уровнем развития гидрологии. Отсюда делался вывод (который ниоткуда не вытекает, даже если принять детерминистическую точку зрения), что правильным и перспективным является календарный метод расчета регулирования стока, состоящий в том, что режим проектируемого или эксплуатируемого водохранилища рассчитывается по наблюдаемым в прошлые годы гидрографам притока. Таким образом, ставится знак равенства между генетическим методом гидрологии и календарным методом расчетов регулирования стока, не имеющими между собой ничего общего.

Ошибочность детерминистических представлений о стоке не получила должной оценки в процессе дискуссии, по-видимому, потому, что сторонники статистических концепций высказывались с позиций теории случайных событий, недостаточной для построения законченной теории регулирования стока и теории режимов энергетических систем. Речной сток есть не совокупность случайных событий, а случайный процесс, и полное решение задач его трансформации водохранилищами возможно только на уровне теории случайных процессов. Разработка вероятностной теории регулирования речного стока и теории сезонных режимов энергетических систем на этой основе началась в 1955—1956 гг. Но эта разработка, создание соответствующей расчетной методики и внедрение ее в практику идут очень медленными темпами, ибо этим делом, означаящим создание новой технической науки, занимается, да и то не систематически, очень немногочисленная группа лиц.

Возражения против вероятностных концепций в исследованиях речного стока и его регулирования водохранилищами обычно сводятся к следующему.

1. Теория вероятностей рассматривается как средство компенсации недостаточной осведомленности человека о тех или иных явлениях, в данном случае — о гидрологических процессах. С этой точки зрения вероятность того или иного события есть мера уверенности исследователя в том, что это событие произойдет; по мере развития науки эта вероятность должна либо уменьшаться, либо возрастать, переходя, в конце концов, в однозначную уверенность в достоверности или невозможности изучаемого события. Такие воззрения отрицают объективный характер вероятностных закономерностей, исключают теорию вероятностей из числа математических наук и отводят ей роль раздела психологии, занимающегося оценкой степени уверенности познающего субъекта в правильности делаемых им выводов. Лет 30 назад взгляды такого рода высказывались в связи с бурным развитием физики, но там они были быстро преодолены: весь огромный физический опыт, от молекулярных явлений до термоядерных взрывов, свидетельствует об объективности теоретико-вероятностных закономерностей и о том, что объективная истина не обязана иметь форму однозначной определенности — наиболее примитивную из мыслимых форм. Физический опыт повлек за собой также пересмотр логических основ теории вероятностей, завершившийся ее аксиоматическим построением на основе понятия меры. В результате из теории вероятностей были устранены логические изъяны, связанные, например, с так называемым классическим или статистическим определением вероятности. Оказавшись не чем

иным, как специфическим аспектом теории меры, теория вероятностей стала такой же полноправной и достоверной математической наукой, как геометрия или дифференциальное исчисление. К настоящему времени, когда физическое, математическое и философское содержание теории вероятностей ясно, аргументация объективности ее предмета становится задачей чисто педагогической.

2. Выдвигаются требования доказательства случайного характера речного стока. Такие требования не логичны. Во-первых, они уже содержат в себе признание случайных процессов как объективной реальности, несовместимое с детерминистическими позициями. Во-вторых, не существует ни одного факта (включая прогнозирование стока, о котором речь будет ниже), подтверждающего детерминистический характер стока, точно так же, как не существует ни одного факта, опровергающего случайный характер этого процесса.

3. Житейское понимание случайности смешивается с научным содержанием этого понятия, в результате чего ставится знак равенства между случайностью, с одной стороны, и бессистемностью, непознаваемостью, отсутствием закономерностей, — с другой. А поскольку в процессе стока есть легко наблюдаемые закономерности (например, сезонная изменчивость стока), то отсюда делается вывод о непригодности теории вероятностей для изучения стока. Например, Т. Л. Золотарев и А. П. Кесминас [1] пишут: «В последнее время широко доказывается необходимость рассмотрения стока как чисто стохастического процесса. Такая предельная точка зрения вызывает ряд возражений:

а) чисто вероятностная обработка даже для годовых стоков имеет ряд условностей: 1) установлена для ряда рек цикличность, 2) для ряда рек имеются довольно тесные связи между стоками последующих лет, 3) все большее вмешательство человеческой деятельности меняет режим рек, возникают трудности и условности приведения рядов до сооружения водохранилищ и после;

б) еще менее обоснована вероятностная обработка внутригодового стока без выделения фазовооднородных периодов». Даже поверхностное знакомство с теорией вероятностей делает очевидной несостоятельность подобного убеждения и, в частности, возражений Золотарева и Кесминаса.

Закономерности, на которые они указывают как на противоречащие вероятностному методу, в действительности могут быть правильно отражены только этим методом. По отношению к законам случайного детерминистические связи играют роль очень частных предельных случаев. Недостаточное внимание к этому обстоятельству заставляет иногда ощутить приходиться к вероятностным приемам, с ощущением иллюзии, что открыто нечто принципиально новое. Это имеет место и в упомянутой работе Золотарева и Кесминаса: предлагаемый ими «метод перекидок» для прогнозирования стока есть не что иное, как несовершенный вариант использования типичных для вероятностного метода коррелятивных зависимостей. Расчеты по «методу перекидок», называемому авторами генетическим, сопоставляются с расчетами по другому методу (суть которого в статье не излагается), названному «вероятностным», причем сравнение оказывается не в пользу последнего. При указанном смысле «метода перекидок» нельзя сказать, что именно подразумевается под вероятностным методом, но ясно, что приводимые в статье цифры не могут свидетельствовать о погрешности вероятностного метода в его общепринятом понимании.

2. О возможностях календарного метода. Календарный метод, при его правильном применении, может дать правильные результаты, если правила регулирования не связаны с предстоящим притоком. Пусть, например, правила регулирования таковы, что из водохранилища забирается постоянный расход, если водохранилище не опорожнено и не переполнено. При опорожненном водохранилище из него забирается столько воды, сколько дает река, а при наполненном сумма забираемого расхода и расхода, сбрасываемого в нижний бьеф, также равна расходу реки. Если произвести расчет такого регулирования по достаточно длинному (т. е. за большое число лет) календарному ряду и затем подвергнуть результаты расчета статистической обработке, то они совпадут с результатами теоретико-вероятностного расчета. В этих условиях, как замечает Моран [2], календарный метод оказывается разновидностью метода статистических испытаний (Монте-Карло). Но необходимым условием здесь является достаточная длительность календарного ряда. Расчеты по отдельным «характерным» годам («маловодным», «средним», «многоводным») могут дать лишь весьма приблизительное представление о процессе регулирования. Например, расчеты по двум различным «маловодным» годам могут дать совершенно различные результаты. Может, в частности, оказаться, что в более водном из двух «маловодных» лет длительность и глубина перебоя в отдаче из водохранилища заданного расхода будут больше, чем в менее водном. Это связано с неопределенностью понятия «характерного» года, который является не чем иным, как «характерной» реализацией случайного процесса а таких реализаций не существует.

Принято думать, что условиям, выявляющимся в результате статистического расчета, всегда отвечает какой-то год, т. е. какой-то гидрограф, который является «характерным» или «расчетным» для этих условий, и если его найти, то не будет не-

обходимости в производстве статистических расчетов. В действительности можно построить не один, а бесконечное множество гидрографов, удовлетворяющих указанному требованию. Но для этого необходимо знать как раз те условия, которые выявляются статистическим расчетом, т. е. нужно этот расчет произвести. А если он будет сделан, поиски «характерных» лет теряют смысл.

Если правила регулирования зависят от предстоящего притока, как это имеет место во всех оптимизационных режимных задачах, то календарный метод не дает правильного результата. Рассмотрим два годовых гидрографа с одинаковыми меженими, но с различными паводками. При регулировании на максимальную выработку энергии ГЭС за год, расчет, исходящий из заданной формы гидрографа, приведет к интенсивной предпаводковой сработке водохранилища в год с многоводным паводком, во избежание потерь энергии за счет холостых сбросов, и к малой предпаводковой сработке в год с маловодным паводком, во избежание потерь энергии за счет снижения напора ГЭС. Но фактически ни в тот, ни в другой год режим не будет вестись так, как указывает календарный метод, ибо в период межени гидрограф предстоящего паводка еще не известен.

Попытки получить общие рекомендации по данным календарных расчетов оптимизационных задач за ряд лет по статистической обработке результатов этих расчетов, предпринимаемые, например, В. М. Горнштейном [3] или Висенсом [4], дают возможность прийти к некоторым полезным для практики результатам, но они не решают и не могут решить задачу полностью, ибо никакая статистическая обработка не может устранить дефекты самих обрабатываемых данных, в данном случае — расчетов по отдельным годам. Неполноценность такого подхода к оптимизационным задачам проявляется особенно выпукло тогда, когда он применяется к рекам, не имеющим четко выраженной сезонной изменчивости стока. Выполнение же оптимизационных расчетов (на максимум выработки гидравлической энергии, на минимум затрат на энергетическое топливо и т. п.) по «расчетным» гидрографам, предлагаемое Б. И. Никитиным [5], вообще не отвечает реальным условиям.

3. Возражения против применения теории случайных процессов. Как уже указывалось, для построения теории регулирования стока необходим переход с уровня теории случайных событий на уровень теории случайных процессов. На уровне теории случайных событий можно решить вопрос о емкости водохранилища, необходимой для выравнивания колебаний годовых объемов стока, и некоторые другие простейшие задачи, но нельзя построить законченную теорию регулирования, отражающую сезонную изменчивость стока.

Переходу на уровень теории случайных процессов препятствовало положение, разделяемое многими и в настоящее время, что статистические обработки можно, буд-то бы, применять лишь к так называемым фазово-однородным или генетически однородным величинам. Это ошибочное положение, поддерживавшееся даже столь крупным гидрологом, как А. В. Огиевский и проникшее в такое солидное руководство, как книга С. Н. Никитина [6], означает, что можно строить, например, функции распределения вероятностей паводковых стоков, имеющих одинаковое генетическое происхождение, но нельзя строить функции распределения вероятностей стоков, например, за апрель, ибо в разные годы сток в апреле имеет разное генетическое происхождение: в одни годы он определяется условиями межени, а в другие — условиями паводка. Это значит, что отвергалась возможность задания стока, как случайного процесса, функциями перехода, о которых будет речь дальше.

Единственной причиной сезонной изменчивости стока является, в конечном счете, изменение положения оси Земли по отношению к Солнцу. В моменты, отделенные один от другого интервалами в один тропический год T , это положение одинаково. Расходы в одном и том же створе реки в эти моменты образуют случайную последовательность, и статистическая обработка этих расходов вполне правомочна. Если придерживаться требования однородности членов статистически обрабатываемой выборки, то естественно понимать однородность в указанном астрономическом смысле. Запрет же обработки таких выборок на том основании, что рассматриваемые расходы генетически не однородны, и применение статистических обработок только к генетически однородным расходам приводят к противоречивым следствиям.

1. Степень влияния различных стокообразующих факторов на генетически однородные расходы в различные годы различна (например, влияние снеготаяния и осадков за период снеготаяния на сток половодья). Уже одно это делает понятие генетической однородности расплывчатым и пригодным только для качественных высказываний, но не для количественного анализа, так как сейчас же возникает вопрос, какова должна быть наименьшая степень влияния каждого из стокообразующих факторов для того, чтобы рассматриваемые расходы или стоки еще можно было признать генетически однородными. На этот вопрос нельзя дать объективный ответ.

2. Переход от одной фазы стокового цикла к другой связан с исчезновением влияния на сток одних стокообразующих факторов и появлением влияния других. Такой переход совершается не мгновенно, а занимает некоторое время, поэтому границы между фазами в значительной степени неопределенны. Принять положение о при-

емлемости статистических обработок только для генетически однородных расходов — значит признать, что расходы в период смены фаз вообще не могут быть предметом изучения. Далее, случайна не только степень влияния, очень часто случаен и сам набор стокообразующих факторов, действующих в тот или иной день или период. Поэтому ограничить себя применением статистических методов только к генетически однородным расходам — значит признавать возможность изучать случайность стока только по ординате (по оси расходов) и отказаться от изучения случайности его по абсциссе (по оси времени).

3. Широко известно, что существуют реки, не имеющие выраженных фаз стокового цикла (Днестр, горные реки Закарпатья). С точки зрения рассматриваемого положения такие реки также не могут быть объектом изучения.

4. Можно показать, что это положение приводит к противоречиям и в вопросе о максимальных расходах. Но это требует обращения к теории выбросов случайных процессов, которое увело бы в сторону от основной темы данной статьи. Некоторые относящиеся сюда данные сообщаются в [7].

4. Речной сток как случайный процесс. С точки зрения теории случайных процессов, наблюдаемый гидрограф расходов реки за прошедшие годы является одной из бесконечного множества возможных реализаций случайного процесса, т. е. статистической выборкой, которая используется только для построения обобщенных статистических характеристик стока и никакой другой роли не играет. Существует два способа задания этих характеристик: функциями распределения вероятностей и каноническим разложением случайного процесса; последний широко используемый в автоматике, в задачах регулирования стока не удобен и здесь не рассматривается.

Пусть заданы n произвольных моментов времени t_1, \dots, t_n и n произвольных положительных чисел x_1, \dots, x_n . Обозначим через

$$F_n(t_1, x_1; \dots; t_n, x_n) \quad (4.1)$$

вероятность события, состоящего в том, что расход воды в данном створе реки $Q = Q(t)$ удовлетворяет неравенствам

$$Q(t_1) < x_1, \dots, Q(t_n) < x_n$$

Чтобы задать случайный процесс в самом общем случае, необходимо задать первую функцию распределения $F_1(t, x)$ и закон перехода от F_n к F_{n+1} . Такое задание содержит всю информацию, какую принципиально можно иметь о случайном процессе. Функции распределения вероятностей годовых объемов стока или максимальных расходов, математические ожидания расходов в различные месяцы года и все другие статистические характеристики случайного процесса могут быть получены из системы функций F_n путем чисто математических операций. Это не значит, что на практике такие характеристики надо обязательно получать из системы (4.1): обычно их легче получить непосредственно из гидрологического ряда, причем последнее обстоятельство может быть использовано для контроля построения функций F_n .

В силу соотношения

$$F_{n-1}(t_1, x_1; \dots; t_{n-1}, x_{n-1}) = F_n(t_1, x_1; \dots; t_{n-1}, x_{n-1}, t_n, \infty) \quad (4.2)$$

все функции F_k при $k < n$ могут быть определены через функцию F_n . Если для полной характеристики процесса стока достаточно задать F_n при некотором конечном n , то процесс называется марковским. Если же в этом случае $n = 1$, т. е. полная характеристика процесса дается первой функцией распределения, то процесс называют процессом с независимыми приращениями. Практически процесс стока всегда можно считать марковским, а в редких случаях — даже процессом с независимыми приращениями. Марковский процесс задают обычно не функцией F_n , а так называемой функцией перехода

$$F(t_1, x_1 | t_2, x_2; \dots; t_n, x_n) \quad (4.3)$$

которая дает вероятность осуществления события $Q(t_1) < x_1$ при условии, что осуществились события

$$Q(t_2) = x_2, \dots, Q(t_n) = x_n \quad (4.4)$$

Функция (4.3) может быть легко построена, если известна функция (4.1).

Положим $t_1 = t$, $t_2 = t + \tau_1, \dots, t_n = t + \tau_{n-1}$, тогда

$$F_n(t_1, x_1; \dots; t_n, x_n) = F_n^*(t, \tau_1, \dots, \tau_{n-1}; x_1, x_2, \dots, x_n) \quad (4.5)$$

Если все F_n^* — периодические функции t , то процесс называется гармонизируемым. Точная или приближительная гармонизируемость процесса с периодом в один тропический год T является результатом сезонной изменчивости расходов рек. То, что гармонизируемость может быть не точной, а приближительной, есть следствие изменчивости физических условий, косвенно (например, солнечные пятна) или непосредственно (например, климатические условия бассейна) влияющих на сток.

С точки зрения построения теории регулирования стока, то обстоятельство, что этот процесс может не оказаться точно гармонизуемым, не существенно, но оно имеет значение для построения функций F_n .

Перейдем к прогнозированию стока. Элементы прогноза уже содержатся в функции перехода (4.3): вероятность осуществления неравенства $Q(t_1) < x_1$ ставится в зависимость от значений $Q(t)$ в другие моменты времени t_2, \dots, t_n . Функция (4.3) есть условная функция распределения вероятностей, отличающаяся от безусловной функции $F_1(t, x)$ меньшей дисперсией. Это связано с наличием стохастической связи между расходом в момент t_1 и расходами в моменты t_2, \dots, t_n . Здесь возможны два предельных случая: 1) если стохастическая связь между расходами в различные моменты отсутствует, т. е. если процесс стока есть процесс с независимыми приращениями, условная функция (4.3) совпадает с безусловной $F_1(t, x)$ и прогноз теряет смысл, 2) если стохастическая связь между расходами переходит в связь функциональную, т. е. если расход $Q(t_1)$ оказывается вполне определенной функцией расходов в моменты t_2, \dots, t_n , прогноз становится однозначным, а дисперсия условной функции распределения (4.3) обращается в нуль.

Для прогнозирования используются, конечно, не только значения расходов, предшествующие прогнозируемому значению, но и значения других связанных со стоком величин (стокообразующие факторы, уровни в вышележащих створах), ξ_1, \dots, ξ_m в моменты t_{n+1}, \dots, t_{n+m} . Теоретически это значит, что вместо (4.3) рассматривается более общая функция

$$F(t_1, x_1 | t_2, x_2; \dots; t_n, x_n; t_{n+1}, y_1; \dots; t_{n+m}, y_m) \quad (4.6)$$

выражающая вероятность осуществления события $Q(t_1) < x_1$ при условии, что осуществились не только события (4.4), но и события $\xi_1 = y_1, \dots, \xi_m = y_m$ (практически применяется иная техника прогнозирования, но это не имеет принципиального значения). Более простые условные функции распределения вероятностей, например функция распределения стока паводка при условии, что снеготаяние бассейна к началу снеготаяния имел определенное значение, могут быть построены, если известна функция (4.6) для соответствующего набора ξ_1, \dots, ξ_m .

Необходимо особо подчеркнуть, что смысл прогноза заключается в том, чтобы перейти от безусловной функции распределения $F_1(t, x)$ к условным функциям (4.3) или (4.6), а не в однозначном предсказании прогнозируемой величины. Последняя задача принципиально вообще неразрешима (хотя в некоторых редких случаях предсказание может быть практически однозначным, как например, прогноз малой заблаговременности паводка Днепра у Каховки по уровням у Киева) не из-за ограниченности гидрологических знаний, а потому, что связи между прогнозируемыми величинами и величинами, на основании которых делается прогноз, всегда носят стохастический характер (хотя иногда и приближаются к детерминистическим).

Форма, в которой сейчас выдается прогноз, не исчерпывает изложенное содержание: прогнозирующие организации не дают условной функции распределения, а указывают только условное математическое ожидание $Q(t_1)$ или математическое ожидание и дисперсию или, наконец, границы, в которых с достаточно большой вероятностью может оказаться $Q(t_1)$. Нужно заметить также, что организации, эксплуатирующие ГЭС и различные водохозяйственные установки, не имея правил эксплуатации водохранилищ, построенных на вероятностных методах, не могут использовать прогноз, если он не облечен в форму однозначного предсказания, т. е. если в нем сообщается что-либо большее, чем математическое ожидание $Q(t_1)$. Полноценное использование прогнозов окажется возможным лишь тогда, когда проектная и эксплуатационная практика перейдут на вероятностные методы в задачах регулирования стока.

Вернемся к функциям (4.1), (4.3), (4.6). В расчетах режимов энергетических систем приходится, как правило, рассматривать одновременное регулирование стока водохранилищами нескольких ГЭС. Незарегулированные расходы бытового притока к водохранилищам этих ГЭС могут оказаться стохастически связанными один с другим. В этом случае стохастическую переменную $Q(t)$ нужно рассматривать не как скалярную, а как векторную величину, с компонентами $Q^{(1)}(t), \dots, Q^{(r)}(t)$, где r — число водохранилищ, а $Q^{(i)}(t)$ — незарегулированный расход, притекающий в i -е водохранилище. В случае каскада ГЭС, ступени которого занумерованы по течению реки, $Q^{(i)}(t)$ есть расход боковой приточности между i — 1-й и i -й ГЭС. Соответственно x_1, \dots, x_n также суть векторы с компонентами $x_k^{(1)}, \dots, x_k^{(r)}$ ($k = 1, \dots, n$). События $Q(t_i) < x_i$ или $Q(t_i) = x_i$ следует понимать как события, состоящие в том, что компоненты вектора $Q(t_i)$ меньше или равны соответствующим компонентам вектора x_i . Величины ξ_1, \dots, ξ_m также следует трактовать как векторы.

Разработка методов построения функций (4.1) или (4.6), управляющих процессом стока, которая требует обширных гидрологических исследований и применения очень тонкого математического аппарата, должна рассматриваться как важнейшая

задача гидрологии. Эта задача ждет своего решения; здесь заметим лишь, что один из возможных приемов построения функций перехода, достаточный, на первых порах, для расчетов регулирования стока в конкретных случаях, излагается в [7].

Резюмируя сказанное, следует прийти к выводу, что переход с детерминистических концепций на вероятностные означает не второстепенное уточнение расчетов, а имеет принципиальное значение, ибо только этот переход открывает возможности построения научно обоснованной теории регулирования речного стока. Опытная проверка расчетов регулирования стока, требующая десятилетий громоздких и трудно выполнимых наблюдений, практически почти неосуществима. А в таких случаях к научной полноценности и обоснованности теории, лежащей в основе расчетов, предъявляются повышенные требования.

5. Прочие случайные факторы. Наряду со стоком на режим энергетической системы влияют и другие случайные факторы: аварии оборудования станций и подстанций, аварии линий передачи и случайные колебания нагрузки потребителей. Выбор так называемого аварийного резерва делается обычно без тесной увязки с задачей о режиме энергетической системы, с позиций теории случайных событий. Этот подход, получивший повсеместное распространение, но особенно характерный для американской школы АГЕЕ, строится на операциях с так называемой аварийностью агрегатов p , под которой понимается отношение суммарного времени простоя агрегата во внеплановых ремонтах к общему времени его эксплуатации, исключая плановые остановки. Чтобы полностью охарактеризовать аварийность агрегата и ее влияние на режим системы, нужно задать еще другие характеристики аварий, например, функцию распределения вероятностей $F(\tau)$ длительностей τ внеплановых остановок. Такие данные позволяют построить функции, управляющие случайным процессом изменения располагаемых мощностей отдельных станций или групп близко расположенных станций. Этот процесс является так называемым чисто разрывным случайным процессом и характеризуется тем, что изменения располагаемой мощности происходят только скачками: выводится в аварийный ремонт или вводится из ремонта сразу целый агрегат. Он управляется функцией $\varphi(t, P)$, определяющей вероятность $\varphi \Delta t$ скачка располагаемой мощности за время Δt , и функцией перехода $\Phi[t, P(t+0)/P(t-0)]$, т. е. функцией распределения вероятностей располагаемой мощности после скачка $P(t+0)$, при условии, что в момент t произошел скачок, а до скачка располагаемая мощность была $P(t-0)$.

Флуктуации нагрузок потребителей могут, по-видимому, рассматриваться с достаточной точностью как случайный процесс с независимыми приращениями. Некоторые данные о функциях распределения вероятностей этого процесса имеются в [8].

6. Режим энергетической системы как вероятностный процесс. Вопрос о построении теории режимов энергетических систем на основе представления о стоке как о непрерывном вероятностном процессе был поставлен в 1956 г., но из-за значительных трудностей на этом пути теория режимов развивалась на основе дискретной идеализации. Последняя состоит в том, что время делится на интервалы (длительностью от 5 дней до месяца, не обязательно одинаковые) и рассматриваются средние значения расходов за эти интервалы. Процесс изменения этих средних значений по времени также будет управляться функцией (4.3) или (4.6), но под t_k теперь нужно подразумевать не непрерывно изменяющиеся переменные, а целые числа, означающие номера соответствующих интервалов, $Q(t_k)$ будет средним расходом в i -м интервале, а ξ_k — тоже соответствующей средней величиной.

На основе дискретной идеализации оказалось возможным решить задачу о функциях распределения вероятностей наполнения водохранилища в общем (т. е. не обязательно энергетическом) случае регулирования стока, когда правила регулирования не предусматривают достижения оптимизационных целей [10]. Эта работа развивает на случай сезонного регулирования те приемы, которые раньше предлагались для многолетнего регулирования [11].

На этой же основе Литтл [12] решил задачу о регулировании речного стока водохранилищем ГЭС, работающей параллельно с тепловыми станциями, при котором обеспечивается минимум математического ожидания зависящей от режима части эксплуатационных издержек, включая ущербы от недодачи энергии потребителям (математическое обоснование работы Литтла дано в [13]). Независимо от Литтла эта же задача была решена Е. В. Цветковым несколько иным путем, в серии статей, резюмированных в [14]. При этом из случайных факторов в [12] учитывается только изменчивость стока, а в [14] указывается несложное (в принципе, но не в вычислительном отношении) обобщение расчетных формул, позволяющее учесть случайный характер изменения располагаемых мощностей и случайную составляющую нагрузки, опять-таки в рамках анализа средних за интервалы значений этих величин. Процесс изменения располагаемой мощности в [14] характеризуется не функциями φ и Φ , а функцией перехода, аналогичной (4.3); учитывается так же прогнозирование стока по стокообразующим факторам и влияние требований неэнергетических водопользователей при произвольном числе ГЭС в системе. Правила ведения режима на основе дискретной идеа-

лизации разработаны для Терепля-Рикской ГЭС в Закарпатской энергосистеме и для Дубоссарской ГЭС в Молдавской энергосистеме.

Недостаток дискретной идеализации состоит в том, что метод конечных интервалов фигурирует в этом случае не как вспомогательный прием, от которого затем делается переход к непрерывному времени (как например, в вариационном методе Эйлера), и не как один из возможных технических способов получения цифрового результата (как например, при численном интегрировании дифференциальных уравнений), а как принципиальная основа всей теории, недостаточно гибкая для того, чтобы учесть влияние суточного режима на сезонный. С целью обойти этот недостаток, оставаясь в рамках дискретной идеализации, в [14] предлагается дробить крупные интервалы на более мелкие подынтервалы, а те, в свою очередь, на еще более мелкие части, руководствуясь тем, что ряд переменных можно усреднять по крупным интервалам, а другие переменные, с большей быстротой изменения, могут быть усредняемы лишь по более мелким интервалам. Но такое решение искусственно и достаточно громоздко даже для цифровых вычислительных машин. Поэтому необходимость решения задачи о наиболее выгодном режиме для модели с непрерывным временем не теряет остроты.

Вероятностные решения режимных задач имеют одинаковое значение для эксплуатации и проектирования. В последнем случае они должны служить для выявления зависимости режимных характеристик (например, математического ожидания эксплуатационных издержек) от параметров (например, установленной мощности) проектируемых установок, которая используется для определения наиболее выгодных значений параметров. При этом нужно подчеркнуть следующее.

1. На указанные зависимости существенно влияют принципы построения режима, которые должны быть установлены уже при проектировании.

2. В проектных задачах прогнозы стока сами по себе учитываться не могут, но если эксплуатация проектируемых установок будет использовать прогнозы, то это обстоятельство должно быть учтено при проектировании. Результаты расчетов, выполненных с учетом и без учета использования прогнозов в эксплуатации, могут быть существенно различными.

3. Общий подход к задаче, характерный для вероятностного метода, делает ненужным принятое деление мощности ГЭС на составляющие (гарантированная, сезонная, резервная и т. п.), и их независимое определение. Существует одна единая задача выбора установленной мощности ГЭС, которую нужно решать с одновременным учетом всех случайных факторов, ибо эффект их совместного действия не равен сумме парциальных эффектов.

Поступила 22 V 1963

ЛИТЕРАТУРА

1. З о л о т а р е в Т. Л., К е с м и н а с А. П. Прогнозирование внутригодового распределения речного стока. Тр. МЭИ, 1961, вып. 35.
2. М о г а п Р. А. Р. The Theory of Storage. London, Methuen and Co., Ltd., New York, Wiley and Sons, Inc., 1959.
3. Г о р н ш т е й н В. М. Наиболее выгодные режимы работы гидроэлектростанций в энергетических системах. Госэнергоиздат, 1959.
4. V i c e n s J. Aplicacion del calculo estadistico a la explotacion coordinada de sistemas de centrales hidroelectricas. Conferencia mundial de la energia, sesion parcial de Madrid, junio 1960, ponencia II B/15.
5. Н и к и т и н Б. И. Гидроэлектростанции в Единой энергетической системе. Изд-во АН СССР, 1960.
6. Н и к и т и н С. Н. Основы гидроэнергетических расчетов. Госэнергоиздат, 1959.
7. К а р т в е л и ш в и л и Н. А. Гидрологические основы вероятностной теории режимов энергетических систем с гидроэлектростанциями. Тр. ВНИИЭ, 1961, Вып. 13.
8. П е р в о з в а н с к и й А. А. О качестве автоматического регулирования частоты в энергосистемах. Изв. АН СССР, ОТН 1957, № 1.
9. К а р т в е л и ш в и л и Н. А. О математическом описании и методике расчетов регулирования речного стока. Изв. АН СССР, ОТН 1956, № 1.
10. К а р т в е л и ш в и л и Н. А. Статистический метод в теории регулирования речного стока. Тр. III Всесоюзного гидрологического съезда, 1960, т. VI.
11. К а р т в е л и ш в и л и Н. А. Энергетическое многолетнее регулирование речного стока в некоторых сложных случаях. Изв. АН СССР, ОТН 1957, № 6.
12. L i t t l e J. D. C. The use of Storage Water in a hydroelectric System. J. operation Res. America, 1955, № 2.
13. G e s s f o r d J., K a r l i n S. Optimal policy for hydroelectric operation. В сб.: «Studies in the Mathematical Theory of Inventory and Production». Stanford — Californis, 1958.
14. Ц в е т к о в Е. В. Вероятностная методика назначения оптимальных режимов энергосистем с гидроэлектростанциями длительного регулирования. Тр. ВНИИЭ, 1961, Вып. 13.